



哈爾濱工業大學

第33讲 区间估计

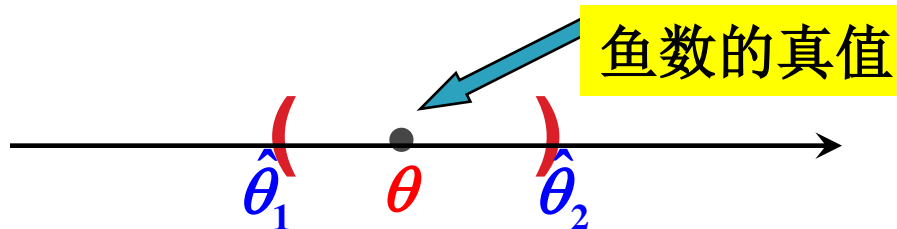




点估计是利用样本观测值算得的一个值去估计未知参数. 它没有反映出估计的误差范围, 使用起来把握不大.

区间估计正好弥补了点估计的这个缺陷(可直接给出误差限).

例如，用最大似然估计估计湖中的鱼数为10000条，这10000条与鱼数的真值误差有多大，点估计没有告诉我们。

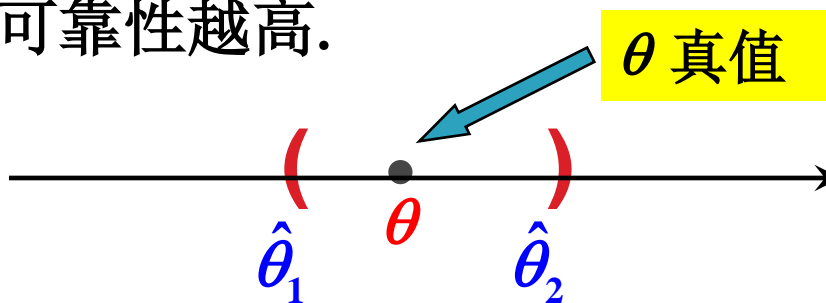


若能给出一个区间 (θ_1, θ_2) ，使其有很大的可靠性(概率)包含未知参数 θ 的真值，这样对鱼数的估计就有把握多了。

区间估计



☺ 区间估计就是利用样本 X_1, \dots, X_n 构造两个统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$, 使随机区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 以尽可能大的概率包含未知参数 θ . 即概率 $P(\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2)$ 越大, 估计的可靠性越高.



区间估计



定义1 设总体 X 的分布函数为 $F(x, \theta)$, θ 是未知参数, 对给定 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 由样本 X_1, \dots, X_n 确定两个统计量

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

使得

$$P(\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2) \geq 1 - \alpha$$

称 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 为 θ 置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间,
 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 分别称为置信下限和置信上限.



例1 X_1, \dots, X_8 来自总体 $N(\mu, 2)$ 的一个样本, 样本均值 $\bar{X} \sim N(\mu, 1/4) \Rightarrow 2(\bar{X} - \mu) \sim N(0, 1)$, 则

$$\begin{aligned} \underline{P(\bar{X} - 1 < \mu < \bar{X} + 1)} &= P(|2(\bar{X} - \mu)| < 2) \\ &= 2\Phi(2) - 1 = \underline{0.954}, \end{aligned}$$

$(\bar{X} - 1, \bar{X} + 1)$ 是 μ 的置信度为 0.954 的置信区间.



例1 若 $\mu = 1$, 当 $\bar{x} = 1$ 时, 置信区间为

$(\bar{X} - 1, \bar{X} + 1) = (0, 2)$ 包含 μ .

若 $\mu = 1$, 当 $\bar{x} = 3$ 时, 置信区间为

$(\bar{X} - 1, \bar{X} + 1) = (2, 4)$ 不含 μ .

结论: 对一个具体的区间, 要么包含真值 μ ,
要么不包含真值 μ , 无概率可言.

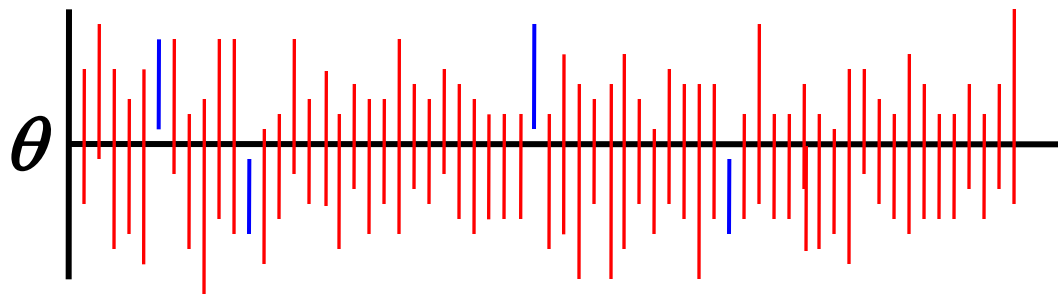


下面式子的含义

$$P(\hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)) = 1 - \alpha$$

😊 置信度 $1 - \alpha$ 的意义是什么呢？

若取1000个容量为 n 的样本值，可以得到1000个置信区间，那么大约有 $(1 - \alpha)\%$ 个是包含 θ 的.



区间估计



定义2 设总体 X 的分布函数为 $F(x, \theta)$, θ 是未知参数, 对给定 $\alpha(0 < \alpha < 1)$, 由样本 X_1, \dots, X_n 确定的统计量 $\hat{\theta}_L = \hat{\theta}_L(X_1, \dots, X_n)$ 满足

$$P(\theta > \hat{\theta}_L) \geq 1 - \alpha$$

称 $\hat{\theta}_L$ 为 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的**单侧置信下限**.

若由样本确定的统计量 $\hat{\theta}_U = \hat{\theta}_U(X_1, \dots, X_n)$

满足

$$P(\theta < \hat{\theta}_U) \geq 1 - \alpha$$

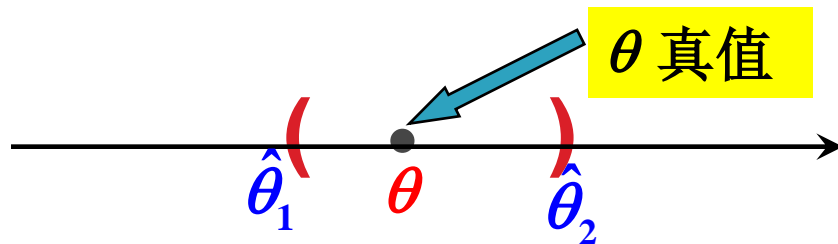
称 $\hat{\theta}_U$ 为 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的**单侧置信上限**.

区间估计的两个要素：精度和可靠度



1. 置信度越大越好，估计的可靠性越高.
2. 随机区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 的平均长度 $E(\hat{\theta}_2 - \hat{\theta}_1)$ 越短越好，平均长度越短表示区间估计的精度越高.

当样本容量给定时，置信度和精度是相互制约的，置信度高，精度就低，反之亦然.





☺ 置信度不同 → 置信区间不同，

选置信度高的

☺ 置信度相同 → 置信区间不同，



如何选择呢？

Neyman准则：在保证置信度达到指定要求的条件下，选精确度高的置信区间。



在例1中, $(\bar{X} - 1, \bar{X} + 1)$ 是 μ 的置信度为 0.95 的置信区间. 区间长度为 2.

$(\bar{X} - 1.165, \bar{X} + 0.875)$ 是 μ 的置信度为 0.95 的置信区间. 区间长度为 2.04.

由Neyman准则, 同等置信度下, 选区间长度短的精度高, 选 $(\bar{X} - 1, \bar{X} + 1)$ 更好.



如何求总体中未知参数 θ 的置信区间呢？

构造置信区间的一般方法



(1) 从 θ 的一个点估计 $\hat{\theta}$ 出发, 构造 $\hat{\theta}$ 与 θ 的一个函数 $G(\hat{\theta}, \theta)$, 使得 G 的分布已知且与 θ 无关. 通常称函数 $G(\hat{\theta}, \theta)$ 为枢轴量.

(2) 对给定的 α , 根据 G 的分布找两个临界值 c 和 d , 使得 $P(c < G(\hat{\theta}, \theta) < d) \geq 1 - \alpha$

(3) 从 $c < G(\hat{\theta}, \theta) < d$ 解出 $\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2$.

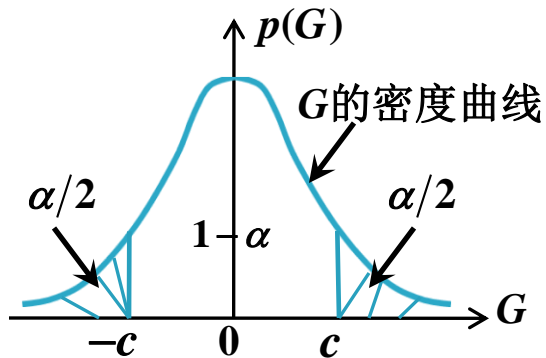
$(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 为 θ 置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间.



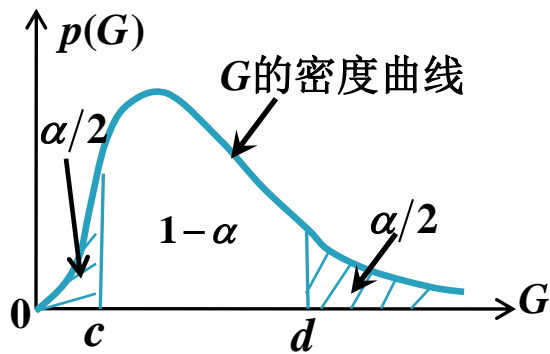
对连续型总体，常选 c 和 d 使得

$$P(c < G(\hat{\theta}, \theta) < d) = 1 - \alpha$$

满足上式的 c, d 不唯一，如何选取好？



G 有单峰对称分布时，对称选取 $d=-c$ ，区间最短。



G 有单峰非对称分布时，选取 c, d 使左右两个尾部的概率均为 $\alpha/2$ 。

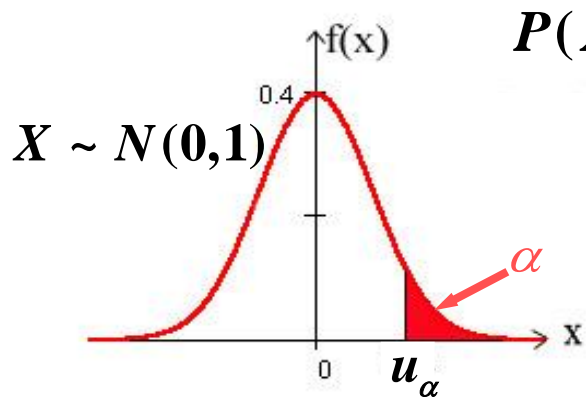
标准正态分布的上侧 α 分位数或临界值



设 $X \sim N(0,1)$, 给定 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 称满足等式

$$P(X \geq u_\alpha) = \alpha$$

的点 u_α 为 $N(0,1)$ 分布的上侧 α 分位数或临界值. u_α 的值可查标准正态分布表获得.



$$P(X \geq u_\alpha) = 1 - \Phi(u_\alpha) = \alpha.$$

$$\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha.$$

$$u_{0.05} = 1.645$$

$$u_{0.025} = 1.96$$

单个正态总体参数的区间估计



设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的样本, \bar{X} , S^2 分别为样本均值, 样本方差, 置信度为 $1-\alpha$.

1. σ 已知, 求 μ 的置信区间

\bar{X} 是 μ 的最大似然估计量,

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \text{ 取枢轴量 } u = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$



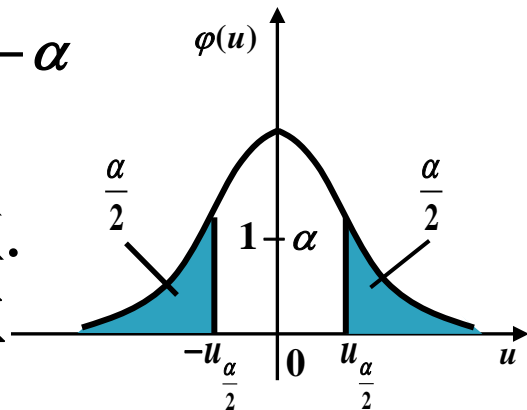
求 c 和 d 满足: $P(c < u < d) = 1 - \alpha$

由于 $N(0,1)$ 对称分布,

故 $c = -d$ 时, 区间长度最短.

对给定的 α , 查表得临界值

$u_{\frac{\alpha}{2}}$, 取 $c = -u_{\frac{\alpha}{2}}$, $d = u_{\frac{\alpha}{2}}$



即
$$P\left(-u_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < u_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$



解得：

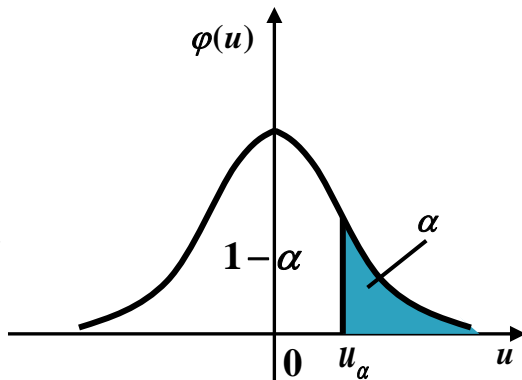
$$P(\bar{X} - u_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + u_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 1 - \alpha$$

μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间：

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

若 $P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < u_\alpha\right) = 1 - \alpha$

则 $P\left(\mu > \bar{X} - u_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$



μ 置信度为 $1 - \alpha$ 单侧置信下限 $\bar{X} - u_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

μ 置信度为 $1 - \alpha$ 单侧置信上限 $\bar{X} + u_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$



例1 从某一鱼塘中捕获的鱼, 其含汞量 X 是随机变量. 已知 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\sigma = 0.32$, μ 未知. 设样本 X_1, \dots, X_4 观测值为1.2, 3.4, 0.6, 5.6, 求 μ 的置信度为0.95的置信区间.

解 样本均值 $\bar{x} = \frac{1}{4}(1.2 + 3.4 + 0.6 + 5.6) = 2.7$

$\sigma = 0.32, n = 4, \alpha = 0.05, \alpha / 2 = 0.025$

查表得 $u_{0.025} = 1.96$

μ 置信水平0.95的置信区间：

$$\left(\bar{x} - u_{0.025} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + u_{0.025} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = (2.387, 3.014)$$

2. σ 未知, 求 μ 的置信区间

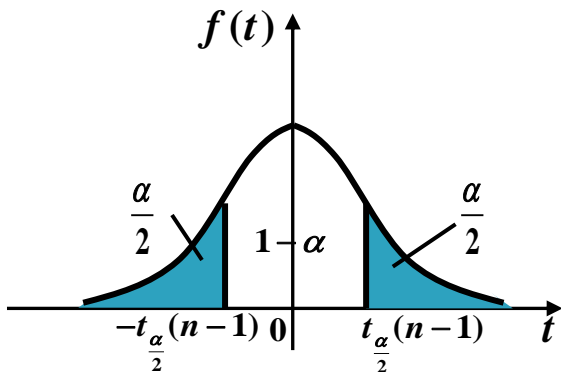
用 S^2 估计 σ^2 得枢轴量

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

对给定的 α , 查表得

临界值 $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$, 使得

$$P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) < t < t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) = 1 - \alpha$$





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

解得

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

μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间:

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



μ 置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信下限

$$\bar{X} - t_{\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$$

μ 置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信上限

$$\bar{X} + t_{\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$$



例2 设有一批胡椒粉，每袋净重 X (单位: g)服从 $N(\mu, \sigma^2)$ 分布.今任取8袋测得净重是12.1, 11.9, 12.4, 12.3, 11.9, 12.1, 12.4, 12.1. 求 μ 的置信区间($\alpha=0.01$).

解 $n = 8$, $\alpha = 0.01$, 计算得 $\bar{x} = 12.15$, $s = 0.2$,
查表得 $t_{\alpha/2}(n-1) = t_{0.005}(7) = 3.4995$,

$$\bar{x} \pm t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = 12.15 \pm 3.4995 \times \frac{0.2}{\sqrt{8}}$$

$= 12.15 \pm 0.25$ μ 的置信区间为(11.9, 12.4).



例3 某种清漆的9个样品的干燥时间(小时)分别为6, 5.7, 5.8, 6.5, 7, 6.3, 5.6, 6.1, 5, 该干燥时间服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 求 μ 的0.95单侧置信上限.

解 $n = 9$, $\alpha = 0.05$, 计算得 $\bar{x} = 6$, $s = 0.5745$,

查表得 $t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(8) = 1.86$,

μ 的0.95单侧置信上限为

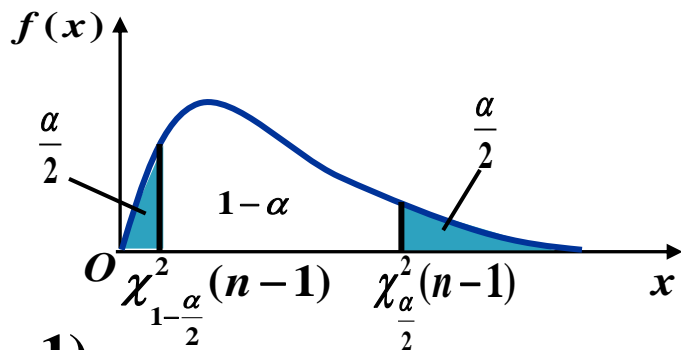
$$\bar{x} + t_{\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = 6 + 1.86 \times \frac{0.5745}{\sqrt{9}} = 6.356.$$

3. 求 σ^2 的置信区间

用 σ^2 的无偏估计 S^2


构造枢轴量

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



对给定的 α , 查表得临界值 $\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ 与 $\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$,

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



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

解得

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

σ^2 置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间:

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




σ 置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间:

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

σ^2 置信度为 $1-\alpha$ 单侧置信下限 $\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha}^2(n-1)}$

σ^2 置信度为 $1-\alpha$ 单侧置信上限 $\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha}^2(n-1)}$



例4 设有一批胡椒粉，每袋净重 X (单位: g)服从 $N(\mu, \sigma^2)$ 分布.今任取8袋测得净重是12.1, 11.9, 12.4, 12.3, 11.9, 12.1, 12.4, 12.1. 求 σ^2 的置信区间和单侧置信上限($\alpha=0.01$).

解 $n = 8$, $\alpha = 0.01$, 计算得 $s^2 = 0.04$,

查表得 $\chi_{0.005}^2(7) = 20.278$, $\chi_{0.995}^2(7) = 0.989$,

$\chi_{0.99}^2(7) = 1.239$.



σ^2 置信度为0.99的置信区间为

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right) = (0.014, 0.283)$$

σ^2 置信度为0.99的置信上限为

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha}^2(n-1)} = 0.226$$

两个正态总体参数的区间估计



实际问题中，经常需要比较两个或以上产品质量、技术水平，项目收益率高低、风险大小等。归纳为两个正态总体均值差、方差比的估计。

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 为总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本， Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 为总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本，两个样本相互独立。样本均值分别为 \bar{X}, \bar{Y} ，样本方差分别为 S_1^2, S_2^2 ，置信水平为 $1-\alpha$ 。

两个正态总体均值差的置信区间



1. $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间

(1) σ_1^2, σ_2^2 均为已知

由 $\bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$, $\bar{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$ 且 \bar{X}, \bar{Y} 独立.

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

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



对给定的 α , 查表得临界值 $u_{\frac{\alpha}{2}}$, 使得

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

得 $\mu_1 - \mu_2$ 置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间:

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



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

用 $S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)}$ 代替 σ^2 得枢轴量

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

对给定的 α , 查表得临界值 $t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$, 使得



$$P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) < t < t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)\right) = 1 - \alpha$$

得 $\mu_1 - \mu_2$ 置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间：

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

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

两个正态总体方差比的置信区间



2. $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间 (μ_1, μ_2 未知)

$$\text{选枢轴量 } F = \frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

对给定的 α , 查表得临界值 $F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 与

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



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

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

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



例1 测得A班和B班中各5位学生的身高(cm)如下:

A班:162.6 170.2 172.7 165.1 157.5

B班:175.3 177.8 167.6 180.3 182.9. 设两个班

学生的身高分别为 X 和 Y , 且 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$,

$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 两样本独立, 置信度为0.9.

(1) $\sigma_1 = 6, \sigma_2 = 5.4$, 求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间;

(2) $\sigma_1 = \sigma_2$ 且未知, 求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间;

(3) μ_1, μ_2 未知, 求 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间;



解 : $n_1 = n_2 = 5$, $1 - \alpha = 0.9$, $\alpha = 0.1$,

计算得 $\bar{x} = 165.62$, $s_1 = 6.05$, $\bar{y} = 176.78$,

$s_2 = 5.86$, 且两样本相互独立

(1) $\sigma_1 = 6$, $\sigma_2 = 5.4$, $u_{0.05} = 1.645$,

则 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 0.9 的置信区间为

$$\left(\bar{X} - \bar{Y} - u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right) \\ = (-17.0984, -5.2216)$$



(2) $\sigma_1 = \sigma_2$ 且未知, $t_{0.05}(5+5-2) = t_{0.05}(8) = 1.8595$,

$$S_w^2 = \frac{(5-1)*6.05^2 + (5-1)*5.86^2}{5+5-2} = \frac{4(6.05^2 + 5.86^2)}{8} = 5.96^2$$

$\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为0.9置信区间:

$$(\bar{x} - \bar{y} \pm t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$$

$$= (-11.16 \pm 1.8596 * 5.96 * \sqrt{\frac{1}{5} + \frac{1}{5}})$$

$$= (-11.16 \pm 7.01) \Rightarrow (-18.17, -4.15).$$



(3) μ_1, μ_2 未知, $S_1 = 6.05, S_2 = 5.86, \frac{S_1^2}{S_2^2} = 1.066$

$$F_{0.05}(4,4) = 6.39, F_{0.95} = \frac{1}{F_{0.05}(4,4)} = \frac{1}{6.39}$$

则 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信度为0.9的置信区间为

$$\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)} \right) \\ = (0.1668, 6.8117)$$

大样本区间估计



(1) 一般总体均值的区间估计

若总体分布未知或非正态分布，设总体 X 均值为 μ ，方差为 σ^2 ， X_1, \dots, X_n 为样本，当 n 充分大时，由中心极限定理有

$$u = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0,1)$$

对给定的 α ，查表得临界值 $u_{\frac{\alpha}{2}}$ ，有

$$P\left(-u_{\frac{\alpha}{2}} < u < u_{\frac{\alpha}{2}}\right) \approx 1 - \alpha,$$



若 σ^2 已知, μ 的置信度近似为 $1-\alpha$ 的置信区间

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

若 σ^2 未知, μ 的置信度近似为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left(\bar{X} - u_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + u_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right)$$

大样本区间估计



(2) 0-1分布参数的区间估计

总体 $X \sim B(1, p)$ ($0 < p < 1$ 未知), $\mu = p, \sigma^2 = p(1-p)$.

样本 X_1, \dots, X_n , n 充分大时, 由中心极限定理

$$u = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n} = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{p(1-p)}} \sqrt{n} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0, 1)$$

对给定的 α , 有

$$P\left(\left|\frac{\bar{X} - p}{\sqrt{p(1-p)}} \sqrt{n}\right| < u_{\frac{\alpha}{2}}\right) \approx 1 - \alpha$$



经不等式变形得 $P(ap^2+bp+c<0)\approx 1-\alpha$,

$$\text{令 } a = n + u_{\frac{\alpha}{2}}^2, b = -(2n\bar{X} + u_{\frac{\alpha}{2}}^2), c = n\bar{X}^2,$$

由于 $0 \leq \bar{X} \leq 1$, $4n\bar{X} \geq 4n\bar{X}^2$, 故

$$b^2 - 4ac = u_{\frac{\alpha}{2}}^2 [(u_{\frac{\alpha}{2}}^2 + 4n\bar{X}) - 4n\bar{X}^2] > 0$$

由 $a > 0$ 知 $ap^2 + bp + c < 0$ 等价于 $\hat{p}_1 < p < \hat{p}_2$, 其中

$$\hat{p}_1 = \frac{1}{2a}(-b - \sqrt{b^2 - 4ac}), \hat{p}_2 = \frac{1}{2a}(-b + \sqrt{b^2 - 4ac})$$

(\hat{p}_1, \hat{p}_2) 为 p 置信度近似为 $1-\alpha$ 的置信区间.



说明

在实际问题中，两点分布的未知参数 p 的置信区间，往往采用下面简化的区间：

$$\left(\bar{X} - u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}, \bar{X} + u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}} \right)$$



例2 在春节晚会的收视率调查中，调查了400万人，其中有100万人收看了春节晚会，求春节晚会收视率 p 置信度为0.95的置信区间.

解 $n = 400, \alpha = 0.05, u_{0.025} = 1.96, \bar{x} = \frac{100}{400} = 0.25,$

$$a = n + u_{\frac{\alpha}{2}}^2 = 400 + 1.96^2 = 403.8416$$

$$\begin{aligned} b &= -(2n\bar{x} + u_{\frac{\alpha}{2}}^2) = -(2 \cdot 400 \cdot 0.25 + 1.96^2) \\ &= -203.8416 \end{aligned}$$



$c = n\bar{X}^2 = 400 \cdot 0.25^2 = 25$, 代入公式得

$$\hat{p}_1 = \frac{1}{2a}(-b - \sqrt{b^2 - 4ac}) = \frac{203.8416 - 34.1649}{807.6832} = 0.2101$$

$$\hat{p}_2 = \frac{1}{2a}(-b + \sqrt{b^2 - 4ac}) = \frac{203.8416 + 34.1649}{807.6832} = 0.2947$$

p 置信度近似为0.95的置信区间为(0.2101, 0.2947).

用简化公式

$$\left(\bar{X} - u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}, \bar{X} + u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}} \right)$$

$$\begin{aligned} \bar{X} \pm u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}} &= 0.25 \pm 1.96 \sqrt{0.25(1-0.25) / 400} \\ &= 0.25 \pm 0.0424 \end{aligned}$$

p 置信度近似为0.95的置信区间为(0.2076, 0.2924).

比较 $\rightarrow (\hat{p}_1, \hat{p}_2) = (0.2101, 0.2947)$



谢 谢！