

文章编号:1000-8055(2012)04-0795-06

Weibull 分布定时无失效数据寿命分散系数

张勇波, 傅惠民, 王治华

(北京航空航天大学 小样本技术研究中心, 北京 100191)

摘 要: 提出一种 Weibull 分布定时无失效数据疲劳寿命分散系数修正方法, 定义了定时无失效数据情形下分散系数的修正系数, 推导了其计算公式。定时无失效数据与完全数据截然不同, 因此其疲劳寿命分散系数明显不同, 从疲劳分散系数的定义出发, 分别对定时无失效数据情形下基于平均寿命、特征寿命、中位值寿命、最小寿命及最大寿命的两参数 Weibull 分布疲劳寿命分散系数进行了修正。最后对完全数据与定时无失效数据条件下分散系数计算数值进行了对比分析, 结果表明分散系数的修正充分利用了产品的寿命信息, 提高了产品安全寿命的预测精度, 且修正系数易于计算, 便于工程应用。

关 键 词: Weibull 分布; 定时无失效数据; 疲劳寿命; 分散系数; 可靠性

中图分类号: TB301; O211

文献标识码: A

Fatigue life scatter factor analysis for time truncated zero-failure data based on Weibull distribution

ZHANG Yong-bo, FU Hui-min, WANG Zhi-hua

(Research Center of Small Sample Technology,

Beijing University of Aeronautics and Astronautics, Beijing 100191, China)

Abstract: A method was introduced for correction of fatigue life scatter factor based on time truncated zero-failure data contributing to Weibull distribution. The formula of scatter factor correction coefficient was defined and proved detailedly following time truncated zero-failure data. For the completed date is basically different from the truncated zero-failure data, their fatigue life scatter factor is significantly different. Therefore, according to the definition of fatigue life scatter factor, five kinds of fatigue life scatter factors was corrected, which based on average life, character life, median life, mini life, max life respectively for two parameter Weibull distribution of time truncated zero-failure data. A comparison of fatigue life scatter factor between the complete data was introduced for analysis, and the results show that the method implied in this paper can fully make use of the information of time truncated zero-failure data, and improve the forecasting precision of safe fatigue life significantly. Also the correction coefficient is easy for calculation and convenient for engineering.

Key words: Weibull distribution; time truncated zero-failure data; fatigue life; scatter factor; reliability

航空航天领域中,重要部件进行寿命试验时,往往只有一两件。国内外广泛采用疲劳寿命分散系数评估此类小子样产品的安全寿命^[1-15]。但随

着产品服役时间的增长,以及自身可靠性的增加,试验结果往往表现为无失效数据,即无一产品失效的情况。此时若还采用完全数据条件下的疲劳

收稿日期:2011-04-01; 修订日期:2012-02-01

基金项目:中国博士后科学基金(2011M500221)

作者简介:张勇波(1984—),男,四川隆昌人,博士后,从事加速寿命试验、可靠性评估及复合材料失效分析研究。

寿命分散系数,则得到的安全寿命与产品的实际安全寿命相差较远,从而影响产品的正常使用.因此,就迫切需要建立一种新的无失效数据条件下的疲劳寿命分散系数计算方法.本文对此进行了研究,在 Weibull 分布定时无失效数据情形下对疲劳寿命分散系数进行了修正,给出了修正系数的计算公式.该修正系数适用于各种两参数 Weibull 分布的疲劳寿命分散系数计算公式,文中对基于平均寿命、特征寿命、中位值寿命、最小寿命及最大寿命的五种疲劳寿命分散系数分别进行了讨论.最后,为了比较定时无失效数据对于两参数 Weibull 分布分散系数的影响,文中给出一定条件下完全数据与定时无失效数据的分散系数取值,通过对比分析表明,修正系数在给定的可靠性指标相同的条件下,减小了分散系数,提高了产品的安全寿命预测精度,满足了工程需求.

1 Weibull 分布疲劳寿命分散系数的定义

文献[10]中将理论疲劳寿命分散系数的定义为 L_f

$$L_f = \frac{N_{50}}{N_R} \quad (1)$$

式中 N_{50} 为理论中值寿命, N_R 为一定可靠度和置信度条件下安全寿命的估计值. 设疲劳寿命 N 服从两参数 Weibull 分布, 即

$$F(N) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{N}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (2)$$

式中 α 为形状参数, β 为尺度参数. 则可靠度为 R 的使用寿命 N_R 由下式定义

$$N_R = \beta(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (3)$$

即

$$N_{50} = \beta(-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (4)$$

因此, 疲劳寿命服从 Weibull 分布时的理论分散系数可表示为

$$L_f = \frac{N_{50}}{N_R} = \frac{\beta(-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha}}}{\beta(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}}} = \left(\frac{\ln 0.5}{\ln R}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (5)$$

但是对于两参数 Weibull 分布, 在实际工程应用中, 除了中值寿命外, 采用平均寿命、特征寿命、最小寿命与最大寿命与可靠寿命之比的分散系数也常常需要用到, 因此统一采用试验寿命 $[N]_t$ 进行代替. 同时, 为使估计值更加准确, 可靠寿命 N_R 也常常采用带一定置信度条件的 $[N_{R,\gamma}]$ 代替, 则适用于工程应用的试验疲劳寿命分散系

数可以定义为

$$L_f = \frac{[N]_t}{[N_{R,\gamma}]} \quad (6)$$

2 定时无失效数据的疲劳寿命分散系数修正

2.1 修正系数定义

从一批产品中任取 n 个进行定时截尾疲劳寿命试验, 在规定的时间内 N_0 内所有产品均未失效. 设产品寿命 N 服从两参数 Weibull 分布 $W(\alpha, \beta)$, 定时无失效数据情形下, 产品疲劳寿命的分散系数 L_f^* 可由下式定义:

$$L_f^* = L_f \cdot k \quad (7)$$

其中 k 为修正系数, L_f 为完全数据条件下的分散系数. 在只考虑置信度的情况, 修正系数 k 可通过下式计算:

$$k = \frac{\left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{(n+1)}\right]^{\frac{1}{\alpha_0}}}{S_\gamma} \quad (8)$$

式中 n 为样本量, γ 为置信度, α_0 为形状参数下限. S_γ 可通过下式求得^[11]

$$S_\gamma = \left[\frac{\chi^2_{\gamma}(2n)}{2n}\right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (9)$$

工程实际中, 形状参数 α 无法通过无失效数据求得, 因此其往往是未知的, 但是美国波音公司通过大量对 Weibull 分布试验数据的统计分析, 给出了其下限 α_0 的经验取值: 对于铝合金结构 α_0 一般为 4.0, 对于钛合金结构一般为 3.0, 而钢结构一般为 2.2.

2.2 基于平均寿命的分散系数修正

由两参数 Weibull 分布的特点可知, 其平均寿命为

$$\bar{N} = \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \quad (10)$$

在完全数据条件下, 可由极大似然法求得特征寿命 β 的估计值

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n N_i^\alpha\right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (11)$$

则

$$[N]_t = \hat{\beta} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \quad (12)$$

$$[N_{R,\gamma}]_t = \hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (13)$$

式中 $\hat{\beta}_\gamma$ 为 $\hat{\beta}$ 的置信度水平为 γ 的单侧置信下限

$$\hat{\beta}_\gamma = \frac{\hat{\beta}}{S_\gamma} \quad (14)$$

其中 S_γ 可通过式(9)计算. 因此, 当 α 取 α_0 时, 将式(12)和式(13)代入式(6)可得, 完全数据条件下基于平均寿命的分散系数为

$$L_t = \frac{N_0 \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha_0}\right)}{\hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} = \frac{S_\gamma \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha_0}\right)}{(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} \quad (15)$$

在定时无失效数据条件下, 当 α 取 α_0 时, 文献[12]给出了定时无失效数据条件下安全寿命的计算式为

$$[N_{R,\gamma}]_t = N_0 \left[(n+1) \frac{\ln R}{\ln(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (16)$$

由于 $[N_{R,\gamma}]_t = N_0$, 则定时无失效数据条件下的分散系数 L_t^* 为

$$L_t^* = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha_0}\right)}{\left[(n+1) \frac{\ln R}{\ln(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}} \quad (17)$$

即为

$$L_t^* = \frac{S_\gamma \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha_0}\right)}{(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} \cdot \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n+1} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} = L_t \cdot k \quad (18)$$

2.3 基于特征寿命的分散系数修正

由于在完全数据条件下, 两参数 Weibull 分布的特征寿命 β 的估计值可通过极大似然法求得

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n N_i^\alpha \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (19)$$

则此时的试验寿命为

$$[N]_t = \hat{\beta} \quad (20)$$

而

$$[N_{R,\gamma}]_t = \hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (21)$$

因此, 当 α 取 α_0 时, 将式(20)和式(21)代入式(6)可得, 完全数据条件下基于特征寿命的分散系数为

$$L_t = \frac{N_0}{\hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} = \frac{S_\gamma}{(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} \quad (22)$$

在定时无失效数据条件下, 安全寿命可通过式(16)求得, 而 $[N]_t = N_0$, 则当 α 取 α_0 时, 基于特征寿命的定时无失效数据条件下的分散系数 L_t^* 为

$$L_t^* = \left[\frac{\ln(1-\gamma)}{(n+1)\ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (23)$$

即为

$$L_t^* = \frac{S_\gamma}{(-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} \cdot \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n+1} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} = L_t \cdot k \quad (24)$$

2.4 基于中位值寿命的分散系数修正

在完全数据条件下, 由两参数 Weibull 分布的特性可知, 其中位值寿命 N_{50} 的估计值为

$$\hat{N}_{50} = \hat{\beta} (-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (25)$$

其中 $\hat{\beta}$ 为特征寿命 β 的极大似然估计值, 则此时的试验寿命为

$$[N]_t = \hat{\beta} (-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (26)$$

而安全寿命为

$$[N_{R,\gamma}]_t = \hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (27)$$

因此, 当 α 取 α_0 时, 将式(26)、式(27)代入式(6)可得, 完全数据条件下基于中位值寿命的分散系数为

$$L_t = \frac{N_0 (-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha_0}}}{\hat{\beta}_\gamma (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} = S_\gamma \left(\frac{\ln 0.5}{\ln R} \right)^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (28)$$

在定时无失效数据条件下, 安全寿命可通过式(16)求得, 而 $[N]_t = N_0 (-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha}}$, 则当 α 取 α_0 时, 基于中位值寿命的定时无失效数据条件下的分散系数 L_t^* 为

$$L_t^* = \frac{N_0 (-\ln 0.5)^{\frac{1}{\alpha_0}}}{N_0 \left[(n+1) \frac{\ln R}{\ln(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}} = \left[\frac{\ln 2 \cdot \ln(1-\gamma)}{(n+1)\ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (29)$$

即为

$$L_t^* = S_\gamma \left(\frac{\ln 0.5}{\ln R} \right)^{\frac{1}{\alpha_0}} \cdot \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n+1} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} = L_t \cdot k \quad (30)$$

2.5 基于最小寿命的分散系数修正

由于最小寿命 $N_{\min}$ 的分布函数为

$$F_{N_{\min}}(N) = [1 - F_N(N)]^n \quad (31)$$

则, 代入两参数 Weibull 分布的分布函数可得

$$F_{N_{\min}}(N) = 1 - \exp \left\{ -n \left(\frac{N}{\beta} \right)^\alpha \right\} \quad (32)$$

对于给定的置信度条件 γ , $N_{\min}$ 满足下式

$$P\{N_{\min} \leq N\} = \gamma \quad (33)$$

即

$$1 - \exp\left\{-n\left(\frac{N}{\beta}\right)^{\alpha}\right\} = \gamma \quad (34)$$

所以,当 α 取 α_0 时,完全数据条件下的最小寿命估计为

$$\hat{N}_{\min} = \hat{\beta} \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (35)$$

则此时的试验寿命为

$$[N]_t = \hat{\beta} \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (36)$$

而安全寿命为

$$[N_{R,\gamma}]_t = \hat{\beta}_{\gamma} (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (37)$$

因此,当 α 取 α_0 时,将式(36)和式(37)代入式(6)可得,完全数据条件下基于最小寿命的分散系数为

$$L_f = \frac{N_0 \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}}{\frac{N_0}{S_{\gamma}} (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} = S_{\gamma} \left[\frac{\ln(1-\gamma)}{n \ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (38)$$

在定时无失效数据条件下,安全寿命可通过式(16)求得,而 $[N]_t = N_0 \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}$,则当 α 取 α_0 时,基于最小值寿命的定时无失效数据条件下的分散系数 L_f^* 为

$$L_f^* = \frac{N_0 \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}}{N_0 \left[(n+1) \frac{\ln R}{\ln(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \left[\frac{-\ln^2(1-\gamma)}{n(n+1) \ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}} \quad (39)$$

即为

$$L_f^* = S_{\gamma} \left(\frac{\ln(1-\gamma)}{n \ln R} \right)^{\frac{1}{\alpha_0}} \cdot \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n+1} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} = L_f \cdot k \quad (40)$$

2.6 基于最大寿命的分散系数修正

由于最小寿命 $N_{\max}$ 的分布函数为

$$F_{N_{\max}}(N) = [F_N(N)]^n \quad (41)$$

则,代入两参数 Weibull 分布的分布函数可得

$$F_{N_{\max}}(N) = \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{N}{\beta} \right)^{\alpha} \right] \right\}^n \quad (42)$$

对于给定的置信度条件 γ , $N_{\max}$ 满足下式

$$P\{N_{\max} \geq N\} = \gamma \quad (43)$$

即

$$\left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{N}{\beta} \right)^{\alpha} \right] \right\}^n = \gamma \quad (44)$$

所以,当 α 取 α_0 时,完全数据条件下的最大寿命估计为

$$\hat{N}_{\max} = \hat{\beta} \left[-\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (45)$$

则此时的试验寿命为

$$[N]_t = \hat{\beta} \left[-\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (46)$$

而安全寿命为

$$[N_{R,\gamma}]_t = \hat{\beta}_{\gamma} (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (47)$$

因此,当 α 取 α_0 时,将式(46)和式(47)代入式(6)可得,完全数据条件下基于最大寿命的分散系数为

$$L_f = \frac{N_0 \left[-\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}}{\frac{N_0}{S_{\gamma}} (-\ln R)^{\frac{1}{\alpha_0}}} = S_{\gamma} \left[\frac{\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}})}{\ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \quad (48)$$

在定时无失效数据条件下,安全寿命可通过式(16)求得,而 $[N]_t = N_0 \left[-\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}$,则当 α 取 α_0 时,基于最大值寿命的定时无失效数据条件下的分散系数 L_f^* 为

$$L_f^* = \frac{N_0 \left[-\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}}{N_0 \left[(n+1) \frac{\ln R}{\ln(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \left[\frac{\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}}) \ln(1-\gamma)}{-(n+1) \ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}}} \quad (49)$$

即为

$$L_f^* = S_{\gamma} \left[\frac{\ln(1-\gamma^{\frac{1}{n}})}{\ln R} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} \cdot \left[\frac{-\ln(1-\gamma)}{n+1} \right]^{\frac{1}{\alpha_0}} = L_f \cdot k \quad (50)$$

3 修正系数取值分析

通过上述推导可以看出,定时无失效数据条件下的分散系数与常用的完全数据条件下的分散系数完全不同,而如何在定时无失效数据条件下对分散系数进行修正,上面理论部分已经对五种类型的分散系数进行了讨论.修正系数的取值范围及影响因素将在下面进行分析,图1给出了置信水平 $\gamma=95.0\%$ 条件下,形状参数分别取 $\alpha=4.0$, $\alpha=3.0$ 及 $\alpha=2.2$ 时,修正系数随样本量变化的取值曲线.

通过修正系数的计算表达式及图1可以看出:

1) 无失效数据情形下分散系数的修正系数 k 与给定的可靠度没有关系, 但却受置信水平 γ 的影响. 同时, 可以看出修正系数 $k < 1$, 即无失效数据情形下的安全寿命大于完全数据情况下的安全寿命, 与工程实际相符.

2) 无失效数据情形下分散系数的修正系数 k 与形状参数 α_0 成正比关系, 当其他参数一定时, α_0 取得越大, 则 k 越大, 反之, α_0 取得越小, 则 k 越小.

3) 无失效数据情形下分散系数的修正系数 k 与样本量 n 成反比关系, 当样本量 n 逐渐增大时, 修正系数 k 逐渐减小.

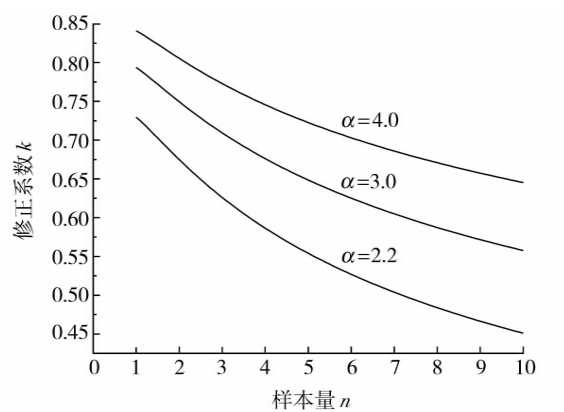


图 1 Weibull 分布定时无失效数据条件下疲劳寿命分散系数的修正系数 k ($\gamma=95.0\%$)

Fig. 1 Correction coefficient k ($\gamma=95.0\%$) of fatigue life scatter factor or time truncated zero-failure data contributing to Weibull distribution

4 分散系数取值的对比分析

上述第 2 节中对两参数 Weibull 分布的疲劳寿命分散系数进行了讨论, 并在无失效数据的条件下进行了修正. 下面将在此基础上以基于中位值寿命的分散系数为例, 对两参数 Weibull 分布在其形状参数取得工程经验值 ($\alpha_0 = 4.0, 3.0, 2.2$) 时, 其完全数据及定时无失效数据条件下的疲劳寿命分散系数取值进行对比分析. 表 1 为完全数据条件下的分散系数取值, 表 2 为定时无失效数据条件下的分散系数取值.

通过表 1 与表 2 的计算数值可以看出:

1) 置信度与可靠度均与疲劳寿命分散系数成正比, 即前者越大, 则疲劳寿命分散系数越大; 前者越小, 则分散系数越小. 而形状参数与分散系数成反比, 即随着形状参数的变大, 分散系数

变小.

2) 在可靠度、置信度与形状参数一定的情况下, 定时无失效数据条件下的疲劳寿命分散系数小于完全数据的疲劳寿命分散系数, 特别是形状参数较小的情况下, 疲劳寿命分散系数相差较大, 可见无失效数据条件下的修正系数能充分利用产品的无失效寿命信息, 提高产品安全寿命的预测精度.

表 1 完全数据疲劳寿命分散系数取值
Table 1 Fatigue life scatter factor of completed data

样本量 n	形状参数 α_0	(可靠度 R /置信度 γ)/%					
		99.9/95.0	99.9/90.0	99.9/70.0	95.0/95.0	95.0/90.0	95.0/70.0
		99.9/95.0	99.9/90.0	99.9/70.0	95.0/95.0	95.0/90.0	95.0/70.0
1	4.0	6.8	6.3	5.4	2.5	2.4	2.0
	3.0	12.7	11.7	9.4	3.4	3.1	2.5
	2.2	32.1	28.5	21.3	5.4	4.8	3.6
2	4.0	6.4	6.1	5.4	2.4	2.3	2.0
	3.0	11.8	11.1	9.5	3.2	3.0	2.5
	2.2	29.0	26.4	21.3	4.8	4.4	3.6

表 2 定时无失效数据疲劳寿命分散系数取值
Table 2 Fatigue life scatter factor of time truncated zero-failure data

样本量 n	形状参数 α_0	(可靠度 R /置信度 γ)/%					
		99.9/95.0	99.9/90.0	99.9/70.0	95.0/95.0	95.0/90.0	95.0/70.0
		99.9/95.0	99.9/90.0	99.9/70.0	95.0/95.0	95.0/90.0	95.0/70.0
1	4.0	5.7	5.3	4.5	2.1	2.0	1.7
	3.0	10.1	9.3	7.5	2.7	2.5	2.0
	2.2	23.5	20.8	15.5	3.9	3.5	2.6
2	4.0	5.1	4.8	4.1	1.9	1.8	1.5
	3.0	8.8	8.1	6.5	2.4	2.2	1.8
	2.2	19.5	17.3	12.9	3.3	2.9	2.2

5 结 论

1) Weibull 分布定时无失效数据条件下的疲劳寿命分散系数与完全数据条件下的分散系数截然不同, 必须进行修正.

2) 定义了 Weibull 分布定时无失效数据条件下疲劳寿命分散系数的修正系数, 给出了其计算公式, 并对其影响因素进行了分析.

3) 分别从基于平均寿命、特征寿命、中位寿命、最小寿命及最大寿命五个方面对两参数 Weibull 分布的疲劳寿命分散系数进行了推导,给出了完全数据及定时无失效数据两种数据类型下分散系数的计算公式。

4) 在一定的可靠性指标范围内,以基于中位寿命的分散系数为例,对两种数据条件下的分散系数取值进行了对比分析,当形状参数较小,样本量较大时,分散系数的差别最大,定时无失效数据条件下的分散系数远小于完全数据下的分散系数。

5) 定时无失效数据条件下,无法求得两参数 Weibull 分布的形状参数,只能借鉴于以往大量的试验结果,在此基础上得到的分散系数修正系数能充分发挥产品无失效寿命信息,从而提高了产品安全寿命的预测精度,满足了工程需要。

参考文献:

- [1] 高镇同. 飞机疲劳寿命分散系数[R]. 北京:北京航空航天大学 BH-B884,1982.
- [2] 张福泽. 疲劳分散系数的分类及其取值[J]. 航空学报, 1987(6):B239-B243.
ZHANG Fuze. Kinds of fatigue life scatter factor and its value[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 1987(6):B239-B243. (in Chinese)
- [3] 卢小艳, 陆山. 基于对数正态分布第 k 试验寿命的分散系数法[J]. 航空动力学报, 2006, 21(4): 738-740.
LU Xiaoyan, LU Shan. Life scatter factor method based on the k th order experimental life with logarithm normal distribution[J]. Journal of Aerospace Power, 2006, 21(4): 738-740. (in Chinese)
- [4] 贺小帆, 刘文斑. 服从不同分布的疲劳寿命分散系数分析[J]. 北京航空航天大学学报, 2002, 28(1): 47-49.
HE Xiaofan, LIU Wenting. On scatter factors of fatigue life obeying different distributions[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 2002, 28(1): 47-49. (in Chinese)
- [5] 周蓓, 朱如鹏. 国内外飞机疲劳寿命分散系数计算[J]. 机械工程师, 2005(2): 50-51.
ZHOU Bei, ZHU Rupeng. Fatigue life scatter factor's computing formulas of airplane structures in countries[J]. Mechanical Engineer, 2005(2): 50-51. (in Chinese)
- [6] 陆山, 杨剑秋. 基于小子样最差和最好试验结果的寿命分散系数法[J]. 机械科学与技术, 2006, 25(1): 99-101.
LU Shan, YANG Jianqiu. Life scatter factor method based on the worst and the best experiment results of small samples [J]. Mechanical Science and Technology, 2006, 25(1): 99-101. (in Chinese)
- [7] 王卫国, 卿华, 温卫东. 服从威布尔分布的小子样疲劳寿命分散系数及其应用[J]. 燃气涡轮试验与研究, 2006, 19(1): 39-41.
WANG Weiguo, QING Hua, WEN Weidong. Scatter factor analysis based on the small sample fatigue life of Weibull distribution and its application[J]. Gas Turbine Experiment and Research, 2006, 19(1): 39-41. (in Chinese)
- [8] 么亮, 冯蕴雯. 三参数威布尔分布疲劳寿命分散系数确定方法[J]. 科学技术与工程, 2009, 9(6): 1488-1493.
YAO Liang, FENG Yunwen. Fatigue life scatter factor conformation method for sample follows the three parameters Weibull distribution[J]. Science Technology and Engineering, 2009, 9(6): 1488-1493. (in Chinese)
- [9] 崔卫民, 诸强, 诸德培. 飞行器结构疲劳寿命分散系数理论值确定的一种方法[J]. 西北工业大学学报, 2001, 19(2): 233-237.
CUI Weimin, ZHU Qiang, ZHU Depei. A better method for determining fatigue scatter factor of aircraft structures [J]. Journal of Northwestern Polytechnical University, 2001, 19(2): 233-237. (in Chinese)
- [10] 高镇同. 疲劳应用统计学[M]. 北京:国防工业出版社, 1986.
- [11] 刘文斑. 结构可靠性设计手册[M]. 北京:国防工业出版社, 2008.
- [12] 傅惠民, 张勇波. Weibull 分布定时无失效数据可靠性分析方法[J]. 航空动力学报, 2010, 25(12): 2807-2810.
FU Huimin, ZHANG Yongbo. Method of reliability analysis for time truncated zero-failure data based on normal distribution[J]. Journal of Aerospace Power, 2010, 25(12): 2807-2810. (in Chinese)
- [13] 傅惠民, 张勇波. 正态分布定时无失效数据可靠性分析方法[J]. 航空动力学报, 2010, 25(2): 384-387.
FU Huimin, ZHANG Yongbo. Method of reliability analysis for time truncated zero-failure data based on normal distribution[J]. Journal of Aerospace Power, 2010, 25(2): 384-387. (in Chinese)
- [14] 张福泽. 疲劳分散系数随应力的变化规律[J]. 航空学报, 2008(3): 582-585.
ZHANG Fuze. Law of fatigue scatter factor versus test stress[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2008(3): 582-585. (in Chinese)
- [15] 王智, 刘文斑, 王磊. 单机结构疲劳分散系数研究[J]. 机械强度, 2009, 31(1): 150-154.
WANG Zhi, LIU Wenting, WANG Lei. Study on fatigue scatter factor of individual aircraft structure[J]. Journal of Mechanical Strength, 2009, 31(1): 150-154. (in Chinese)