概率论与数理统计 正态总体均值与方差的区间估计

主讲人: 曾华琳



信息科学与技术学院

\rightarrow 一、单个总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情况

 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,并设 $X_1, ..., X$ 为来自总体的样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差。

1. 均值 μ 的置信区间

$$1^{\circ} \sigma^2$$
 为已知 $\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$

可得到 μ 的置信水平为 1-α 的置信区间为

$$(\overline{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}, \overline{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2})$$
 or $(\overline{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2})$

\rightarrow 一、单个总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情况

$$2^{\circ}$$
 万未知 $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

 $\mathbf{H} \qquad P\{|\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}| < t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1-\alpha$

可得到 μ 的置信水平为 1- α 的置信区间为

$$(\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$$
 或 $(\overline{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$

例1 有一大批糖果。现从中随机地取16袋,称得重量(以 克计)如下:

506 508 499 503 504 510 497 512

514 505 493 496 506 502 509 496

设袋装糖果的重量近似地服从正态分布,试求总体均值 μ 的置信水平0.95为的置信区间。

解: 这里 $1-\alpha=0.95, \alpha/2=0.025, n-1=15, t_{0.025}(15)=2.1315.$

$$\overline{x} = \frac{1}{16} \sum_{i=1}^{16} x_i = 503.75, \quad s = \sqrt{\frac{1}{15} \sum_{i=1}^{16} (x_i - \overline{x})^2} = 6.2022.$$

于是得到 μ 的置信水平为0.95的置信区间为

$$(\overline{x}\pm\frac{s}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$$

即 (500.4,507.1)

2. 方差 σ^2 的置信区间

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

$$P\{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi^2_{\alpha/2}(n-1)\} = 1-\alpha$$

可得到 σ^2 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

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

由

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

可得到标准差 σ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

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

例2 有一大批糖果。现从中随机地取16袋,称得重量 (以克计)如下:

506 508 499 503 504 510 497 512

514 505 493 496 506 502 509 496

设袋装糖果的重量近似地服从正态分布, 试求总体标准差♂的 置信水平0.95为的置信区间。

\rightarrow 一、单个总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情况

解: 这里 $\alpha/2 = 0.025, 1-\alpha/2 = 0.975, n-1=15,$ $\chi^2_{0.025}(15) = 27.488, \quad \chi^2_{0.975}(15) = 6.262.$

$$s = \sqrt{\frac{1}{15} \sum_{i=1}^{16} (x_i - \overline{x})^2} = 6.2022.$$

于是得到σ的置信水平为0.95 的置信区间为

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

即 (4.58, 9.60)。

设已给定置信水平为 $1-\alpha$,并设 $X_1, X_2,..., X_{n1}$ 是来自第一个总体的样本, $Y_1, Y_2,..., Y_{n2}$ 是来自第二个总体的样本,这两个样本相互独立且设 \bar{X}, \bar{Y} 分别为第一、二个总体的样本均值, S_1^2, S_2^2 为第一、二个总体的样本方差。

1. 两个总体均值差 μ_1 - μ_2 的置信区间

 1° σ_1^2, σ_2^2 为已知

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

$$\overline{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}), \overline{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

因为 X,Y 相互独立,所以 \bar{X},\bar{Y} 相互独立。

故
$$\overline{X} - \overline{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

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

于是得到 μ_1 - μ_2 的置信水平为1- α 的置信区间为

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

$$2^{\circ}\sigma_{1}^{2} = \sigma_{2}^{2} = \sigma^{2}, \sigma^{2}$$
 为已知
$$\frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_{1} - \mu_{2})}{S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$$

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

于是得到 μ_1 - μ_2 的置信水平为1- α 的置信区间为

$$(\overline{X} - \overline{Y} \pm t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$$

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

例3 为比较 I, II 两种型号步枪子弹的枪口速度,随机地 取 I 型子弹 10 发,得到枪口速度的平均值为 $x_1 = 500(m/s)$, 标准差 $s_1^2 = 1.10(m/s)$,随机地取II型子弹 20 发,得到枪口速 度的平均值为 $x_1 = 496(m/s)$ 标准差 $s_2^2 = 1.20(m/s)$ 假设两 总体都可认为近似地服从正态分布。且生产过程可认为方差 相等。求两总体均值差 μ_1 - μ_2 的置信水平为0.95的置信区间。

解: 依题意,可认为分别来自两总体的样本是相互独立的。 又因为由假设两总体的方差相等,但数值未知,故两 总体均值差 μ_1 - μ_2 的置信水平为1- α 的置信区间为

$$(\overline{x_1} - \overline{x_2} \pm t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)s_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$$

其中
$$s_{\omega} = \sqrt{s_{\omega}^2}, s_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}.$$

这里
$$\alpha/2 = 0.025, n_1 = 10, n_2 = 20, n_1 + n_2 - 2 = 28,$$

$$t_{0.025}(28) = 2.048.$$
 $\overline{x_1} = 500, \overline{x_2} = 496, s_{\omega} = 1.1688.$

故两总体均值差 μ_1 - μ_2 的置信水平为0.95 的置信区间为

$$(\overline{x_1} - \overline{x_2} \pm t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)s_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}) = (4 \pm 0.93)$$

即 (3.07, 4.93).

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

2. 两个总体方差比 σ_1^2/σ_2^2 的置信区间 (μ_1,μ_2) 为已知)

曲
$$\frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F_{\alpha/2}(n_1-1,n_2-1)$$

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

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

可得到 σ_1^2/σ_2^2 的置信水平为1- α 的置信区间为

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

例4 研究由机器 A 和机器 B 生产的钢管的内径,随机地抽取机器 A生产的钢管18只,测得样本方差 $S_1^2 = 0.34 (mm^2)$ 。 随机地取机器 B 生产的钢管13只,测得样本方 $S_2^2 = 0.29 (mm^2)$ 。 设两样本相互独立,且设由机器 A 和机器 B 生产的钢管的内径分别服从正态分布 $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 这里 $\mu_i, \sigma_i^2(i=1,2)$ 均未知.试求方差比 σ_1^2/σ_2^2 的置信水平为 0.90 的置信区间。

解: 这里 $\alpha = 0.10$, $\alpha/2 = 0.05$, $1 - \alpha/2 = 0.95$, $n_1 = 18, s_1^2 = 0.34, n_2 = 13, s_2^2 = 0.29. F_{0.05}(17,12) = 2.59,$ $F_{0.95}(17,12) = \frac{1}{F_{0.05}(12,17)} = \frac{1}{2.38}.$

故两总体方差比 σ_1^2/σ_2^2 的置信水平为0.90 的置信区间为

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

即 (0.45, 2.79).

谢 谢 大家