附 录

A. 公式(4.25)的证明

由等式

$$\int_0^\infty u^{x+y-1} v^{x-1} e^{-u(1+v)} dv = e^{-u} u^{y-1} \int_0^\infty (uv)^{x-1} e^{uu} u dv$$

出发,作变数代换 $\omega = uv$,知右边的积分等于 $\int_0^\infty \omega^{x-1} e^{-\omega} d\omega$ 即 $\Gamma(x)$.于是

$$\int_0^\infty u^{x+y-1} v^{x-1} e^{-u(1+v)} dv = e^{-u} u^{y-1} \Gamma(x)$$

两边对 $u \, \text{从} \, 0 \, \text{到} \, \infty \, \text{积分,}$ 得

$$\Gamma(x)\Gamma(y) = \int_0^\infty \left[\int_0^\infty u^{x+y-1} e^{-u(1+v)} du \right] v^{x-1} dv$$

对里面的积分作变数代换 t = u(1 + v),有

$$\int_0^\infty u^{x+y-1} e^{-u(1+v)} du$$

$$= (1+v)^{-(x+y)} \int_0^\infty e^{-t} t^{x+y-1} dt$$

$$= (1+v)^{-(x+y)} \Gamma(x+y)$$

代入上式得

$$\Gamma(x)\Gamma(y) = \Gamma(x+y) \int_0^\infty v^{x-1} (1+v)^{-(x+y)} dv \qquad (1)$$

作变数代换 t=v/(1+v). 当 v 由 0 变到 ∞ 时, t 由 0 变到 1. 又

$$v^{(x-1)}(1+v)^{-(x+y)}$$

$$= (v/(1+v))^{x-1}(1+v)^{-(y+1)}$$

$$= t^{x-1}(1-t)^{y+1}$$

因而 v = t/(1-t),有 $dv = (1-t)^{-2}dt$.故

$$\int_0^\infty v^{x-1} (1+v)^{-(x+y)} dv = \int_0^1 t^{x-1} (1-t)^{y-1} dt = \beta(x,y)(2)$$

由(1),(2)两式即得(4.25).

B.(4.33)--(4.36)的证明

这个证明要求读者对正交方阵有初步知识. 先证明下面的预备事实:

引理 设 X_1, X_2, \dots, X_n iid, $\sim N(\mu, \sigma^2)$. 记 $\overline{X} = \sum_{i=1}^n X_i/n$.

则

a.
$$\sqrt{n}(\overline{X} - \mu)/\sigma \sim N(0,1)$$
,

b.
$$\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2 \sigma^2 \sim \chi_{n-1}^2$$
,

c.
$$\overline{X}$$
与 $\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$ 独立.

证 找一个 n 阶正交方阵A,其第一行各元都是 $1/\sqrt{n}$.作正交变换

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix}$$

由于 A 为正交变换,它不改变平方和,即 $\sum_{i=1}^{n} X_i^2 = \sum_{i=1}^{n} Y_i^2$.又因正交方阵的行列式为 1,根据公式(4.15),注意到(X_1,\cdots,X_n)的密度函数为

$$(\sqrt{2\pi}\sigma)^{-n} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2\right]$$
$$= (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-n} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - 2\mu \sum_{i=1}^{n} x_i + n\mu^2\right)\right]$$

以及 $\sum_{i=1}^{n} x_i = \sqrt{n}y_1$ (这是因为 A 的第一行各元都是 $1/\sqrt{n}$,因而 $y_1 = (x_1 + \dots + x_n)/\sqrt{n}$),得知 (Y_1, \dots, Y_n) 的密度函数为

$$(\sqrt{2\pi}\sigma)^{-n} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 - 2\mu \sqrt{n}y_1 + n\mu^2\right)\right]$$

$$= (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1} e^{-(y_1 - \sqrt{n}\mu)^2/2\sigma^2} \cdot (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1} e^{-y_2^2/2\sigma^2} \cdots$$

$$\cdot (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1} e^{-y_n^2/2\sigma^2}$$

因此, (Y_1, \dots, Y_n) 的密度可分解为 n 个函数的乘积,每个函数只依赖一个变量. 据定理 3.2,即知 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 独立,且

$$Y_1 \sim N(\sqrt{n}\mu, \sigma^2), Y_i \sim N(0, \sigma^2), i = 2, \dots, n$$
 (3)

再据定理 $3.3, Y_1$ 与 $Y_2^2 + \cdots + Y_n^2$ 独立,但

$$\sum_{i=2}^{n} Y_{i}^{2} = \sum_{i=1}^{n} Y_{i}^{2} - Y_{1}^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)^{2} / n = \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}$$
(4)

而 $Y_1 = \sqrt{nX}$. 这证明了 c.a 和 b 由(3),(4)及卡方分布的定义立即得出. 引理证毕.

有了这个引理就不难得出(4.33) – (4.36). 事实上,(4.33)就是这引理的 b. 为证(4.34),注意 $\sqrt{n}(\overline{X}-\mu)/\sigma$ 服从正态分布 N(0,1),由引理的 b, S/σ 的分布与 $\sqrt{\chi_{n-1}^2/(n-1)}$ 的分布相同. 又按引理的 c, $\sqrt{n}(\overline{X}-\mu)$ 与 S 独立. 于是由 t 分布的定义即得 (4.34). (4.35)由引理的 b 及 F 分布的定义得出.

$$(4.36)$$
的证明略复杂一些. 暂记 $Z_1 = \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2, Z_2 =$

 $\sum_{i=1}^{n} (Y_{j} - \overline{Y})^{2}$.据引理的 c, \overline{X} 与 Z_{1} 独立, \overline{Y} 与 Z_{2} 独立,又因 X_{1} , …, X_{n} , Y_{1} , …, Y_{m} 全体独立,故 \overline{X} , \overline{Y} , Z_{1} , Z_{2} 四者独立。因为 \overline{X} ~ $N(\mu_{1}, \sigma^{2}/n)$, \overline{Y} ~ $N(\mu_{2}, \sigma^{2}/m)$, σ^{2} 为 σ_{1}^{2} 和 σ_{2}^{2} 的公共值,据例 4.8, 知 $\overline{X} - \overline{Y}$ ~ $N(\mu_{1} - \mu_{2}, \sigma^{2}/n + \sigma^{2}/m)$, 因而 $\sqrt{\frac{n+m}{nm}} \frac{1}{\sigma} [(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_{1} - \mu_{2})] \sim N(0,1)$. 又据 (4.33), 有 $Z_{1}/\sigma^{2} \sim \chi_{n-1}^{2}$, $Z_{2}/\sigma^{2} \sim \chi_{m-1}^{2}$, 因 Z_{1} , Z_{2} 独立,按卡方分布的性质,有 $(Z_{1} + Z_{2})/\sigma^{2} \sim \chi_{n+m-2}^{2}$. 因 \overline{X} , \overline{Y} , Z_{1} , Z_{2} 四者独立,按第二章定理 3.3, 知

$$W_1 = \sqrt{\frac{n+m}{nm}} \frac{1}{\sigma} [(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)]$$
与
$$W_2 = \left[\frac{1}{(n+m-2)\sigma^2} (Z_1 + Z_2)\right]^{1/2}$$
二者独立

按 t 分布的定义知, $W_1/W_2 \sim t_{n+m-2}$. 这就证明了(4.36).

可以注意一下这些结果中的自由度数目.在(4.33), $\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$ 为 n 个量的平方和,为何自由度只有 n-1?这是因为, $X_1 - \overline{X}$,…, $X_n - \overline{X}$ 这 n 个量并不能自由变化,而是受到一个约束,即 $\sum_{i=2}^{n} (X_i - \overline{X}) = 0$. 这使它的自由度少了一个.(4.36) 中的自由度 是 n+m-2 也一样地解释:一共有 n+m 个量 $X_i - \overline{X}(i=1, \dots, n)$ 和 $Y_j - \overline{Y}(j=1, \dots, m)$ 取平方和.它们受到两个结束,即 $\sum (X_i - \overline{X}) = 0$, $\sum (Y_j - \overline{Y}) = 0$.少了两个自由度,故自由度 不为 n+m 而为 n+m-2.

在第四章例 3.2 中,将给自由度这个概念以另一个解释.不言而喻,不同的解释只是形式上的差别,实质并无不同.