

第四节 正态总体参数的区间估计

一、 单个正态总体均值与方差的区间估计

二、 两个正态总体均值差与方差比的区间估计

一、单个总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情况

设给定置信水平为 $1-\alpha$, 并设 X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差.

1. 均值 μ 的置信区间

(1) σ^2 为已知, 由上节例1可知:

μ 的一个置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间 $\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} \right)$.

例7.4.1 某车间生产的螺杆直径服从正态分布 $N(\mu, 0.09)$, 今随机地从中抽取4只, 测得直径分别为
12.6, 13.4, 12.8, 13.2.

求 μ 的置信水平为0.95的置信区间.

解 $n = 4, \quad \bar{x} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 x_i = 13.$

(1) 已知 $\sigma = 0.3$ 、 $\alpha = 0.05$, 查表得 $u_{\alpha/2} = 1.96$
 μ 的置信水平为0.95的置信区间为

$$\begin{aligned} & (\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}, \quad \bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}) \\ &= (13 - \frac{0.3}{\sqrt{4}} \times 1.96, \quad 13 + \frac{0.3}{\sqrt{4}} \times 1.96) \\ &= (12.71, \quad 13.29). \end{aligned}$$

例7.4.2 包糖机某日开工包了12包糖, 称得质量(单位:克)分别为506, 500, 495, 488, 504, 486, 505, 513, 521, 520, 512, 485. 假设重量服从正态分布, 且标准差为 $\sigma = 10$, 试求糖包的平均质量 μ 的 $1 - \alpha$ 置信区间 (分别取 $\alpha = 0.10$ 和 $\alpha = 0.05$).

解 μ 的置信水平为0.95的置信区间为

$$\left(\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}, \quad \bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} \right)$$

$\sigma = 10$, $n = 12$, 计算得 $\bar{x} = 502.92$,

(1) 当 $\alpha = 0.10$ 时,

查表得 $u_{\alpha/2} = u_{0.05} = 1.645$,

$$\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} = 502.92 - \frac{10}{\sqrt{12}} \times 1.645 = 498.17,$$

$$\bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} = 502.92 + \frac{10}{\sqrt{12}} \times 1.645 = 507.67,$$

即 μ 的置信度为 90% 的置信区间为

(498.17, 507.67).

(2) 当 $\alpha = 0.05$ 时,
查表得

$$u_{\alpha/2} = u_{0.025} = 1.96,$$

同理可得 μ 的置信度为 95% 的置信区间为
(497.26, 508.58).

从此例可以看出,

当置信度 $1-\alpha$ 较大时, 置信区间也较长;
当置信度 $1-\alpha$ 较小时, 置信区间也较短.

(2) σ^2 为未知,

μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间 $\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) \right)$.

推导过程如下:

由于区间 $\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} \right)$ 中含有未知参数 σ , 不能直接使用此区间,

但因为 S^2 是 σ^2 的无偏估计, 可用 $S = \sqrt{S^2}$ 替换 σ ,

由第六章定理5.1知 $\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1),$

对于给定的置信水平 $1-\alpha,$

选取区间 $(-t_{\alpha/2}(n-1), t_{\alpha/2}(n-1)),$ 使得

$$\text{则 } P\left\{-t_{\alpha/2}(n-1) < \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} < t_{\alpha/2}(n-1)\right\} = 1 - \alpha,$$

$$\text{即 } P\left\{\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1) < \mu < \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)\right\} = 1 - \alpha,$$

于是得 μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)\right).$$

例7.4.3 有一大批糖果,现从中随机地取16袋,称得重量(克)如下:

506 508 499 503 504 510 497 512

514 505 493 496 506 502 509 496

设袋装糖果的重量服从正态分布,试求总体均值 μ 的置信度为 0.95 的置信区间.

解 $\alpha = 0.05, n - 1 = 15,$

查 $t(n-1)$ 分布表可知: $t_{0.025}(15) = 2.1315,$

计算得 $\bar{x} = 503.75, s^2 = 38.467, s = 6.2022,$

得 μ 的置信度为95%的置信区间

$$\left(503.75 \pm \frac{6.2022}{\sqrt{16}} \times 2.1315 \right) \text{ 即 } (500.4, 507.1).$$

就是说估计袋装糖果重量的均值在500.4克与507.1克之间, 这个估计的可信程度为95%.

若依此区间内任一值作为 μ 的近似值,

$$\text{其误差不大于 } \frac{6.2022}{\sqrt{16}} \times 2.1315 \times 2 = 6.61 \text{ (克).}$$

这个误差的可信度为95%.

2. 方差 σ^2 的置信区间

(1) μ 为已知,

方差 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right).$$

推导过程如下:

由第六章定理4.1知 $\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$.

对于给定置信度 $1-\alpha$,

选取区间 $(\chi_{1-\alpha/2}^2(n), \chi_{\alpha/2}^2(n))$,使得

$$P \left\{ \chi_{1-\alpha/2}^2(n) < \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 < \chi_{\alpha/2}^2(n) \right\} = 1 - \alpha,$$

整理得

$$P \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)} < \sigma^2 < \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right\} = 1 - \alpha.$$

由此得 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right).$$

例7.4.4 从正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 中抽取容量为9的样本, 其观测值为

13.0, 13.2, 12.8, 12.6, 13.1, 13.0, 12.9, 12.7, 12.5.

已知 $\mu = 12.9$, 求 σ^2 的置信度为0.95的置信区间;

解 $n = 9, \alpha = 0.05$

已知 $\mu = 12.9$, 查表得

$$\chi_{1-\alpha/2}^2(n) = \chi_{0.975}^2(9) = 2.7 \quad \chi_{\alpha/2}^2(n) = \chi_{0.025}^2(9) = 19.023$$

由已知数据算得 $\sum_{i=1}^9 (x_i - \mu)^2 = 0.45$. 因此 σ^2 的置信度为0.95的置信区间为

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^9 (x_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^9 (x_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right) = \left(\frac{0.45}{19.023}, \frac{0.45}{2.7} \right) = (0.0237, 0.167).$$

(2) μ 未知

方差 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right).$$

推导过程如下:

根据第六章定理4.2知

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1),$$

对于给定置信度 $1-\alpha$,

选取区间 $(\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1), \chi_{\alpha/2}^2(n-1))$, 使得

$$P\left\{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{\alpha/2}^2(n-1)\right\} = 1 - \alpha,$$

即
$$P\left\{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}\right\} = 1 - \alpha,$$

于是得方差 σ^2 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

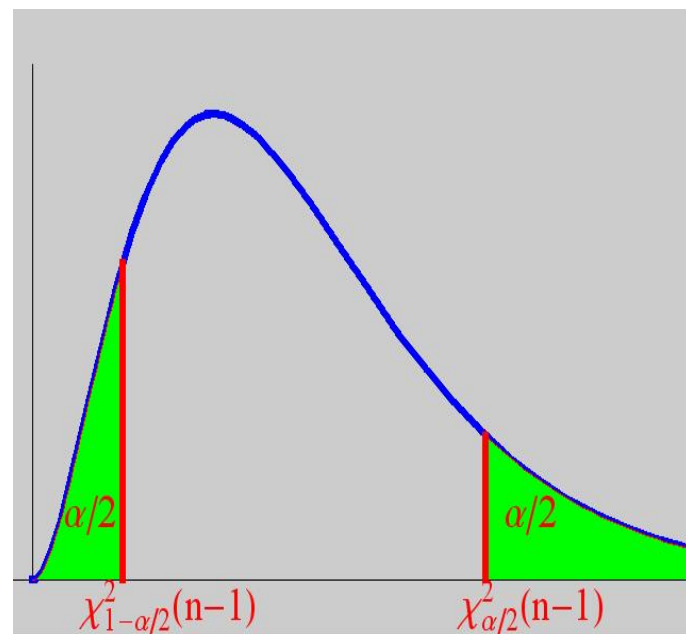
$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right).$$

进一步可得:

标准差 σ 的一个置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}}, \frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}} \right).$$

注意: 在密度函数不对称时,
如 χ^2 分布和 F 分布,
习惯上仍取对称的分位点来
确定置信区间(如图).



例7.4.5 有一大批糖果,现从中随机地取16袋,称得重量(克)

如下:

| | | | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 506 | 508 | 499 | 503 | 504 | 510 | 497 | 512 |
| 514 | 505 | 493 | 496 | 506 | 502 | 509 | 496 |

设袋装糖果的重量服从正态分布,试求总体方差

σ^2 及总体标准差 σ 的置信度为 0.95 的置信区间.

解 $n=16$, $\alpha=0.05$

μ 未知,查表得

$$\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0.975}^2(15) = 6.262, \quad \chi_{\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0.025}^2(15) = 27.488,$$

由已知数据算得 $s^2 = 38.467$, $s = 6.202$,

因此 σ^2 的0.95的置信区间为:

$$\left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right) = \left(\frac{15 \times 38.467}{27.488}, \frac{15 \times 38.467}{6.262} \right) = (20.991, 92.144).$$

σ 的0.95的置信区间为

二、两个总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的情况

设研究对象的某指标 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,

如果外界条件发生了变化, 则要研究外界条件的变化是否对该指标产生影响。

设变化前指标 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$, 变化后指标 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$,

若外界条件的变化对指标产生影响, 则应反映在参数 $\mu_1, \sigma_1^2, \mu_2, \sigma_2^2$ 的改变上。

故有必要求 $\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2 / \sigma_2^2$ 的区间估计。

设给定置信度为 $1-\alpha$, 并设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 为第一个总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本, Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 为第二个总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, \bar{X}, \bar{Y} 分别是第一、二个总体的样本均值, S_1^2, S_2^2 分别是第一、二个总体的样本方差.

1. 两个总体均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间

(1) σ_1^2 和 σ_2^2 均为已知

$\mu_1 - \mu_2$ 的一个置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right).$$

推导过程如下：

由第六章定理3.2知，

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1),$$

对于给定的置信水平 $1-\alpha$, 选取区间 $(-u_{\alpha/2}, u_{\alpha/2})$,使得

$$P\left\{-u_{\alpha/2} < \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < u_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha,$$

$$P\left\{\bar{X} - \bar{Y} - u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{X} - \bar{Y} + u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\} = 1 - \alpha,$$

于是得 $\mu_1 - \mu_2$ 的一个置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right).$$

若 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间的下限大于 0, 则以置信水平 $1 - \alpha$ 认为 $\mu_1 > \mu_2$.

若 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间的上限小于 0, 则以置信水平 $1 - \alpha$ 认为 $\mu_1 < \mu_2$.

例7.4.6 设总体 $X \sim N(\mu_1, 4)$, 总体 $Y \sim N(\mu_2, 6)$, 分别独立地从这两个总体中抽取样本, 样本容量依次为16和24, 样本均值依次为16.9和15.3, 求两个总体均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为0.95的置信区间.

解 由题设可知 $n_1=16, n_2=24, \bar{x}=16.9, \bar{y}=15.3, \sigma_1^2=4, \sigma_2^2=6, 1-\alpha=0.95, \alpha=0.05$

查附表得 $u_{\alpha/2} = u_{0.025} = 1.96$, 从而 $\mu_1 - \mu_2$ 置信度为 0.95 的置信区间为

$$\begin{aligned} & \left(\bar{x} - \bar{y} - u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \quad \bar{x} - \bar{y} + u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right) \\ &= \left(16.9 - 15.3 - 1.96 \times \sqrt{\frac{4}{16} + \frac{6}{24}}, \quad 16.9 - 15.3 + 1.96 \times \sqrt{\frac{4}{16} + \frac{6}{24}} \right) \\ &= (0.214, \quad 2.986). \quad \text{在置信水平0.95下, 可认为}\mu_1 > \mu_2. \end{aligned}$$

(2) $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, 但 σ^2 为未知,

$\mu_1 - \mu_2$ 的一个置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right).$$

$$\text{其中 } S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}, \quad S_w = \sqrt{S_w^2}.$$

推导过程如下：根据第六章定理5.2知

$$t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

对于给定的置信水平 $1-\alpha$, 选取区间 $(-t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2), t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2))$,

$$\text{使得 } P \left\{ -t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) < \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} < t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) \right\} = 1 - \alpha,$$

$$\text{即 } P \left\{ \bar{X} - \bar{Y} - S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) < \mu_1 - \mu_2 < \bar{X} - \bar{Y} + S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) \right\} = 1 - \alpha,$$

于是得 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right).$$

例7.4.7 为了估计磷肥对某种农作物增产的作用, 选20块条件大致相同的地块进行对比试验. 其中10块地施磷肥, 另外10块地不施磷肥, 得到单位面积的产量 (单位: kg) 如下:

| | | | | | | | | | | |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 施磷肥 | 620 | 570 | 650 | 600 | 630 | 580 | 570 | 600 | 600 | 580 |
| 不施磷肥 | 560 | 590 | 560 | 570 | 580 | 570 | 600 | 550 | 570 | 550 |

设施磷肥的地块单位面积产量 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, 不施磷肥的地块单位面积产量 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, 求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为0.95的置信区间.

解 由题设，两个正态总体的方差相等，但 σ^2 未知，

$$m=10, n=10, \alpha=0.05, \bar{x}=600, \bar{y}=570, s_1^2 = \frac{6400}{9}, s_2^2 = \frac{2400}{9}$$

$$s_w = \sqrt{\frac{(m-1)s_1^2 + (n-1)s_2^2}{m+n-2}} = 22.111, \quad \text{查表得}$$

$$t_{\alpha/2}(m+n-2) = t_{0.025}(18) = 2.1009$$

因此 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 0.95 的置信区间为

$$\begin{aligned} & \left(\bar{x} - \bar{y} - s_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}} t_{\alpha/2}(m+n-2), \quad \bar{x} - \bar{y} + s_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}} t_{\alpha/2}(m+n-2) \right) \\ &= \left(600 - 570 - 22.111 \times \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{10}} \times 2.1009, \quad 600 - 570 + 22.111 \times \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{10}} \times 2.1009 \right) \\ &= (9.226, 50.774). \end{aligned}$$

在置信水平 0.95 下，可认为 $\mu_1 > \mu_2$.

(3) σ_1^2 和 σ_2^2 均为未知,

只要 n_1 和 n_2 都很大(实用上 > 50 即可), 则有

$\mu_1 - \mu_2$ 的一个置信度为 $1 - \alpha$ 的近似置信区间

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \right).$$

2. 两个总体方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间

(1) 设总体均值 μ_1, μ_2 为已知。

$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的一个置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间：

$$\left(\frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1, n_2)}, \frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} F_{\alpha/2}(n_2, n_1) \right)$$

推导过程如下：根据第六章定理6.1知

$$F = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{\sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \cdot \frac{n_2 \sigma_2^2}{n_1 \sigma_1^2} \sim F(n_1, n_2).$$

对于给定的置信度 $1-\alpha$, 选取区间 $(F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2), F_{\alpha/2}(n_1, n_2))$, 使得

$$P \left\{ F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2) < \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{\sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \frac{n_2 \sigma_2^2}{n_1 \sigma_1^2} < F_{\alpha/2}(n_1, n_2) \right\} = 1 - \alpha,$$

即
$$P \left\{ \frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1, n_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2)} \right\} = 1 - \alpha.$$

注意利用 $\frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2)} = F_{\alpha/2}(n_2, n_1)$, 结论得证.

若置信区间的下限大于1, 则以置信水平 $1-\alpha$ 认为 $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$.

若置信区间的上限小于1, 则以置信水平 $1-\alpha$ 认为 $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$.

例7.4.8 设总体 $X \sim N(24, \sigma_1^2)$, 总体 $Y \sim N(20, \sigma_2^2)$. 从总体 X 和 Y 中独立地抽得样本值如下:

总体 X : 23, 22, 26, 24, 22, 25;

总体 Y : 22, 18, 19, 23, 17.

求 σ_1^2 / σ_2^2 的置信度为0.95的置信区间.

解 已知 $\mu_1=24, m=6; \mu_2=20, n=5$. 由已知数据可得

$$\sum_{i=1}^6 (x_i - 24)^2 = 14 \qquad \sum_{j=1}^5 (y_j - 20)^2 = 27$$

因 $1 - \alpha = 0.95$, 故 $\alpha = 0.05$. 查附表5, 可得

$$F_{0.025}(6, 5) = 6.98, \quad F_{0.025}(5, 6) = 5.99.$$

从而可得 σ_1^2 / σ_2^2 的置信度为0.95的置信区间为

$$\left(\frac{5 \times 14}{6 \times 27 \times 6.98}, \frac{5 \times 14 \times 5.99}{6 \times 27} \right) = (0.062, 2.588).$$

2. 两个总体方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间

(2) 设总体均值 μ_1, μ_2 为未知。

$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的一个置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{\alpha/2}(n_2-1, n_1-1) \right).$$

推导过程如下：

根据第六章定理6.2知 $\frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1, n_2-1),$

对于给定的置信度 $1-\alpha$, 选取区间

$(F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1), F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)),$ 使得

$$P\left\{F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) < \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} < F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)\right\}$$

$$= 1 - \alpha,$$

$$\text{即 } P\left\{\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)}\right\}$$

$$= 1 - \alpha,$$

于是得 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的一个置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

$$\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{\alpha/2}(n_2-1, n_1-1) \right).$$

例7.4.9 从参数 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ 都未知的两正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 中分别独立地抽取样本, 它们的样本容量分别为 $m = 10, n = 8$, 样本方差分别为 $s_1^2 = 3.6, s_2^2 = 2.8$, 求二总体方差比 σ_1^2 / σ_2^2 的置信度为0.95的置信区间.

解 这里 $1 - \alpha = 0.95, \alpha = 0.05$, 查 F 分布表得:

$$F_{\alpha/2}(m-1, n-1) = F_{0.025}(9, 7) = 4.82 \quad F_{\alpha/2}(n-1, m-1) = F_{0.025}(7, 9) = 4.20$$

σ_1^2 / σ_2^2 的置信度为0.95的置信区间为

$$\begin{aligned} & \left(\frac{s_1^2}{s_2^2} \cdot \frac{1}{F_{\alpha/2}(m-1, n-1)}, \quad \frac{s_1^2}{s_2^2} \cdot F_{\alpha/2}(n-1, m-1) \right) \\ &= \left(\frac{3.6}{2.8} \times \frac{1}{4.82}, \quad \frac{3.6}{2.8} \times 4.20 \right) = (0.267, \quad 5.42). \end{aligned}$$

三、小结

1. 单个总体均值 μ 的置信区间

$$\left\{ \begin{array}{l} (1) \sigma^2 \text{ 为已知, } \left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2} \right). \\ (2) \sigma^2 \text{ 为未知, } \left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) \right). \end{array} \right.$$

2. 单个总体方差 σ^2 的置信区间

$$\left\{ \begin{array}{l} (1) \mu \text{ 为已知 } \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right). \\ (2) \mu \text{ 为未知 } \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right). \end{array} \right.$$

3. 两个总体均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间

σ_1^2 和 σ_2^2 均为已知,
$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right).$$

σ_1^2 和 σ_2^2 均为未知,
$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \right).$$

$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, 但 σ^2 为未知,

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right).$$

4. 两个总体方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间

总体均值 μ_1, μ_2 为未知

$$\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{\alpha/2}(n_2-1, n_1-1) \right).$$

总体均值 μ_1, μ_2 为已知

$$\left(\frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1, n_2)}, \frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2} F_{\alpha/2}(n_2, n_1) \right)$$