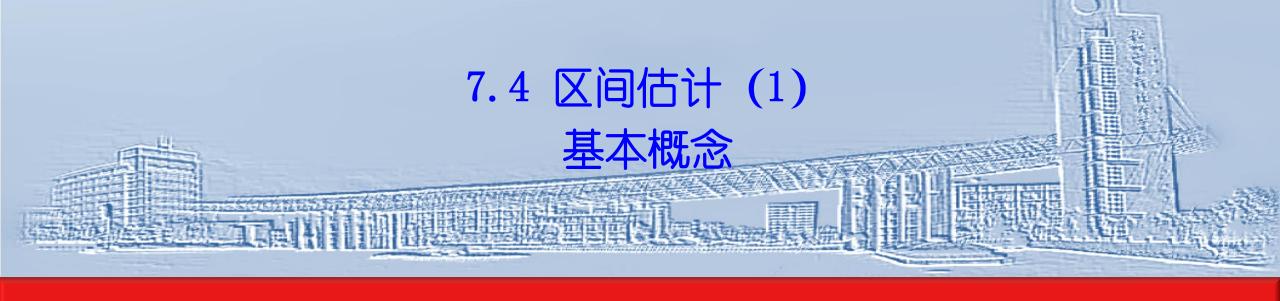
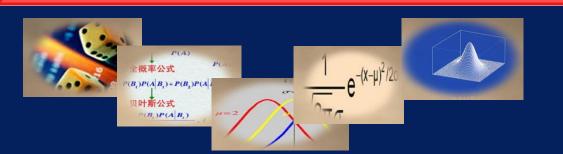


第七章 参数估计







假如 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 是未知参数 θ 的一个点估计, 那么一旦获得样本值 x_1, x_2, \cdots, x_n ,估计值 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ 就给出了一个确定的数, 这个数给我们一个关于该参数的明确的数量概念. 但是, 我们必须注意到, 点估计值只是 θ 的一个近似值, 它本身并没有反映这种近似值的精度, 也就是说它并没有给出近似值的误差范围.

更进一步的, 在数理统计学中仅仅知道误差范围 $(\hat{\theta} - \delta, \hat{\theta} + \delta)$ 也是不够的, 由于样本的随机性, 这个误差范围是一个随机区间, 于是就连它是否包含 θ 的真值都成了疑问. 因此, 我们还必须建立一种统计推断的方法, 希望通过它能确定这个区间包含 θ 真值的概率.



为了弥补点估计的不足,本节讨论区间估计的概念.区间估计是一种重要的统计推断方法,它是由奈曼(J. Neyman)在1934年开始的一系列工作中引入的,这种思想从确立之日起就引起了众多统计学家的重视.

点估计是用一个点(即一个数)去估计未知参数;

区间估计就是用一个区间去估计未知参数.



精度和可靠度

误差不确定?

如何确定 a,b的值?

点估计:
$$\hat{\mu} = \bar{X}$$
, $\hat{\sigma}^2 = S^2$

考虑用区间(a,b)。来估计未知参数

其中 $a = a(X_1, X_2, ..., X_n), b = b(X_1, X_2, ..., X_n).$

例:估计大学二年级学生的年龄

19岁(点估计)

(18,20) 区间估计

(17,21) 区间估计

a,b关于样本的函数

(18,20)比 (17,21) 具有更好精度, 而 (17,21) 比 (18,20) 具有更好的可靠度



正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 设 $X_1, X_2, ..., X_n$ 来自总体的样本。 引例

$$\hat{\mu} = \bar{X}, \hat{\sigma}^2 = S^2$$
 考虑用样本均值
估计总体均值

$$P\{\mu \in (\overline{X} - d, \overline{X} + d)\} = \underline{1 - \alpha} \quad (d > 0)$$

$$P\{\sigma^2 \in (\frac{S^2}{B}, \frac{S^2}{A})\} = 1 - \alpha \quad (0 < A < 1 < B)$$





定义 设 θ 是总体的一个未知参数,给定 α ,0< α <1,确定两个统计量

$$\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \dots, X_n), \hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \dots, X_n),$$

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

则称区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 为 θ 的置信水平(置信度) $1-\alpha$ 的置信区间,

 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 分别称为置信下限和置信上限.



置信区间的含义:固定样本容量n,然后进行多次抽样,每次抽样得到一个区间,由大数定律,当抽样的次数足够多时,包含 θ 的真值的区间大约占 $100(1-\alpha)$ %.即我们能以概率 $(1-\alpha)$ 的可信程度保证,由样本值代入 $(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2)$ 中所得的区间包含 θ 的真值.

注: 置信区间是随机区间



寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

(1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots)$

它只含待估参数 θ ,而不含其 它未知参数,它的分布已知且 不依赖于任何未知参数(当然 也不依赖参数 θ 本身);

(2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,

$$P\{a < W(X_1, \cdots, X_n; \theta) < b\} = 1 -$$
一般利用 $W = W(X_1, X_2, \cdots, X_n; \theta)$

(3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的

一般利用
$$W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$$

所服从分布的分位点来确定。

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.



思考



- 1、如何理解置信区间是随机区间?
- 2、如何理解枢轴量的含义?枢轴量是不是统计量?
- 3、如何求置信区间?



第七章 参数估计

7.4 区间估计 (2) 单正态总体均值的区间估计



区间估计基本步骤

寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

- (1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$,(枢轴量)
- (2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,使得 $P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1-\alpha,$
- (3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的置信区间, 若

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.



单正态总体抽样分布定理

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

(1)
$$\overline{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}), \quad Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

(2)
$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1).$$



单个正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情形

1. σ^2 已知时 μ 的区间估计

$$P\{\mu \in (\bar{X} - d, \bar{X} + d)\} = 1 - \alpha \ (d > 0)$$

$$P\{|\overline{X} - \mu| < d\} = 1 - \alpha$$

$$P\{|\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}| < \frac{d}{\sigma/\sqrt{n}}\} = 1 - \alpha \quad \bullet \quad \bullet$$

有概率必有随机变量

如何确定
$$\frac{d}{\sigma/\sqrt{n}}$$
 ?

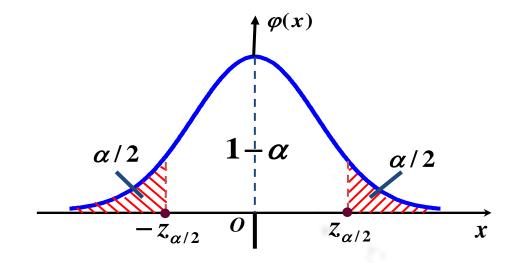


此时选取样本的函数为

$$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1),$$

对给定的置信水平 $1-\alpha$,

按标准正态分布的上 α 分位点的定义,得 $\frac{d}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{\alpha/2}$

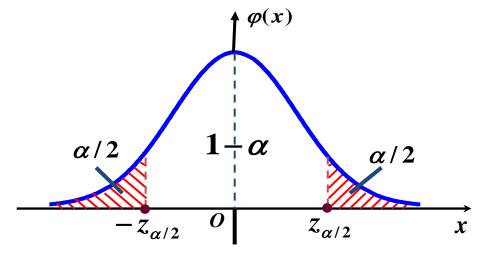




基本步骤:

(1)
$$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$$
,

$$(2) P\{|\frac{\overline{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}| \leq z_{\alpha/2}\} = 1-\alpha,$$



(3) | 海川的置信水平为1-α的置信区间为
$$z_{\alpha/2} \Leftrightarrow \overline{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} < \mu < \overline{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}$$
 ($X - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \overline{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}$),简记为 ($\overline{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}$).

(4) 代值、计算.



例1 某厂生产滚珠,直径 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。为了估计 μ ,抽检 6 个滚珠,测得直径为 (mm):14.70,15.21,14.90,14.91,15.32,15.32,

- (1) 估计这批滚珠的直径均值 μ ;
- (2) 若已知方差 $\sigma^2 = 0.05$, 求 μ 的置信区间。($\alpha = 0.05$)
 - \mathbf{p} (1) $\bar{x} = 15.06$,即为 μ 的点估计值。

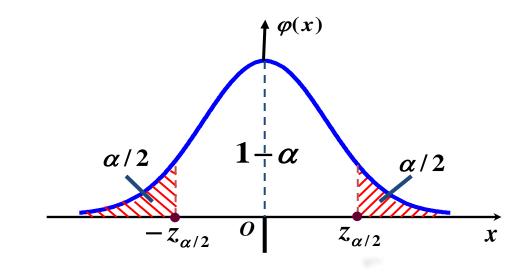


(2) 置信区间

1°
$$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$$
,

$$2^{\circ} P\{|\frac{\overline{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}| \leq z_{\alpha/2}\} = 1-\alpha,$$

$$3^{\circ}$$
置信区间为 $(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2})$.



$$4^{\circ}$$
 代值计算 $\alpha = 0.05$, $z_{\alpha/2} = 1.96$, $n = 6$, $\overline{x} = 15.06$, $\sigma^2 = 0.05$.

所以
$$\mu$$
的置信区间为 $(15.06 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.05}{6}}) = (14.88, 15.24)$.



注 区间长度(即精度)为 $2z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$,希望它小一点,

有两条途径:一是减小 $Z_{\alpha/2}$,但这势必增大 α ,从而降低区间估计的可靠性,因此一般用提高容量 n 的方法,在不降低可靠性的前提下,提高精度(缩小区间).

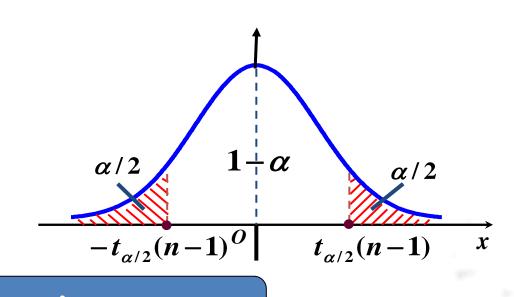


2. σ^2 未知时 μ 的置信区间

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,

利用样本方差 S^2 代替 σ^2

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

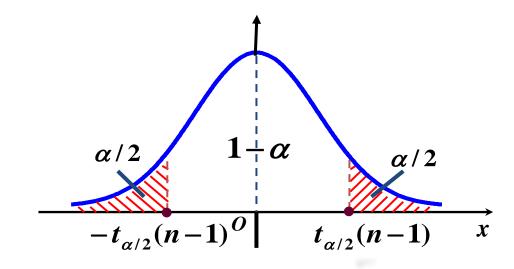




基本步骤:

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

(2)
$$P\{|\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}| \le t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1-\alpha$$
,



(3) 得 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

$$(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \; \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$$
,简记为 $(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$.

(4) 代值、计算.

注 如果n较大,则用 $z_{\alpha/2}$ 代替 $t_{\alpha/2}(n-1)$ 。

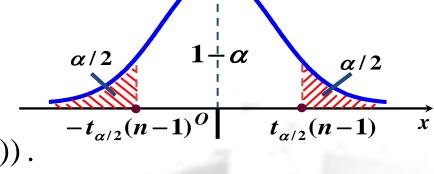


例2 为估计一物体的重量 μ ,用天平秤了五次,得结果(g): 5.52,

5. 48, 5. 64, 5. 51, 5. 43。假定测量值是正态的, 求 μ 的 95%的置信区间。

解: (1)
$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$
,

(2)
$$P\{|\frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}| \le t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1 - \alpha$$
,



- (3) 于是所求 μ 的置信区间为 $(\overline{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1))$.
- (4) 代值、计算. $\alpha = 0.05, n = 5, \overline{x} = 5.516, s = 0.07765, t_{\alpha/2}(4) = 2.7764$.

$$(\bar{X} \pm t_{\alpha/2}(n-1)\frac{s}{\sqrt{n}}) = (5.516 \pm 2.7764 \times \frac{0.07765}{\sqrt{5}}) = (5.481, 5.550)$$



设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

(1)
$$\overline{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}), \quad Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

(2)
$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1).$$



区间估计基本步骤

寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

- (1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$, (枢轴量)
- (2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,使得 $P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1-\alpha$,
- (3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的置信区间, 若

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.



思考



求单正态总体均值的置信区间

- 1、如何选择枢轴量?枢轴量对应的分布?
- 2、怎么确定分位点?
- 3、自由度的取值?



第七章 参数估计

7.4 区间估计(3)单正态总体方差的区间估计



区间估计的基本步骤

寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

- (1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$,(枢轴量)
- (2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,使得 $P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1-\alpha,$
- (3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的置信区间, 若

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.



单个正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的情形

考虑构造关于 σ^2 的样本函数

1. μ 已知时 σ^2 的置信区间 (了解)

$$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$$
, $\mathbb{M} \frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$,

$$\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n)$$



基本步骤:

(1)
$$\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n)$$
,

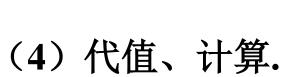
$$\frac{1}{i=1} \quad \sigma$$

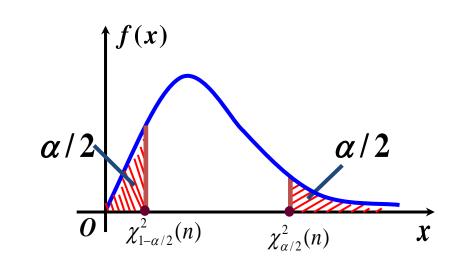
$$\alpha/2$$

$$\chi^{2}_{1-\alpha/2}(n) < \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2}}{\sigma^{2}} < \chi^{2}_{\alpha/2}(n)$$

$$= 1 - \alpha$$

$$(3) 得 σ^{2} 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间为
$$\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2}}{\chi^{2}_{\alpha/2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2}}{\chi^{2}_{1-\alpha/2}(n)}$$$$

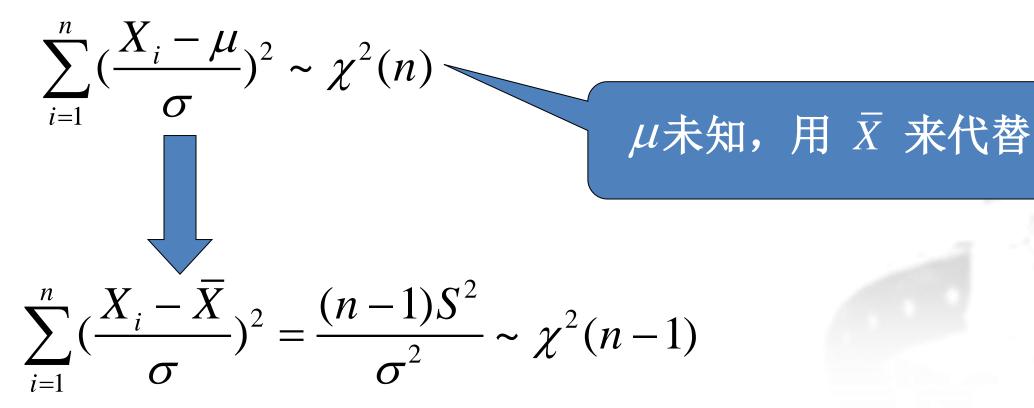




$$\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{\alpha/2}^{2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{1-\alpha/2}^{2}(n)}\right\}$$



2. μ 未知时 σ^2 的置信区间(更符合实际应用)



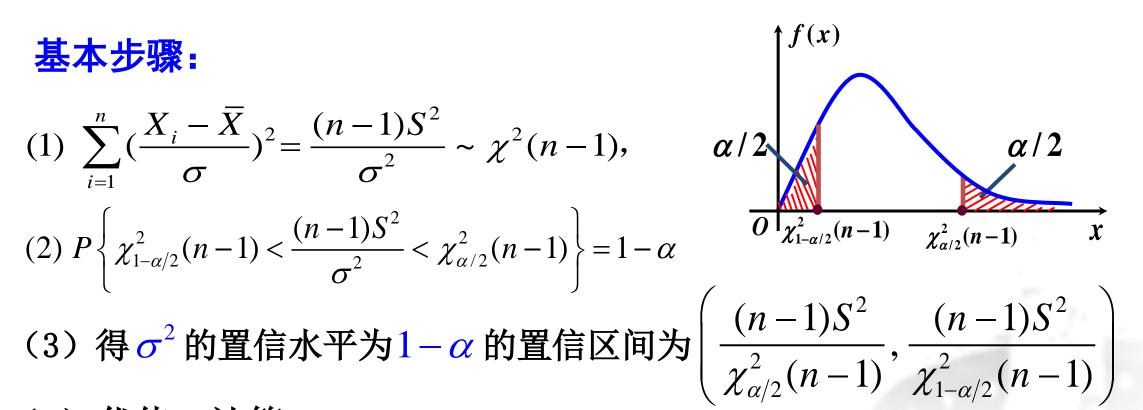


基本步骤:

(1)
$$\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \overline{X}}{\sigma} \right)^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), \qquad \alpha/2$$

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





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



例 某自动包装机包装洗衣粉,其重量服从正态分布, 随机抽查12袋,测得重量分别为

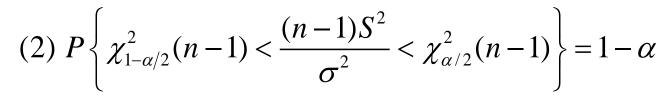
1001 1004 1003 997 999 1000

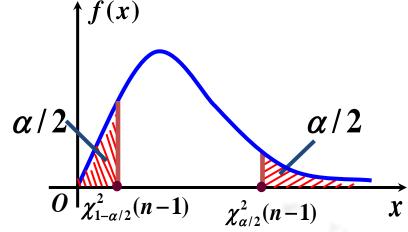
1004 1000 996 1002 998 999

如何估计该包装机所包装的洗衣粉重量的方差? $(\alpha = 0.05)$

分析: μ 未知时 σ^2 的置信区间

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





(3) 得
$$\sigma^2$$
的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

(3) 得
$$\sigma^2$$
的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为 $\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)}\right)$



(4) 代值、计算.

$$\chi^2_{0.975}(11) = 3.816$$
, $\chi^2_{0.025}(11) = 21.92$, $(n-1)s^2 = 76.25$,

$$\left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}\right) = \left(\frac{76.25}{21.92}, \frac{76.25}{3.816}\right) = (3.48, 19.98).$$

 σ 的0.95的置信区间为(1.87, 4.47).



设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,样本方差为 S^2 ,则

(1)
$$\mu$$
已知时, $\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n)$ (了解)

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



区间估计的基本步骤

寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

- (1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$,(枢轴量)
- (2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,使得 $P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1-\alpha,$
- (3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的置信区间, 若

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.



思考



单正态总体方差的区间估计

- 1、如何选择枢轴量?枢轴量的分布?
- 2、怎么确定分位点?
- 3、自由度的取值?



第七章 参数估计

7.4 区间估计(4)双正态总体参数的区间估计



两个正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 与 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的情形

下面介绍两个正态总体均值差和方差比的区间估计:

设两个正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 相互独立,

分别抽取样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 和 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$

各自的样本均值和样本方差分别记为 \overline{X} , \overline{Y} , S_1^2 , S_2^2 .

基本思想: 用 \bar{X} - \bar{Y} 估计 μ_1 - μ_2 ,用 $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ 估计 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$.



两个正态总体抽样分布定理

设两个正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 相互独立,分别抽取样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 和 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$,各自的样本均值和样本方差分别记为 $\bar{X}, \bar{Y}, S_1^2, S_2^2$,则

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

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

(3)
$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} / \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$
.

$$\sharp + S_{\omega}^{2} = \frac{(n_{1} - 1)S_{1}^{2} + (n_{2} - 1)S_{2}^{2}}{n_{1} + n_{2} - 2}$$



1. σ_1^2 与 σ_2^2 已知时 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间

基本步骤:

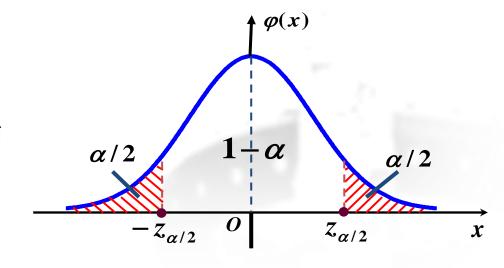
(1)
$$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0,1)$$
 (松轴量)

(2)
$$P\{|\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}}| \leq z_{\alpha/2}\}=1-\alpha$$
,

(3) 得 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间

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

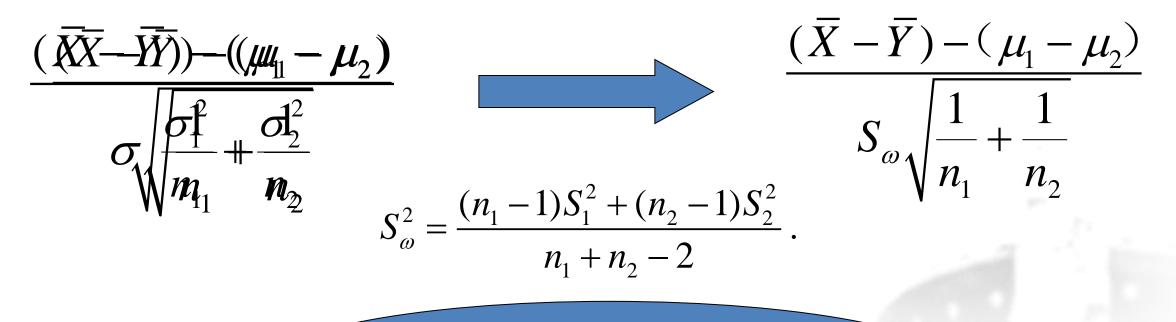
(4) 代值、计算.



标准化



2. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知时 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间



总体方差未知, 用联合样本方差替代



基本步骤:

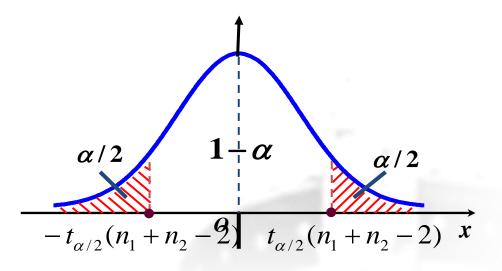
(1)
$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2) \quad (\text{ whis}) \quad S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}.$$

(2)
$$P\{|T| \le t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)\} = 1 - \alpha$$
,

(3) 得 μ - μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间

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

(4) 代值、计算.





例1 某工厂一条生产灯泡的流水线,在工艺改变前后分别抽检若干件产品的寿命,得数据为

改变前: $n_1 = 6, \bar{x} = 1364, s_1^2 = 156$; 改变后: $n_2 = 9, \bar{y} = 1407, s_2^2 = 172$.

假定灯泡寿命服从正态分布,且工艺改变前后方差不变,试求工艺改变前后平均寿命之差 $\mu_2 - \mu_1$ 的95%的置信区间.

P (1)
$$T = \frac{(\overline{Y} - \overline{X}) - (\mu_2 - \mu_1)}{S_{\omega} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

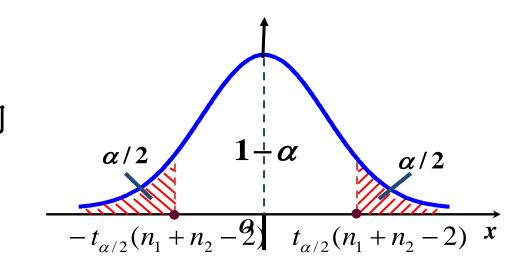


(2)
$$P\{|T| \le t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)\} = 1 - \alpha$$
,

(3) 得 $\mu_3 - \mu_1$ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间

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

(4) 代值、计算.



$$s_{\omega} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} = \sqrt{\frac{5 \times 156 + 8 \times 172}{13}} = 12.88, \alpha = 0.05, t_{0.025}(13) = 2.16,$$

$$\overline{y} - \overline{x} = 43, 2.16 \times 12.88 \times \sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{9}} = 14.7,$$

所以 $\mu_2 - \mu_1$ 的置信区间为

$$\left(\overline{y} - \overline{x} \pm t_{\alpha/2}(13)s_{\omega}\sqrt{1/n_1 + 1/n_2}\right) = (43 - 14.7, 43 + 14.7) = (28.3, 57.3).$$

HANGE TO DIANZI WHITE

两个正态总体方差的区间估计

3. 两个总体方差比 σ_1^2/σ_2^2 的置信区间

基本步骤:

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

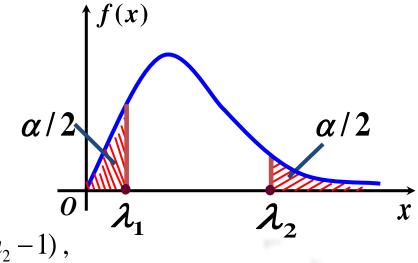
(2)
$$P\{\lambda_1 < F < \lambda_2\} = 1 - \alpha$$

$$\lambda_1 = F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1) = \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_2 - 1, n_1 - 1)}, \lambda_2 = F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1),$$



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

(4) 代值、计算.

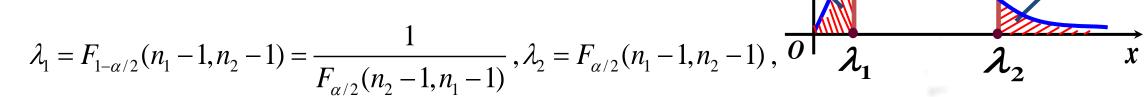




例2 两个相互独立的正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 各取样本, $n_1 = 25$, $s_1^2 = 12.7$, $n_2 = 20$, $s_2^2 = 10.8$, 求 σ_1^2/σ_2^2 的 95%的置信区间.

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

(2)
$$P\{\lambda_1 < F < \lambda_2\} = 1 - \alpha$$



(3) 所以 σ_1^2/σ_2^2 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

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

(4) 代值、计算,得 $\left(\frac{1.176}{2.4523}, 1.176 \times 2.3273\right) = (0.347, 2.737).$



两个正态总体抽样分布定理

设两个正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 相互独立,分别抽取样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 和 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$,各自的样本均值和样本方差分别记为 \overline{X} , \overline{Y} , S_1^2 , S_2^2 ,则

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

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

(3)
$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} / \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$
.

$$\sharp + S_{\omega}^{2} = \frac{(n_{1} - 1)S_{1}^{2} + (n_{2} - 1)S_{2}^{2}}{n_{1} + n_{2} - 2}$$



区间估计的基本步骤

寻找未知参数 θ 的置信区间的基本步骤:

- (1) 选取一个样本的函数 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$, (枢轴量)
- (2) 对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常数a,b,使得 $P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1-\alpha,$
- (3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的置信区间, 若

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.



思考



双正态总体参数的区间估计

- 1、如何选择枢轴量?枢轴量的分布?
- 2、怎么确定分位点?
- 3、自由度的取值?



第七章 参数估计

7.7 单侧置信区间

杨建芳



单侧置信区间定义

设 θ 是总体的一个未知参数,给定 α ,0< α <1,

 $X_1, X_2, ..., X_n$ 来自总体的样本,确定统计量

$$\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \dots, X_n)$$
, $\notin P(\theta > \hat{\theta}_1) = 1 - \alpha$

$$(\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \dots, X_n), \notin P(\theta < \hat{\theta}_2) = 1 - \alpha)$$

则称 $\hat{\theta}_1$ 为参数 θ 的置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信下限

(则称 $\hat{\theta}_2$ 为参数 θ 的置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信上限.)



$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$N(\mu, \sigma^{2}) \begin{cases} t = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1) \\ \chi^{2} = \frac{(n - 1)S^{2}}{\sigma^{2}} \sim \chi^{2}(n - 1) \end{cases}$$

注意到枢轴量都 是待估参数的递 减函数, 因此求 待估参数的下限, 对于枢轴量而言 便是上限, 反之 亦然



$$N(\mu_{1}, \sigma_{1}^{2})$$

$$N(\mu_{2}, \sigma_{2}^{2})$$

$$V(\mu_{2}, \sigma_{2}^{2})$$

$$= \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}} \sim N(0, 1)$$

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_{1} - \mu_{2})}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$$

$$F = \frac{S_{1}^{2} / S_{2}^{2}}{\sigma_{1}^{2} / \sigma_{2}^{2}} \sim F(n_{1} - 1, n_{2} - 1)$$



已知某厂生产的滚珠的直径X可以认为是服从正态分布的. 今从某 天生产的滚珠中随机抽取6个, 经计算测得直径样本均值x = 14.95 mm, 样 本标准差 $s = 0.206 \, \text{mm}$ 。

试求:滚珠的平均直径的置信水平为0.95的单侧置信下限.

- 解: (1) 选择枢轴量 $\frac{X-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$ (2) 对于给定的置信水平1- α , 有: $P\left\{\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} < t_{\alpha}(n-1)\right\} = 1-\alpha$

(3) 因此求得
$$\mu$$
的置信水平 $1-\alpha$ 的单侧置信下限: $\underline{\mu} = \overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha}(n-1)$ (4) 代值、计算. $\underline{\mu} = \overline{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha}(n-1) = 14.95 - \frac{0.206}{\sqrt{6}} t_{0.05}(5) = 14.95 - \frac{0.206}{\sqrt{6}} \times 2.0150 = 14.781$



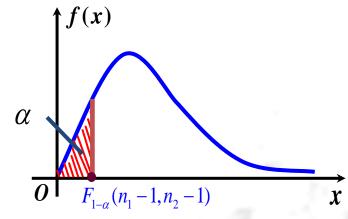
例 2 两个相互独立的正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, 各取样

本,
$$n_1 = 20$$
, $s_1^2 = 12.7$, $n_2 = 25$, $s_2^2 = 10.8$, 求 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的 95%的单侧置信上限.

解:(1) 选择枢轴量
$$\frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1,n_2-1)$$

(2) 对于给定的置信水平 $1-\alpha$,有:

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



(3) 因此求得 σ_1^2/σ_2^2 的置信水平 $1-\alpha$ 的单侧置信上限:

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

(4) 代值、计算.
$$\overline{\sigma_1^2/\sigma_2^2} = \frac{s_1^2}{s_2^2} F_\alpha(n_2 - 1, n_1 - 1) = \frac{12.7}{10.8} F_{0.05}(24, 19) = \frac{12.7}{10.8} \times 2.11 \approx 2.48$$



思考



- 1、枢轴量与待估参数的关系?
- 2、单侧置信下限(上限)与双侧置信区间上

下限的区别?



第七章 参数估计

小结

杨建芳



点估计法 最大似然估计

无偏性

参数估计\估计量评选标准\有效性 相合性



矩估计法(The Method of Moments)

基本原理: 总体矩=样本矩, 令 $\mu_l = A_l$

基本步骤:

注意:

选择原点矩;

几个未知参数选择几个矩; 从低阶到高阶选择矩。

步骤1: 求出总体原点矩 $u_i = E(X^i)$ (含有待估未知参数)

$$u_{l} = A_{l}, l = 1, 2, ..., k$$

步骤3:解方程或者方程组,求出矩估计量 则令 E(X) = X

$$\hat{\theta}_{l} = \theta_{l}(A_{1}, A_{2}, ..., A_{k}), l = 1, 2, ..., k$$

只有一个未知参数时, 则令 E(X) = X



最大似然估计法(极大似然估计法)

基本原理:根据样本值来确定参数,使该根据

基本步骤:

(1) 由总体分布导出样本的联合分布律 似然函数 $L(\theta) = L(x_1, x_2, ..., x_n; \theta)$

把样本联合概率分布律(或联合密度)中自变量看成已知常数,而把参数 θ 看作自变量

对数似然函数

(2) 求似然函数 $L(\theta)$ 的最大值点(常常转化为求 $L(\theta)$) 的最大值点(常常转化为求

即 θ 的MLE:

一个未知参数: 求导;

多个未知参数: 求偏导.

(3) 解方程求出驻点,即为 θ 的最大似然估计值 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, ...x_n)$,称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, ...X_n)$ 为 θ 的最大似然估计量。



估计量的评选标准

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

二、有效性

$$D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$$

$$\stackrel{\wedge}{\theta_n} \xrightarrow[n \to \infty]{P} \theta$$



区间估计基本步骤

寻找未知参数舟的置信区间的基本均

(1) 选取一个样本的函数 $W_{=}W(X_{-})$

它只含待估参数 θ ,而不含其它未知参数,它的分布已知且不依赖于任何未知参数(当然也不依赖参数 θ 本身);

(2)对于给定的置信度 $1-\alpha$,确定常

$$P\{a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1 - \alpha$$

(3) 利用不等式变形, 求得未知参数 θ 的

$$a < W(X_1, \dots, X_n; \theta) < b \Leftrightarrow \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$$

则区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 即为所求置信区间.

(4) 代值、计算.

一般利用 $W = W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$

所服从分布的分位点来确定。



枢轴量的选取

$$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$N(\mu, \sigma^2) \begin{cases} T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1) \\ \chi^2 = \frac{(n - 1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n - 1) \end{cases}$$



枢轴量的选取

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

$$N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

$$T = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

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



注意:

- ① 对于正态总体下枢轴量是关于待估参数的单调递减函数, 因此求待估参数的单侧置信下限,则意味着求枢轴量的上限,反之亦然.
- ② 双侧置信区间是去掉两端的小概率事件, 左右两侧各取 $\alpha/2$, 因此对应分别为 $\alpha/2$ 和 $1-\alpha/2$ 分位点(正态分布和t 分布对应的是 $\alpha/2$ 分位点与其相反数),对于单侧置信区间是去掉一端小概率事件,因此对应的是 α 或者 $1-\alpha$ 分位点.

$$z_{1-\alpha} = -z_{\alpha}$$
 $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$ $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$



③ 注意分布记号和分位点的区别

| 随机变量 | 分布 | 分位点(数) | |
|----------|--------------|------------------------|----------------|
| X | N(0,1) | Z_{lpha} | 注意分位点 是一个实数 |
| χ^2 | $\chi^2(n)$ | $\chi_{\alpha}^{2}(n)$ | 走一下头致 |
| t | t(n) | $t_{\alpha}(n)$ | |
| F | $F(n_1,n_2)$ | $F_{\alpha}(n_1,n_2)$ | |

④ 注意各个分布的自由度.



谢谢大家!