

概率论与数理统计

第七章 参数估计

练习:

1、设 X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的一个随机样本， $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$ ， $\hat{\theta}^2 = C \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$ 为 σ^2 的无偏估计，则 $C =$ _____

(A) $\frac{1}{n}$

(B) $\frac{1}{n-1}$

(C) $\frac{1}{2(n-1)}$

(D) $\frac{1}{n-2}$

$$\begin{aligned} \text{解: } E(\hat{\theta}^2) &= E\left(C \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2\right) \\ &= C \sum_{i=1}^{n-1} E(X_{i+1}^2 - 2X_{i+1}X_i + X_i^2) \\ &= C \sum_{i=1}^{n-1} (2(\sigma^2 + \mu^2) - 2\mu^2) \\ &= 2(n-1)C\sigma^2 = \sigma^2 \quad \therefore C = \frac{1}{2(n-1)} \end{aligned}$$

2、为了对一批产品估计其废品率 p ，随机取一样本 X_1, X_2, \dots, X_n ，其中

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{取得次品} \\ 0, & \text{取得合格品} \end{cases} \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

试证明 $\hat{p} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 是 p 的无偏估计量。

证明： $X \sim b(1, p)$ ，所以 $E(X) = p, E(X_i) = p$

$$\text{故 } E(\hat{p}) = E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = p$$

因而 \hat{p} 是 p 的无偏估计。

§ 4 区间估计

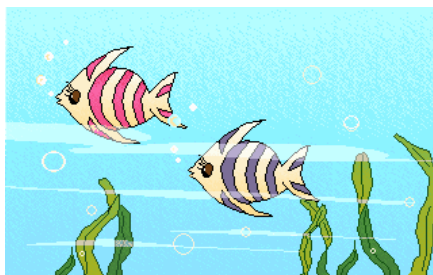
- ◆ 置信区间定义
- ◆ 置信区间的求法
- ◆ 单侧置信区间

引言

前面，我们讨论了参数点估计。它是用样本算得的一个值去估计未知参数。但是，点估计值仅仅是未知参数的一个近似值，它没有反映出这个近似值的误差范围，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。

譬如，在估计湖中鱼数的问题中，若我们根据一个实际样本，得到鱼数 N 的极大似然估计为**1000**条.

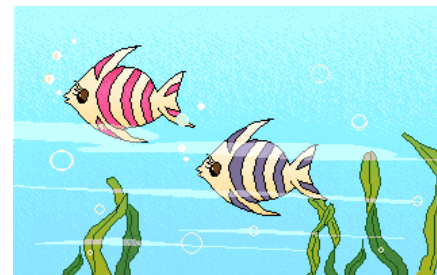
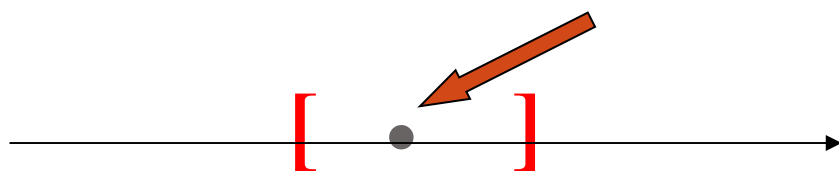
实际上， N 的真值可能大于**1000**条，也可能小于**1000**条.



若我们能给出一个区间，在此区间内我们合理地相信 N 的真值位于其中. 这样对鱼数的估计就有把握多了.

也就是说，我们希望确定一个区间，使我们能以比较高的**可靠程度**相信它包含真参数值.

湖中鱼数的真值



这里所说的“**可靠程度**”是用概率来度量的，称为**置信度**或**置信水平**.

习惯上把置信水平记作 $1 - \alpha$ ，这里 α 是一个很小的正数.

置信水平的大小是根据实际需要选定的.
例如, 通常可取置信水平 $1 - \alpha = 0.95$ 或 0.9 等.
根据一个实际样本, 由给定的置信水平, 我们求出一个尽可能小的区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$, 使

$$P\{\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$$

称区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 为 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间.

一、置信区间定义

设总体 X 的分布函数为 $F(x; \theta)$, θ 是一个待估参数, 给定 α ($0 < \alpha < 1$), 若由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 确定的两个统计量

$$\begin{aligned}\underline{\theta} &= \underline{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) \\ \bar{\theta} &= \bar{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (\underline{\theta} < \bar{\theta})\end{aligned}$$

满足

$$P\{\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$$

则称区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 是 θ 的置信水平 (置信度) 为 $1 - \alpha$ 的置信区间.

$\underline{\theta}$ 和 $\bar{\theta}$ 分别称为置信下限和置信上限.

可见,

对参数 θ 作区间估计, 就是要设法找出两个只依赖于样本的界限(构造统计量).

$$\begin{aligned}\underline{\theta} &= \underline{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) \\ \bar{\theta} &= \bar{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (\underline{\theta} < \bar{\theta})\end{aligned}$$

一旦有了样本, 就把 θ 估计在区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 内.

置信区间的意义

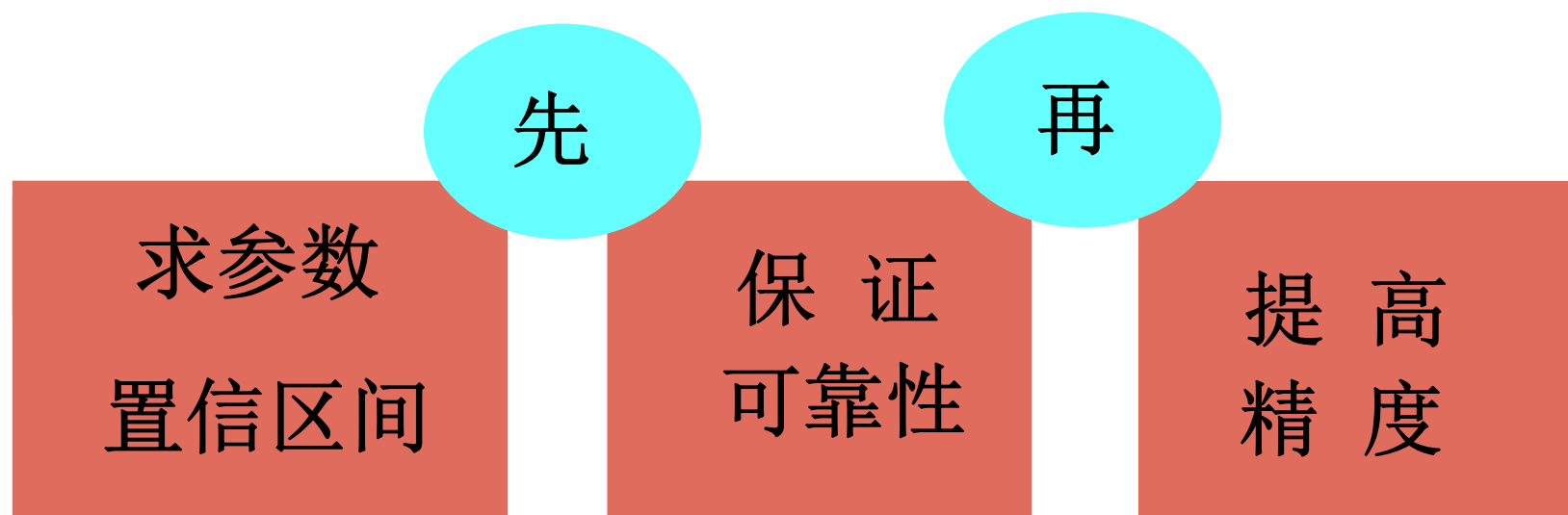
置信区间的含义是：反复抽样多次，每次样本容量相等；每个样本值确定一个区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ ，则在多个区间中，包含 θ 真值的区间所占百分比约为 $1-a$ ，不包含 θ 真值的区间所占百分比约为 a 。

例如，当 置信水平 $1-a = 0.95$ 时，抽样100次，则包含 θ 真值的区间大约有95个，不含 θ 真值的区间约有5个。

几点说明

- 1、置信区间的长度 $(\bar{\theta} - \underline{\theta})$ 反映了估计精度,
 $(\bar{\theta} - \underline{\theta})$ 越小, 估计精度越高.
- 2、 α 反映了估计的可靠度, α 越小, 越可靠.
 α 越小, $1 - \alpha$ 越大, 估计的可靠度越高, 但
这时, $(\bar{\theta} - \underline{\theta})$ 往往增大, 因而估计精度降低.
- 3、 α 确定后, 置信区间的选取方法不唯一,
常选最小的一个.

处理“可靠性与精度关系”的原则



二、置信区间的求法

在求置信区间时，要查表求分位点.

回顾：各种分布的上 α 分位点

定义

若 $P(X > z_{\alpha}) = \alpha$ ，则称 z_{α} 为标准正态

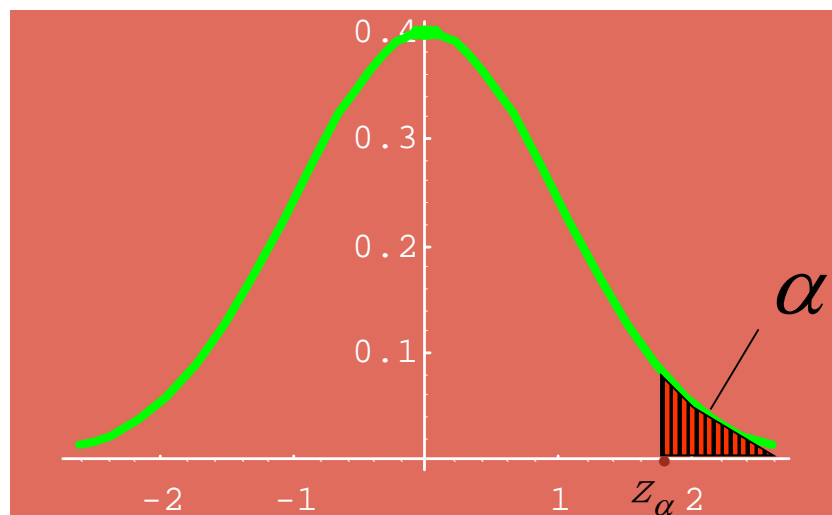
分布的上 α 分位点.

若 $P(|X| > z_{\alpha/2}) = \alpha$ ，则称 $z_{\frac{\alpha}{2}}$ 为标准

正态分布的双侧 α 分位点.

标准正态分布的上 α 分位点图形

$$P(X > z_{\alpha}) = \alpha$$



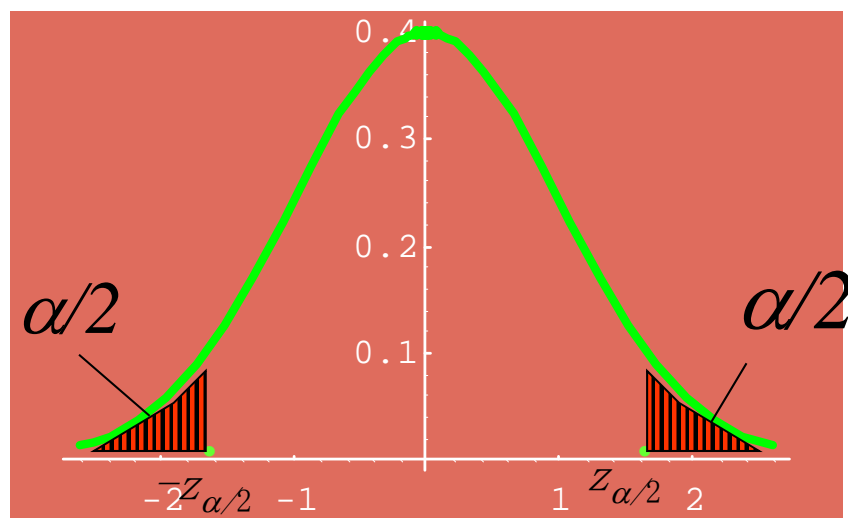
常用数字

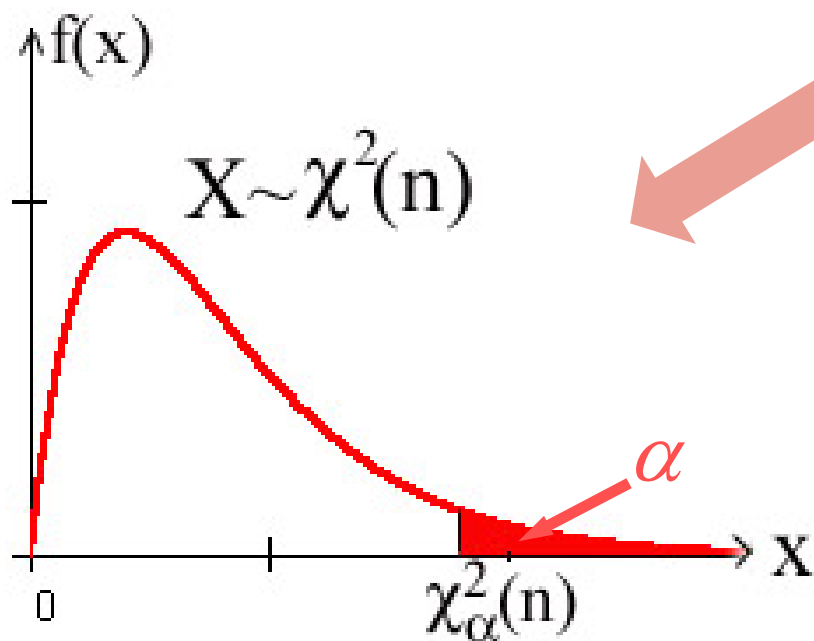
$$z_{0.05} = 1.645$$

$$z_{0.025} = 1.96$$

$$z_{0.005} = 2.575$$

$$P(|X| > z_{\alpha/2}) = \alpha$$



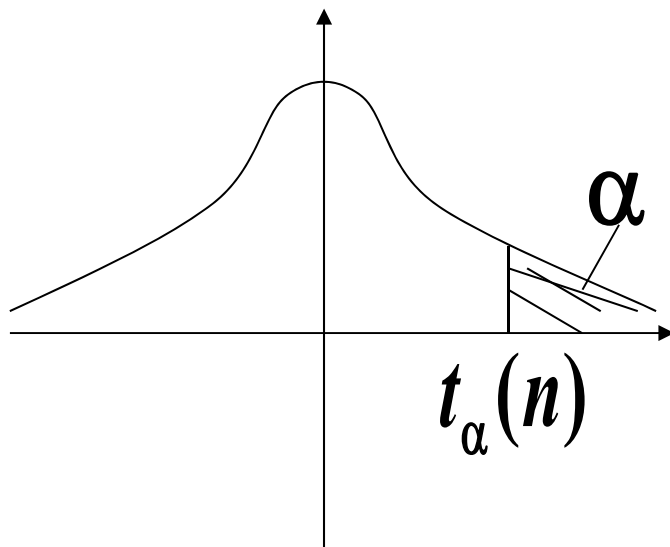


自由度为 n 的
 χ^2 分布的上 α
分位点 $\chi^2_{\alpha}(n)$

$$\chi^2 \sim \chi^2(n)$$



$$P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha}(n)) = \alpha$$

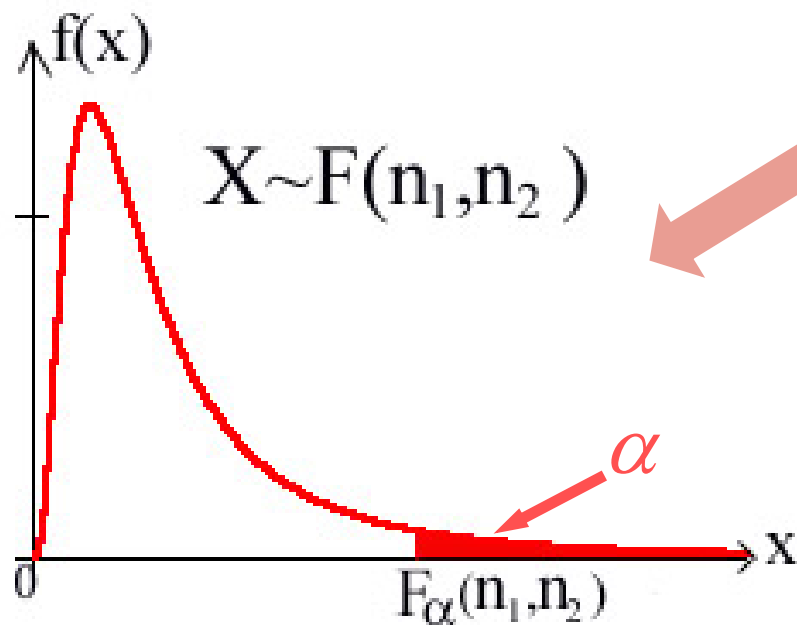


自由度为 n 的
 t 分布的上 α
分位点 $t_{\alpha}(n)$

$$t \sim t(n)$$



$$p(t > t_{\alpha}(n)) = \alpha$$



自由度为 n_1, n_2 的
 F 分布的上 α 分
位点 $F_\alpha(n_1, n_2)$

$$F \sim F(n_1, n_2)$$

\Downarrow

$$P\{F > F_\alpha(n_1, n_2)\} = \alpha$$

例1 设 X_1, \dots, X_n 是取自 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, σ^2 已知
 μ 未知, 求参数 μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间.

解 选 μ 的点估计为 \bar{X} ,

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

明确问题, 是求什么参数的置信区间?
置信水平是多少?

寻找一个待估参数和统计量的函数, 要求其分布为已知.

寻找未知参数的一个良好估计.

有了分布, 就可以求出 Z 取值于任意区间的概率.

对于给定的置信水平, 根据 Z 的分布, 确定一个区间, 使得 Z 取值于该区间的概率为置信水平.

对给定的置信水平 $1 - \alpha$,

查正态分布表得 $z_{\alpha/2}$,

$$\text{使 } P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$

为什么
这样取?



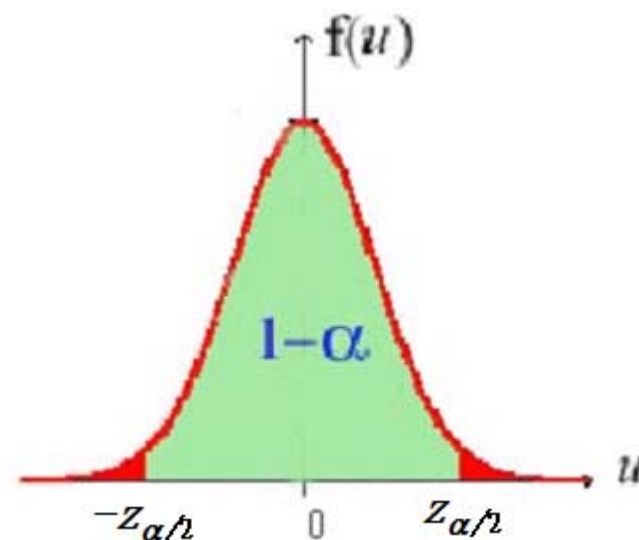
对给定的置信水平 $1-\alpha$,

查正态分布表得 $z_{\alpha/2}$, 使

$$P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$

从中解得

$$P\left\{\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$



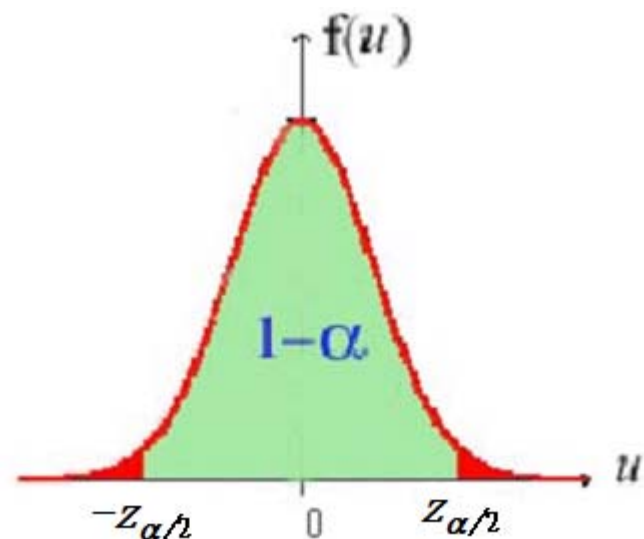
$$P\left\{\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right\} \\ = 1 - \alpha$$

于是所求 μ 的置信区间为

$$\left[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right]$$

也可简记为

$$\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right)$$



从例1解题的过程，我们归纳出求置信区间的一般步骤如下：

1. 明确问题，是求什么参数的置信区间？

置信水平 $1 - \alpha$ 是多少？

2. 寻找参数 θ 的一个良好的估计

$$T(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

3. 寻找一个待估参数 θ 和估计量 T 的函数 $W(T, \theta)$ ，且其分布为已知。

4. 对于给定的置信水平 $1-\alpha$ ，根据 $W(T, \theta)$ 的分布，确定常数 a, b ，使得

$$P(a < W(T, \theta) < b) = 1 - \alpha$$

5. 对 “ $a < W(T, \theta) < b$ ” 作等价变形, 得到如下形式:

$$\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}$$

即

$$P\{\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$$

于是 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 就是 θ 的 $100(1-\alpha)\%$ 的置信区间.

可见，确定区间估计很关键的是要寻找一个待估参数 θ 和估计量 T 的函数 $W(T, \theta)$ ，且 $W(T, \theta)$ 的分布为已知，不依赖于任何未知参数。

而这与总体分布有关，所以，**总体分布的形式是否已知，是怎样的类型，至关重要。**

需要指出的是，给定样本，给定置信水平，置信区间也不是唯一的。

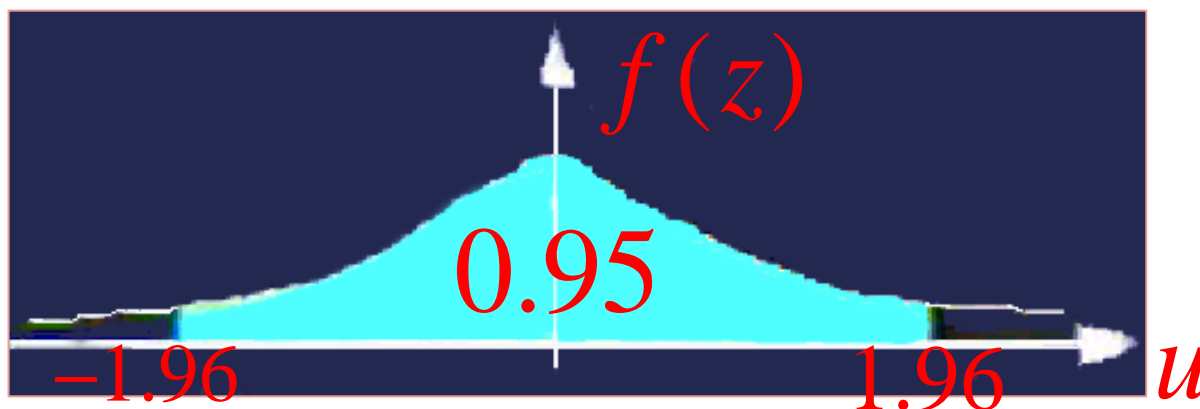
对同一个参数，我们可以构造许多置信区间。
例如，设 X_1, \dots, X_n 是取自 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本， σ^2 已知，求参数 μ 的置信水平为 $1 - \alpha = 0.95$ 的置信区间。

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

由标准正态分布表，对任意 a 、 b ，我们可以求得 $P(a < Z < b)$ 。

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

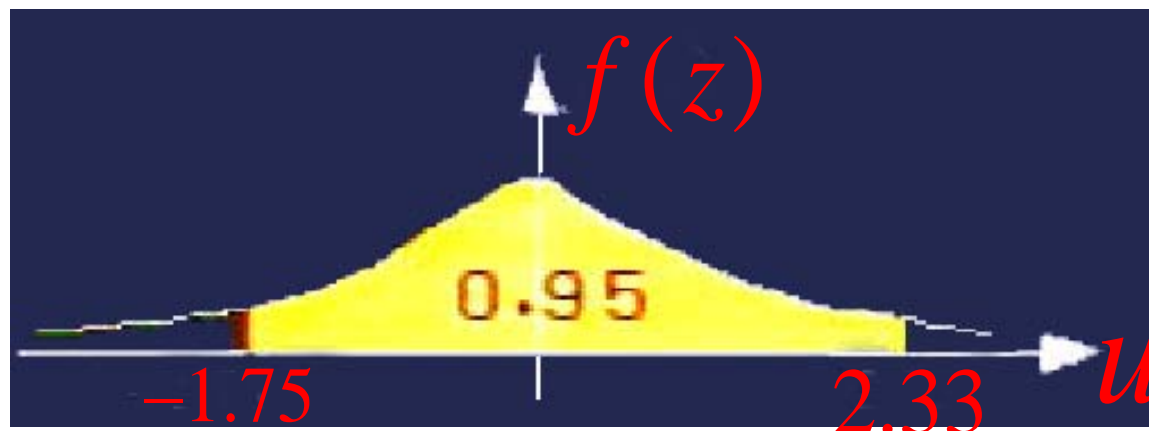
例如, 由 $P(-1.96 \leq Z \leq 1.96) = 0.95$



我们得到均值 μ 的置信水平为 $1 - \alpha = 0.95$ 的置信区间为

$$[\bar{X} - 1.96\sigma/\sqrt{n}, \bar{X} + 1.96\sigma/\sqrt{n}]$$

由 $P(-1.75 \leq Z \leq 2.33) = 0.95$



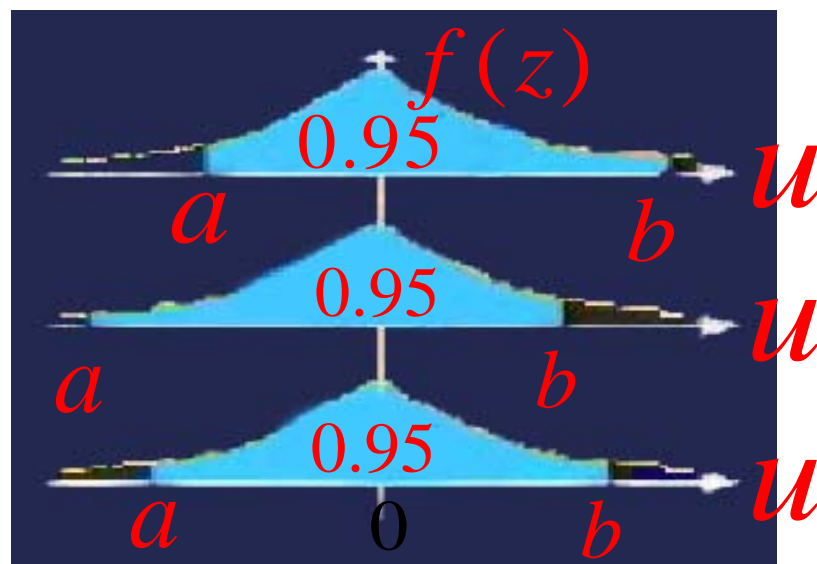
我们得到均值 μ 的置信水平为 $1 - \alpha = 0.95$ 的置信区间为

$$[\bar{X} - 1.75\sigma/\sqrt{n}, \bar{X} + 2.33\sigma/\sqrt{n}]$$

这个区间比前面一个要长一些.

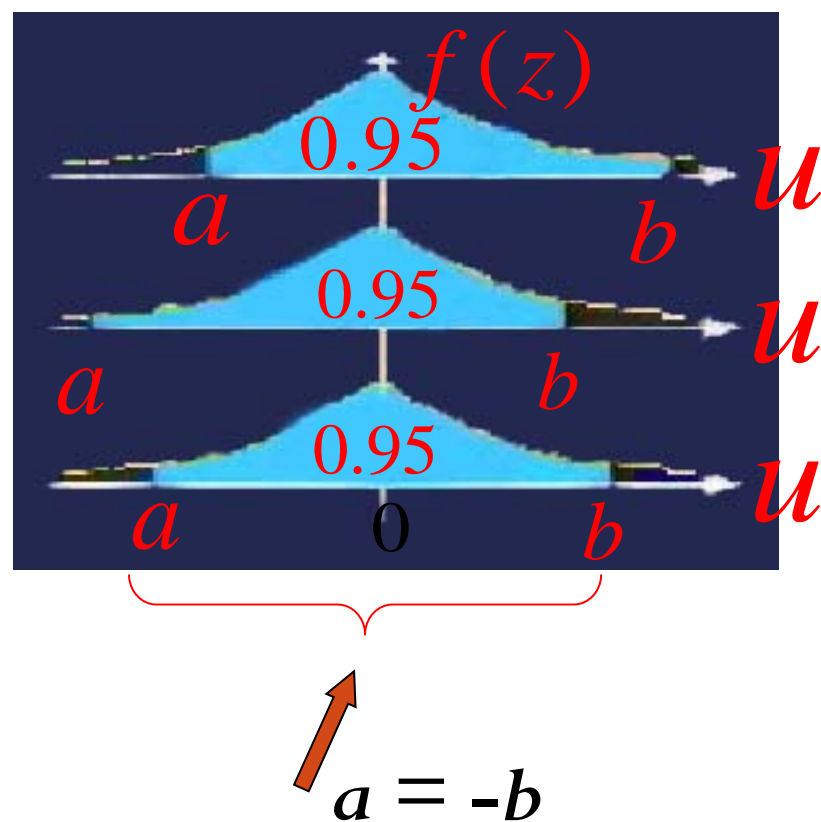
类似地，我们可得到若干个不同的置信区间。

任意两个数 a 和 b ，只要它们的纵标包含 $f(z)$ 下95%的面积，就确定一个95%的置信区间。

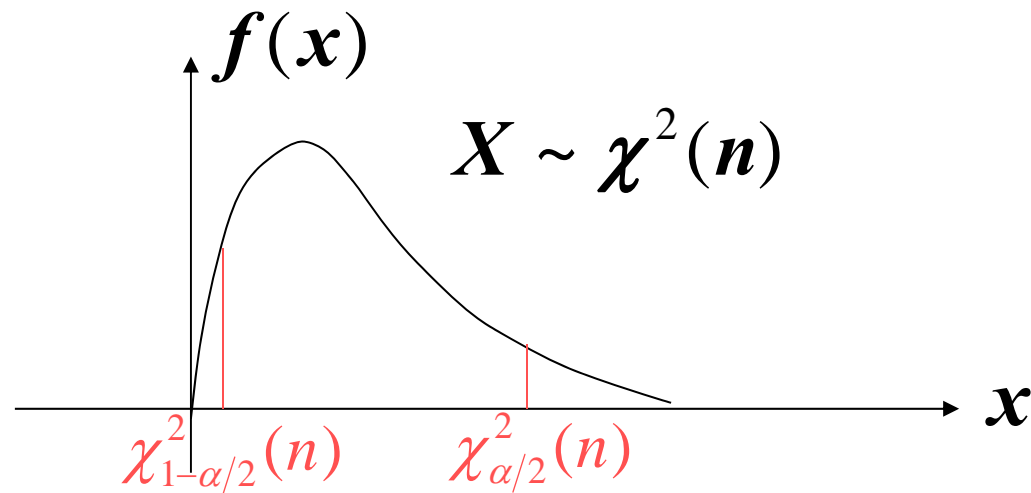


我们总是希望置信区间尽可能短。

在概率密度为单峰且对称的情形，当 $a = -b$ 时求得的置信区间的长度为最短.



即使在概率密度不对称的情形，如 χ^2 分布， F 分布，习惯上仍取对称的分位点来计算未知参数的置信区间。



我们可以得到未知参数的任何置信水平小于 1 的置信区间，并且置信水平越高，相应的置信区间平均长度越长。

也就是说，要想得到的区间估计可靠度高，
区间长度就长，估计的精度就差.这是一对矛盾.

实用中应在保证足够可靠的前提下，尽量使
得区间的长度短一些.

三、单侧置信区间

上述置信区间中置信限都是双侧的，但对于有些实际问题，人们关心的只是参数在一个方向的界限。

例如对于设备、元件的使用寿命来说，平均寿命过长没什么问题，过短就有问题了。



这时,可将置信上限取为 $+\infty$ ，而只着眼于置信下限，这样求得的置信区间叫单侧置信区间。

于是引入单侧置信区间和置信限的定义:

定义 设 θ 是一个待估参数, 给定 $\alpha > 0$,
若由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 确定的统计量

$$\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

对于任意 $\theta \in \Theta$, 满足

$$P\{\theta \geq \underline{\theta}\} = 1 - \alpha$$

则称区间 $[\underline{\theta}, +\infty)$ 是 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的**单侧置信区间**. $\underline{\theta}$ 称为 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的**单侧置信下限**.

若由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 确定的统计量

$$\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

对于任意 $\theta \in \Theta$, 满足

$$P\{\theta \leq \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$$

则称区间 $(-\infty, \bar{\theta}]$ 是 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间. $\bar{\theta}$ 称为 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的单侧置信上限.

例2 从一批灯泡中随机抽取5只作寿命试验，测得寿命 X （单位：小时）如下：

1050, 1100, 1120, 1250, 1280

设灯泡寿命服从正态分布. 求灯泡寿命均值 μ 的置信水平为0.95的单侧置信下限.

解 μ 的点估计取为样本均值 \bar{X} ,

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

方差 σ^2 未知

对给定的置信水平 $1-\alpha$ ，确定分位点 $t_\alpha(n-1)$

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

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

于是得到 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的单侧置信区间为

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

即 μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的单侧置信下限为

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

将样本值代入得

μ 的置信水平为0.95的单侧置信下限是

1065小时

课本表7-1，将各种情况下的区间估计加以了
总结.

作业：课后习题 14、15

练习:

1、随机地取炮弹 10 发做试验, 得炮口速度的标准差 $s = 11(m/s)$, 炮口速度服从正态分布. 求这种炮弹的炮口速度的标准差 σ 的置信水平为 0.95 的置信区间.

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

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

可得到 σ^2 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

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

这里 $\alpha/2 = 0.025, 1-\alpha/2 = 0.975, n-1 = 9,$

$$\chi_{0.025}^2(9) = 19.023, \chi_{0.975}^2(9) = 2.700, s = 11.$$

于是得到 σ 的置信水平为 0.95 的置信区间为

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