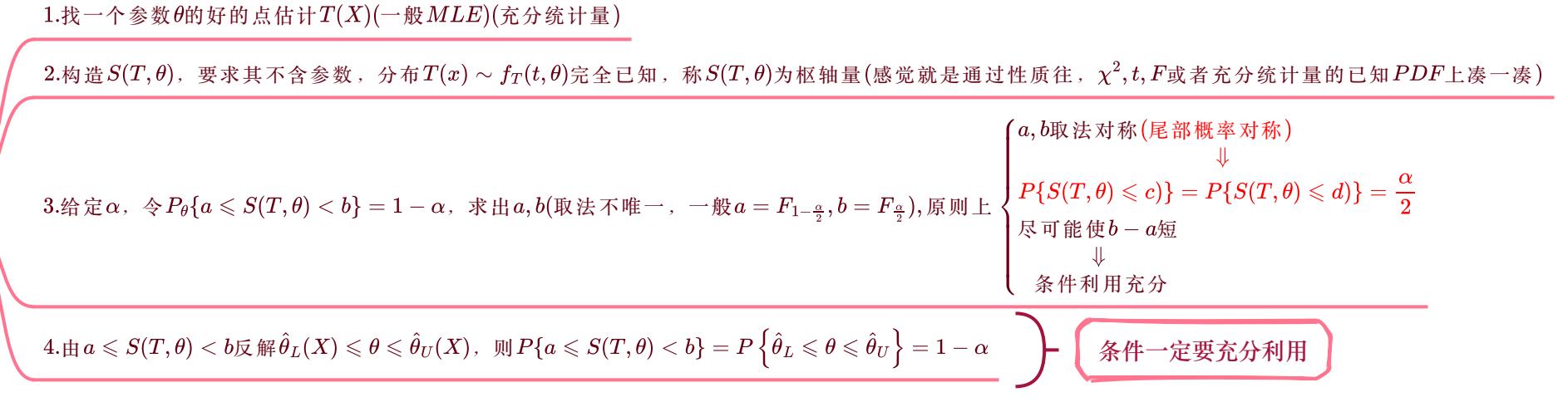


区间估计的基本概念

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 $\inf_{\theta \in \Theta} P_\theta \{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \}$ 为此估计区间的置信系数
置信区间	$(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 θ 的一个区间估计。对于给定一个 $\alpha \in (0, 1)$, 如果 $P_\theta \{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \} \geq 1 - \alpha$ 对 $\forall \theta \in \Theta$ 成立 则称 $(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 θ 的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间 (confident interval) 特别地, 如果 $P_\theta \{ \hat{\theta}_L(X) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \} = 1 - \alpha$ 对 $\forall \theta \in \Theta$ 成立, 则称 $(\hat{\theta}_L(X), \hat{\theta}_U(X))$ 为 θ 的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的等置信区间
置信限	$\begin{cases} \text{望目指标: 有目标值} & \text{区间} \\ \text{望大指标: 越大越好} & \text{置信下限 } \hat{\theta}_L : P \{ \theta \geq \hat{\theta}_L(X) \} \geq 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta \\ \text{望小指标: 越小越好} & \text{置信上限 } \hat{\theta}_U : P \{ \theta \leq \hat{\theta}_U(X) \} \geq 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta \end{cases}$
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 θ 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_α 称为 $N(0, 1)$ 的 (上侧) α 分位数, 由分布对称, $U_\alpha = -U_{1-\alpha}$

用枢轴量发求置信区间的步骤



单样本正态总体的置信区间, $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$

求 μ 的 C.I	σ^2 已知	$\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}} \right)$	$P \left\{ \left \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma} \right \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$ $\sim N(0, 1)$
	σ^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 σ^2 的 C.I	μ 已知	$\left(\frac{\sum(X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{\sum(X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$	$P \left\{ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n) \leq \frac{\sum(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n) \right\} = 1 - \alpha$ $\sim \chi^2(n)$
	μ 未知	$\left(\frac{(n-1)S_n^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S_n^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$	$P \left\{ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \leq \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \right\} = 1 - \alpha$ $\sim \chi^2(n)$



数理统计 第三章 区间估计

两样本正态总体的置信区间

1. 对 μ_1, μ_2 的估计 ($B - F$ 问题)	
$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} N(\mu_1, \sigma_1^2), \bar{X} = \frac{1}{m} \sum X_i, S_{1m}^2 = \frac{1}{m-1} \sum (X_i - \bar{X})^2$	
$Y_1, \dots, Y_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} N(\mu_2, \sigma_2^2), \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum Y_i, S_{2n}^2 = \frac{1}{n-1} \sum (Y_i - \bar{Y})^2$	
σ_1, σ_2 均已知	
$\bar{X} - \bar{Y} \mp u_{\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n} \right)$	
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知	$\bar{X} - \bar{Y} \mp \frac{\sqrt{m+n}}{\sqrt{mn(m+n-2)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(m+n-2) \sqrt{(m-1)S_{1m}^2 + (n-1)S_{2n}^2}$
$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \theta$ 已知	$\bar{X} - \bar{Y} \mp \frac{\sqrt{m\theta+n}}{\sqrt{mn(m+n-2)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(m+n-2) \sqrt{(m-1)S_{1m}^2 + (n-1)S_{2n}^2 / \theta}$
$m = n$	$\bar{z} \mp \frac{\sqrt{\sum(z_i - \bar{z})}}{\sqrt{n(n-1)}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$
m, n 均充分大	$\bar{X} - \bar{Y} \mp u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{S_{1m}^2/m + S_{2n}^2/n}$

2. 对 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的估计	
μ_1, μ_2 均未知时	$\left[\frac{S_{1m}^2/S_{2n}^2}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)}, \frac{S_{1m}^2/S_{2n}^2}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1, n-1)} \right]$
μ_1, μ_2 均已知时	$\left[\frac{S_{1m}^{*2}/S_{2n}^{*2}}{F_{\frac{\alpha}{2}}(m, n)}, \frac{S_{1m}^{*2}/S_{2n}^{*2}}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m, n)} \right]$

例: $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} U(0, \theta)$, 求 θ 的 C.I
 θ 的 MLE: $\hat{\theta} = X_{(n)}$, $X_{(n)} \sim f_n(t) = \frac{1}{\theta^n} nt^{n-1}, t \in (0, \theta)$
 $\text{令 } S = \frac{X_{(n)}}{\theta}, f_s(s) = ns^{n-1}, s \in (0, 1)$. 令 $P \{ a \leq \frac{X_{(n)}}{\theta} \leq b \} = 1 - \alpha$, $X_{(n)}$ 分布无法用常用分位数来表示
 $\text{但 } \left\{ a \leq \frac{X_{(n)}}{\theta} \leq b \right\} = 1 - \alpha \iff \left\{ \frac{X_{(n)}}{b} \leq \theta \leq \frac{X_{(n)}}{a} \right\} = 1 - \alpha$, C.I 的区间长度为 $\left(\frac{1}{a} - \frac{1}{b} \right) X_{(n)}$
 $\text{求 CI 的过程中令 } \int_a^b ns^{n-1} ds, \text{ 需使得 } \frac{1}{a} - \frac{1}{b} \text{ 取 min. 解得 } b = 1, a = \sqrt[n]{\alpha}, \text{ C.I 为 } \left(X_{(n)}, \frac{X_{(n)}}{\sqrt[n]{\alpha}} \right)$

一些特殊情况下的置信区间

2. 置信区间只有单侧

例: $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} E(\lambda)$, 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 $\text{令 } P\{2\lambda T \leq c\} = 1 - \alpha, 2\lambda T \sim \chi^2(2n) \Rightarrow c = \chi^2_{\alpha}(2n) \Rightarrow P\{a\lambda T \leq \chi^2_{\alpha}(2n)\} = 1 - \alpha \iff P\left\{ \frac{1}{\lambda} \geq \frac{2T}{\chi^2_{\alpha}(2n)} \right\} = 1 - \alpha$
则 $\frac{1}{\lambda}$ 的置信度为 $1 - \alpha_n$ 的置信下限: $\frac{2T}{\chi^2_{\alpha}(2n)}$ 即 C.I 为 $\left(\frac{2T}{\chi^2_{\alpha}(2n)}, +\infty \right)$

例: $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} b(1, p)$, 求 p 的 C.I

$T = \sum X_i \Rightarrow p, T \sim \sum X_i \sim B(n, p)$, 无法构造枢轴量.
但知道极限分布 $\frac{T - np}{\sqrt{npq}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$, 则 $P\left\{ -u_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{T - np}{\sqrt{npq}} \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$
由 $-u_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{T - np}{\sqrt{npq}} \leq u_{\frac{\alpha}{2}}$, 得解 p 的 C.I 为 $\frac{n}{n+u_{\frac{\alpha}{2}}^2} \left(\bar{X} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{2n} \mp \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{4n^2}} \right)$

3. 无法直接计算 C.I, 只能在大样本情况下使用渐进分布

例: $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{IID}}{\sim} p(\lambda)$, 求 λ 的 C.I

$T = \sum X_i \sim P(n\lambda)$, 类似地, $\frac{T - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$. $\left| \frac{T - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \right| \leq u_{\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow \lambda$ 的 C.I 为 $\bar{X} + \frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{2n} \mp \sqrt{\frac{u_{\frac{\alpha}{2}}^2}{4n^2} + \frac{\bar{X}}{n}}$

信念分布

设有一样本 $X \sim N(\theta, 1)$, 则 $\bar{X} \sim N\left(\theta, \frac{1}{n}\right) \Rightarrow \sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \sim N(0, 1)$

$P\{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \leq t\} = \Phi(t) \Rightarrow P\left\{ \theta > \bar{X} - \frac{t}{\sqrt{n}} \right\} = \Phi(t) \Rightarrow P\left\{ \theta < \bar{X} - \frac{t}{\sqrt{n}} \right\} = 1 - \Phi(t)$

$P\{\theta < u\} = 1 - \Phi\left(\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)\right)$ 如果将 θ 视作随机变量: $F(\theta) = 1 - \Phi\left(\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)\right)$

但注意到 θ 是常数, 不能存在分布. 我们称此处的 $F(\theta)$ 为信念分布 (fiducial distribution)