应用概率统计 第十四卷
第一期 1998年2月

Chinese Journal of Applied Probability
and Statistics Vol. 14 No. 1 Feb. 1998

多个独立同分布应力作用下的极值型—-极值型 (I-III) 模式的结构可靠性估计

蒋承仪
(重庆建筑大学, 重庆, 400045)

摘 要

本文讨论了在多个独立同分布应力作用下的极值型-极值型(I-III)模式结构可靠性估计, 给出了分布参数及结构可靠度 $p_r = \mathrm{P}(\max_{1\le i\le k}\{S_i\} < R)$ 的矩估计. 极大似然估计及置信下限.

关键词: 结构可靠度, 极值分布, 应力参数, 强度参数.
学科分类号: 213.2.

§1. 引 言

在结构可靠性分析中, 应力-强度结构模型在几种常见的分布模式下的可靠性估计与设计问题已有一些文章作了探讨. 文[1]、[2]及[3]解决了在单个应力作用下的几种模式的可靠性估计, 如正态-正态、指数-正态、正态-极值 I型、极值I型-极值I型等模型. 文[4]探讨了多个独立同分布应力作用下的极值 I型-正态模式的结构可靠性估计问题. 本文将探讨在多个独立同分布应力作用下的极值型-极值型 (包括I、II、III型) 模式的应力-强度结构可靠性模型. 得到了在应力已知而强度参数不全或全部未知时可靠度 p_r 的矩估计. MLE 及置信下限.

§2. 极值I型-极值I型结构可靠度 p_r 的表达式

首先给出以下定义和引理.

定义 1 若随机变量 X、Y、Z 的分布函数分别为

$$F_{\mathrm{I}}(x) = \exp\{-e^{-(x-\alpha)/\beta}\}, \qquad -\infty < x < +\infty, (-\infty < \alpha < +\infty,\ \beta > 0). \tag{1}$$

$$F_{\mathrm{II}}(y) = \begin{cases} e^{-(\mu/y)^m}, & y \ge 0, \\ 0, & y < 0. \end{cases} \quad (\mu > 0,\ m > 0) \tag{2}$$

$$F_{\mathrm{III}}(z) = \begin{cases} \exp\{-(\dfrac{\omega - z}{\omega - \gamma})^\rho\}, & -\infty < z \le \omega, \\ 0, & z > \omega. \end{cases} \quad (\rho > 0,\ \gamma < \omega) \tag{3}$$

其中 $\alpha,\beta;\mu,m;\gamma,\rho$分别是三种分布中的参数, ω 为固定常数. 则称 X, Y, Z 是分别服从极值I型.极值II型. 极值 III型分布的随机变量.

引理 1 设 $X \sim F_{\mathrm{I}}(x)$, $Y \sim F_{\mathrm{II}}(y)$, $Z \sim F_{\mathrm{III}}(z)$,则

(1) $F_{\mathrm{I}}(x) = F_{\mathrm{II}}(y)$; (2) $F_{\mathrm{II}}(y) = F_{\mathrm{III}}(z)$; (3) $F_{\mathrm{III}}(z) = F_{\mathrm{I}}(x)$.

本文1996年6月7日收到, 1997年2月收到修改稿.

证明 (1) 令$x=\ln y\ (y>0)$, $\mu=e^{\alpha}$, $m=1/\beta$, 则

$$F_{\mathrm{II}}(y)=\exp\{(-\frac{\mu}{y})^{m}\}=\exp\{-(\frac{e^{\alpha}}{e^{x}})^{1/\beta}\}=\exp\{-e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}}\}=F_{\mathrm{I}}(x). \tag{4}$$

(2) 令$y=\omega-z$, $\mu=\omega-\gamma$, $m=-\rho$, 则当 $y\geq 0$, 即$\omega\geq y$时

$$F_{\mathrm{II}}(y)=\exp\{(-\frac{\mu}{y})^{m}\}=\exp\{-(\frac{\omega-\gamma}{\omega-z})^{-\rho}\}=\exp\{(-\frac{\omega-z}{\omega-\gamma})^{\rho}\}=F_{\mathrm{III}}(z),\qquad (z\leq\omega) \tag{5}$$

由定义, 当$y<0$时, $F_{\mathrm{II}}(y)=0$, 由 $y=\omega-z$, 即有$z>\omega$时 $F_{\mathrm{III}}(z)=0$.

(3) 由 (1), (2), 结论(3)显然成立.

此引理表明, 对极值型-极值型分布的结构可靠性分析模型, 考虑其中任一型式的极值分布, 再经适当的变换则可分析其余类型的极值分布. 下面我们主要研讨极值I型-极值I型模式下的结构可靠性分析.

引理 2 若$k+1$个随机变量 $S_1,S_2,\cdots,S_k,R$相互独立, 则

$$\mathrm{P}(S_1<R,S_2<R,\cdots,S_k<R)=\mathrm{P}(\max_{1\leq i\leq k}\{S_i\}<R). \tag{6}$$

此结论是显然的.

引理 3 设$S_1,\cdots,S_k,R$相互独立且服从同一极值I型分布 $F_{\mathrm{I}}(\alpha,\beta)$, 则最大值变量$S=\max\limits_{1\leq i\leq k}\{S_i\}$服从极值I型分布$F_{\mathrm{I}}(\alpha+\beta\ln k,\beta)(-\infty<\alpha<+\infty,\beta>0)$.

证明

$$\begin{aligned}\mathrm{P}(S_{\max}<x)&=\mathrm{P}(S_1<x,S_2<x,\cdots,S_k<x)=\prod_{i=1}^{k}\mathrm{P}(S_i<x)\\&=k\exp\{-\frac{x-\alpha}{\beta}\}=\exp\{-(e^{\ln k}e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}})\}=\exp\{-e^{-\frac{x-(\alpha+\beta\ln k)}{\beta}}\},\end{aligned} \tag{7}$$

对k个应力-抗力为极值I型-极值I型模式, 结构可靠度p_r有以下结果.

定理 1 设随机变量$S_1,S_2,\cdots\cdots,S_k,R$相互独立, $S_i\sim F_{\mathrm{I}}(x;\alpha_1,\beta_1)$ $(i=1,\cdots,k)$, $R\sim F_{\mathrm{I}}(y;\alpha_2,\beta_2)$. 又$F_0(u)=e^{-e^{-u}}$为标准极值分布函数, 则

$$p_r=\mathrm{P}(S_1<R,S_2<R,\cdots,S_k<R)=\mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{\beta_2U+\alpha_2-(\alpha_1+\beta_1\ln k)}{\beta_1}}\}]. \tag{8}$$

其中$\mathrm{E}_{F_0}[g(U)]$为标准极值分布变量U的函数$g(U)$的数学期望.

证明 记标准极值变量U的分布密度为

$$f_0(u;0,1)=e^{-u}\exp\{-e^{-u}\}. \tag{9}$$

由引理2、引理3的结果, 我们有

$$\begin{aligned}p_r&=\mathrm{P}(\max_{1\leq i\leq k}\{S_i\}<R)=\int_{-\infty}^{\infty}F_{s_{\max}}(x;\alpha_1+\beta_1\ln k,\beta)dF_R(x;\alpha_2,\beta_2)\\&=\int_{-\infty}^{\infty}\exp\{-e^{-[x-(\alpha_1+\beta_1\ln k)]/\beta_1}\}d\exp\{-e^{-(x-\alpha_2)/\beta_2}\}\end{aligned}$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \exp\{-e^{-[\beta_2 u+\alpha_2-(\alpha_1+\beta_1 \ln k)]/\beta_1}\} d\exp\{-e^{-u}\} \qquad 令 \frac{x-\alpha_2}{\beta_2} = u$$

$$= \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{\beta_2 U+\alpha_2-(\alpha_1+\beta_1 \ln k)}{\beta_1}}\}].$$

定理 2 设$S_1,\cdots,S_k,R$相互独立, $S_i \sim F_{\mathrm{II}}(y;\mu_1,m_1)$ $(i=1,\cdots,k)$, $R \sim F_{\mathrm{II}}(y;\mu_2,m_2)$, 则

$$p_r = \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-[(m_1/m_2)U+\ln((\mu_2/\mu_1)^{m_1}/k)]}\}]. \tag{10}$$

证明 由引理1知 $F_{\mathrm{I}}(x)=F_{\mathrm{II}}(y)$, 而且$\mu_i=e^{\alpha_i}$, $m_i=1/\beta_i$ $(i=1,2)$. 再由定理1的结果, 则易知(10)式成立.

定理 3 设$S_1,\cdots,S_k,R$相互独立, $S_i \sim F_{\mathrm{III}}(z;\gamma_1,\rho_1)$, $R \sim F_{\mathrm{III}}(z;\gamma_2,\rho_2)$, 则$\gamma_i \le \omega$ $(i=1,2)$时

$$p_r = \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-[(\rho_1/\rho_2)U+\ln((\frac{\omega-\gamma_1}{\omega-\gamma_2})^{\rho_1}/k)]}\}]. \tag{11}$$

证明 由引理1知$F_{\mathrm{I}}(x)=F_{\mathrm{II}}(z)$, 而且$\omega-\gamma_i=e^{\alpha_i}$, $-\rho_i=1/\beta_2$ $(i=1,2)$. 则在$\gamma_i<\omega$ $(i=1,2)$时, 由定理1易验证(11)成立.

§3. 结构可靠度p_r的点估计

在极值I型-极值I型模型下, 我们讨论应力参数α_1,β_1已知而强度参数α_2,β_2一个未知或全部未知时, 可靠度p_r的点估计.

设强度R的i,i,d样本为$X_1,X_2,\cdots,X_n$, 记

$$\overline{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_i, \quad S_n^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2, \quad S_{n-1}^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2.$$

于是有

定理 4 多个独立同分布应力作用下的极值I型-极值I型模式在参数α_1,β_1已知而参数α_2,β_2未知时, 结构可靠度p_r的点估计为:

(1)矩估计

$$\widehat{p}_r = \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{s_{n-1}/c_2\cdot U+\overline{X}-c_1/c_2\cdot s_{n-1}-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}], \tag{12}$$

其中$C_1=0.57722$为欧拉常数; $C_2=\pi/\sqrt{6}=1.28255$.

(2)MLE

1. 当β_2已知而α_2未知数时

$$\widehat{p}_r = \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{\beta_2 U+\widehat{\alpha}_2-(\alpha_1+\beta_1\ln k)}{\beta_1}}\}], \tag{13}$$

其中 $\widehat{\alpha}_2=-\beta_2\ln(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\beta_2})$.

2. 当α_2已知而β_2未知时

$$\widehat{p}_r = \mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{\widehat{\beta}_{2(m+1)}U+\alpha_2-(\alpha_1+\beta_1\ln k)}{\beta_1}}\}], \tag{14}$$

其中$\widehat{\beta}_{2(m+1)}$是β_2的MLE通过$m+1$次迭代得到的估计, 即

$$\begin{aligned}&\widehat{\beta}_{2(m+1)}=\overline{X}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-(X_i-\alpha_2)/\widehat{\beta}_{2(m)}}, \qquad (m=0,1,2,\cdots),\\&\widehat{\beta}_2(0)=\frac{1}{C}(\overline{X}-\alpha_2).\end{aligned} \tag{15}$$

3. 当α_2,β_2均未知时

$$\widetilde{p}_r=\mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-\frac{\widehat{\beta}_{2(m+1)}U+\widehat{\alpha}_2-(\alpha_1+\beta_1\ln k)}{\beta_1}}\}], \tag{16}$$

其中 $\widehat{\alpha}_2=-\widehat{\beta}_2\ln(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\widehat{\beta}_2})$, 而$\widehat{\beta}_2$及$\widehat{\beta}_{2(m+1)}$由以下迭代式确定:

$$\begin{aligned}&\widehat{\beta}_{2(m+1)}=\overline{X}-\frac{\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-(X_i/\widehat{\beta}_2)}}{\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\widehat{\beta}_{2(m)}}}, \qquad (m=0,1,2,\cdots),\\&\widehat{\beta}_{2(0)}=\frac{\sqrt{6}}{\pi}S_{n-1}.\end{aligned} \tag{17}$$

证明 (1)由极值分布易求得$\mathrm{E}(R)=C_1\beta_2+\alpha_2$, $D(R)=(C_2\beta_2)^2$. 由矩法, 令$C_1\beta_2+\alpha_2=\overline{X}$, $(C_2\beta_2)^2=S_{n-1}^2$ 得到α_2,β_2的点估计为

$$\widehat{\alpha}_2=\overline{X}-C_1\widehat{\beta}_2=\overline{X}-\frac{C_1}{C_2}S_{n-1}, \qquad \widehat{\beta}_2=S_{n-1}/C_2. \tag{18}$$

将(18)式代入(8)即得到可靠度p_r的矩估计式(12).

(2) 令

$$\begin{aligned}L(\alpha_2,\beta_2)&=\prod_{i=1}^{n}f(x_i;\alpha_2,\beta_2)=\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\beta_2}\exp\{-\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}\}\exp\{-e^{-\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}}\}\\&=\frac{1}{\beta_2^n}\exp\{-\sum_{i=1}^{n}\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}\}\exp\{-\sum_{i=1}^{n}e^{-\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}}\},\end{aligned}$$

则

$$\ln L(\alpha_2,\beta_2)=-n\ln\beta_2-\sum_{i=1}^{n}(\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}+\exp\{-\frac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}\}).$$

解似然方程

$$\begin{cases}\dfrac{\partial\ln L}{\partial\alpha_2}=-\sum_{i=1}^{n}(-\dfrac{1}{\beta_2}+\exp\{-(\dfrac{x_i-\alpha_2}{\beta_2})/\beta_2\})=0,\\[2ex]\dfrac{\partial\ln L}{\partial\beta_2}=-\dfrac{n}{\beta_2}-\sum_{i=1}^{n}(-\dfrac{x_i-\alpha_2}{\beta_2^2}+\dfrac{x_i-\alpha_2}{\beta_2^2}\exp\{-\dfrac{x_i-\alpha_2}{\beta_2}\})=0,\end{cases}$$

得以下结果:

1. 当β_2已知时, α_2的MLE由(19)为

$$\widehat{\alpha}_2=-\beta_2\ln(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\beta_2}). \tag{21}$$

因此, 在β_2已知而α_2未知时, p_r的MLE由(8)及 (21)即可得式(13).

2. 当α_2已知时, β_2的MLE可由(20)及 (19)解出:

$$\widehat{\beta}_2=\overline{X}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-(X_i-\alpha_2)/\beta_2}. \tag{22}$$

对(22)式, 按以下迭代法求$\widehat{\beta}_2$估计

$$\widehat{\beta}_{2(m+1)}=\overline{X}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-(X_i-\alpha_2)/\widehat{\beta}_{2(m)}},\qquad (m=0,1,2,\cdots). \tag{23}$$

这里初值$\widehat{\beta}_{2(0)}$可取矩估计

$$\widehat{\beta}_{2(0)}=\frac{1}{C_1}(\overline{X}-\alpha_2). \tag{24}$$

于是, 在α_2已知β_2未知时, p_r的MLE由(15)给出.

3. 当α_2,β_2均未知时, 由(21)则有

$$\widehat{\alpha}_2=-\widehat{\beta}_2\ln(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\widehat{\beta}_2}), \tag{25}$$

其中$\widehat{\beta}_2$由(21).(22)可表为

$$\widehat{\beta}_2=\overline{X}-\frac{\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-X_i/\widehat{\beta}_2}}{\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\widehat{\beta}_2}}, \tag{26}$$

而且$\widehat{\beta}_2$通过迭代解出, 即

$$\widehat{\beta}_{2(m+1)}=\overline{X}-\frac{\sum_{i=1}^{n}X_ie^{-X_i/\widehat{\beta}_{2(m)}}}{\sum_{i=1}^{n}e^{-X_i/\widehat{\beta}_{2(m)}}},\qquad (m=0,1,2,\cdots). \tag{27}$$

初值取为

$$\widehat{\beta}_{2(0)}=\frac{S_{n-1}}{C_2}=\frac{\sqrt{6}}{\pi}S_{n-1}, \tag{28}$$

由(25) ~ (28)的结果即可得式(16).

按三种极值分布的关系及定理4关于极值I型的有关结果, 可类似研讨极值II型, III型的可靠度p_r的点估计及MLE, 本文不再赘述.

§4. 结构可靠度p_r的置信下限

对极值I型–极值I型这种多个应力作用下的结构可靠度模型, 在应力参数α_1,β_1已知而抗力参数α_2,β_2中一个或两个未知时, 可靠度p_r的置信下限的估计有以下研究结果.

定理 5 在多个独立同分布应力作用下的极值I型–极值I型结构可靠性模型中, 当

1. $\alpha_1,\beta_1,\alpha_2$已知而$\beta_2$未知时，$p_r$的置信水平为$1-\gamma(0<\gamma<1)$的近似置信下限为

$$\widetilde{p}_{rL}=\int_{-\infty}^{0} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{U_{\beta_2}u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du+\int_{0}^{+\infty} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{L_{\beta_2}u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du, \tag{29}$$

其中$f_0(u)$如定理1所示，L_{β_2}及U_{β_2}是未知参数β_2的置信水平为$1-\gamma$的置信区间$(L_{\beta_2},U_{\beta_2})$的置信下限和置信上限.

2. α_1,β_1,β_2已知而α_2未知

$$\widetilde{p}_{rL}=\int_{-\infty}^{+\infty} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{\beta_2 u+L_{\alpha_2}-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du, \tag{30}$$

其中L_{α_2}是未知参数α_2的置信水平为$1-\gamma$的置信下限.

证明 1. 由定理1，将(8)式写成

$$p_r=\int_{-\infty}^{0} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{\beta_2 u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du+\int_{0}^{+\infty} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{\beta_2 u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du.$$

显然，上式右边两项分别为β_2的递减和递增函数，记为$p_1(\beta_2),p_2(\beta_2)$．令$(L_{\beta_1},U_{\beta_2})$为$\beta_2$的置信水平为$1-\gamma$的区间估计，则由$\mathrm{P}(p_r>p_1(U_{\beta_2})+p_2(L_{\beta_2}))\geq \mathrm{P}(L_{\beta_2}\leq\beta_2\leq U_{\beta_2})=1-\gamma$，可见$p_r$的置信水平是$1-\gamma$的近似置信下限为

$$\widetilde{p}_{rL}=p_1(U_{\beta_2})+p_2(L_{\beta_2})=\int_{-\infty}^{0} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{U_{\beta_2}u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du+\int_{0}^{+\infty} f_0(u)\exp\{-e^{-\frac{L_{\beta_2}u+\alpha_2-\alpha_1-\beta_1\ln k}{\beta_1}}\}du.$$

2. 由定理1的(8)式，(30)式是显然的.

当α_2,β_2均未知时，p_r的区间估计的精确表达式在抗力及应力为一般分布情况下不易得到，但有以下近似公式.

定理 6 在多个独立同分布应力作用下的极值I型-极值I型结构可靠性模型中，若α_1,β_1已知而α_2,β_2未知，则p_r的置信水平为$1-\gamma$的近似置信下限为

$$\widetilde{p}_{rL}=\mathrm{E}_{F_0}[\exp\{-e^{-(\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1}-\frac{S_{n-1}}{\sqrt{n}}z_{1-\gamma}-\alpha_1-\beta_1\ln k)/\beta_1}\}], \tag{31}$$

其中，$z_{1-\gamma}$是$N(0,1)$分布的$1-\gamma$分位数.

证明：由定理4已知$\mathrm{E}(R)=C_1\beta_2+\alpha_2$，$D(R)=(C_2\beta_2)^2$. 由于$R$的样本均值$\overline{X}$及样本方差$S_{n-1}^2$分别是$C_1\beta_2+\alpha_2$及$(C_2\beta_2)^2$的矩估计同时也是MVUE，而$S_{n-1}$是$C_2\beta_2$的矩估计，从而是$C_2\beta_2$的强相合估计，故对充分大的$n$可取$S_{n-1}\approx C_2\beta_2$．

因$\overline{X}$依分布收敛于$N(C_1\beta_2+\alpha_2, \frac{(C_2\beta_2)^2}{n})$. 而

$$\beta_2 u+\alpha_2=\beta_2(u-C_1)+C_1\beta_2+\alpha_2=C_1\beta_2+\alpha_2+C_2\beta_2\frac{u-C_1}{C_2},$$

$$\mathrm{E}(\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1})=C_1\beta_2+\alpha_2+C_2\beta_2\frac{u-C_1}{C_2}=\beta_2 u+\alpha_2.$$

在n充分大时, 近似地有

$$D(\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1})\approx D(\overline{X}+C_2\beta_2\frac{u-C_1}{C_2})=\frac{(C_2\beta_2)^2}{n}.$$

于是, 由$\overline{X}$的渐近正态性, 可知$\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1}$依分布收敛于$N(\beta_2 u+\alpha_2, \frac{(C_2\beta_2)^2}{n}$ 亦 收敛于$N(\beta_2 u+\alpha_2, \frac{s_{n-1}^2}{n})$.

对给定的$0<\gamma<1$及标准极值分布变量U之值u, 近似地有

$$\mathrm{P}([\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1}-(\beta_2 u+\alpha_2)]/\frac{s_{n-1}}{\sqrt{n}}<z_{1-\gamma})=1-\gamma.$$

因此, $\beta_2 u+\alpha_2$的置信水平为$1-\gamma$的近似置信下限为

$$L=\overline{X}+\frac{u-C_1}{C_2}S_{n-1}-\frac{s_{n-1}}{\sqrt{n}}z_{1-\gamma}.$$

由(8)式, 即得证本定理结论(31).

参 考 文 献

[1] 郑道钦, 林忠民, 极值I型-正态模式的可靠概率的MVUE, 福建师大数学系资料, 1985.

[2] 孙祝岭, 指数-正态模式结构可靠性的UMVUE, 数理统计与应用概率 10(1995), 83-86.

[3] 程细玉, 分布族$\frac{1}{\beta}f(\frac{x-\alpha}{\beta})$的结构可靠性的若干结果, 数理统计与应用概率, 8(1993), 34-38.

[4] 郑道钦, 高鹏超, 多个独立同分布应力作用下的极值I型-正态模式结构可靠性估计与设计, 数理统计与应用概率, 4(1989), 467-477.

[5] Woodward, W. A. and Kelley, G. D., Minimum variance unbiased estimaton of $\mathrm{P}(Y<X)$ in the normal case, Technometrics 19(1977), 95-98.

Structural Reliability Estimates of Extreme Valve Type–Extreme Value Type (I–III Type) Model with Multiple Stresses of Independent Identically Distribution

JIANG CHENGYI

(*Chong Qing Jianzhu University, Chong qing*)

In this paper, author considr structural reliability analysis of extrem value type–extrem value type (I–III type) model with multiple stresses of independent identically distribution and give the estimations of distributive parameters and structural reliability $p_r=\mathrm{P}(\max_{1\le i\le k}\{S_i\}<R)$ by moment estimate, maximum likelihood estimate and lower confidence limit.