

北京师范大学现代数学丛书

增长曲线模型中的 参数估计

徐承彝 杨文礼 蒋文江 编著

北京师范大学出版社

国家自然科学基金资助项目

增长曲线模型中的参数估计

徐承彝 杨文礼 蒋文江 编著

北京师范大学出版社

图书在版编目(CIP)

增长曲线模型中的参数估计/徐承彝等编著. —北京:北京师范大学出版社, 1996. 3
ISBN 7-303-04151-6

I. 增… II. 徐… III. 线性模型-参数估计 IV. 0211.67

中国版本图书馆 CIP 数据核字(96)第 01218 号

北京师范大学出版社出版发行

(100875 北京新街口外大街 19 号)

北京师范大学印刷厂印刷 全国新华书店经销

开本: 850×1168 1/32 印张: 8.375 字数: 203 千

1996 年 7 月北京第 1 版 1996 年 7 月北京第 1 次印刷

印数: 1—2 000 册

定价: 11.40 元

前 言

线性模型

$$y = X\beta + \varepsilon$$

是有广泛应用的、重要的统计模型,其中 ε 是 n 维随机变量,数学期望 $E\varepsilon = 0$,协方差阵 $E\varepsilon\varepsilon' = \sigma^2 I_n$, I_n 表示 n 阶单位阵, X 是已知的 n 行 k 列矩阵, X 的秩 $\text{rk}X = k < n$, k 维向量 β 是未知参数向量, $\sigma^2 > 0$ 是未知参数。

通常使用的 σ^2 的估计量是

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k} y' [I_n - X(X'X)^{-1}X'] y,$$

这是一个 y 的二次型,是 σ^2 的无偏估计量。

对于无偏估计量,自然要研究它有没有最小方差性质。 $\hat{\sigma}^2$ 在 σ^2 的二次型无偏估计类中的最小方差性质,最早的结果是我国许宝騄教授在 1938 年得到的,这就是著名的许定理^[1]。许定理给出了 $\hat{\sigma}^2$ 是 σ^2 的最小方差不变二次无偏估计的充要条件,这项研究在数理统计中是一项奠基性的工作。由于定理的证明比较困难,在以后的几十年中,随着数学工具的发展,不断地出现新的证明方法,例如[2]、[3]、[4],也有一些文章给出了一些充分条件,例如[5]、[6]。在许定理发表 40 年之后,1979 年 J·Kleffe 把许定理推广到多元线性模型中,得到了类似的结果——多元许定理^[7]。

我们及我们指导的研究生在更为一般的多元线性模型中推广了 Kleffe 的工作,对二次型估计的一些优良性质进行了更为深入的研究。本书将首先介绍许定理及多元许定理,然后,在此基础上介绍我们的工作。

张尧庭教授一直关心和鼓励我们的工作,这次又仔细地审阅了本书手稿,提出了很多修改意见,对此我们表示衷心的感谢。北京师范大学出版社对本书的出版给予了热心的支持,在此也表示衷心的感谢。

本书第四章由蒋文江执笔,第三、五章由杨文礼执笔,第一、二、六章由徐承彝执笔。全书由徐承彝统一校阅。由于我们的水平所限,书中会有许多不妥之处,恳请同行专家及读者批评指正。

作者

1994年4月

目 录

前言	I
第一章 许定理与多元许定理	1
1.1 问题与常用符号	1
1.2 不变估计类	4
1.3 随机元与射影定理	8
1.4 $\text{Cov}_\theta M_{yy}'M$	18
1.5 许定理	19
1.6 拉直运算	26
1.7 多元许定理	28
1.8 $\text{Cov}_{\Sigma, \Psi} M_{yy}'M$	31
1.9 多元许定理的证明	37
第二章 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的最小二乘估计的优良性质	45
2.1 模型	45
2.2 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的最小二乘估计	48
2.3 $\text{tr}(C\Sigma^*)$ 是 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差不变二次无偏 估计的充要条件——准正态情形	52
2.4 $\text{tr}(C\Sigma^*)$ 是 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差不变二次无偏 估计的充要条件——独立同分布的情形	61
2.5 $\text{tr}(C\Sigma^*)$ 是 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差非负二次无偏 估计的充要条件——准正态情形	72
2.6 $\text{tr}(C\Sigma^*)$ 是 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差非负二次无偏 估计的充要条件——独立同分布的情形	93
第三章 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的 MINQE(U, I) 与 UMVIQUE	105

3.1	模型与问题	105
3.2	可估参数函数 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的 $\text{MINQE}(U, I)$	106
3.3	可估函数 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的 $\text{MINQE}(U, I)$ 的优良性	112
3.4	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的 UMVQUE 的存在性	119
第四章	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的 UMVNNQUE 存在的条件与构造	132
4.1	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的非负二次无偏估计类	133
4.2	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差非负二次无偏估计存在的 条件——准正态情形	145
4.3	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的一致最小方差非负二次无偏估计存在的 条件——独立同分布的情形	160
第五章	回归系数阵 B 与协差阵 Σ 的联立估计	174
5.1	可估参数函数 $\text{tr}(C\Sigma) + \text{tr}(D'B)$ 的 $\text{MINQE}(U, I)$	175
5.2	$\text{tr}(C\Sigma) + \text{tr}(D'B)$ 的 $\text{MINQE}(U, I)$ 的 优良性	182
5.3	$\text{tr}(C\Sigma) + \text{tr}(D'B)$ 的 UMVQUE 的存在性	200
第六章	在椭球等高分布类中的讨论	207
6.1	椭球等高分布族	208
6.2	模型	216
6.3	二次子空间与保非负定性子空间	220
6.4	$\text{tr}(C\tilde{\Sigma})$ 是 $\text{tr}(C\Sigma)$ 的 UMVNNQUE 的条件	224
6.5	几个引理	237
6.6	$\text{tr}(C\Sigma)$ 的 UMVQUE 存在的条件	242
附录	广义逆矩阵	258

第一章 许定理与多元许定理

1.1 问题与常用符号

考虑线性模型

$$(1.1.1) \quad y = X\beta + \epsilon,$$

其中 ϵ 是 n 维随机变量, 数学期望 $E\epsilon = 0$, 协方差阵 $\text{Cov}\epsilon = \sigma^2 I_n$, I_n 表示 n 阶单位阵, X 是已知的 n 行 k 列矩阵, X 的秩 $\text{rk}X = r < n, k$ 维向量 β 是未知的向量参数, $\sigma^2 > 0$ 是未知参数。

通常使用的 σ^2 的估计量是

$$(1.1.2) \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-r} y' [I_n - X(X'X)^{-} X'] y,$$

$\hat{\sigma}^2$ 是 y 的二次型, 其中 $(X'X)^{-}$ 是 $X'X$ 的广义逆矩阵。由于

$$\begin{aligned} (n-r)E \hat{\sigma}^2 &= E y' [I_n - X(X'X)^{-} X'] y \\ &= E \epsilon' [I_n - X(X'X)^{-} X'] \epsilon \\ &= E \text{tr} \{ [I_n - X(X'X)^{-} X'] \epsilon \epsilon' \} \\ &= \sigma^2 \{ \text{tr}(I_n) - \text{tr}[X(X'X)^{-} X'] \} \\ &= \sigma^2 (n-r), \end{aligned}$$

$\hat{\sigma}^2$ 是 σ^2 的无偏估计量。

如果 y 还服从正态分布, $\hat{\sigma}^2$ 还是 σ^2 的最小方差无偏估计。

(1.1.3) **定理** 若 $y \sim N_n(X\beta, \sigma^2 I_n)$, 则 $\hat{\sigma}^2$ 是 σ^2 的最小方差无偏估计量。

证 $y \sim N_n(X\beta, \sigma^2 I_n)$ 时, $\frac{\epsilon}{\sigma} \sim N_n(0, I_n)$ 。

由于 $I_n - X(X'X)^{-1}X'$ 是秩为 $n-r$ 的对称幂等阵, 所以

$$\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)' [I_n - X(X'X)^{-1}X'] \frac{\varepsilon}{\sigma} \sim \chi^2(n-r),$$

$\hat{\sigma}^2$ 的方差

$$\begin{aligned} \text{Var } \hat{\sigma}^2 &= \text{Var} \frac{\sigma^2}{n-r} \left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)' [I_n - X(X'X)^{-1}X'] \frac{\varepsilon}{\sigma} \\ &= \frac{\sigma^4}{(n-r)^2} \cdot 2(n-r) \\ &= \frac{2\sigma^4}{n-r} \end{aligned}$$

有限。

设 $X = (x_{ij})$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$, $y = (y_1, \dots, y_n)'$, $(X'X)^{-1} = (a_{ij})$ 。若统计量 $T(y)$ 的数学期望为零, 方差有限, 则有

$$\begin{aligned} &\int \cdots \int_{R^n} T(y_1, \dots, y_n) (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \\ &\times \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y - X\beta)'(y - X\beta)\right\} dy_1 \cdots dy_n = 0, \end{aligned}$$

或

$$\begin{aligned} Q(\beta_1, \dots, \beta_k, \sigma^2) &= \int \cdots \int_{R^n} T(y_1, \dots, y_n) \\ &\times \exp\left\{\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\right) \sum_{i=1}^n y_i^2 + \sum_{j=1}^k \frac{\beta_j}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij}\right)\right\} dy_1 \cdots dy_n = 0. \end{aligned}$$

由指数族的性质知, $Q(\beta_1, \dots, \beta_k, \sigma^2)$ 对每个自变量的各阶偏导数都存在, 而且求偏导数时可以到积分号内去做, 所以有

$$\begin{aligned} (1.1.4) \quad \frac{\partial}{\partial \beta_u} Q &= \frac{1}{\sigma^2} \int \cdots \int_{R^n} T(y_1, \dots, y_n) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iu}\right) \\ &\times \exp\left\{\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\right) \sum_{i=1}^n y_i^2 + \sum_{j=1}^k \frac{\beta_j}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij}\right)\right\} dy_1 \cdots dy_n = 0, \\ &u = 1, \dots, k. \end{aligned}$$

$$(1.1.5) \quad \frac{\partial^2}{\partial \beta_u \partial \beta_v} Q = \frac{1}{\sigma^4} \int \cdots \int_{R^n} T(y_1, \dots, y_n) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iu}\right) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iv}\right)$$

$$\times \exp \left\{ \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \right) \sum_{i=1}^n y_i^2 + \sum_{j=1}^k \frac{\beta_j}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \right) \right\} dy_1 \cdots dy_n = 0,$$

$$u, v = 1, \cdots, k.$$

$$(1.1.6) \quad \frac{\partial}{\partial \sigma^2} Q = \frac{1}{\sigma^4} \int \cdots \int_{R^k} T(y_1, \cdots, y_n) \left(\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n y_i^2 - \sum_{j=1}^k \beta_j \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \right) \\ \times \exp \left\{ \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \right) \sum_{i=1}^n y_i^2 + \sum_{j=1}^k \frac{\beta_j}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \right) \right\} dy_1 \cdots dy_n = 0.$$

由(1.1.4)、(1.1.5)、(1.1.6)式可以得到:对任何 $\beta \in R^k, \sigma^2 > 0$ 有

$$E_{(\beta, \sigma^2)} T(y_1, \cdots, y_n) \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 \right) = 0,$$

$$E_{(\beta, \sigma^2)} T(y_1, \cdots, y_n) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iu} \right) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iv} \right) = 0, \quad u, v = 1, \cdots, k,$$

进而得到

$$\begin{aligned} & E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) y' [I_n - X(X'X)^{-1}X'] y \\ &= E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) y' y - E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) y' X(a_{ij}) X' y \\ &= E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 \right) - \sum_{u=1}^k \sum_{v=1}^k a_{uv} E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iu} \right) \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{iv} \right) \\ &= 0, \end{aligned}$$

所以,

$$\nabla E_{(\beta, \sigma^2)} T(y) \hat{\sigma}^2 = 0.$$

$\hat{\sigma}^2$ 的方差有限,而且和任何一个方差有限、零的无偏估计量 $T(y)$ 的协方差是零,所以, $\hat{\sigma}^2$ 是 σ^2 的最小方差无偏估计。^{*} $\square$

(1.1.3)定理证明了 y 服从正态分布时, $\hat{\sigma}^2$ 是 σ^2 的最小方差无偏估计。对于一般的线性模型(1.1.1)来说, $\hat{\sigma}^2$ 还有最小方差性质吗?在这一章我们将着重研究这个问题。

本书用到的矩阵都是实矩阵,用大写字母 $A, B, \Sigma, \Psi \cdots$ 表示, m 行 n 列矩阵简称为 $m \times n$ 矩阵。矩阵的元素通常用相应的小写字母表示,例如 $A = (a_{ij}), a_{ij}$ 表示 A 的 (i, j) 元。 A' 表示 A 的转置。

^{*} 参见[8]第二册第150页或[9]下册第51页。

$\mu(A)$ 表示 A 的列向量张成的向量空间。 I_n 表示 n 阶单位阵, $\mu(I_n)$

用 R^n 表示。 A 是 n 阶方阵时, 对角阵 $\begin{bmatrix} a_{11} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & a_{nn} \end{bmatrix}$ 用 $\text{diag} A$ 表示。 a

$= (a_1, \dots, a_n)'$ 是 n 维列向量时, 对角阵 $\begin{bmatrix} a_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & a_n \end{bmatrix}$ 用 $\text{diag} a$ 表示。

$A_i, i=1, \dots, n$ 都是 p 阶方阵时, 矩阵 $\begin{bmatrix} A_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & A_n \end{bmatrix}$ 用 $\text{Diag}\{A_i\}$ 表示。

$A \geq 0$ 表示 A 是对称的非负定阵。 $A > 0$ 表示 A 是对称的正定阵。

1.2 不变估计类

研究 $\hat{\sigma}^2$ 的最小方差性质, 首先要明确 $\hat{\sigma}^2$ 和 σ^2 的哪些无偏估计量做比较, 也就是要明确准备采用的估计类是什么。为了把问题简化, 我们不打算广泛地采用一切 y 的二次型作为估计类, 我们打算只选它的一个子集作为估计类, 当然, 对这个子集的选择应当是合理的。

研究 $\hat{\sigma}^2$ 的最小方差性质要涉及到 y 的二次型的方差, 这需要 y 有四阶矩。为此, 对线性模型 (1.1.1) 中的 $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_n)'$ 假设

(1.2.1) $\epsilon_1, \dots, \epsilon_n$ 独立,

$$E\epsilon_i = 0, E\epsilon_i^2 = \sigma^2, E\epsilon_i^4 = \Psi(\text{有限}), \quad i=1, \dots, n,$$

其中 $\sigma^2 > 0, \Psi \geq \sigma^4$ 是未知参数。

首先说明, 对任何指定的 $\sigma^2 > 0$ 及 $\Psi \geq \sigma^4$, 满足 (1.2.1) 条件的随机向量 ϵ 都是存在的。

(1.2.2) 例 若 $\sigma^2 > 0, \Psi \geq \sigma^4$, 则一元二次方程

$$x^2 - x + \frac{\sigma^4}{\Psi + 3\sigma^4} = 0$$

的判别式

$$1 - \frac{4\sigma^4}{\Psi + 3\sigma^4} \geq 0,$$

方程有两个实根(或两个相同的实根), 假设是 p_1 和 p_2 。由于 $p_1 + p_2 = 1$, 而且 $p_1 > 0, p_2 > 0$, 再取

$$a_1 = -\sqrt{\frac{p_2}{p_1}}\sigma, \quad a_2 = \sqrt{\frac{p_1}{p_2}}\sigma,$$

则

$$(1.2.3) \quad \begin{pmatrix} a_1 & a_2 \\ p_1 & p_2 \end{pmatrix}$$

是一个分布列。若随机变量 $\epsilon_1, \dots, \epsilon_n$ 独立, 每一个 ϵ_i 都有分布列 (1.2.3), 则

$$E\epsilon_i = -\sqrt{\frac{p_2}{p_1}}\sigma p_1 + \sqrt{\frac{p_1}{p_2}}\sigma p_2 = 0,$$

$$E\epsilon_i^2 = \frac{p_2}{p_1}\sigma^2 p_1 + \frac{p_1}{p_2}\sigma^2 p_2 = \sigma^2,$$

$$\begin{aligned} E\epsilon_i^4 &= \frac{p_2^2}{p_1^2}\sigma^4 p_1 + \frac{p_1^2}{p_2^2}\sigma^4 p_2 = \sigma^4 \frac{p_1^3 + p_2^3}{p_1 p_2} = \sigma^4 \frac{1 - 3p_1 p_2}{p_1 p_2} \\ &= \sigma^4 \left(\frac{\Psi + 3\sigma^4}{\sigma^4} - 3 \right) = \Psi, \end{aligned}$$

$\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_n)'$ 就满足条件 (1.2.1)。

在对 (1.1.1) 中的 n 维随机向量 y 增添了假设 (1.2.1) 后, 对 y 的概率分布 P_y 虽然还不能完全了解, 但是知道 P_y 属于 n 维 Borel 可测空间 $(R^n, \mathcal{B}^n)$ 上的概率分布族

$$(1.2.4) \quad \mathcal{P}_1 = \{P_\xi: \xi = X\beta + \epsilon, \beta \in R^k, \epsilon \text{ 满足条件 (1.2.1)}\},$$

P_y 中有未知参数 (β, σ^2, Ψ) , 参数空间是

$$(1.2.5) \quad \Theta_1 = \{(\beta, \sigma^2, \Psi): \beta \in R^k, \sigma^2 > 0, \Psi \geq \sigma^4\}.$$

若用 Δ_1 表示集合

$$(1.2.6) \quad \{(\lambda_1, \lambda_2): (\lambda_1, \lambda_2) \in R^2, \lambda_1 > 0, \lambda_2 \geq \lambda_1^2\},$$

则 $\Theta_1 = R^k \times \Delta_1$ 。

现在考虑对未知参数的线性函数 $c'\beta + d\sigma^2 + e\Psi$ 做估计的问题, (c 是已知的 k 维向量, d, e 是已知实数。)在选用估计量 $f(y)$ 估计 $c'\beta + d\sigma^2 + e\Psi$ 时, 考察 $(R^n, \mathcal{B}^n)$ 上的线性变换

$$\pi_\alpha z = z + X\alpha, \quad z \in R^n,$$

这里 α 是任一指定的 k 维向量。对 n 维随机变量 y 施行线性变换 π_α , 得到的

$$\pi_\alpha y = X(\beta + \alpha) + \epsilon$$

仍是 n 维随机变量, 它的概率分布 $P_{\pi_\alpha y}$ 仍属于 $\mathcal{D}_1, P_{\pi_\alpha y}$ 中的未知参数是 $(\beta + \alpha, \sigma^2, \Psi)$, 这样, R^n 上的变换 π_α 导出了 Θ_1 上的一个变换 $\bar{\pi}_\alpha$

$$\bar{\pi}_\alpha(\beta, \sigma^2, \Psi) = (\beta + \alpha, \sigma^2, \Psi)。$$

所以, 用 $f(y)$ 估计 $c'\beta + d\sigma^2 + e\Psi$ 和用 $f(\pi_\alpha y)$ 估计 $c'(\beta + \alpha) + d\sigma^2 + e\Psi$ 应当是一样的, 要求

$$f(\pi_\alpha y) = f(y) + c'\alpha$$

是合理的。

变换集

$$(1.2.7) \quad \{\pi_\alpha: \pi_\alpha z = z + X\alpha, \quad \alpha \in R^k\}$$

关于乘法 $(\pi_{\alpha_1} \cdot \pi_{\alpha_2})z = z + X(\alpha_1 + \alpha_2)$ 作成一群。

(1.2.8) 定义 $f(y)$ 是 $c'\beta + d\sigma^2 + e\Psi$ 的估计量。若对任何 $\alpha \in R^k, y \in R^n$ 有

$$f(\pi_\alpha y) = f(y) + c'\alpha,$$

则称 $f(y)$ 是变换群 (1.2.7) 之下的不变估计量。

特别, 若 $f(y)$ 是 σ^2 的估计量, 而且对任何 $\alpha \in R^k, y \in R^n$ 有

$$(1.2.9) \quad f(\pi_\alpha y) = f(y),$$

则称 $f(y)$ 是 σ^2 的关于变换群 (1.2.7) 的不变估计量。

记 $M = I_n - XX^+$, X^+ 表示 X 的加号逆 (见附录)。容易验证, M 是对称幂等阵。

(1.2.10) **定理** (1.2.9) 式对一切 $\alpha \in R^k$ 成立的充分与必要条件是 $f(y) = f(My)$ 。

证 条件的充分性 若 $f(y) = f(My)$, 则对任何 $\alpha \in R^k$ 有

$$M\pi_{\alpha}y = (I - XX^+)(y + X\alpha) = (I - XX^+)y = My,$$

因而

$$f(\pi_{\alpha}y) = f(M\pi_{\alpha}y) = f(My) = f(y).$$

条件的必要性 若对任何 $\alpha \in R^k$, (1.2.9) 式成立, 则对任何 y , 必有

$$y = (I - XX^+)y + XX^+y = My + X(X^+y) = \pi_{X^+}My,$$

因而

$$f(y) = f(\pi_{X^+}My) = f(My). \quad \square$$

(1.2.11) **推论** A 是 n 阶对称阵, σ^2 的估计量 $y' Ay$ 是变换群 (1.2.7) 之下的不变估计量的充要条件是 $y' Ay = yMAMy$ 。

前面说过, 在选择 σ^2 的估计量时, 要求估计量具有不变性质是合理的, 我们将在 y 的二次型中选择具有不变性质的那一部分

$$(1.1.12) \quad \mathcal{Q}_1 = \{y' MAMy; A = A'\}$$

作为 σ^2 的估计类。由于

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-r} y' [I_n - XX^+] y = y' M \left(\frac{1}{n-r} I_n \right) My \in \mathcal{Q}_1,$$

我们将在 $\mathcal{Q}_1$ 中 σ^2 的无偏估计中讨论 $\hat{\sigma}^2$ 的最小方差性质。

注 许宝騄先生在 [1] 中, 从要求 σ^2 的二次型估计量无偏, 而且方差与 β 无关导出了估计类 $\mathcal{Q}_1$ 。

由于

$$y' MAMy = \text{tr}(MAM \cdot Myy'M),$$

My 的二次型也是 $Myy'M$ 的线性型。

$$\mathcal{Q}_1 = \{\text{tr}(MAM \cdot Myy' M); A = A'\}$$

也是 $Myy' M$ 的一个线性估计类。

对于“线性估计”我们是不太陌生的,但这里的线性函数指的是随机矩阵 $Myy' M$ 元素的线性函数,这是我们不十分熟悉的。随机矩阵的线性函数也有类似于随机向量线性函数的一些性质,这些将在下一小节中看到。

1.3 随机元与射影定理

假设 $(\Omega, \mathcal{A})$ 是一个可测空间, $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 是一个实的,维数有限的内积空间。

(1.3.1) 定义 ξ 是 Ω 到 $\mathcal{H}$ 的一个映射,若对 $\mathcal{H}$ 中任何元 h , $\langle h, \xi \rangle$ 都是 $\mathcal{A}$ 可测的,则称 ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 上的一个随机元。

(1.3.2) 例 取 $\mathcal{H} = R^n$, 定义

$$\langle x, y \rangle = x'y, \quad \forall x, y \in R^n,$$

则 $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 是一个有限维实内积空间。若 $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)'$ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 到 $(H, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 的映射,并且

$$(1.3.3) \quad \sum_{i=1}^n h_i \xi_i = \langle h, \xi \rangle \quad \mathcal{A} \text{ 可测}, \forall h = (h_1, \dots, h_n)' \in R^n;$$

由(1.3.1)定义知, ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 上的随机元,而(1.3.3)成立的充要条件是每个 $\xi_i (i=1, \dots, n)$ 都是随机变量,所以随机元 ξ 就是我们熟悉的 n 维随机向量。

(1.3.4) 例 取

$$\mathcal{H} = \{A: A \text{ 是 } m \text{ 行 } n \text{ 列的实矩阵}\},$$

定义

$$\langle A, B \rangle = \text{tr}(A'B), \quad \forall A, B \in \mathcal{H},$$

则 $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 是一个有限维实内积空间。若 $\xi = (\xi_{ij})$ 是 Ω 到 $\mathcal{H}$ 的映射,并且

$$(1.3.5) \quad \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n h_{ij} \xi_{ij} = \langle h, \xi \rangle \quad \mathcal{A} \text{ 可测}, \quad \forall h = (h_{ij}) \in \mathcal{H},$$

则 ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 上的一个随机元, 而 (1.3.5) 成立的充要条件是每一个 $\xi_{ij} (1 \leq i \leq m, 1 \leq j \leq n)$ 都是随机变量, 所以随机元 ξ 就是我们熟知的随机矩阵。

若 ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 到 $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 的随机元, P 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 上的一个概率测度。对每一个 $h \in \mathcal{H}, \langle h, \xi \rangle \quad \mathcal{A}$ 可测, 因而 $\langle h, \xi \rangle$ 是随机变量, 假定 $\langle h, \xi \rangle$ 的数学期望存在 (有限), 记为 $E_P \langle h, \xi \rangle$ 。现在把 $E_P \langle h, \xi \rangle$ 看作定义在 $\mathcal{H}$ 上的函数, 则对任何 $h, g \in \mathcal{H}$ 及实数 c, d 有

$$E_P \langle ch + dg, \xi \rangle = c E_P \langle h, \xi \rangle + d E_P \langle g, \xi \rangle。$$

所以, $E_P \langle h, \xi \rangle$ 是 $\mathcal{H}$ 上的线性函数, 有 $\mathcal{H}$ 中的唯一元 μ 使

$$(1.3.6) \quad E_P \langle h, \xi \rangle = \langle h, \mu \rangle^*$$

(1.3.7) 定义 称 (1.3.6) 式中的 μ 为随机元 ξ 的数学期望, 记为 $E_P \xi$ 或 $E\xi$ 。

(1.3.8) 例 在 (1.3.2) 例中, 若对任何 $a = (a_1, \dots, a_n)' \in R^n$, $E \langle a, \xi \rangle = E(a' \xi)$ 存在 (有限), 则 $E \xi_i$ 存在 (有限), $i = 1, \dots, n$ 。记 $\mu = (E \xi_1, \dots, E \xi_n)'$, 则有

$$E \langle a, \xi \rangle = E \left(\sum_{i=1}^n a_i \xi_i \right) = \sum_{i=1}^n a_i E \xi_i = \langle a, \mu \rangle,$$

由 (1.3.7) 定义知, $E \xi = \mu = (E \xi_1, \dots, E \xi_n)'$, 可见, 随机元 ξ , 也就是 n 维随机变量 ξ 的数学期望的定义与通常的定义是一致的。

(1.3.9) 例 在 (1.3.4) 例中, 若对任何 $A = (a_{ij}) \in \mathcal{H}, E \langle A, \xi \rangle = E \text{tr}(A' \xi)$ 存在 (有限), 则 $E \xi_{ij}$ 存在 (有限), $i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n$ 。记 $\mu = (E \xi_{ij})$ 则有

$$E \langle A, \xi \rangle = E \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_{ij} \xi_{ij} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_{ij} E \xi_{ij} = \langle A, \mu \rangle,$$

* 见 [10] 第 164 页。

可见,随机元 ξ —— m 行 n 列随机矩阵 ξ 的数学期望的定义与通常的定义是一致的。

下面我们定义随机元的协方差。

若 ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ 到 $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 的随机元,而且对任何 $g, h \in \mathcal{H}$, 随机变量 $\langle g, \xi \rangle$ 和 $\langle h, \xi \rangle$ 的协方差 $\text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle)$ 存在有限,则

(1) 对任何 $g_1, g_2, h \in \mathcal{H}$ 及实数 c_1, c_2 有

$$\begin{aligned} & \text{cov}_p(\langle c_1 g_1 + c_2 g_2, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle) \\ &= c_1 \text{cov}_p(\langle g_1, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle) + c_2 \text{cov}_p(\langle g_2, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle), \end{aligned}$$

(2) 对任何 $g, h_1, h_2 \in \mathcal{H}$ 及实数 d_1, d_2 有

$$\begin{aligned} & \text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle d_1 h_1 + d_2 h_2, \xi \rangle) \\ &= d_1 \text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle h_1, \xi \rangle) + d_2 \text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle h_2, \xi \rangle). \end{aligned}$$

所以, $\text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle)$ 是 $\mathcal{H}$ 上的双线性函数,有唯一确定的 $\mathcal{H}$ 到 $\mathcal{H}$ 的线性变换 Σ ,使得

$$(1.3.10) \quad \text{cov}_p(\langle g, \xi \rangle, \langle h, \xi \rangle) = \langle g, \Sigma h \rangle^*, \quad \forall g, h \in \mathcal{H}.$$

由协方差的性质知, Σ 是非负定的。

(1.3.11) **定义** 称(1.3.10)式中的 Σ 为随机元 ξ 的协方差算子,记为 $\text{Cov}_p \xi$ 或 $\text{Cov} \xi$ 。

(1.3.12) **例** 在(1.3.2)例中,若对任何 $g, h \in R^n$, $\text{cov}(g' \xi, h' \xi)$ 存在有限,则 $\text{cov}(\xi_i, \xi_j)$ 存在有限, $i, j = 1, \dots, n$ 。记 $D = (\text{cov}(\xi_i, \xi_j))$, 则有

$$\text{cov}(g' \xi, h' \xi) = g' D h, \quad \forall g, h \in R^n,$$

由(1.3.11)定义知 ξ 的协方差算子是 D , 与 ξ 的协方差阵一致。

若 ξ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 到 $(\mathcal{H}, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ 的随机元, $\{P_\theta; \theta \in \Theta\}$ 是 $(\Omega, \mathcal{A})$ 上的一族概率测度, Θ 是参数空间, 对每一个 $\theta \in \Theta$, $E_{P_\theta} \xi$ 及 $\text{Cov}_{P_\theta} \xi$ 存在有限, 简记为 $E_\theta \xi$ 及 $\text{Cov}_\theta \xi$ 。

* 见[10]第241页。