



数理统计  
第三章  
区间估计

区间估计的基本概念	
区间估计	对两个统计量 $T_1(X), T_2(X)$ , 若 $T_1(X) \leq T_2(X)$ , 则称 $(T_1(X), T_2(X))$ 为区间估计
置信系数	若一个参数的区间估计 $(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ . 称 $\inf_{\theta \in \Theta} P_{\theta} \left\{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \right\}$ 为此估计区间的置信系数
置信区间	$(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 $\theta$ 的一个区间估计. 对于给定一个 $\alpha \in (0, 1)$ , 如果 $P_{\theta} \left\{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \right\} \geq 1 - \alpha$ 对 $\forall \theta \in \Theta$ 成立. 则称 $(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 $\theta$ 的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间 (confident interval) 特别地, 如果 $P_{\theta} \left\{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \right\} = 1 - \alpha$ 对 $\forall \theta \in \Theta$ 成立. 则称 $(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 $\theta$ 的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的同等置信区间
置信限	$\begin{cases} \text{望目指标: 有目标值} & \text{区间} \\ \text{望大指标: 越大越好} & \text{置信下限 } \hat{\theta}_L: P \left\{ \theta \geq \hat{\theta}_L(X) \right\} \geq 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta \\ \text{望小指标: 越小越好} & \text{置信上限 } \hat{\theta}_U: P \left\{ \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \right\} \geq 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta \end{cases}$
置信域	$\theta \in \mathbb{R}^K$ , 若 $P \{ \theta \in S(X) \} \geq 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta$ , 称区域 $S(X)$ 为 $\theta$ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信域
分位数	$X \sim F$ 称 $\xi_p = \inf \{ X : F(x) \geq p \}$ . 若 $F(x)$ 连续且严增. $\xi_p = F^{-1}(p), P \{ X \leq \xi_p \} = p$
	$U_{\alpha}$ 称为 $N(0, 1)$ 的(上侧) $\alpha$ 分位数. 由分布对称, $U_{\alpha} = -U_{1-\alpha}$

用枢轴量发求置信区间的基本步骤

1. 找一个参数 $\theta$ 的好的点估计 $T(X)$  (一般 $MLE$ ) (充分统计量)
2. 构造 $S(T, \theta)$ . 要求其不含参数. 分布 $T(x) \sim f_T(t, \theta)$ 完全已知. 称 $S(T, \theta)$ 为枢轴量 (感觉就是通过性质往 $\chi^2, t, F$ 或者充分统计量的已知 $PDF$ 上凑一凑)
3. 给定 $\alpha$ . 令 $P_{\theta} \{ a \leq S(T, \theta) < b \} = 1 - \alpha$ . 求出 $a, b$  (取法不唯一, 一般 $a = F_{1-\frac{\alpha}{2}}, b = F_{\frac{\alpha}{2}}$ ), 原则上
$$\begin{cases} a, b \text{ 取法对称 (尾部概率对称)} \\ \downarrow \\ P \{ S(T, \theta) \leq c \} = P \{ S(T, \theta) \leq d \} = \frac{\alpha}{2} \\ \downarrow \\ \text{尽可能使 } b - a \text{ 短} \\ \downarrow \\ \text{条件利用充分} \end{cases}$$
4. 由 $a \leq S(T, \theta) < b$ 反解 $\hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X)$ . 则 $P \{ a \leq S(T, \theta) < b \} = P \left\{ \hat{\theta}_L \leq \theta \leq \hat{\theta}_U \right\} = 1 - \alpha$
- 条件一定要充分利用

单样本正态总体的置信区间, $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$			
求 $\mu$ 的 $C.I$	$\sigma^2$ 已知	$\left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}} \right)$	$P \left\{ \left  \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma} \right  \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$ $\sim N(0, 1)$
	$\sigma^2$ 未知	$\left( \bar{X} - \frac{S_n}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S_n}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right)$	$P \left\{ \left  \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{S_n} \right  \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right\} = 1 - \alpha$ $\sim t(n-1)$
求 $\sigma^2$ 的 $C.I$	$\mu$ 已知	$\left( \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$	$P \left\{ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n) \leq \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n) \right\} = 1 - \alpha$ $\sim \chi^2(n)$
	$\mu$ 未知	$\left( \frac{(n-1)S_n^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S_n^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$	$P \left\{ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \leq \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \right\} = 1 - \alpha$ $\sim \chi^2(n)$

两样本正态总体的置信区间

1. 对 $\mu_1, \mu_2$ 的估计 ( $B-F$ 问题) $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_1, \sigma_1^2), \bar{X} = \frac{1}{m} \sum X_i, S_{1m}^2 = \frac{1}{m-1} \sum (X_i - \bar{X})^2$ $Y_1, \dots, Y_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_2, \sigma_2^2), \bar{Y} = \frac{1}{m} \sum Y_i, S_{2m}^2 = \frac{1}{m-1} \sum (Y_i - \bar{Y})^2$	
$\sigma_1, \sigma_2$ 均已知	$\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\frac{\alpha}{2}} \left( \frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n} \right)$
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知	$\bar{X} - \bar{Y} \pm \frac{\sqrt{m+n}}{\sqrt{mn(m+n-2)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(m+n-2) \sqrt{(m-1)S_{1m}^2 + (n-1)S_{2n}^2}$
$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \theta$ 已知	$\bar{X} - \bar{Y} \pm \frac{\sqrt{m\theta+n}}{\sqrt{mn(m+n-2)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(m+n-2) \sqrt{(m-1)S_{1m}^2 + (n-1)S_{2n}^2/\theta}$
$m = n$	$\bar{z} \pm \frac{\sqrt{\sum (z_i - \bar{z})^2}}{\sqrt{n(n-1)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$
$m, n$ 均充分大	$\bar{X} - \bar{Y} \pm u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{S_{1m}^2/m + S_{2n}^2/n}$
2. 对 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的估计	
$\mu_1, \mu_2$ 均未知时	$\left[ \frac{S_{1m}^2/S_{2n}^2}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)}, \frac{S_{1m}^2/S_{2n}^2}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \right]$
$\mu_1, \mu_2$ 均已知时	$\left[ \frac{S_{1m}^{*2}/S_{2n}^{*2}}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m, n)}, \frac{S_{1m}^{*2}/S_{2n}^{*2}}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m, n)} \right]$

一些特殊情况下的置信区间

- 例:  $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} U(0, \theta)$ , 求 $\theta$ 的 $C.I$   
 $\theta$ 的 $MLE: \hat{\theta} = X_{(n)}$ .  $X_{(n)} \sim f_n(t) = \frac{1}{\theta^n} n t^{n-1}, t \in (0, \theta)$   
令 $S = \frac{X_{\theta}}{\theta}, f_s(s) = n s^{n-1}, s \in (0, 1)$ . 令 $P \left\{ a \leq \frac{X_{(n)}}{\theta} \leq b \right\} = 1 - \alpha$ .  $X_{(n)}$ 分布无法用常用分位数来表示  
但 $\left\{ a \leq \frac{X_{(n)}}{\theta} \leq b \right\} = 1 - \alpha \iff \left\{ \frac{X_{(n)}}{b} \leq \theta \leq \frac{X_{(n)}}{a} \right\} = 1 - \alpha, C.I$ 的区间长度为 $\left( \frac{1}{a} - \frac{1}{b} \right) X_{(n)}$   
求 $CI$ 的过程中令 $\int_a^b n s^{n-1} ds$ , 需使得 $\frac{1}{a} - \frac{1}{b}$ 取 $\min$ . 解得 $b = 1, a = \sqrt[n]{\alpha}, C.I$ 为 $\left( X_{(n)}, \frac{X_{(n)}}{\sqrt[n]{\alpha}} \right)$
1. 无法用常用分位数表示
- 例:  $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} E(\lambda)$ , 求平均寿命 $\frac{1}{\lambda}$ 的 $C.I$   
对产品寿命进行估计. 估计区间只有下界  
 $T = \sum X_i \Rightarrow \frac{1}{\lambda}, E(\lambda) = \Gamma(1, \lambda), T = \sum X_i \sim \Gamma(n, \lambda), 2\lambda T \sim \Gamma \left( n, \frac{1}{2} \right) = \chi^2(2n)$ . 要求的形式:  $P \left\{ \frac{1}{\lambda} \geq \hat{\theta}_L(x) \right\} = 1 - \alpha$  (只求下限)  
因此令 $P \{ 2\lambda T \leq c \} = 1 - \alpha, 2\lambda T \sim \chi^2(2n) \Rightarrow c = \chi_{\alpha}^2(2n) \Rightarrow P \{ a\lambda T \leq \chi_{\alpha}^2(2n) \} = 1 - \alpha \iff P \left\{ \frac{1}{\lambda} \geq \frac{2T}{\chi_{\alpha}^2(2n)} \right\} = 1 - \alpha$   
则 $\frac{1}{\lambda}$ 的置信度为 $1 - \alpha_n$ 的置信下限:  $\frac{2T}{\chi_{\alpha}^2(2n)}$  即 $C.I$ 为 $\left( \frac{2T}{\chi_{\alpha}^2(2n)}, +\infty \right)$
2. 置信区间只有单侧
- 例:  $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} b(1, p)$ , 求 $p$ 的 $C.I$   
 $T = \sum X_i \Rightarrow p, T = \sum X_i \sim B(n, p)$ . 无法构造枢轴量.  
但知道极限分布 $\frac{T-np}{\sqrt{npq}} \xrightarrow{L} N(0, 1)$ . 则 $P \left\{ -u_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{T-np}{\sqrt{npq}} \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$   
由 $-u_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{T-np}{\sqrt{npq}} \leq u_{\frac{\alpha}{2}}$ , 解得 $p$ 的 $C.I$ 为 $\frac{n}{n+u_{\frac{\alpha}{2}}^2} \left( \bar{X} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{2n} \pm \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{4n^2}} \right)$
3. 无法直接计算 $C, I$ . 只能在大样本情况下使用渐近分布
- 例:  $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} p(\lambda)$ , 求 $\lambda$ 的 $C.I$   
 $T = \sum X_i \sim P(n\lambda)$ , 类似地,  $\frac{T-n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \xrightarrow{L} N(0, 1)$ .  $\left| \frac{T-n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \right| \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow \lambda$ 的 $C.I$ 为 $\bar{X} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{2n} \pm u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{4n^2} + \frac{\bar{X}}{n}}$

信念分布

设有一样本 $X \sim N(\theta, 1)$ . 则 $\bar{X} \sim N \left( \theta, \frac{1}{n} \right) \Rightarrow \sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \sim N(0, 1)$   
 $P \left\{ \sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \right\} = \Phi(t) \Rightarrow P \left\{ \theta > \bar{X} - \frac{t}{\sqrt{n}} \right\} = \Phi(t) \Rightarrow P \left\{ \theta < \bar{X} - \frac{t}{\sqrt{n}} \right\} = 1 - \Phi(t)$   
 $P \{ \theta < u \} = 1 - \Phi \left( \sqrt{n}(\bar{X} - \mu) \right)$  如果将 $\theta$ 视作随机变量:  $F(\theta) = 1 - \Phi \left( \sqrt{n}(\bar{X} - \mu) \right)$   
但注意到 $\theta$ 是常数. 不能存在分布. 我们称此处的 $F(\theta)$ 为信念分布 (fiducial distribution)