

第九章 单元产的可靠性评估

内 容 提 要



§ 9-3 常用失效分布类型单元 产品的可靠性评估

三、单元产品的结构可靠性评估

四、单元产品的平均寿命评估

(一)用完全寿命试验数据评估

(二)用截（切）尾寿命试验数据评估

习 题 九 答 案

三、单元产品的结构可靠性评估

单元产品**结构可靠性**同性能可靠性一样，**可用正态分布描述**。

设结构强度为 X_S ，结构应力为 X_L 。

产品结构可靠性定义：

$$R = P(X_S > X_L) = P(Z > 0)$$

式中 $Z = X_S - X_L$ 为强度裕度。

$$Z \sim N(\mu_Z, \sigma_Z^2)$$

其中

$$\mu_Z = \mu_S - \mu_L$$

$$\sigma_Z = \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_L^2}$$

设

$$K_R = \frac{\mu_Z}{\sigma_Z} = \frac{\mu_S - \mu_L}{\sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_L^2}}$$

则结构可靠性为

$$R = \phi \left[\frac{\mu_S - \mu_L}{\sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_L^2}} \right] = \phi(K_R)$$

K_R 为正态分布上侧分位数。由 $K_R \rightarrow$
表7-2或附表1 $\rightarrow R$ 。

1. 产品结构可靠性的点估计

产品结构可靠性的点估计计算公式：

$$\hat{R} = \phi \left[\frac{\hat{\mu}_S - \hat{\mu}_L}{\sqrt{\hat{\sigma}_S^2 + \hat{\sigma}_L^2}} \right] = \phi \left[\frac{\bar{x}_S - \bar{x}_L}{\sqrt{S_S^2 + S_L^2}} \right] \quad (9-20)$$

式(9-20)中的参数可按以下公式计算:

$$\hat{\mu}_S = \bar{x}_S = \frac{1}{n_S} \sum_{i=1}^{n_S} x_{Si}$$

$$\hat{\mu}_L = \bar{x}_L = \frac{1}{n_L} \sum_{i=1}^{n_L} x_{Li}$$

$$\hat{\sigma}_S^2 = S_S^2 = \frac{1}{n_S} \sum_{i=1}^{n_S} (x_{Si} - \bar{x}_S)^2$$

$$\hat{\sigma}_L^2 = S_L^2 = \frac{1}{n_L} \sum_{i=1}^{n_L} (x_{Li} - \bar{x}_L)^2$$

2. 产品结构可靠性的区间估计

(1) 产品母体未知: μ_S, σ_S 和 μ_L, σ_L

这种情况按以下公式计算:

$$\left. \begin{aligned} \bar{Z} &= \bar{x}_S - \bar{x}_L \\ S_Z^2 &= S_S^2 + S_L^2 \end{aligned} \right\} (9-21)$$

$$n_Z = \frac{(\sigma_S^2 + \sigma_L^2)^2}{\frac{\sigma_S^4}{n_S - 1} + \frac{\sigma_L^4}{n_L - 1}} + 1 \approx \frac{(S_S^2 + S_L^2)^2}{\frac{S_S^4}{n_S - 1} + \frac{S_L^4}{n_L - 1}} + 1 \quad (9-22)$$

$$n \approx \frac{S_Z^2}{\frac{S_S^2}{n_S} + \frac{S_L^2}{n_L}} \quad (9-23)$$

当 $n_S = n_L = n$ 时, 折合试验数为 n , 综合试验测数为 n_Z , 由式(9-22)可得:

$$n_Z \approx \frac{(n-1)(S_S^2 + S_L^2)^2}{S_S^4 + S_L^4} + 1 \quad (9-24)$$

根据子样求结构可靠性置信下限时, 设 K 为可靠性裕度统计允许限系数, K 由下式计算。

$$K = \frac{\bar{Z}}{S_Z} \quad (9-25)$$

综合试验数 n_z 的单侧统计允许限系数 K' 由下式计算。

$$K' = K \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{n_z}} \quad (9-26)$$

当已知GAMMA $\gamma=1-\alpha$ 和 N_z , 根据式(9-26)求出 $K' \rightarrow$ 附表6 $\rightarrow R'$ (即表中 p) \rightarrow 结构可靠性置信下限 R_L^*

$$R_L^* = \phi(K_R) = \phi \left[\sqrt{\frac{n_z}{n}} \phi^{-1}(R') \right] \quad (9-27)$$

例9-5 已知某构件强度、应力服从正态分布，
 已知其参数： $\bar{x}_S = 45\text{N/cm}^2$ ， $S_S = 2.8\text{N/cm}^2$ ，
 $n_S = 12$ ， $\bar{x}_L = 36.5\text{N/cm}^2$ ， $S_L = 2.0\text{N/cm}^2$ ， $n_L = 8$ 。

求此构件可靠性置信下限，置信度 $=1 - \alpha = 0.9$ 。

解：(1) 由式(9-21)求综合子样均值和方差

$$\bar{Z} = \bar{x}_S - \bar{x}_L = 45 - 36.5 = 8.5(\text{N/cm}^2)$$

$$S_Z^2 = S_S^2 + S_L^2 = 2.8^2 + 2.0^2 = 11.84(\text{N/cm}^2)^2$$

(2) 由式(9-22~23)求综合试验数和折合试验数

$$n_Z \approx \frac{(S_S^2 + S_L^2)^2}{\frac{S_S^4}{n_S - 1} + \frac{S_L^4}{n_L - 1}} + 1 = \frac{(2.8^2 + 2.0^2)^2}{\frac{2.8^4}{12 - 1} + \frac{2.0^4}{8 - 1}} + 1 = 18.8$$

$$n \approx \frac{S_Z^2}{\frac{S_S^2}{n_S} + \frac{S_L^2}{n_L}} = \frac{11.84}{\frac{2.8^2}{12} + \frac{2.0^2}{8}} = 10.266$$

(3) 由式(9-25)计算可靠性裕度统计允许限系数 K :

$$K = \frac{\bar{Z}}{S_Z} = \frac{8.5}{\sqrt{11.84}} = 2.470$$

由式(9-26)计算综合试验数 n_z 的单侧统计允许限系数 K' :

$$K' = K \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{n_z}} = 2.47 \sqrt{\frac{10.266}{18.8}} = 1.825$$

(4) 查表确定 R'

根据 $\gamma = 1 - \alpha = 0.9$, $n_z = 18.8$ 和 $K' = 1.825$

反查附表6并插值可得: $R' = 0.904$

(5) 求结构可靠性置信下限 R_L^*

根据 $R' = 0.904$ 查附表1(续) 得

$$\phi^{-1}(R') = 1.304685$$

将 $\phi^{-1}(R') = 1.304685$ 代入式 (9-27) 得

$$\begin{aligned} R_L^* &= \phi \left[\sqrt{\frac{n_z}{n}} \phi^{-1}(R') \right] = \phi \left(\sqrt{\frac{18.8}{10.266}} \times 1.304685 \right) \\ &= \phi(1.765566) = 0.96 \quad (\text{查附表1并插值}) \end{aligned}$$

(2) 已知 μ_L, σ_L 和未知 μ_S, σ_S 或已知 μ_S, σ_S 和未知 μ_L, σ_L

上述是(1)情况的特例，只需将已知母体参数视为子样容量趋于 ∞ ，其余处理方法同(1)。

例 9-6 某高压气瓶进行15次爆破试验,爆破压力子样均值和标准差:

$$\bar{x}_S = 350\text{N/cm}^2, S_S = 20\text{N/cm}^2$$

该气瓶的高压气源压力标准为:

$$\mu_L = 200\text{N/cm}^2, \sigma_L = 2\text{N/cm}^2$$

求 该气瓶构件可靠性置信下限,
置信度 $=1 - \alpha = 0.9$ 。

解：(1) 计算 \bar{Z}, S_Z^2

由式 (9-21) 得

$$\bar{Z} = \bar{x}_S - \mu_L = 350 - 200 = 150(\text{N/cm}^2)$$

$$S_Z^2 = S_S^2 + \sigma_L^2 = 20^2 + 2^2 = 404(\text{N/cm}^2)^2$$

(2) 计算 n_Z, n

将 $n_L = \infty$ 代入式 (9-22) 和式 (9-23) 得

$$\begin{aligned} n_Z &\approx \frac{(S_S^2 + S_L^2)^2}{\frac{S_S^4}{n_S - 1} + \frac{S_L^4}{n_L - 1}} + 1 = \frac{(n_S - 1)(S_S^2 + \sigma_L^2)^2}{S_S^4} + 1 \\ &= \frac{(15 - 1) \times 404^2}{20^4} + 1 = 15.28 \end{aligned}$$

$$n \approx \frac{S_Z^2}{\frac{S_S^2}{n_S} + \frac{S_L^2}{n_L}} = \frac{n_S S_Z^2}{S_S^2} = \frac{15 \times 404}{20^2} = 15.15$$

(3) 计算 K, K'

由式(9-25)得 $K = \frac{\bar{Z}}{S_Z} = \frac{150}{\sqrt{404}} = 7.4628$

由式(9-26)得 $K' = K \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{n_Z}} = 7.4628 \sqrt{\frac{15.15}{15.28}} = 7.4310$

(4) 查表求 R'

由 $\text{GAMMA} = 1 - \alpha = 0.9, n_Z = 15.28, K' = 7.4310$

反查附表6得

$$R' \approx 0.9999$$

(5) 求 R_L^*

根据 $R' = 0.9999$,

查表7-2得 $\phi^{-1}(R') = 3.719$,

$\phi^{-1}(R') = 3.719$ 代入式 (9-27) 得

$$\begin{aligned} R_L^* &= \phi \left[\sqrt{\frac{n_Z}{n}} \phi^{-1}(R') \right] = \phi \left[\sqrt{\frac{15.28}{15.15}} \times 3.719 \right] \\ &= \phi(3.7434922) \\ &= 0.9999 \text{ (查附表1)} \end{aligned}$$

四、单元产品的平均寿命评估

单元产品的平均寿命评估可用指数分布来描述。

(一)用完全寿命试验数据评估

某些产品，如电子产品，做寿命试验可得到以下失效分布函数：

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

式中 λ —— 失效率，为常数；

$\theta = \frac{1}{\lambda}$ —— 平均寿命。

这样的产品称做指数分布寿命型产品。

设取子样产品数量为 n ，测得寿命数据 t_1, t_2, \dots, t_n ，据概率论可求得出现 t_1, t_2, \dots, t_n 的概率 $L(\lambda)$ 为：

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(t_i) \Delta t = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n t_i} (\Delta t)^n \quad (9-28)$$

1. 产品平均寿命的点估计 (用极大似然法解)

$$\frac{d \ln(\lambda)}{d\lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n t_i = 0$$

$$\text{解得 } \hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} = \frac{n}{T}$$

即单元产品平均寿命的点估计值 $\hat{\theta}$ 为:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{\hat{\lambda}} = \frac{T}{n} \quad (9-29)$$

式中 T — 子样产品试验的总时间;

n — 子样产品的个数。

2. 产品平均寿命的区间估计

如果给定一个较小的百分数 α , $C_1 < 1$ 使得

$$P(\theta \geq C_1 \hat{\theta}) = 1 - \alpha = \gamma \quad (9-30)$$

$C_1 \hat{\theta}$ 是在置信度 γ 之下平均寿命 θ 的置信下限。

式(9-30)也可写成式(9-31)形式

$$P(\lambda \leq \frac{1}{C_1} \hat{\lambda}) = 1 - \alpha = \gamma \quad (9-31)$$

式中 $\frac{\hat{\lambda}}{C_1}$ 是在 γ 之下 λ 的置信上限。

从式(9-29)可看出 $T = \sum_{i=1}^n t_i$ ，即需要对 n 个样品全部试验到失效才能得到。

这显然对于长寿命电子元器件是不现实的，应进行截（切）尾寿命试验。

(二)用截（切）尾寿命试验数据评估

1. 用截（切）尾寿命试验分类

按截尾方式可分为

- 定时寿命试验
- 定数寿命试验
- 逐步切尾寿命试验

逐步使部分试验样品在不同时间内停止试验。

按试验过程中元件是
否有替换又可分为

- 有替换试验
- 无替换试验

(1)无替换定数截（切）尾寿命试验(见图9-2)

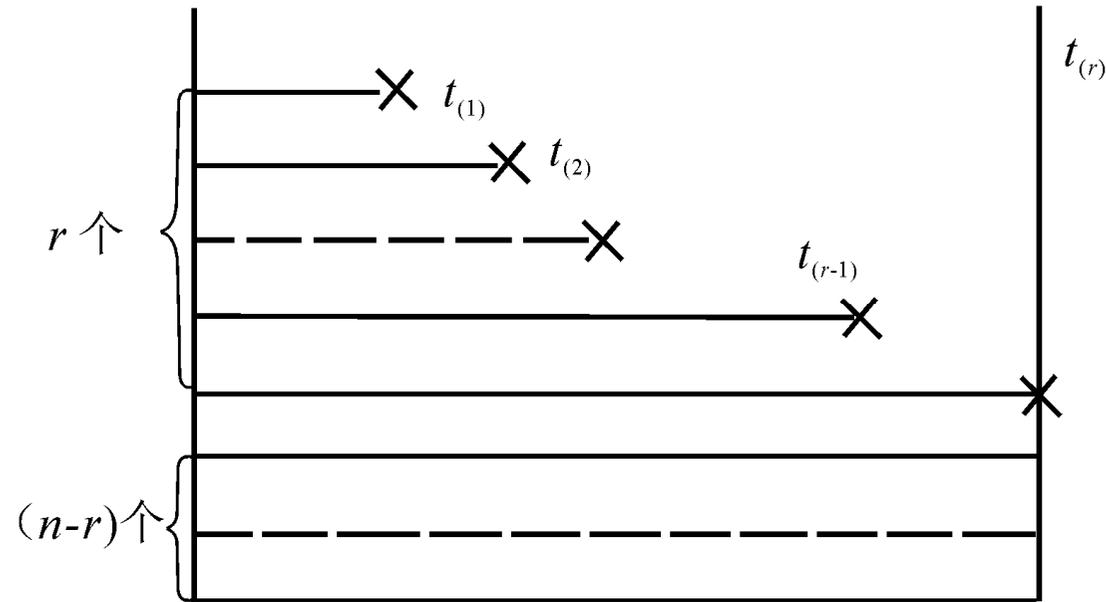


图9-2无替换定数截尾寿命试验

总试验时间按下式计算：

$$T_{r,n} = \sum_{i=1}^r t_{(i)} + (n-r)t_{(r)} \quad (9-32)$$

(2)有替换定数截（切）尾寿命试验(见图9-3)

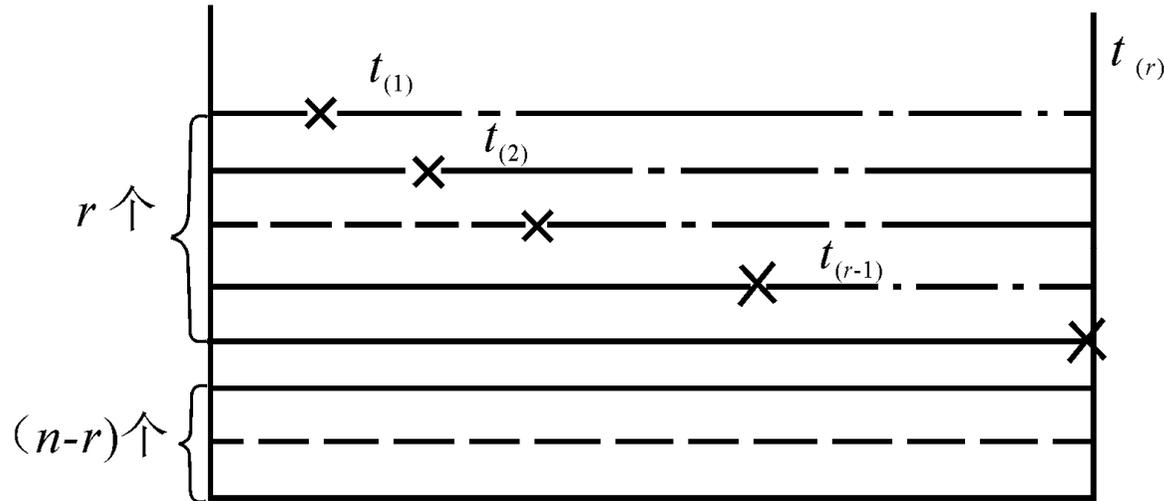


图9-3有替换定数截尾寿命试验

总试验时间按下式计算：

$$T_{r,n} = n t_{(r)} \quad (9-33)$$

(3)无替换定时截（切）尾寿命试验(见图9-4)

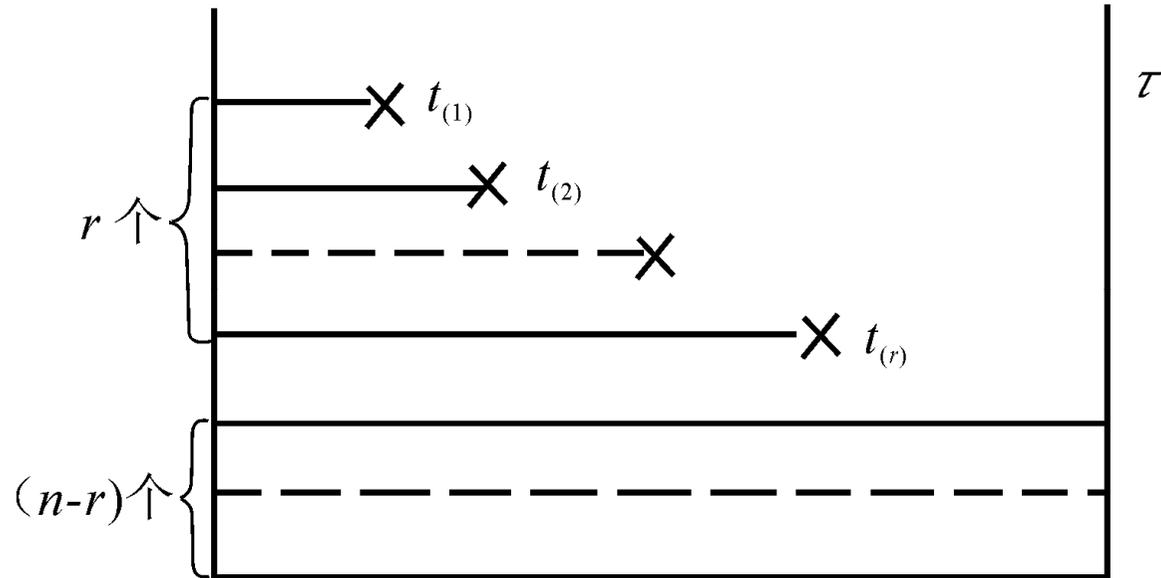


图9-4无替换定时截尾寿命试验

总试验时间按下式计算：

$$T_{r,n} = \sum_{i=1}^r t_{(i)} + (n-r) \tau \quad (9-34)$$

(4)有替换定时截（切）尾寿命试验(见图9-5)

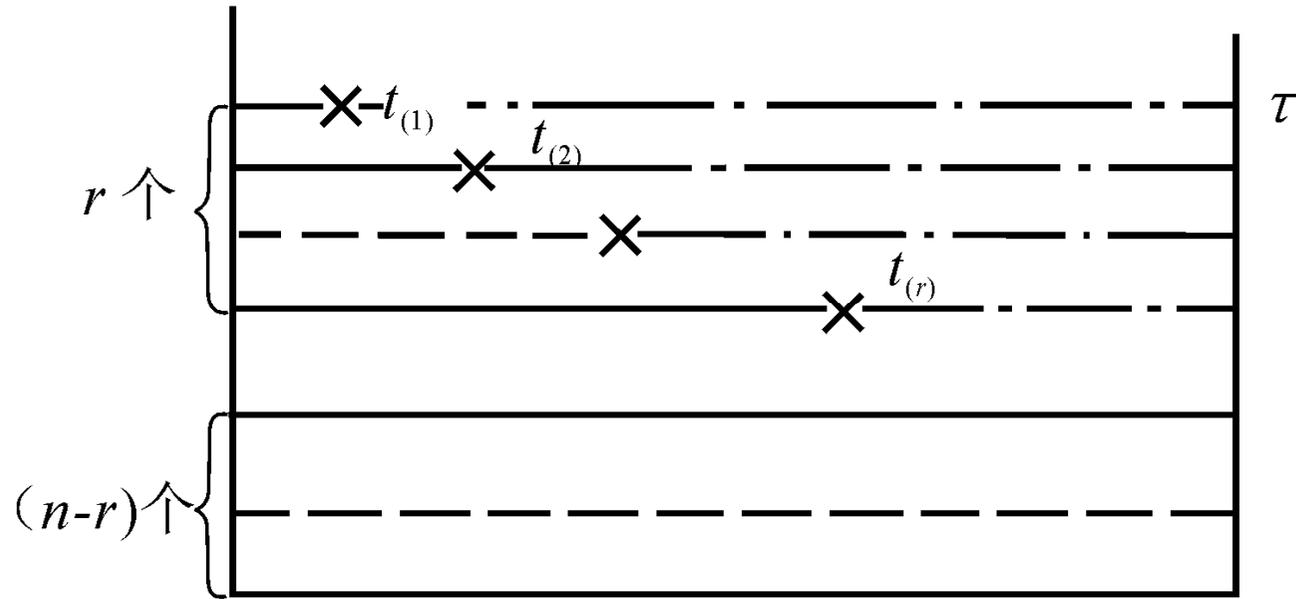


图9-5有替换定时截尾寿命试验

总试验时间按下式计算：

$$T_{r,n} = n\tau \quad (9-35)$$

2. 产品平均寿命的点估计

根据上述4种试验数据,求 θ , λ , R 和 t 的点估计计算公式为:

平均寿命 $\hat{\theta} = \frac{T_{r,n}}{r}$ (9-36)

失效率 $\hat{\lambda} = \frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{r}{T_{r,n}}$ (9-37)

预定任务时间 t_0 内的 $R(t_0)$ $\hat{R}(t_0) = e^{-\frac{t_0}{\hat{\theta}}}$ (9-38)

预定 $R(t_0)$ 的可靠寿命 $t(R_0)$ $\hat{t}(R_0) = \hat{\theta} \ln \frac{1}{R_0}$ (9-39)

例9-7 设某一批晶体管为指数分布,抽取10只进行无替换定数结尾寿命试验,预定 $r=5$ 时结束。失效时间:

$$t_{(1)} = 35\text{h}, \quad t_{(2)} = 85\text{h}, \quad t_{(3)} = 150\text{h},$$

$$t_{(4)} = 230\text{h}, \quad t_{(5)} = 300\text{h}。$$

求 θ , λ , $R(40)$, $t(0.9)$ 的点估计。

解: (1) 计算总试验时间

由式(9-32)得

$$T_{r,n} = \sum_{i=1}^r t_{(i)} + (n-r)t_{(r)}$$



$$= 35 + 85 + 150 + 230 + 300 + (10-5) \times 300 = 2300(\text{h})$$

(2) 由式(9-36)得平均寿命

$$\hat{\theta} = \frac{T_{r,n}}{r} = \frac{2300}{5} = 460 \quad (\text{h})$$

(3) 由式(9-37)得失效率

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{r}{T_{r,n}} = \frac{5}{2300} = 0.002174 \quad (\text{h}^{-1})$$

(4) 由式(9-38)得40h内可靠性

$$\hat{R}(t_0) = e^{-\frac{t_0}{\hat{\theta}}} = e^{-40/460} = 0.9167$$

(5) 由式(9-39)得 $R_0=0.9$ 的可靠寿命

$$\hat{t}(R_0) = \hat{\theta} \ln \frac{1}{R_0} = 460 \times \ln \frac{1}{0.9} = 48.465(\text{h})$$

3. 产品平均寿命的区间估计（公式推导略去）

(1) 定数截尾寿命试验

① 平均寿命 θ 的双侧置信下限为：

$$\frac{2T_{r,n}}{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r)} \leq \theta \leq \frac{2T_{r,n}}{\chi_{\alpha/2}^2(2r)} \quad (9-40)$$

平均寿命的单侧置信区间为：

$$\theta \geq \frac{2T_{r,n}}{\chi_{1-\alpha}^2(2r)} \quad (9-41)$$

② 失效率的双、单侧置信区间为：

$$\text{双侧: } \frac{\chi_{\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}} \leq \lambda \leq \frac{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}} \quad (9-42)$$

$$\text{单侧: } \lambda \leq \frac{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}} \quad (9-43)$$

③ 预定任务时间 t_0 的可靠性 $R(t_0)$ 的双、单侧置信区间为：

$$\text{双侧: } e^{-\frac{t_0 \chi_{1-\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}}} \leq R(t_0)(= e^{-\lambda t_0}) \leq e^{-\frac{t_0 \chi_{\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}}} \quad (9-44)$$

$$\text{单侧: } R(t_0)(= e^{-\lambda t_0}) \geq e^{-\frac{t_0 \chi_{1-\alpha}^2(2r)}{2T_{r,n}}} \quad (9-45)$$

④ 预定可靠性为 R_0 的可靠寿命的双、单侧置信区间为：

$$\frac{2T_{r,n} \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r)} \leq t(R_0) = \theta \ln \frac{1}{R_0} \leq \frac{2T_{r,n} \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{\alpha/2}^2(2r)} \quad (9-46)$$

$$t(R_0) = \theta \ln \frac{1}{R_0} \geq \frac{2T_{r,n} \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{1-\alpha}^2(2r)} \quad (9-47)$$

例9-8求例9-7中的 θ 、 λ 、 $R(40)$ 、 $t(0.9)$ 的90%置信度的单、双侧置信区间。

解：由例9-7已知

$$T_{r,n} = T_{5,10} = 2300\text{h}, r = 5。$$

由题意的 $\gamma = 90\% = 1 - \alpha$ ，即 $\alpha = 0.1$ 。

由附表5得： $\chi_{1-\alpha/2}^2(2r) = 18.304$,

$$\chi_{\alpha/2}^2(2r) = 3.94030,$$

$$\chi_{1-\alpha}^2(2r) = 15.98718。$$

(1) 求 θ 的单、双侧置信区间

由式 (9-40) 得

$$\frac{2T_{r,n}}{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r)} \leq \theta \leq \frac{2T_{r,n}}{\chi_{\alpha/2}^2(2r)}$$

$$\frac{2 \times 2300}{18.30704} \leq \theta \leq \frac{2 \times 2300}{3.9403}$$

即 $251.27(\text{h}) \leq \theta \leq 1167.42(\text{h})$

由式 (9-41) 得

$$\theta \geq \frac{2 \times 2300}{\chi_{0.9}^2(10)} = 287.76(\text{h})$$

(2) 求 λ 的单、双侧置信区间

由式 (9-42) 得

$$\frac{\chi_{0.05}^2(10)}{2 \times 2300} \leq \lambda \leq \frac{\chi_{0.95}^2(10)}{2 \times 2300}$$

即 $8.57 \times 10^{-4}(\text{h}) \leq \lambda \leq 3.98 \times 10^{-3}(\text{h})$

由式 (9-43) 得

$$\lambda \leq \frac{\chi_{0.9}^2(10)}{2 \times 2300} = 3.48 \times 10^{-3}(\text{h})$$

(3) 求 $R(40)$ 的单、双侧置信区间
由式 (9-44) 得:

$$e^{-\frac{40\chi_{0.95}^2(10)}{2 \times 2300}} \leq R(40) \leq e^{-\frac{40\chi_{0.05}^2(10)}{2 \times 2300}}$$

即 $0.852 \leq R(40) \leq 0.9663$

由式 (9-45) 得单侧置信限为

$$R(40) \geq e^{-\frac{40\chi_{0.9}^2(10)}{2 \times 2300}} = 0.8702$$

(4) 求 $t(0.9)$ 的单、双侧置信区间

由式 (9-46) 得双侧置信区间为

$$\frac{2 \times 2300}{\chi_{0.95}^2(10)} \ln \frac{1}{0.9} \leq t(0.9) \leq \frac{2 \times 2300}{\chi_{0.05}^2(10)} \ln \frac{1}{0.9}$$

即 $26.47(\text{h}) \leq t(0.9) \leq 123.00(\text{h})$

由式 (9-47) 得 $t(0.9)$ 得置信区间为

$$t(0.9) \geq \frac{2 \times 2300}{\chi_{0.9}^2(10)} \ln \frac{1}{0.9} = 30.32(\text{h})$$

(2) 定时截尾寿命试验

求平均寿命 θ 的严格置信区间相当困难，可用以下近似置信区间，如图9-6所示。

设定时截尾寿命试验在 τ 前有 r 个失效。

即 $t_{(r)} \leq \tau \leq t_{(r+1)}$

以 τ 截尾试验的总时间为：

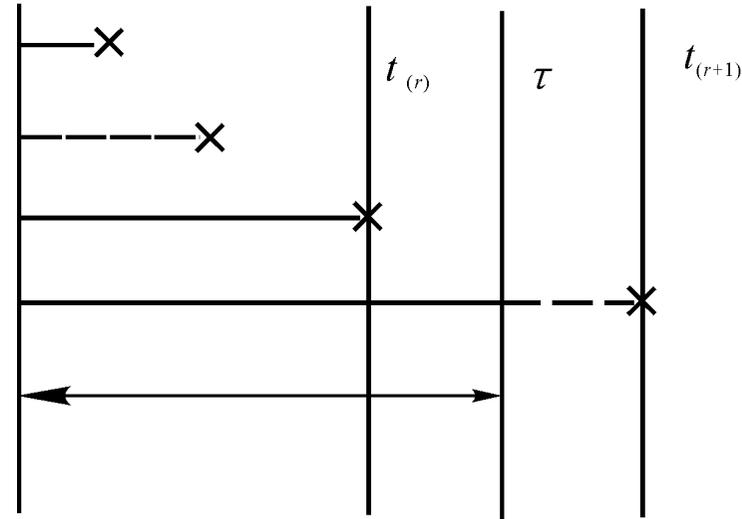


图9-6定时截尾寿命试验

$$T_{r,n} \leq T_{r,n}^* \leq T_{r+1,n}$$

① 非零失效时

平均寿命 θ 的近似双侧估计:

$$\frac{2T_{r,n}^*}{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r+2)} \leq \theta \leq \frac{2T_{r,n}^*}{\chi_{\alpha/2}^2(2r)} \quad (9-48)$$

平均寿命 θ 的近似单侧估计为:

$$\theta \geq \frac{2T_{r,n}^*}{\chi_{1-\alpha}^2(2r+2)} \quad (9-49)$$

失效率 λ 的近似双侧估计为：

$$\frac{\chi_{\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}^*} \leq \lambda \leq \frac{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r+2)}{2T_{r,n}^*}$$

(9-50)

失效率 λ 的近似单侧估计为：

$$\lambda \leq \frac{\chi_{1-\alpha}^2(2r+2)}{2T_{r,n}^*}$$

(9-51)

$R(t_0)$ 的近似双侧估计为:

$$e^{-\frac{t_0 \chi_{1-\alpha/2}^2(2r+2)}{2T_{r,n}^*}} \leq R(t_0) \leq e^{-\frac{t_0 \chi_{\alpha/2}^2(2r)}{2T_{r,n}^*}}$$



(9-52)

$R(t_0)$ 的近似单侧估计为:

$$R(t_0) \geq e^{-\frac{t_0 \chi_{1-\alpha}^2(2r+2)}{2T_{r,n}^*}}$$

(9-53)

$t(R_0)$ 的近似双侧估计为:

$$\frac{2T_{r,n}^* \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{1-\alpha/2}^2(2r+2)} \leq t(R_0) \leq \frac{2T_{r,n}^* \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{\alpha/2}^2(2r)}$$

(9-54)

$t(R_0)$ 的近似单侧估计为:

$$t(R_0) \geq \frac{2T_{r,n}^* \ln \frac{1}{R_0}}{\chi_{1-\alpha}^2(2r+2)}$$

(9-55)

②失效为零时

进行定时截尾寿命试验未出现失效,即 $r=0$ 。

θ 的单侧置信区间估计为:

$$\theta \geq \frac{T_{0,n}^*}{\ln \frac{1}{\alpha}} \quad (9-56)$$

λ 的单侧置信区间估计为:

$$\lambda \leq \frac{\ln \frac{1}{\alpha}}{T_{0,n}^*} \quad (9-57)$$

$R(t_0)$ 的单侧置信区间估计为:

$$R(t_0) \geq \alpha^{\frac{t_0}{T_{0,n}^*}} \quad (9-58)$$

$t(R_0)$ 的单侧置信区间估计为:

$$t(R_0) \geq \frac{T_{0,n}^*}{\ln \frac{1}{\alpha}} \ln \frac{1}{R_0} \quad (9-59)$$

本章我们介绍了失效分布类型为二项分布、正态分布和指数分布的单元产品在取得确切试验数据时的可靠性评估。

对于那些失效分布为威布尔分布，对数正态分布等的可取得确切试验数据的单元产品；

对于那些在现场试验中未能取得确切数据的单元产品的可靠性评估，望大家在需要时，自己去参阅有关资料。

习题九 答案

1. (1) 单侧置信限 R_L

由 $n = 110$, $F = 2$, $\gamma = 0.8$

查附表2得:

$$R_L = 0.9615$$

则 $R \geq 0.9615$

(2) 双侧置信限 R_L 、 R_U

由 $n = 110$, $F = 2$,

$$\frac{1+\gamma}{2} = \frac{1+0.8}{2} = 0.9$$

查附表2得: $R_L = 0.9523$

由 $n = 110$, $F - 1 = 1$,

$$\frac{1+\gamma}{2} = \frac{1+0.8}{2} = 0.9$$

查附表3得: $R_U = 0.999$

故知该产品: $0.9523 \leq R \leq 0.999$



中国可靠性网

<http://www.kekaoxing.com>

感谢 [kingdodoo](#) 分享