

§ 3 区间估计

- 置信区间与置信度
- 一个正态总体未知参数的置信区间
- 两个正态总体中未知参数的置信区间

在统计推断中，未知参数 θ 的点估计 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是一种有用的形式，一旦得到了样本观测值 (x_1, \dots, x_n) ，估计值 $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ 能使我们对未知参数 θ 的值有一个明确的数量概念。

但是，点估计值 $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ 仅仅是未知参数 θ 的一个近似值，没有反映出这个近似值的误差范围，这在应用上是非常不方便的。

区间估计就是根据样本给出未知参数的一个范围，并希望知道这个范围包含该参数的可信程度。

一、置信区间与置信度

所谓区间估计就是构造两个统计量

$$\hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) \text{ 与 } \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

由它们组成一个区间

$$[\hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n), \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)]$$

对于一个具体问题，当得到样本观测值 (x_1, \dots, x_n) 后，我们便得到一个具体的区间：

$$[\hat{\theta}_1(x_1, \dots, x_n), \hat{\theta}_2(x_1, \dots, x_n)]$$

于是可以认为未知参数 θ 就落在这个区间内。

定义: 设总体 X 含一待估参数 θ ; 对于样本 X_1, \dots, X_n , 找出统计量 $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(X_1, \dots, X_n) (i = 1, 2), \hat{\theta}_1 < \hat{\theta}_2$, 使得: 对固定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 有

$$P\{\hat{\theta}_1 \leq \theta \leq \hat{\theta}_2\} = 1 - \alpha$$

称区间 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 为 θ 的置信度(水平)为 $1 - \alpha$ 的置信区间. 区间 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 是一个随机区间, $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 分别称为置信度为 $1 - \alpha$ 的双侧置信区间的置信下限和置信上限.

$1 - \alpha$ 给出该区间含真值 θ 的可靠程度

α 表示该区间不包含真值 θ 的可能性

例如：若 $\alpha = 5\%$ ，即置信度为 $1 - \alpha = 95\%$ 。

这时重复抽样100次，则在得到的100个区间中包含 θ 真值的有95个左右，不包含 θ 真值的有5个左右。

通常，采用95%的置信度，有时也取99%或90%。

求置信区间的步骤:

- (1) 找一个样本的函数 $Z = Z(X_1, \cdots, X_n; \theta)$,
它包含待估参数 θ , 而不包含其它未知参数。且
 Z 的分布是已知的, 不依赖于未知参数 θ .
- (2) 对给定的置信度 $1 - \alpha$, 确定常数 a, b , 使
$$P\{a < Z < b\} = 1 - \alpha.$$
- (3) 从不等式 $a < Z(X_1, \cdots, X_n; \theta) < b$ 得到等价的不等式
$$\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2, \text{ 其中 } \hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \cdots, X_n), \quad \hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \cdots, X_n)$$
都是统计量.
- (4) 随机区间 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 是置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

二、一个正态总体未知参数的置信区间

1) 均值的区间估计

设 X_1, \dots, X_n 为总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,
在置信度 $1-\alpha$ 下, 来确定 μ 的置信区间 $[\theta_1, \theta_2]$.

(1) 方差已知时, 估计均值

设已知方差 $\sigma^2 = \sigma_0^2$,

构造样本的函数 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \sim N(0,1).$

对于给定的置信度 $1 - \alpha$ ，查正态分布表，找出 λ_1, λ_2 ，使得：

$$P\{\lambda_1 \leq U \leq \lambda_2\} = 1 - \alpha.$$

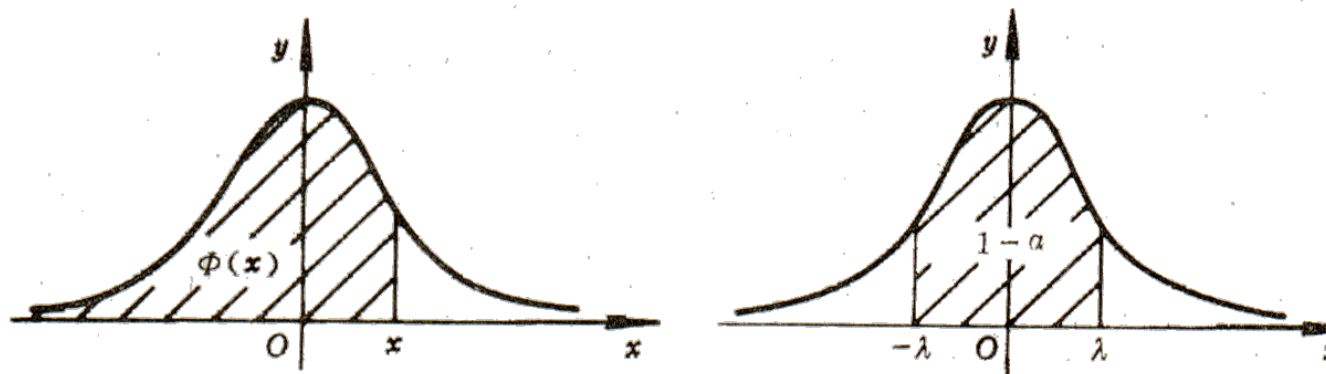
由此可找出无穷多组 λ_1, λ_2 ；通常我们取对称区间 $[-\lambda, \lambda]$ ，使：

$$P\{|U| \leq \lambda\} = 1 - \alpha$$

即：

$$P\left\{-\lambda \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_0 \sqrt{n}} \leq \lambda\right\} = 1 - \alpha$$

由正态分布表的构造, 由 $P\{|U| \leq \lambda\} = 1 - \alpha$, 可知:



查正态分布表 $\Phi(\lambda) = 1 - \alpha/2$, $\lambda = z_{\frac{\alpha}{2}}$, 得:

$$-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(\bar{X} - \mu)\sqrt{n}}{\sigma_0} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}$$

推得, 随机区间: $[\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}]$

是 μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

说明:

- (1) 置信区间不唯一，在置信度固定的条件下，置信区间越短，估计精度越高。
- (2) 在置信度固定的条件下， n 越大，置信区间越短，估计精度越高。
- (3) 在样本量 n 固定时，置信度越大，置信区间越长，估计精度越低。

例1 已知幼儿身高服从正态分布，现从5~6岁的幼儿中随机地抽查了9人，其高度分别为：115, 120, 131, 115, 109, 115, 115, 105, 110 (cm)；假设标准差 $\sigma_0 = 7$ ，置信度为95%；试求总体均值 μ 的置信区间

解：已知 $\sigma_0 = 7, n = 9, \alpha = 0.05$. 由样本值算得：

$$\bar{x} = \frac{1}{9}(115 + 120 + \cdots + 110) = 115$$

查正态分布表得临界值 $z_{0.025} = 1.96$ ，由此得置信区间：

$$\begin{aligned} & \left[115 - 1.96 \times 7 / \sqrt{9}, 115 + 1.96 \times 7 / \sqrt{9} \right] \\ & = [110.43, 119.57] \end{aligned}$$

$$\left[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \right]$$

(2) 方差未知时, 估计均值

由于方差 σ^2 未知,

而选取样本函数: $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1).$

对于给定的 $1-\alpha$, 查 t 分布表, 找 λ_1 与 λ_2 , 使得:

$$P\{\lambda_1 \leq T \leq \lambda_2\} = 1 - \alpha,$$

我们仍然取成对称区间 $[-\lambda, \lambda]$, 使得:

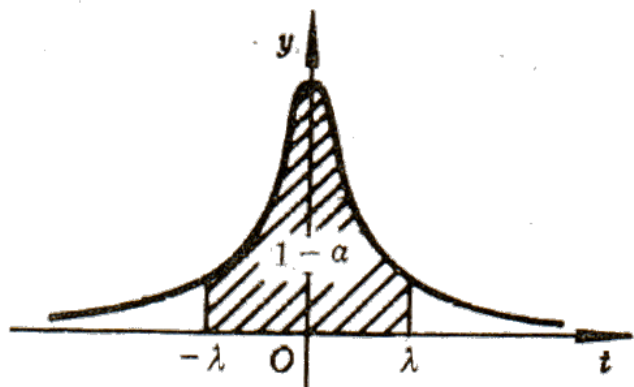
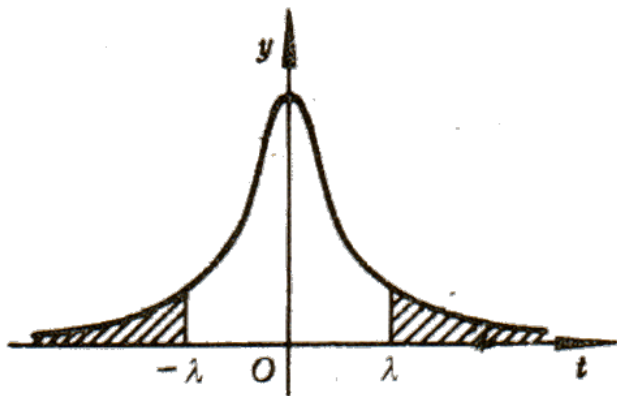
$$P\{|T| \leq \lambda\} = 1 - \alpha,$$

$$\text{即 } P\left\{-\lambda \leq \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \leq \lambda\right\} = 1 - \alpha,$$

由 t 分布表的构造及 $P\{|T| \leq \lambda\} = 1 - \alpha$, 可知:

$\lambda = t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$, 由此得:

$$-t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$$



推得，置信区间为：

$$\left[\bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

例2 用仪器测量温度，重复测量7次，测得温度分别为：120, 113.4, 111.2, 114.5, 112.0, 112.9, 113.6度；设温度 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

在置信度为95%时，试求温度的均值 μ 的所在范围。

解：已知 $n = 7, \alpha = 0.05$ 。由样本值算得：

$$\bar{x} = 112.8, \quad s^2 = 1.29.$$

查表得 $t_{0.025}(6) = 2.447$. 由此得置信区间:

$$\begin{aligned} & \left[112.8 - 2.447 \sqrt{\frac{1.29}{7}}, \quad 112.8 + 2.447 \sqrt{\frac{1.29}{7}} \right] \\ &= [111.75, \quad 113.85] \end{aligned}$$

$$\left[\bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

2) 方差的区间估计

设 X_1, \dots, X_n 为总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本

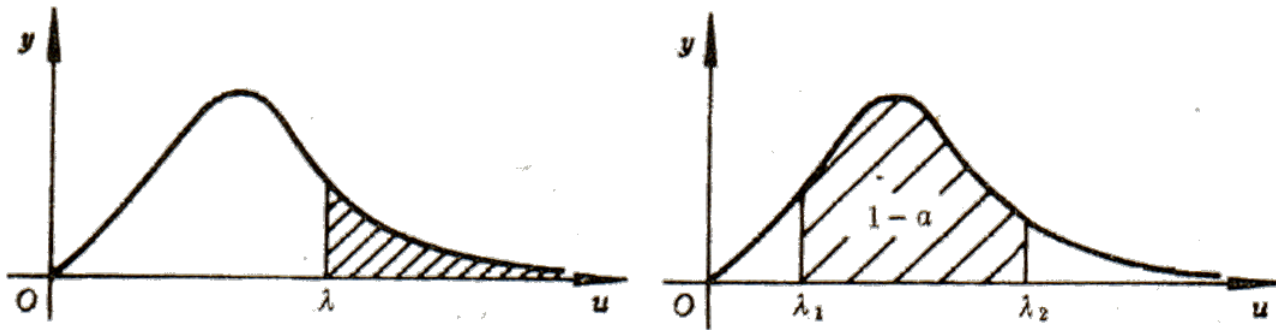
样本函数： $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$.

对于给定的 $1-\alpha$ ，查 χ^2 分布表，得 λ_1 与 λ_2 ，使得：

$$P\{\lambda_1 \leq \chi^2 \leq \lambda_2\} = 1-\alpha,$$

虽然 χ^2 分布密度函数无对称性，我们仍采用使概率

对称的区间： $P\{\chi^2 < \lambda_1\} = P\{\chi^2 > \lambda_2\} = \alpha/2$,



查 $\chi^2(n-1)$ 分布表,得

$$\lambda_2 = \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1), \quad \lambda_1 = \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)。$$

由此得:
$$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$$

推得:
$$\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}$$

这就是说, 置信区间为:
$$\left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right]$$

例3 设某机床加工的零件长度 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,
今抽查16个零件, 测得长度 (单位: mm) 如下:
12.15, 12.12, 12.01, 12.08, 12.09, 12.16, 12.03,
12.01, 12.06, 12.13, 12.07, 12.11, 12.08, 12.01,
12.03, 12.06,

在置信度为95%时, 试求总体方差 σ^2 的置信区间.

解: 已知 $n = 16, \alpha = 0.05$. 由样本值算得: $s^2 = 0.00244$.

查 $\chi^2(n-1)$ 分布表, 得 $\chi_{0.025}^2(15) = 27.5, \chi_{0.975}^2(15) = 6.26$.

由此得置信区间:

$$\left[\frac{15 \times 0.00244}{27.5}, \frac{15 \times 0.00244}{6.26} \right] = [0.0013, 0.0058]$$

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

一个正态总体未知参数的置信区间

待估参数		随机变量	随机变量的分布	双侧置信区间的上、下限
μ	σ^2 已知	$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$	$N(0, 1)$	$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
	σ^2 未知	$\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}}$	$t(n-1)$	$\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}$
σ^2	μ 已知	$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$	$\chi^2(n)$	$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)} \quad \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)}$
	μ 未知	$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$	$\chi^2(n-1)$	$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \quad \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}$

三、两个正态总体中未知参数的置信区间

设 (X_1, \dots, X_m) 是从正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$

中抽取的样本,

(Y_1, \dots, Y_n) 是从正态总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

中抽取的样本,

下表给出了置信水平为 $1-\alpha$ 的各种置信区间:

两个正态总体未知参数的置信区间（一）

待估参数		随机变量	随机变量的分布	双侧置信区间的上、下限
$\mu_1 - \mu_2$	σ_1^2, σ_2^2 均已知	$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}}}$	$N(0, 1)$	$(\bar{X} - \bar{Y}) \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}}$
	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 但未知	$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}}$	$t(m + n - 2)$	$(\bar{X} - \bar{Y}) \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(m + n - 2) S_w \cdot \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}$

其中
$$S_w^2 = \frac{(m-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{m+n-2}$$

两个正态总体未知参数的置信区间（二）

待估参数	随机变量	随机变量的分布	双侧置信区间的上、下限
μ_1, μ_2 均已 知 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$	$\frac{n \sum_{i=1}^m (X_i - \mu_1)^2 / \sigma_1^2}{m \sum_{j=1}^n (Y_j - \mu_2)^2 / \sigma_2^2}$	$F(m, n)$	$\frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m, n)} \cdot \frac{n \sum_{i=1}^m (X_i - \mu_1)^2}{m \sum_{j=1}^n (Y_j - \mu_2)^2},$ $\frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m, n)} \cdot \frac{n \sum_{i=1}^m (X_i - \mu_1)^2}{m \sum_{j=1}^n (Y_j - \mu_2)^2}$
μ_1, μ_2 均未 知	$\frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2}$	$F(m-1, n-1)$	$\frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2},$ $\frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2}$

例4 为比较甲乙两类试验田的收获量，随机抽取甲类试验田8块，乙类试验田10块，分别测得其收获量如下（单位：kg）：

甲类：12.6，10.2，11.7，12.3，11.1，10.5，10.6，12.2，

乙类：8.6，7.9，9.3，10.7，11.2，11.4，9.8，9.5，10.1，8.5，

假设两类试验田的收获量都服从正态分布，且方差相同.

试在置信度 $1-\alpha=0.95$ 下，求两个总体期望差 $\mu_1-\mu_2$ 的置信区间.

解：由上表，取随机变量

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(m-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{m+n-2}} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}} \sim t(m+n-2)$$

由样本观测值 $m = 8$, $\bar{x} = 11.4$, $s_1^2 = 0.851$,
 $n = 10$, $\bar{y} = 9.7$, $s_2^2 = 1.387$,

又由 $1 - \alpha = 0.95$, 得 $\frac{\alpha}{2} = 0.025$

查表, 得 $t_{\frac{\alpha}{2}}(m + n - 2) = t_{0.025}(16) = 2.12$

将上面各数代入置信区间端点得计算公式, 得

$$(\bar{x} - \bar{y}) - t_{\frac{\alpha}{2}}(m + n - 2)s_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}} = (11.4 - 9.7) - 2.12 \times 0.508 \times \sqrt{\frac{1}{8} + \frac{1}{10}} = 0.6$$

$$(\bar{x} - \bar{y}) + t_{\frac{\alpha}{2}}(m + n - 2)s_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}} = (11.4 - 9.7) + 2.12 \times 0.508 \times \sqrt{\frac{1}{8} + \frac{1}{10}} = 2.8$$

所求置信区间为 $[0.6, 2.8]$. 其中 $S_w^2 = \frac{(m-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{m+n-2}$

例5 研究由机器A与机器B生产的钢管的内径，随机抽取机器A生产的产品18只，测得其样本方差为 $s_1^2 = 0.34 (\text{mm}^2)$ ；随机抽取机器B生产的产品13只，测得其样本方差为 $s_2^2 = 0.29 (\text{mm}^2)$ 。假设两个机器生产的钢管的内径均服从正态分布，其总体期望与总体方差均未知。又设两个样本相互独立。试在置信度 $1 - \alpha = 0.90$ 下求两总体方差比 σ_1^2 / σ_2^2 的置信区间。

解： 由上表，取随机变量

$$F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F(m-1, n-1),$$

由
$$P\left\{a < \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} < b\right\} = 1 - \alpha$$

得 $a = F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1), b = F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1),$

因此，得 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的双侧 $1-\alpha$ 置信区间为

$$\left[\frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2}, \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2} \right],$$

由样本观测值 $m = 18$, $s_1^2 = 0.34$,
 $n = 13$, $s_2^2 = 0.29$,

又由 $1 - \alpha = 0.90$, 得 $1 - \frac{\alpha}{2} = 0.95$, $\frac{\alpha}{2} = 0.05$

查表, 得 $F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1) = F_{0.05}(17, 12) = 2.59$

$$F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1) = F_{0.95}(17, 12) = \frac{1}{F_{0.05}(12, 17)} = \frac{1}{2.38}$$

将上面各数代入置信区间端点得计算公式, 得

$$\frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2} = 0.45, \quad \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \cdot \frac{S_1^2}{S_2^2} = 2.79,$$

所求置信区间为 $[0.45, 2.79]$.

四、(0-1) 分布中未知参数的置信区间

设 X_1, \dots, X_n 为总体 $X \sim B(1, p)$ 的一个样本, p 未知, 在置信度 $1 - \alpha$ 下, 来确定 p 的置信区间 $[\theta_1, \theta_2]$. 当 n 较大时, 由中心极限定理知

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - np}{\sqrt{npq}} = \frac{n\bar{X} - np}{\sqrt{npq}}$$

近似地服从 $N(0,1)$ 分布, 于是有

$$P\left\{-\lambda \leq \frac{n\bar{X} - np}{\sqrt{npq}} \leq \lambda\right\} = 1 - \alpha$$

查正态分布表 $\Phi(\lambda) = 1 - \alpha / 2, \lambda = z_{\alpha/2}$, 得:

$$-z_{\alpha/2} \leq \frac{(n\bar{X} - np)}{\sqrt{npq}} \leq z_{\alpha/2}$$

上面不等式等价于

$$(n + z_{\alpha/2}^2)p^2 - (2n\bar{X} + z_{\alpha/2}^2)p + n\bar{X}^2 < 0.$$

记

$$p_1 = \frac{1}{2a}(-b - \sqrt{b^2 - 4ac}),$$

$$p_2 = \frac{1}{2a}(-b + \sqrt{b^2 - 4ac}),$$

这里 $a = n + z_{\alpha/2}^2$, $b = -(2n\bar{X} + z_{\alpha/2}^2)$, $c = n\bar{X}^2$.

于是 p 的近似的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间为 $[p_1, p_2]$.

例6 设从一大批产品中抽取100件产品，得到一级品60件，求这批产品的一级品率 p 的置信度为0.95的置信区间.

解： 设 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第} i \text{件是一等品,} \\ 0, & \text{否则,} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, 100.$

则 X_1, \dots, X_{100} 是总体 $X \sim B(1, p)$ 的样本, 其中 p 是一级品率

此处 $n = 100$, $1 - \alpha = 0.95$, $\alpha/2 = 0.025$, $z_{\alpha/2} = 1.96$,

运用上面分析的公式求 p 的置信区间，其中

$$a = n + z_{\alpha/2}^2 = 103.84,$$

$$b = -(2n\bar{X} + z_{\alpha/2}^2) = -123.84,$$

$$c = n\bar{X}^2 = 36.$$

而 $p_1 = 0.50$, $p_2 = 0.69$.

故得 p 的置信度为0.95的置信区间为 $[0.50, 0.69]$.

五、单侧置信区间

定义: 设总体 X 含一待估参数 θ ; 对于样本 X_1, \dots, X_n ,

找出统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$, 使得:

对固定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 有 $P\{\theta > \hat{\theta}_1\} \geq 1 - \alpha$

称区间 $[\hat{\theta}_1, \infty]$ 为 θ 的置信度(水平)为 $1 - \alpha$ 的单侧

置信区间。 $\hat{\theta}_1$ 称为置信度为 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间的
置信下限。

对于样本 X_1, \dots, X_n , 找出统计量 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$, 使得:

对固定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 有 $P\{\theta < \hat{\theta}_2\} \geq 1 - \alpha$

称区间 $[-\infty, \hat{\theta}_2]$ 为 θ 的置信度(水平)为 $1 - \alpha$ 的单侧

置信区间。 $\hat{\theta}_2$ 称为置信度为 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间的
置信上限。

1) 方差未知, 估计均值

由于方差 σ^2 未知, 而选取样本函数: $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$.

对于给定的 $1-\alpha$, 查 t 分布表, 找 $t_\alpha(n-1)$, 使得:

$$P\{T < t_\alpha(n-1)\} = 1-\alpha,$$

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

$$P\left\{\mu > \bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha(n-1)\right\} = 1-\alpha,$$

我们得到 μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信下限:

$$\hat{\mu}_1 = \bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha(n-1)$$

2) 均值未知, 估计方差

设 X_1, \dots, X_n 为总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本

样本函数: $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$.

对于给定的 $1-\alpha$, 查 χ^2 分布表, 得 $\chi^2_{1-\alpha}(n-1)$, 使得:

$$P\left\{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} > \chi^2_{1-\alpha}(n-1)\right\} = 1-\alpha,$$

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

我们得到 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信上限:

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

第七章 小 结

- 1 给出了点估计的概念，要掌握矩估计法、极大似然估计法。
- 2 了解估计量的评选标准（无偏性、有效性、一致性）。
- 3 会求正态总体均值和方差的置信区间及（0-1）分布参数的置信区间。