

文章编号: 1005-3085(2000) 04-0103-04

有约束的混合系数线性模型参数的估计*

刘维奇¹, 王 峰²

(1-山西大学数学系, 太原 030006; 2-西安交通大学理学院, 西安 710049)

摘 要: 提供了在连续测量数据的背景情况下, 给出了线性模型:

$$\begin{cases} Z_i = X_i a + Y_i \beta + \epsilon_i & i = 1, 2, \dots, m \\ \beta \stackrel{i.i.d.}{\sim} (b, \quad) & \epsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} (0, \sigma^2 I_{n_i}) \end{cases}$$

具有约束 $H(a, b) = 0$ 时, 固定系数 a 和随机系数 β 的一种估计, 并讨论了该估计的性质.

关键词: 线性模型; 参数估计

分类号: AMS(1991) 62J05

中图分类号: O212.4

文献标识码: A

1 引 言

混合系数线性模型[1]:

$$Z(t) = [x(t)] a + [y(t)] \beta \tag{1}$$

其中 $x(t) = [x_1(t), x_2(t), \dots, x_p(t)]$ $y(t) = [y_1(t), y_2(t), \dots, y_q(t)]$
 $x_1(t), x_2(t), \dots, x_p(t), y_1(t), y_2(t), \dots, y_q(t)$ 均为 t 的已知函数, a 是 p 维固定系数向量, β 是 q 维随机系数向量, 且 $E(\beta) = b, V(\beta) = \quad$.

现对 m 个样品分别在 $t_{i1} < t_{i2} < \dots < t_{in_i} (i = 1, 2, \dots, m)$ 时刻测得以下数据

$$z_{ij} = [x(t_{ij})] a + [y(t_{ij})] \beta_i + \epsilon_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n_i, n_i > p + q \tag{2}$$

这里 β_i 和 ϵ_{ij} 分别是每个样品的随机系数和每次测量的误差, 并且 $\beta_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} (b, \quad) \epsilon_{ij} \stackrel{i.i.d.}{\sim} (0, \sigma^2), \beta$ 与 ϵ_{ij} 独立, 若记

$$Z_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{in_i}) \quad \epsilon_i = (\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}, \dots, \epsilon_{in_i})$$

$$X_i = \begin{bmatrix} x_1(t_{i1}) & \dots & x_p(t_{i1}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1(t_{in_i}) & \dots & x_p(t_{in_i}) \end{bmatrix} \quad Y_i = \begin{bmatrix} y_1(t_{i1}) & \dots & y_q(t_{i1}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ y_1(t_{in_i}) & \dots & y_q(t_{in_i}) \end{bmatrix}$$

则

* 收稿日期: 1998-05-25. 作者简介: 刘维奇(1963年9月生), 男, 硕士, 副教授

$$\begin{cases} Z_i = X_i a + Y_i \beta_i + \epsilon & i = 1, 2, \dots, m \\ \beta_i \sim (b, \quad) & \epsilon \sim (0, \sigma^2 I_{n_i}) \end{cases} \quad (3)$$

其中 $p > 0, q > 0$.

再引入记号 $C_i = (X_i, Y_i), \theta = (a, b), e_i = Y_i(\beta_i - b) + \epsilon$

则模型(3)可写为

$$\begin{cases} Z_i = C_i \theta + e_i & i = 1, 2, \dots, m \\ e_i \sim (0, Y_i \sum Y_i + \sigma^2 I_{n_i}) \end{cases} \quad (4)$$

对于完全随机系数的形式,文[2~4]等对其参数估计以及大样本性质作了一些研究,文[1]给出了混合系数的线性模型(4)中 $\text{rk}(X_i) = p, \text{rk}(Y_i) = q, \text{rk}(X_i, Y_i) = p + q$ 时参数的一种估计,这里我们讨论该模型在约束条件

$$H\theta = 0 \quad (5)$$

下,参数 θ 的估计,其中 H 是 $s \times (p + q)$ 阶矩阵.

2 参数向量 a, b 的估计

引理 2.1 (高斯-马尔可夫定理) 若 $a \theta$ 在约束 $H\theta = 0$ 下可估,则它存在唯一的方差最小的线性无偏估计 $a \hat{\theta}_l$, 其中 $\hat{\theta}_l$ 为 θ 的任一个在约束 $H\theta = 0$ 下的 LSE.

证明参见文[5:77, 定理 3.11]

为了方便起见,引入以下记号:

$$M = \text{diag}(Y_1 Y_1 + I_{n_1}, Y_2 Y_2 + I_{n_2}, \dots, Y_m Y_m + I_{n_m}) \quad s = \sum_{i=1}^m n_i \quad (6)$$

$$Z = \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \\ \vdots \\ Z_m \end{pmatrix} \quad C = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ \vdots \\ C_m \end{pmatrix} \quad e = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_m \end{pmatrix} \quad (7)$$

对模型(4),可得以下结论:

定理 2.1 若 θ 在约束(5)下可估, $\quad = \sigma^2 I_q$, 且至少存在一个 $i (i = 1, 2, \dots, m)$ 使得 C_i 列满秩,则 θ 的最小方差线性无偏估计为

$$\hat{\theta}_l = U^{-1} [I_{p+q} - P_{(HU^{-1})}] U^{-1} C M^{-1} Z \quad (8)$$

其中 P_A 是向量空间 $\mu(A)$ 的正交投影矩阵, U 是满足 $C M^{-1} C = U U$ 的可逆矩阵.

证明 在模型(4)中,考虑到 $V(Z_i) = Y_i \sum Y_i + \sigma^2 I_{n_i}$, 当正定矩阵 $\quad = \sigma^2 I_q$ 时, $V(Z_i) = \sigma^2 (Y_i Y_i + I_{n_i})$. 由(6), (7) 式引入的记号,模型(4)可写为

$$\begin{cases} Z = C\theta + e \\ \text{cov} e = \sigma^2 M \end{cases} \quad (9)$$

则由矩阵理论 $M > 0$, 且存在一可逆矩阵 L , 使得 $M = L L$ 成立, 令

$$Z = (L^{-1}) Z \quad (10)$$

则模型(9)可写为

$$\begin{cases} Z = \tilde{C}\theta + \tilde{e} \\ \text{cov} \tilde{e} = \sigma^2 I_s \end{cases} \quad (11)$$

其中

$$\tilde{C} = (L^{-1})C \quad \tilde{e} = (L^{-1})e \quad (12)$$

于是问题转化为讨论线性模型(11) 在约束(5) 的条件下 θ 的估计, 而 θ 的最小二乘估计 $\hat{\theta}_t$ 应满足

$$\tilde{Z} - \tilde{C}\theta_t \quad ^2 = \min_{\theta} \tilde{Z} - \tilde{C}\theta$$

考虑目标函数

$$\begin{aligned} f = (\theta, \lambda) &= \tilde{Z} - \tilde{C}\theta \quad ^2 + 2\lambda H\theta \\ &= \tilde{Z}\tilde{Z} - 2\theta\tilde{C}\tilde{Z} + \theta\tilde{C}\tilde{C}\theta + 2\lambda H\theta \end{aligned}$$

两边分别对 θ 和 λ 求偏导数, 并令其等于 0 得带约束的正规方程组

$$\begin{pmatrix} \tilde{C}\tilde{C} & H \\ H & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta \\ \lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{C}\tilde{Z} \\ 0 \end{pmatrix} \quad (13)$$

由于至少存在一个 $i (i = 1, 2, \dots, m)$ 使得 C 列满秩, 则 C 列满秩, 根据(12) 式知 \tilde{C} 列满秩, 从而 $\tilde{C}\tilde{C}$ 可逆, 选取广义逆

$$\begin{pmatrix} \tilde{C}\tilde{C} & H \\ H & 0 \end{pmatrix}^{-} = \begin{pmatrix} A^* \\ B^* \end{pmatrix}$$

其中

$$A = (\tilde{C}\tilde{C})^{-1} - (\tilde{C}\tilde{C})^{-1}H(H(\tilde{C}\tilde{C})^{-1}H) - H(\tilde{C}\tilde{C})^{-1} \quad (14)$$

$$B = (H(\tilde{C}\tilde{C})^{-1}H)^{-}HC\tilde{C}^{-1} \quad (15)$$

* 所在的部分这里不做考虑

从而可得方程组(13) 的解:

$$\hat{\theta}_t = A\tilde{C}\tilde{Z} \quad \hat{\lambda} = B\tilde{C}\tilde{Z} \quad (16)$$

将式(10), (12) 及(15) 式代入上式 $\hat{\theta}_t$ 中, 并记 U 是满足 $CM^{-1}C = UU$ 的 $p + q$ 可逆矩阵, 由正交投影矩阵的性质得:

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_t &= U^{-1}[I_{p+q} - U^{-1}H(HU^{-1}U^{-1}H)^{-}HU^{-1}]U^{-1}CMZ \\ &= U^{-1}[I_{p+q} - P_{(HU^{-1})}]U^{-1}CMZ \end{aligned}$$

其中 $(HU^{-1}U^{-1}H)^{-}$ 表示矩阵 $HU^{-1}U^{-1}H$ 的广义逆, 熟知, $P_{(HU^{-1})}$ 与广义逆的选取无关, 从而此结论不受广义逆选取不同的影响. 由引理 2. 1, 若 θ 在约束 $H\theta = 0$ 下可估, 则在约束 $H\theta = 0$ 下的最小二乘估计 $\hat{\theta}_t$ 是其唯一的最小方差线性无偏估计, 从而定理得证.

估计量 $\hat{\theta}_t$ 的方差

$$\begin{aligned} V(\hat{\theta}_t) &= V(A\tilde{C}\tilde{Z}) = ACV(\tilde{Z})CA \\ &= \sigma^2A\tilde{C}\tilde{C}A = \sigma^2A \end{aligned} \quad (17)$$

其中最后一个等号用到(14) 式.

定理 2.2 在定理 2.1 的条件下, 有

$$\hat{a} = (XQX)^{-1}(XQ + THBCM^{-1})Z \quad (18)$$

$$\hat{b} = (YPY)^{-1}(YP + SHBCM^{-1})Z \quad (19)$$

其中

$$P = M^{-1} - M^{-1}X(XM^{-1}X)^{-1}XM^{-1} \quad S = [-I_p, XM^{-1}Y(YM^{-1}Y)^{-1}]$$

$$Q = M^{-1} - M^{-1}Y(YM^{-1}Y)^{-1}YM^{-1} \quad T = [-I_q, YM^{-1}X(XM^{-1}X)^{-1}]$$

$$\tilde{C}\tilde{C}\theta + H\lambda = \tilde{C}Z$$

$$\tilde{C}M^{-1}C\theta = CM^{-1}Z - H\lambda$$

将 H 分块, $H = (H_1, H_2)$, 其中 H_1 为 $s \times p$ 矩阵, H_2 为 $s \times q$ 矩阵, 则上式可写为方程组:

$$\begin{cases} XM^{-1}Xa + XM^{-1}Yb = XM^{-1}Z - H_1\lambda \\ YM^{-1}Xa + YM^{-1}Yb = YM^{-1}Z - H_2\lambda \end{cases} \quad (20)$$

解方程组可得 (18), (19) 式成立

由矩阵知识可得 \hat{a} 的方差

$$\begin{aligned} V(\hat{a}) &= \sigma^2(XQX)^{-1}(XQ + THBCM^{-1})M(QX + M^{-1}CBHT)(XQX)^{-1} \\ &= \sigma^2(XQX)^{-1} - \sigma^2(XQX)^{-1}TH[H(CM^{-1}C)^{-1}H] - HT(XQX)^{-1} \end{aligned}$$

同理可得

$$V(\hat{b}) = \sigma^2(YPY)^{-1} - \sigma^2(YPY)^{-1}SH[H(CM^{-1}C)^{-1}H] - HS(YPY)^{-1}$$

若 (X_i, Y_i) 均不是列满秩的, 则 \tilde{C} 可能不列满秩, 式 (14), (15) 可能不存在, 此时 A, B 为任选的一广义逆中相应位置的元素, 从而也可类似得到相应的结果, 这里不再赘述.

3 σ^2 的估计

引理 3.1 在 θ 具有约束 $H\theta = 0$ 的线性模型 $(y, C\theta, \sigma^2 I_n)$ 中, σ^2 的一个无偏估计为

$$\hat{\alpha}^2 = \frac{1}{n-q} \|y - C\hat{\theta}\|^2$$

其中 $\hat{\theta}$ 是 θ 在约束 $H\theta = 0$ 下的 LSE, $q = \text{rk}(C|H) - \text{rk}(H)$

证明参见文[5: 83 定理 3.14]

定理 3.1 在定理 2.1 的条件下, σ^2 有无偏估计

$$\hat{\alpha}^2 = \frac{1}{s-l} \|Z - \tilde{C}\hat{\theta}\|^2 = \frac{Z(M^{-1} - M^{-1}CACM^{-1})Z}{s-l}$$

这里 $l = \text{rk}(C|H) - \text{rk}(H)$

由引理 3.1 及模型 (10) 即可得结论, 这里不再赘述.

参考文献:

- [1] 庄东辰, 茆诗松. 混合系数线性模型的参数估计[J]. 应用概率统计. 12(1): 81-87
- [2] Rao C R. The theory of least when the parameter are stochastic and its application to the analysis of growth curves[J]. Biometrika 1965; 52: 447-458
- [3] Swamy P A V B. Statistical Inference in Random Coefficient Regression Models [J]. Springer-Verlage. New York. 1973
- [4] Johansen S. Asumptotic inference on random coefficient regression models[J]. Scand J Statist. 1982; 9: 201-207
- [5] 刘朝荣, 黄养新. 线性模型及其统计推断[M]. 武汉: 武汉工业大学出版社. 1992

(下转 138 页)

参考文献:

- [1] 邵嘉裕. 组合数学[M]. 上海: 同济大学出版社, 1991; 12
 [2] Louis Comtet. Advanced Combinatorics[M]. France: D Reidel Publishing Company, 1974
 [3] 骆汝九. Catalan 数的一个递归关系[J]. 苏州大学学报, 2000; 16(2)

An Extension of the Catalan Problem

LUO Ru-jiu

(Lianyungang Vocational College, Lianyungang 222001)

Abstract: An expression of the number $a_{n,p}$ of p -bracketings and recurrence relation for $a_{n,p}$ are obtained in this paper. Those are extensions of the Catalan problem results.

(上接 106 页)

An Estimate of Parameters in the Linear Model Mixed Coefficient with Constraint

LIU Wei-qi¹, WANG Feng²

(1-Department of Mathematics, Shanxi University, Taiyuan 030006;

2-Department of Applied Mathematics, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049)

Abstract: In the case of continually measured data, the paper gives out an estimate of fixed coefficient a and random coefficient β when there is constrain $H(a, b) = 0$ in the linear model:

$$\begin{cases} Z_i = X_i a + Y_i \beta_i + \epsilon_i & i = 1, 2, \dots, m \\ \beta_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} (b, \quad) & \epsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} (0, \sigma^2 I_{n_i}) \end{cases}$$

and discusses the nature of this estimate.