在经典的区间估计中, $P(\theta \in [0.262, 1.184])$ 没有意义.

置信区间的含义为:

置信水平为90%的同等置信区间(的实现)[$\hat{\theta}_L(\tilde{x}), \hat{\theta}_U(\tilde{x})$] 意味着在一串同样(是指,独立重复)的置信区间的实现中,平均来讲,有90%的区间包含未知参数 θ ,从而这一个(实现)[$\hat{\theta}_L(\tilde{x}), \hat{\theta}_U(\tilde{x})$]有90%的机会包含未知参数 θ .

而在Bayes 统计理论中, θ 是随机变量, 我们可以说 θ 落入区间[0.262, 1.184]的概率是多少.

 $\partial_{\pi}(\theta|\tilde{x})$ 是给定 $\tilde{X} = \tilde{x}$ 后, θ 的后验分布, 称

$$\mathsf{P}(\theta \in A|\widetilde{x}) = \int_{A} \pi(\theta|\widetilde{x}) d\theta$$

为A关于 θ 的可信概率(credible probability).

Definition

设参数 θ 的后验分布为 $\pi(\theta|\tilde{x})$. 对给定的 $1-\alpha$, 若存在 $\theta_L=\theta_L(\tilde{x})$ 与 $\theta_U=\theta_U(\tilde{x})$, 使得

$$P(\theta_L \le \theta \le \theta_U | \widetilde{x}) \ge 1 - \alpha,$$

则称区间[θ_L , θ_U]为参数 θ 的可信水平为 $1-\alpha$ 的可信区间(Credible Interval) (注意区分Confidence Interval). 若

$$P(\theta \ge \theta_L | \widetilde{x}) \ge 1 - \alpha,$$

则称 θ_L 为参数 θ 的可信水平为 $1-\alpha$ 的单侧可信下限.

同样可以定义单侧可信上限.

Example

在截尾寿命试验中,设 $s_r = t_{(1)} + \cdots + t_{(r)} + (n-r)t_{(r)}$ 为观察到的总试验时间. 取倒gamma分布 $\Gamma^{-1}(a,\lambda)$ 为平均寿命 θ 的先验分布, 求 θ 的 $(1-\alpha)*100\%$ 可信下限.

记
$$\widetilde{t} = (t_{(1)}, \cdots, t_{(r)}),$$
则

$$\theta | \widetilde{t} \sim \Gamma^{-1}(a+r, \lambda + s_r),$$

即

$$\theta^{-1}|\widetilde{t} \sim \Gamma(a+r,\lambda+s_r).$$

所以

$$2(\lambda + s_r)\theta^{-1}|\widetilde{t} \sim \Gamma(a+r, 1/2) = \chi^2(2(a+r)).$$

取

$$\theta_L = \frac{2(\lambda + s_r)}{\chi_\alpha^2(2(a+r))},$$

则有

$$\mathsf{P}\left(\theta \geq \theta_L | \widetilde{t}\right) = \mathsf{P}\left(2(\lambda + s_r)\theta^{-1} \leq \chi_\alpha^2(2(a+r)) | \widetilde{t}\right) = 1 - \alpha.$$

 θ_L 即为所求的单侧可信下限.

设在彩电寿命试验中, 取若干台彩电同时开始试验, 共试验了40000小时, 还没有发现有失效的彩电. 这时, r=0, $s_r=40000$. 而由先验信息知a=1.956, $\lambda=2868$. 从而 θ 的90%可信下限为

$$\theta_L = \frac{2(2868 + 40000)}{\chi^2_{0.1}(3.912)} \approx \frac{2 \times 42868}{\chi^2_{0.1}(4)} = \frac{2 \times 42868}{7.779} \approx 11021(小时).$$

置信区间与Bayes 可信区间含义不同:

- 90% 置信区间[$\hat{\theta}_L(\tilde{x})$, $\hat{\theta}_U(\tilde{x})$] 意味着在一串同样(是指, 独立重复)的置信区间的实现中, 平均来讲, 有90% 的区间包含未知参数 θ , 从而这一个(实现)[$\hat{\theta}_L(\tilde{x})$, $\hat{\theta}_U(\tilde{x})$] 客观上有90% 的机会包含未知参数 θ ;
- 90% 可信区间[$\hat{\theta}_L(\tilde{x})$, $\hat{\theta}_U(\tilde{x})$] 意味着实验者结合先验信息和试验信息后, 主观上有90%的把握说,未知参数 θ 落入这一个区间[$\hat{\theta}_L(\tilde{x})$, $\hat{\theta}_U(\tilde{x})$]中.

Example

设 $\widetilde{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是取自两点分布B(1, p)的样本, 取beta分布Beta(a, b)为先验分布, 求p的 $(1 - \alpha) * 100\%$ 的可信区间.

解: 记
$$T = \sum_{i=1}^n X_i$$
, $t = \sum_{i=1}^n x_i$. 我们要取 $\widehat{p}_L^B < \widehat{p}_U^B$ 使得

$$\mathsf{P}\big(\widehat{p}_L^B \le p \le \widehat{p}_U^B \big| \widetilde{x}\big) = 1 - \alpha,$$

其中

$$p|_{\widetilde{x}} \sim Beta(t+a, n-t+b).$$

注意到

$$\frac{2(n-t+b)}{2(t+a)} \frac{p}{1-p} \Big|_{\widetilde{x}} \sim F(2(t+a), 2(n-t+b)).$$

所以只要取

$$\frac{2(n-t+b)}{2(t+a)} \frac{\widehat{p}_L^B}{1-\widehat{p}_L^B} = F_{1-\alpha/2}(2(t+a), 2(n-t+b)),$$

$$\frac{2(n-t+b)}{2(t+a)} \frac{\widehat{p}_U^B}{1-\widehat{p}_U^B} = F_{\alpha/2}(2(t+a), 2(n-t+b)),$$

即得到 $(1-\alpha)*100\%$ 可信区间 $[\hat{p}_L^B, \hat{p}_U^B]$.

当先验分布为均匀分布U(0,1)时,

$$\frac{2(n-t+1)}{2(t+1)} \frac{\widehat{p}_L^B}{1-\widehat{p}_L^B} = F_{1-\alpha/2}(2(t+1), 2(n-t+1)),$$

$$\frac{2(n-t+1)}{2(t+1)} \frac{\widehat{p}_U^B}{1-\widehat{p}_U^B} = F_{\alpha/2}(2(t+1), 2(n-t+1)).$$

而 $(1-\alpha)*100\%$ 置信区间 $[\hat{p}_L,\hat{p}_U]$ 的上下限为

$$\frac{2(n-t+1)}{2t} \frac{\widehat{p}_L}{1-\widehat{p}_L} = F_{1-\alpha/2}(2t, 2(n-t+1)),$$
$$\frac{2(n-t)}{2(t+1)} \frac{\widehat{p}_U}{1-\widehat{p}_U} = F_{\alpha/2}(2(t+1), 2(n-t)).$$

可以验证

$$\widehat{p}_L < \widehat{p}_L^B < \widehat{p}_U^B < \widehat{p}_U.$$