



重慶工商大學

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

均值向量的推断

INFERENCES ABOUT MEAN VECTORS

数学与统计学院 杨炜明

Introduction 引言

χ^2 - 分布和Wishart分布

定义1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为 相互独立且同服从于 $N(0, 1)$ 分布的随机变量。则

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$$

所服从的分布叫做 χ^2 - 分布, n 称为自

由度且记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ 。



Introduction 引言

定理. 设 $X_1 \sim \chi^2(n_1)$ $X_2 \sim \chi^2(n_2)$,

且 X_1 与 X_2 相互独立, 则

$$X_1 + X_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

Introduction 引言

Wishart分布

定义1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为相互独立且同服从于分布 $N_p(0, \Sigma)$ ，令 $X = [X_1, X_2, \dots, X_n]'$ 则

$$W = XX' = \sum_{i=1}^n X_i X_i'$$

所服从的分布叫做 自由度为 n 的 p 维-维希特分布，记作

$$W \sim W_p(n, \Sigma)$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

Introduction 引言

t 分布与 T^2 分布

设 $X \sim N(0,1)$ $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则称随机变量

$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$ 服从自由度为 n 的 t - 分布,

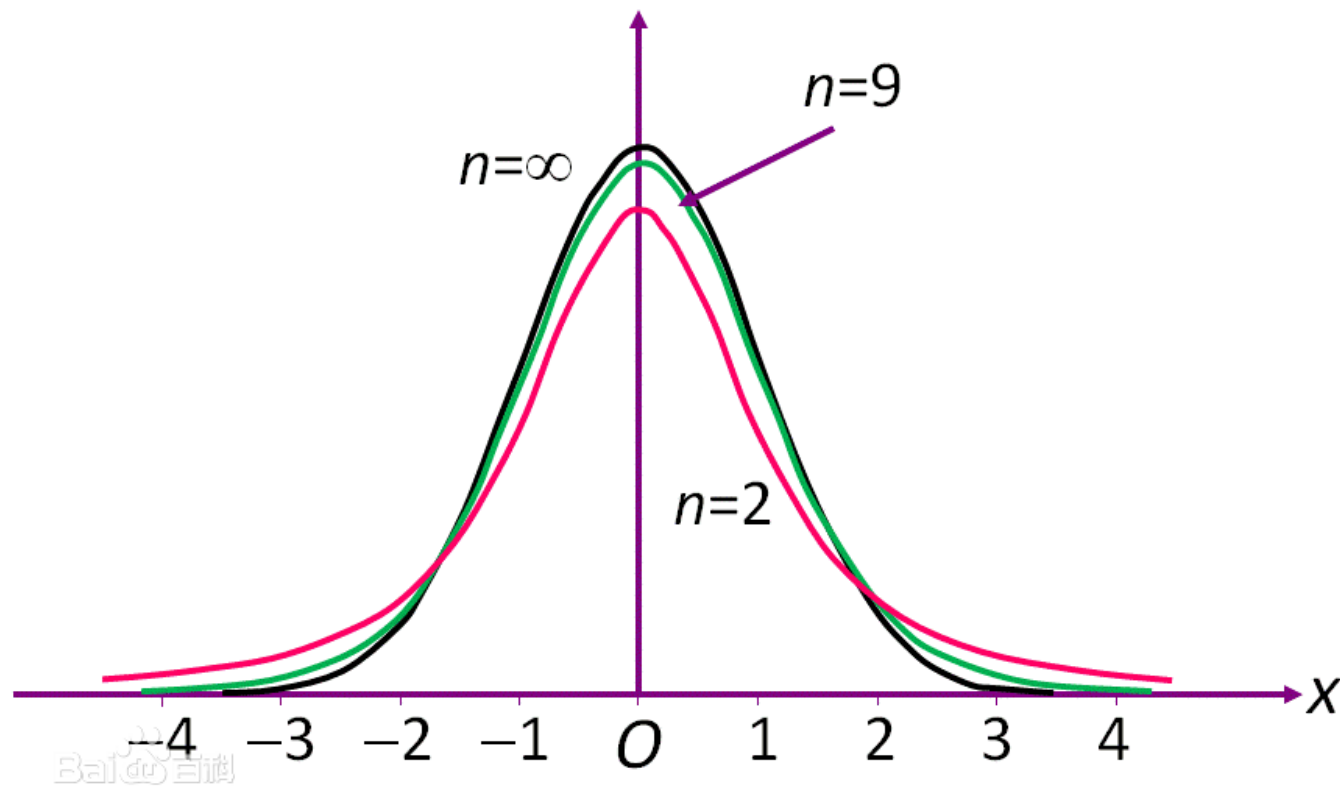
记为 $T \sim t(n)$ 。



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

$$f(x) = \frac{\Gamma[(n+1)/2]}{\sqrt{\pi n} \Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-(n+1)/2}$$



Introduction 引言

将 T 平方，即 $T^2 = n \frac{X^2}{Y} = nX'Y^{-1}X$

在多元统计中 T^2 分布是一元统计中 t 分布的推广

定理：若 $S \sim W_p(n, \Sigma)$ ， $X \sim N_p(0, \Sigma)$

S 与 X 相互独立、称随机变量

$$T^2 = nX'S^{-1}X$$

是自由度为 (p, n) 的 Hotelling T^2 分布

T^2 可以转化为F分布

$$\frac{n-p+1}{np} T^2 \sim F(p, n-p+1)$$



Introduction 引言

F -分布

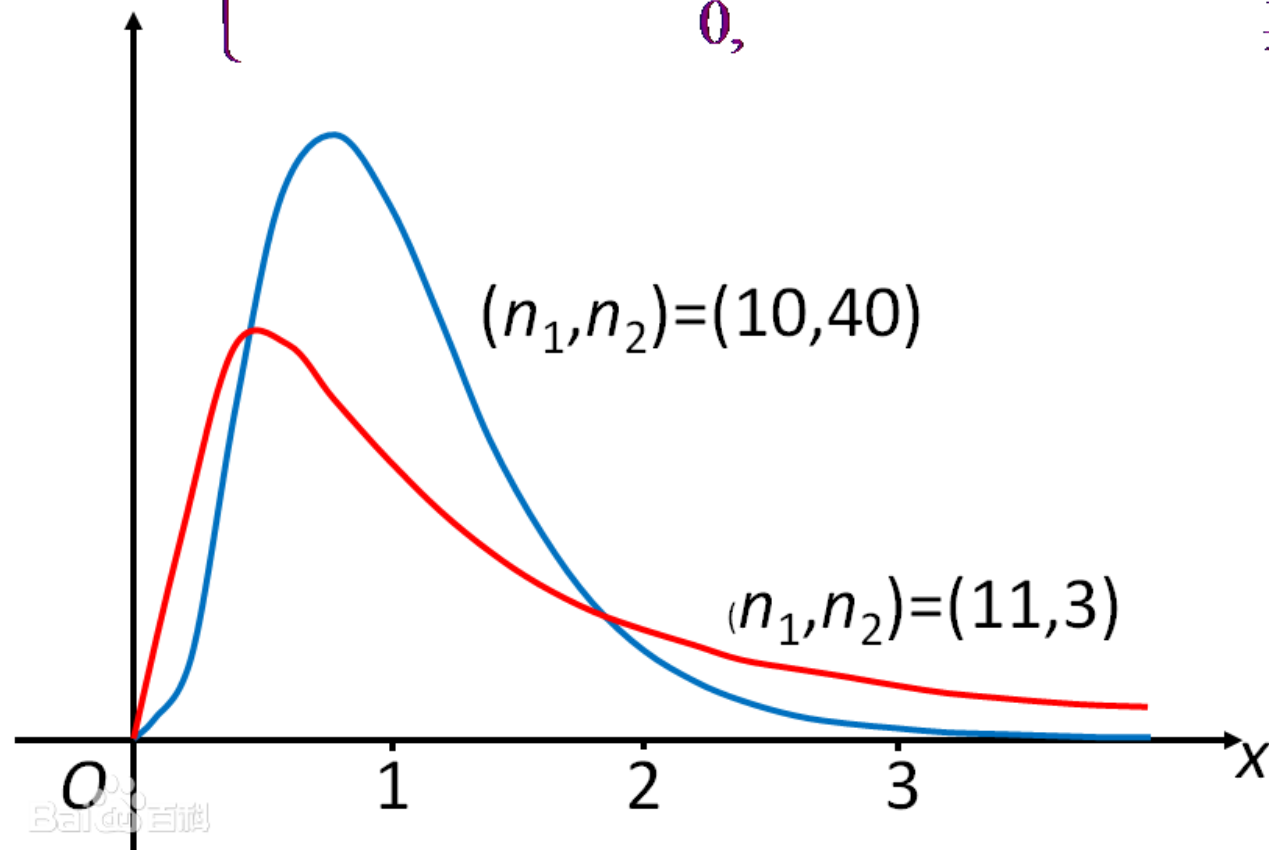
定义3 设 $X \sim \chi^2(m)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
且 X 与 Y 相互独立, 则称随机变量

$$F = \frac{X / m}{Y / n} = \frac{X}{Y} \cdot \frac{n}{m}$$

服从自由度为 (m, n) 的 F -分布,
记为 $F \sim F(m, n)$ 。



$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma[(n_1 + n_2)/2](n_1/n_2)^{n_1/2} x^{(n_1/2)-1}}{\Gamma(n_1/2)\Gamma(n_2/2)[1 + (n_1 x/n_2)]^{(n_1+n_2)/2}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

(1) 协方差 / 协方差矩阵已知

- 单一变量情形

糖厂生产的袋装糖的重量是一个随机变量，当机器正常工作时，其均值为0.5kg，已知标准差为0.015kg。

某日开工后，为检验

包装机是否正常工作，随机地抽取它所包装的糖9袋，

称得净重为(kg)：0.497, 0.506, 0.524, 0.518, 0.498, 0.511,

0.520, 0.515, 0.512，问机器是否正常工作？



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

$$H_0 : \mu = 0.5 \leftrightarrow H_1 : \mu \neq 0.5$$

构造检验统计量

$$u = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$$

决定 H_0 的拒绝域

$$|u| > Z_{\alpha/2}$$

$$|u| = \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \right| = \left| \frac{0.511 - 0.5}{0.015 / \sqrt{9}} \right| = 2.2 > Z_{0.975} = 1.96$$

拒绝 H_0



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

若 $X \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $\Sigma > \mathbf{0}$, 则 $X' \Sigma^{-1} X \sim \chi^2(p)$

证: 因为 $\Sigma > \mathbf{0}$, 由于正定矩阵可以分解为 $\Sigma = CC'$ (C 为非退化矩阵), 令 $Y = C^{-1}X$, 即 $X = CY$. 则

$$Y \sim N_p\left(0, C^{-1}\Sigma(C^{-1})'\right)$$

因 $\Sigma = CC'$, 所以 $Y \sim N_p(0, I_p)$, 且有

$$X' \Sigma^{-1} X = Y' C' \Sigma^{-1} C Y = Y' Y \sim \chi^2(p)$$



一个正态总体均值向量的检验

- 多元情形 $H_0: \mu = \mu_0$ vs $H_1: \mu \neq \mu_0$

$$X \sim N(\mu_0, \sigma^2) \quad \bar{X} \sim N\left(\mu_0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\Rightarrow u^2 = n(\bar{X} - \mu_0)\sigma^{-1}(\bar{X} - \mu_0) \sim \chi^2(1)$$

$$X \sim N_p(\mu, \Sigma) \quad \bar{X} \sim N_p\left(\mu, \frac{1}{n}\Sigma\right)$$

$$\Rightarrow \chi_0^2 = n(\bar{X} - \mu)' \Sigma^{-1}(\bar{X} - \mu) \sim \chi^2(p)$$



一个正态总体均值向量的检验

设 $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_n$ 是取自多元正态总体 $N_p(\mu, \Sigma)$ 的一个样本，现欲检验

$$H: \mu = \mu_0 \quad vs \quad H_1: \mu \neq \mu_0$$

总体协方差矩阵已知

$$\begin{aligned} \chi_0^2 &= (\bar{\mathbf{x}} - \mu_0)^T \left(\frac{1}{n} \Sigma \right)^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \mu_0) \\ &= n (\bar{\mathbf{x}} - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \mu_0) \end{aligned}$$



T_0^2 服从自由度为 p 的卡方分布，即 $T_0^2 \sim \chi^2(p)$ 。

可作为检验统计量，对给定的显著性水平 α ，

检验规则为

当 $T_0^2 \geq \chi_\alpha^2(p)$ 时，拒绝 H_0 ；

当 $T_0^2 < \chi_\alpha^2(p)$ 时，接受 H_0 。

其中 $\chi_\alpha^2(p)$ 是 $\chi^2(p)$ 的上 α 分位点。



重慶工商大學

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

测定稻谷每亩穗数 X_1 ,每穗粒数 X_2 ,每亩稻谷产量 X_3 ,

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix} \sim N_3(\mu, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} 6 & -9 & 79 \\ -9 & 25 & 3 \\ 79 & 3 & 2354 \end{bmatrix}$$

X1	26.7	31.3	30.4	33.9	34.6	33.8	30.4	27	33.3	30.4	31.5	33	34
X2	73.4	59	65.9	58.2	64.6	64.6	62.1	71.4	64.5	64.1	61.1	56	59.8
X3	1008	959	1051	1022	1097	1103	992	945	1074	1029	1004	995	1045

检验均值是否等于 $\begin{pmatrix} 32 \\ 63 \\ 1025 \end{pmatrix}$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} 31.5615 \\ 63.4385 \\ 1024.92 \end{pmatrix}, \quad \bar{X} - \mu_0 = \begin{pmatrix} 31.5615 - 32 \\ 63.4385 - 63 \\ 1024.92 - 1025 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.4385 \\ 0.4385 \\ -0.0769 \end{pmatrix}$$

$$\chi_0^2 = n(\bar{X} - \mu)' \Sigma^{-1} (\bar{X} - \mu)$$

$$= 13 \times \begin{pmatrix} -0.4385 & 0.4385 & -0.0769 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} 6 & -9 & 79 \\ -9 & 25 & 3 \\ 79 & 3 & 2354 \end{bmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} -0.4385 \\ 0.4385 \\ -0.0769 \end{pmatrix}$$
$$= 28.15$$

$$\chi_0^2 > \chi_{0.05}^2(3) = 7.81, \quad \text{reject } H_0$$



一个正态总体均值向量的检验

(2) 协方差 / 协方差矩阵未知

例. 设某杨树品种在甲地区种植, 今将此品种移植到乙地区20株, 10年后测得这20株树的平均高为 $\bar{x} = 15$ 标准差为 $s = 2.4$ 。试以显著水平 $\alpha = 0.05$ 检验移植到乙地区种植10年后树高总体的平均是否与17m显著不同。假定乙地区树高服从正态分布。

正态总体, 方差未知 $H_0: \mu = \mu_0 \leftrightarrow H_1: \mu \neq \mu_0$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

解： $H_0 : \mu = 17 \leftrightarrow H_1 : \mu \neq 17$

$n = 20$ 为小样本， σ 未知，

计算检验统计量的值：

$$T = \frac{\bar{y} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{15 - 17}{2.4/\sqrt{20}} = -3.727$$

查临界值： $\alpha = 0.05$, $t_{1-\alpha/2}(n-1) = t_{0.975}(19) = 2.093$

$T = -3.727 < -T_{0.975}(19) = -2.093$ 所以拒绝 H_0



一个正态总体均值向量的检验

$$X \sim N_p(\mu, \Sigma) \quad \bar{X} \sim N_p\left(\mu, \frac{1}{n}\Sigma\right)$$

$$\Rightarrow T^2 = n(\bar{X} - \mu)' \Sigma^{-1} (\bar{X} - \mu) \sim \chi^2(p)$$

$$\begin{aligned} T^2 &= n(\bar{X} - \mu)' \hat{\Sigma}^{-1} (\bar{X} - \mu) \\ &= n(\bar{X} - \mu)' \left(\frac{L}{n-1} \right)^{-1} (\bar{X} - \mu) \\ &= n(\bar{X} - \mu)' S^{-1} (\bar{X} - \mu) \sim ? \end{aligned}$$

Hotelling T^2 分布

$$\frac{n-p}{(n-1)p} T^2 \sim F(p, n-p)$$



当原假设 H_0 为真时，统计量 $\frac{n-p}{p(n-1)}T^2$ 服从自由度为 p 和 $n-p$ 的 F 分布。

对给定的显著性水平 α ，检验规则为：

当 $\frac{n-p}{p(n-1)}T^2 \geq F_\alpha(p, n-p)$ 时，拒绝 H_0 ；

当 $\frac{n-p}{p(n-1)}T^2 < F_\alpha(p, n-p)$ 时，接受 H_0 。

其中 $F_\alpha(p, n-p)$ 是 $F(p, n-p)$ 的上 α 分位点。



一个正态总体均值向量的检验

供试者	1	2	3	4	5	6	7	8
血糖变化	30	90	-10	10	30	60	0	40
收缩压变化	-8	7	-2	0	-2	0	-2	1
舒张压变化	-1	6	4	2	5	3	4	2

设总体 $x \sim N_3(\mu, \Sigma)$, 今欲检验假设

$$H_0: \mu = \mu_0 = 0, \quad H_1: \mu \neq 0$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

经计算得, $\bar{x} = \begin{bmatrix} 31.25 \\ -0.75 \\ 3.125 \end{bmatrix}$, $S = \begin{bmatrix} 1069.64 & 82.5 & 16.964 \\ 82.5 & 17.357 & 6.393 \\ 16.964 & 6.393 & 4.696 \end{bmatrix}$

$$T^2 = n\bar{x}'S^{-1}\bar{x} = 79.064,$$

$$\frac{n-p}{(n-1)p} T^2 = \frac{8-3}{(8-1) \times 3} \times 79.064 = 18.825 > 5.41 = F_{0.05}(3,5)$$

检验表明, H_0 被拒绝, 即服药后, 血糖和血压的变化是显著的。



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

一个正态总体均值向量的检验

测定稻谷每亩穗数 X_1 ,每穗粒数 X_2 ,每亩稻谷产量 X_3 ,

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix} \sim N_3(\mu, \Sigma)$$

X1	26.7	31.3	30.4	33.9	34.6	33.8	30.4	27	33.3	30.4	31.5	33	34
X2	73.4	59	65.9	58.2	64.6	64.6	62.1	71.4	64.5	64.1	61.1	56	59.8
X3	1008	959	1051	1022	1097	1103	992	945	1074	1029	1004	995	1045

检验均值是否等于 $\begin{pmatrix} 32 \\ 63 \\ 1025 \end{pmatrix}$



一个正态总体均值向量的检验

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} 31.5615 \\ 63.4385 \\ 1024.92 \end{pmatrix}, \quad \bar{X} - \mu_0 = \begin{pmatrix} 31.5615 - 32 \\ 63.4385 - 63 \\ 1024.92 - 1025 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.4385 \\ 0.4385 \\ -0.0769 \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} T^2 &= n(\bar{X} - \mu)' \hat{\Sigma}^{-1} (\bar{X} - \mu) \\ &= 13 \times \begin{pmatrix} -0.4385 & 0.4385 & -0.0769 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 6.6 & -9.11 & 78.90 \\ -9.11 & 24.66 & 3.24 \\ 78.90 & 3.24 & 2353.74 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} -0.4385 \\ 0.4385 \\ -0.0769 \end{pmatrix} \\ &= 1.97 \end{aligned}$$

$$\frac{n-p}{(n-1)p} T^2 = \frac{13-3}{(13-1)3} \times 1.97 = 0.5463 < F_{0.05}(3, 10) = 3.71$$

不拒绝 H_0



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

置信域

$$T^2 = n(\bar{\mathbf{x}} - \mu)^T S^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \mu)$$

$\frac{(n-p)}{p(n-1)}T^2$ 服从自由度为 p 和 $n-p$ 的 F 分布,

即 $\frac{(n-p)}{p(n-1)}T^2 \sim F(p, n-p)$, 从而

$$P\left(\frac{(n-p)}{p(n-1)}T^2 \leq F_{\alpha}(p, n-p)\right) = 1 - \alpha$$



即
$$P\left(n(\bar{\mathbf{x}} - \mu)^T S^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \mu) \leq T_{\alpha}^2\right) = 1 - \alpha$$

其中
$$T_{\alpha}^2 = \frac{p(n-1)}{n-p} F_{\alpha}(p, n-p)$$

由此得到 μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间
(confidence region) 为

$$\left\{ \mu : n(\bar{\mathbf{x}} - \mu)^T S^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \mu) \leq T_{\alpha}^2 \right\}$$

当 $p=1$ 时，它是一个区间；当 $p=2$ 时，它是一个椭圆，这时可将其在坐标平面上画出；当 $p=3$ 时，它是一个椭球；当 $p>3$ 时，它是一个超椭球。



联合置信区间

- 联合 T 置信区间:

$$\mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}} - T_{\alpha} \sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}\mathbf{a}} / \sqrt{n} \leq \mathbf{a}'\boldsymbol{\mu} \leq \mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}} + T_{\alpha} \sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}\mathbf{a}} / \sqrt{n} \quad (4.2.13)$$

以 $1-\alpha$ 的概率对一切 $\mathbf{a} \in R^p$ 成立, 称它为一切线性组合 $\{\mathbf{a}'\boldsymbol{\mu}, \mathbf{a} \in R^p\}$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的联合置信区间 (simultaneous confidence intervals)。

- 邦弗伦尼置信区间:

$$\mathbf{a}'_i \bar{\mathbf{x}} - t_{\alpha/2k}(n-1) \sqrt{\mathbf{a}'_i \mathbf{S} \mathbf{a}_i} / \sqrt{n} \leq \mathbf{a}'_i \boldsymbol{\mu} \leq \mathbf{a}'_i \bar{\mathbf{x}} + t_{\alpha/2k}(n-1) \sqrt{\mathbf{a}'_i \mathbf{S} \mathbf{a}_i} / \sqrt{n} \\ i=1, 2, \dots, k \quad (4.2.16)$$



两个区间的比较

- 若 $t_{\alpha/2k}(n-1) \leq T_{\alpha}$ ，则邦弗伦尼区间比 T^2 区间要窄，这时宜采用前者作为联合置信区间；反之，若 $t_{\alpha/2k}(n-1) > T_{\alpha}$ ，则邦弗伦尼区间比 T^2 区间宽，宜采用后者作为联合置信区间。
- 当 $k=p$ 时，邦弗伦尼区间要比 T^2 区间窄。故在求 $\boldsymbol{\mu}$ 的所有 p 个分量 $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_p$ 的联合置信区间时，应采用邦弗伦尼区间。



例 4.2.2 为评估某职业培训中心的教学效果,随机抽取 8 名受

训者,进行甲和乙两个项目的测试,其数据列于表 4.2.2。假定 $\mathbf{x} = (x_1, x_2)'$ 服从二元正态分布。

表 4.2.2 **两个项目的测试成绩**

编号	1	2	3	4	5	6	7	8
甲项成绩 x_1	62	80	66	84	75	80	54	79
乙项成绩 x_2	70	77	75	87	87	91	61	84

该例中, $n=8, p=2$, 取 $\alpha=0.1$, 查 F 分布表得, $F_{0.1}(2, 6)=3.46$, 于是 $T_{0.1}^2 = \frac{2 \times 7}{6} F_{0.1}(2, 6) = 8.073, T_{0.1} = 2.841$ 。经计算得



$$\bar{\mathbf{x}} = \begin{pmatrix} 72.5 \\ 79 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{S} = \begin{pmatrix} 112.5714 & 96.1429 \\ 96.1429 & 103.1429 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{S}^{-1} = \begin{pmatrix} 0.0436 & -0.0406 \\ -0.0406 & 0.0475 \end{pmatrix}$$

由(4.2.11)式, μ 的 0.90 置信区域为

$$8 \times (72.5 - \mu_1, 79 - \mu_2) \begin{pmatrix} 0.0436 & -0.0406 \\ -0.0406 & 0.0475 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 72.5 - \mu_1 \\ 79 - \mu_2 \end{pmatrix} \leq 8.073$$

也就是

$$0.0436 \times (\mu_1 - 72.5)^2 - 0.0812 \times (\mu_1 - 72.5)(\mu_2 - 79) \\ + 0.0475 \times (\mu_2 - 79)^2 \leq 1.009$$

这是一个椭圆区域,如图 4.2.1 所示。 μ_1 和 μ_2 的 0.90 联合 T^2 置信区间为

$$72.5 - 2.841 \times \sqrt{112.5714/8} \leq \mu_1 \leq 72.5 + 2.841 \times \sqrt{112.5714/8}$$

$$79 - 2.841 \times \sqrt{103.1429/8} \leq \mu_2 \leq 79 + 2.841 \times \sqrt{103.1429/8}$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

即

$$61.84 \leq \mu_1 \leq 83.16$$

$$68.80 \leq \mu_2 \leq 89.20$$

这两个区间分别正是椭圆在 μ_1 轴和 μ_2 轴上的投影。而 μ_1 和 μ_2 的

0.90 邦弗伦尼联合置信区间为(查表得, $t_{0.025}(7) = 2.3646$)

$$72.5 - 2.3646 \times \sqrt{112.5714/8} \leq \mu_1 \leq 72.5 + 2.3646 \times \sqrt{112.5714/8}$$

$$79 - 2.3646 \times \sqrt{103.1429/8} \leq \mu_2 \leq 79 + 2.3646 \times \sqrt{103.1429/8}$$

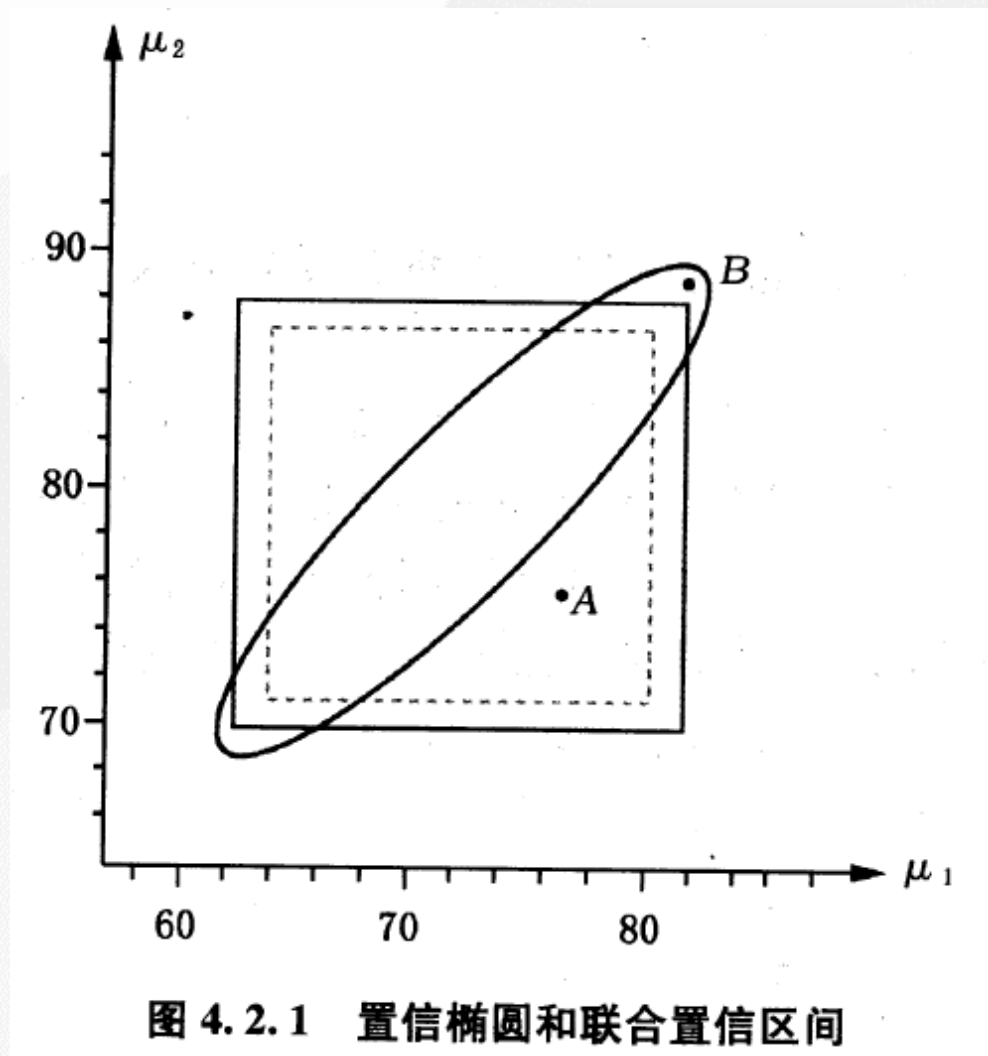
即

$$63.63 \leq \mu_1 \leq 81.37$$

$$70.51 \leq \mu_2 \leq 87.49$$

显然,这个联合置信区间在精确度方面要好于 T^2 联合置信区间。由该联合置信区间可得到置信度至少为 0.90 的矩形置信区域(见图 4.2.1 中的实践矩形),但其矩阵面积要大于椭圆面积。





单个总体均值分量间结构关系的检验

$$H_0: C\mu = \varphi, \quad H_1: C\mu \neq \varphi \quad (4.3.1)$$

其中 C 为一已知的 $k \times p$ 矩阵, $k < p$, $\text{rank}(C) = k$, φ 为已知的 k 维向量。

检验统计量为

$$T^2 = n(\bar{C}\bar{x} - \varphi)'(CSC')^{-1}(\bar{C}\bar{x} - \varphi)$$

拒绝规则为:

$$\text{若 } T^2 \geq T_a^2, \text{ 则拒绝 } H_0 \quad (4.3.5)$$

其中

$$T_a^2 = \frac{k(n-1)}{n-k} F_a(k, n-k) \quad (4.3.6)$$

$F_a(k, n-k)$ 是 $F(k, n-k)$ 的上 α 分位点。



特别地,若(4.3.1)式中的 $\boldsymbol{\varphi}=\mathbf{0}$,即欲检验

$$H_0:\mathbf{C}\boldsymbol{\mu}=\mathbf{0}, \quad H_1:\mathbf{C}\boldsymbol{\mu}\neq\mathbf{0} \quad (4.3.7)$$

则(4.3.3)式的 T^2 可简化为

$$T^2=n\bar{\mathbf{x}}'\mathbf{C}'(\mathbf{CSC}')^{-1}\mathbf{C}\bar{\mathbf{x}} \quad (4.3.8)$$



例 4.3.1 设 $\mathbf{x} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_p)'$, $\boldsymbol{\Sigma} > 0$, $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n$ 是取自该总体的一个样本, 欲检验

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_p, \quad H_1: \mu_i \neq \mu_j, \text{ 至少存在一对 } i \neq j$$

令

$$\mathbf{C} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & \dots & -1 \end{pmatrix}$$

则上面的假设可表达为

$$H_0: \mathbf{C}\boldsymbol{\mu} = \mathbf{0}, \quad H_1: \mathbf{C}\boldsymbol{\mu} \neq \mathbf{0}$$

由于 \mathbf{C} 为 $(p-1) \times p$ 矩阵, 且 $\text{rank}(\mathbf{C}) = p-1$, 因此检验统计量为

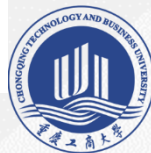
$$T^2 = n\bar{\mathbf{x}}' \mathbf{C}' (\mathbf{C} \mathbf{S} \mathbf{C}')^{-1} \mathbf{C} \bar{\mathbf{x}}$$

拒绝规则为:

$$\text{若 } T^2 \geq T_{\alpha}^2, \text{ 则拒绝 } H_0$$

其中

$$T_{\alpha}^2 = \frac{(p-1)(n-1)}{n-p+1} F_{\alpha}(p-1, n-p+1)$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

两个正态总体均值向量的检验

(1) 协方差矩阵已知

研究株距对树高的影响。为此设计两种株距
0.5米和1米，假设两种株距下的树高服从正态分布，
标准差分别为 2.3^2 ， 1.8^2 。7年后分别抽取9株和6株测量，
测量结果为： $\bar{X} = 24.02, \bar{Y} = 28.93$
两种株距对树高有无显著影响？



两个正态总体均值向量的检验

解 假设检验类型为： $H_0 : \mu_X - \mu_Y = 0 \leftrightarrow H_1 : \mu_X - \mu_Y \neq 0$

计算检验统计量的值

$$U = \frac{24.02 - 28.93}{\sqrt{\frac{2.3^2}{9} + \frac{1.8^2}{6}}} = \frac{-4.91}{\sqrt{1.128}} = -4.6$$

$$U = -4.6 < -U_{0.975} = -1.96 \quad \text{拒绝 } H_0$$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

两个正态总体均值向量的检验

当 $X_{(\alpha)} \sim N_p(\mu_X, \Sigma_X) (\alpha = 1, 2, \dots, n)$ 相互独立, 则 $\bar{X} \sim N_p\left(\mu_X, \frac{1}{n} \Sigma_X\right)$;

当 $Y_{(\alpha)} \sim N_p(\mu_Y, \Sigma_Y) (\alpha = 1, 2, \dots, m)$ 相互独立, 则 $\bar{Y} \sim N_p\left(\mu_Y, \frac{1}{m} \Sigma_Y\right)$;

$$(\bar{X} - \bar{Y}) \sim N_p\left(\mu_X - \mu_Y, \left(\frac{1}{n} \Sigma_X + \frac{1}{m} \Sigma_Y\right)\right)$$

$$H_0: \mu_X - \mu_Y = 0 \leftrightarrow H_1: \mu_X - \mu_Y \neq 0$$

$$T^2 = (\bar{X} - \bar{Y})' \left(\frac{1}{n} \Sigma_X + \frac{1}{m} \Sigma_Y\right)^{-1} (\bar{X} - \bar{Y}) \sim \chi^2(p)$$

If $T^2 > \chi^2_\alpha(p)$, reject H_0



两个正态总体均值向量的检验

(2) 协方差矩阵未知但相等

研究株距对树高的影响。为此设计两种株距0.5米和1米，假设两种株距下的树高服从正态分布，且方差相等。7年后分别抽取9株和6株测量树高数据，两种株距对树高有无显著影响？

$$\bar{X} = 24.02, \quad \bar{Y} = 28.93 \quad S_X^2 = 2.342^2, \quad S_Y^2 = 1.825^2$$

X	22.1	24.4	24.3	28.8	23.3	22.0	21.0	25.8	24.5
Y	26.8	31.3	28.8	28.9	21.7	30.7			



两个正态总体均值向量的检验

解 假设检验类型为： $H_0 : \mu_X - \mu_Y = 0 \leftrightarrow H_1 : \mu_X - \mu_Y \neq 0$

计算检验统计量的值

$$T = \frac{24.02 - 28.93}{\sqrt{\frac{(9-1) \times 2.342^2 + (6-1) \times 1.825^2}{9+6-2}} \sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{6}}} = -4.318$$

$$T = -4.318 < -T_{0.975}(13) = -2.16 \quad \text{拒绝 } H_0$$



$$L_X = \sum_{\alpha=1}^{n_1} (X_{(\alpha)} - \bar{X})(X_{(\alpha)} - \bar{X})' \sim W_p(n_1 - 1, \Sigma)$$

$$L_Y = \sum_{\alpha=1}^{n_2} (Y_{(\alpha)} - \bar{Y})(Y_{(\alpha)} - \bar{Y})' \sim W_p(n_2 - 1, \Sigma)$$

$$\text{记 } L = \sum_{\alpha=1}^{n_1} (x_{\alpha} - \bar{x})(x_{\alpha} - \bar{x})' + \sum_{\alpha=1}^{n_2} (y_{\alpha} - \bar{y})(y_{\alpha} - \bar{y})'$$

$$L \sim W_p(n_1 + n_2 - 2, \Sigma)$$



两个正态总体均值向量的检验

$$\bar{X} \sim N_p\left(\mu_X, \frac{1}{n_1}\Sigma\right), \bar{Y} \sim N_p\left(\mu_Y, \frac{1}{n_2}\Sigma\right),$$

$$\Rightarrow (\bar{X} - \bar{Y}) \sim N_p\left(\mathbf{0}, \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\Sigma\right)$$

$$(\bar{X} - \bar{Y})' \left(\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) S_{pooled} \right)^{-1} (\bar{X} - \bar{Y}) \sim T^2(p, n_1 + n_2 - 2)$$

$$\text{其中 } S_{pooled} = \frac{n_1 - 1}{n_1 + n_2 - 2} S_1 + \frac{n_2 - 1}{n_1 + n_2 - 2} S_2$$

$$\frac{(n_1 + n_2 - 2) - p + 1}{p(n_1 + n_2 - 2)} T^2 \sim F(p, (n_1 + n_2 - 2) - p + 1)$$



两个正态总体均值向量的检验

某品种小麦，在甲、乙两地各布30个点作试验，并取得了6个主要性状的数据，

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} 401.4 \\ 37.5667 \\ 27.6667 \\ 38.3000 \\ 32.8333 \\ 32.1000 \end{pmatrix}, \quad L_X = \begin{bmatrix} 789477.201 & & & & & \\ 41178.201 & 13679.367 & & & & \\ 38490.000 & 2004.666 & 7004.667 & & & \\ -14429.601 & -836.100 & 308.001 & 2570.301 & & \\ -8606.001 & -6576.168 & -1115.667 & 1848.501 & 6394.167 & \\ 5252.799 & 5544.300 & 2780.001 & 32.100 & -2773.500 & 5700.699 \end{bmatrix}$$

$$\bar{Y} = \begin{pmatrix} 355.1667 \\ 62.7333 \\ 12.4667 \\ 21.1667 \\ 8.2667 \\ 22.3667 \end{pmatrix}, \quad L_Y = \begin{bmatrix} 437592.168 & & & & & \\ 20580.333 & 11665.866 & & & & \\ 7875.666 & -676.266 & 1213.467 & & & \\ -6410.832 & -133.668 & -100.332 & 414.168 & & \\ -637.332 & 183.132 & -47.733 & 33.666 & 45.867 & \\ -3087.834 & 1698.933 & 702.867 & 190.167 & 144.066 & 2638.968 \end{bmatrix}$$



两个正态总体均值向量的检验

$$\frac{L_X + L_Y}{30 + 30 - 2} = \begin{bmatrix} 21156.3684 \\ 1064.8023 & 436.9868 \\ 799.4080 & 22.9035 & 136.5196 \\ -359.3178 & -16.7201 & 3.5805 & 51.4564 \\ -159.3678 & -110.2248 & -20.0586 & 32.4512 & 111.0351 \\ 37.3270 & 124.8823 & 60.0495 & 3.8322 & -45.3351 & 143.7874 \end{bmatrix}$$

$$F = \frac{(n_1 + n_2 - 2) - p + 1}{p(n_1 + n_2 - 2)} T^2 = 20.63 > F_{0.01}(6, 53) = 3.17$$



两个正态总体均值向量的检验

例：为研究某种疾病，对两组患者测量了 $x_1: \beta$ 脂蛋白， x_2 : 甘油三脂， $x_3: \alpha$ 脂蛋白， x_4 : 前 β 脂蛋白等四个指标的数
据。这里第一组为20—25岁的女性患者，第二组为20—25岁男
性患者，每一组样本数均为20人，试检验两组间有无显著差异？

设第一组总体为 $x \sim N_4(\mu_1, \Sigma)$, 第二组总体为 $y \sim N_4(\mu_2, \Sigma)$

欲检验假设： $H_0: \mu_1 = \mu_2, \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY

两个正态总体均值向量的检验

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} 231.0 \\ 89.6 \\ 32.9 \\ 17.1 \end{bmatrix}, \quad \bar{y} = \begin{bmatrix} 253.5 \\ 72.55 \\ 32.45 \\ 17.9 \end{bmatrix},$$

$$L_x = \begin{bmatrix} 30530 & & & \\ 6298 & 15736.8 & & \\ -1078 & -796.8 & 955 & \\ 198 & 1387.8 & 90.2 & 413.8 \end{bmatrix}, \quad L_y = \begin{bmatrix} 51705 & & & \\ 7021.5 & 12288.95 & & \\ -1571.5 & -807.95 & 364.95 & \\ 827 & 321.1 & -5.1 & 133.8 \end{bmatrix}$$

$$\bar{x} - \bar{y} = \begin{bmatrix} -22.5 \\ 17.05 \\ 0.45 \\ -0.8 \end{bmatrix}, \quad S_p = \begin{bmatrix} 2164.08 & & & \\ 350.5 & 737.52 & & \\ -69.72 & -42.23 & 34.74 & \\ 26.97 & 44.97 & 2.24 & 14.41 \end{bmatrix}$$

$$T^2 = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{x} - \bar{y})' S_p^{-1} (\bar{x} - \bar{y}) = 11.36248$$



两个正态总体均值向量的检验

H_0 的拒绝域是：

$$T^2 = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{x} - \bar{y})' S_p^{-1} (\bar{x} - \bar{y}) > \frac{(n_1 + n_2 - 2)p}{n_1 + n_2 - p - 1} F_\alpha(p, n_1 + n_2 - p - 1)$$

$$F_{0.05}(4, 35) = 2.641464, \quad T_0^2 = \frac{38 \times 4}{35} \times 2.641464 = 11.4715$$

$$T^2 = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{x} - \bar{y})' S_p^{-1} (\bar{x} - \bar{y}) = 11.36248 < 11.4715 = T_0^2$$

检验结果表明两组间从四个指标的整体看，在0.05的水平下无显著差异。



重庆工商大学
CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY



重庆工商大学

CHONGQING TECHNOLOGY AND BUSINESS UNIVERSITY