

基于泊松分布的轮盘多危险部位定寿方法

郭秩维, 曹 航, 李瑾亮, 郭 勇
(中国航发沈阳发动机研究所, 沈阳 110015)

摘要:在航空发动机轮盘低循环疲劳寿命评估试验中,针对基于中位、最小和最大寿命的寿命分散系数存在预估可靠寿命偏低的问题,根据失效部位出现次数服从泊松分布的假设和次序统计量理论,推导了 1 种新轮盘寿命散度计算公式,并提出 1 种轮盘安全寿命的估计方法。通过数值算例对比了该方法与基于中位、最小和最大寿命、单侧容限系数法、新单侧容限系数法在预测安全寿命精度上的差异。结果表明:新方法相对于其它方法能够给出更接近真实安全寿命的估计值。

关键词: 轮盘;疲劳寿命;试验评定;对数正态分布;泊松分布;分散系数;航空发动机

中图分类号: V232

文献标识码: A

doi: 10.13477/j.cnki.aeroengine.2020.04.012

Life Determination Method for Disk Multi-dangerous Sites Based on Poisson Distribution

GUO Zhi-wei, CAO Hang, LI Jin-liang, GUO Yong

(AECC Shenyang Engine Research Institute, Shenyang 110015, China)

Abstract: Aiming at the problem that the life scatter factors based on the life of median, minimum and maximum were low in predicting the reliable life in the low cycle fatigue life evaluation test of aeroengine disk, a new calculation formula of life divergence of disk was derived and a method for estimating the safe life of disk was proposed based on the assumption that the number of failure parts obeyed Poisson distribution and the theory of order statistics. The differences between the method and the method based on the life of median, minimum and maximum, one-side tolerance factor method and new one-side tolerance factor method in predicting safety life were compared by numerical example. The results show that the new method can estimate the real safe life better than other methods

Key words: disk; fatigue life; experimental assessment; logarithm normal distribution; Poisson distribution; scatter factors; aeroengine

0 引言

航空发动机整机寿命是十分重要的技术指标,对发动机设计、研制、使用及成本等具有重大影响。一般而言,航空发动机中关键零部件的寿命在很大程度上决定了整机寿命,关键零部件定寿是整机定寿的基础^[1]。轮盘作为发动机中最重要的断裂关键件,在设计、研制和使用过程中不仅有寿命要求,还有损伤容限要求。试验评估一直是确定发动机轮盘安全寿命的重要手段。此外,发动机轮盘制备成本高,寿命试验成本昂贵、周期长,且设计载荷谱与使用载荷谱存在差异,因此在航空发动机研制阶段一般仅通过极少量的轮盘寿命试验确定其安全寿命,比如 GJB 241A-2010^[2]中明确指出要“用 3 套在零件目录和结构上与持久试

车发动机相同的发动机关键件”开展低周循环疲劳试验。多年来,研究人员一直致力于研究不同分布类型下如何利用子样试验数据进行高置信度和高可靠性的寿命估计;如何利用试验数据构造母体寿命的置信下限估计量从而获得安全寿命;如何根据定时无失效数据估计安全寿命等问题,并在理论研究和工程实践中,提出了处理这类问题的方法和理论公式,积累了许多成功经验。从研究方向上主要分为 2 类:对不完全寿命数据下的可靠寿命的置信下限估计^[3-5];对完全数据下的可靠寿命的估计。对于第 2 类,又可以分为基于容限系数的研究方法^[6-9]和基于分散系数的研究方法 2 个子类,核心目标都是获得满足一定置信度的可靠寿命估计值。

收稿日期:2019-06-25 基金项目:航空动力基础科研项目资助

作者简介:郭秩维(1981),男,博士,高级工程师,主要从事航空发动机结构强度、振动及可靠性设计工作;E-mail:4385672@qq.com。

引用格式:郭秩维,曹航,李瑾亮,等.基于泊松分布的轮盘多危险部位定寿方法[J].航空发动机,2020,46(4):65-70. GUO Zhiwei, CAO Hang, LI Jinliang, et al. Life determination method for disk multi-dangerous sites based on poisson distribution [J]. Aeroengine, 2020, 46(4): 65-70.

在航空发动机轮盘小样本定寿方法上,分散系数方法一直是工程实践领域所采用的主要方法^[10]。文献[11]给出在寿命服从对数正态分布下,基于最差、最好和中位试验寿命的分散系数,但仅限于对数寿命方差为 0.13 的特殊情形;陆山等^[12]推导了基于对数正态分布小子样最差和最好试验寿命的分散系数计算公式;王卫国等^[13]推导了基于威布尔分布小子样最差和最好试验寿命的分散系数计算公式;姚刚等^[14-15]提出了基于试验极值信息的寿命分散系数计算公式及确定技术寿命的方法,并针对试验数据缺失无法获得中位寿命情况,提出了基于任意 2 点试验信息的寿命分散系数法;陆山等^[16-18]提出了 2 种改进的寿命分散系数方法,以及在 1 个试件情形下低循环疲劳寿命试验同应力部位出现不同数量破坏情形下的寿命散度计算方法。

本文结合上述研究成果,对于多个轮盘,当同应力危险部位出现的裂纹数服从泊松分布情形下,研究了轮盘安全寿命的确定方法,并对比了基于容限系数方法、不同分散系数方法和本文方法在预测安全寿命精度上的差异。

1 容限系数法

轮盘安全寿命评估方法的内在要求是根据试验结果,推测轮盘寿命总体在给定试验环境下的可能“最小”寿命值(试验安全寿命)。本文总是认为轮盘的试验寿命值 N_i 服从对数正态分布,并且试验安全寿命 A_i 定义为可靠度为 99.87% 下的寿命值,即 $P(A_i \leq N_i) = 99.87\%$ 。

1.1 单侧容限系数法

对轮盘安全寿命的评估是经典的统计问题。当在试验环境下轮盘寿命总体的对数均值 $\mu_{\log N_i}$ 和标准方差 $\sigma_{\log N_i}$ 未知时,总体的百分位值 $\log A_i$ 的置信下限估计为

$$\log \widehat{A}_i = \widehat{\mu}_{\log N_i} - K \widehat{\sigma}_{\log N_i} \quad (1)$$

式中: $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 和 $\widehat{\sigma}_{\log N_i}$ 分别为总体均值和方差的估计量; K 为单侧容限系数。

考虑随机变量 $\log \widehat{A}_i$ 小于总体真值 $\log A_i = \mu_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i}$ 的概率以置信度 γ 表示为

$$P(\widehat{\mu}_{\log N_i} - K \widehat{\sigma}_{\log N_i} < \mu_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i}) = \gamma \quad (2)$$

等价变换式(2),得到

$$P\left(\frac{\widehat{\mu}_{\log N_i} - \mu_{\log N_i} + 3\sqrt{n}}{\widehat{\sigma}_{\log N_i}/\sqrt{n}} < \sqrt{n} K\right) = \gamma \quad (3)$$

由统计理论可知,随机变量 $\frac{\widehat{\mu}_{\log N_i} - \mu_{\log N_i} + 3\sqrt{n}}{\widehat{\sigma}_{\log N_i}/\sqrt{n}}$

服从自由度为 $n-1$ (n 可理解为轮盘试验件数量),非中心参数为 $3\sqrt{n}$ 的非中心 t 分布(学生式分布,简记为 t 分布)。

由式(3)可得单侧容限系数为

$$K = \frac{t_\gamma(n-1, 3\sqrt{n})}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

式中: t_γ 为 t 分布变量的上百分位值,即有

$$P(t \leq t_\gamma) \quad (5)$$

由轮盘试验件数量 n 和试验寿命结果,可得到安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_i = 10^{\widehat{\mu}_{\log N_i} - K \widehat{\sigma}_{\log N_i}} \quad (6)$$

1.2 新单侧容限系数法

文献[19]根据单侧容限系数法存在的置信下限与母体真值之差比较大的问题,采用 1 种新的估计量,给出 1 种新单侧容限系数 h

$$P(\widehat{\mu}_{\log N_i} - h \widehat{\sigma}_{\log N_i} < \mu_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i}) = \gamma \quad (7)$$

其中

$$h = 3\beta + t_\gamma \sqrt{\frac{1}{n} + 9(\beta^2 - 1)} \quad (8)$$

式中: β 为修正系数,定义为

$$\beta = \sqrt{\frac{n-1}{2}} \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \quad (9)$$

式中: Γ 为伽玛函数。

由此得到安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_i = 10^{\widehat{\mu}_{\log N_i} - h \widehat{\sigma}_{\log N_i}} \quad (10)$$

2 分散系数方法

在试验环境下轮盘寿命总体对应可靠度为 99.87% 的寿命值 $N_{99.87}$ 与对应可靠度为 0.13% 的寿命值 $N_{0.13}$ 的比值 $N_{0.13}/N_{99.87}$ 已知时,可以得到对数寿命母体的标准方差为

$$\sigma_{\log N_i} = (\log(N_{0.13}) - \log(N_{99.87}))/6 \quad (11)$$

从而得到对数安全寿命的估计值为

$$\log \widehat{A}_1 = \widehat{\mu}_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i} \quad (12)$$

当采用轮盘寿命试验的寿命中位值、最小值和最大值估计 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 时,得到对 $\log \widehat{A}_1$ 不同的估计方法。

2.1 基于中位寿命的估计

当用 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 估计寿命总体 $\mu_{\log N_i}$ 时,可能大于 $\mu_{\log N_i}$,也可能小于 $\mu_{\log N_i}$ 。为评估安全起见,对估计量 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 赋予一定的置信度,使得估计出的 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 尽可能小于 $\mu_{\log N_i}$,为此将 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$ 写成

$$\widehat{\mu}_{\log N_i} = \log[N_{50}]_i - C \quad (13)$$

式中:寿命 $[N_{50}]_i$ 为 1 组轮盘疲劳试验寿命的几何平均值; C 为正的待定常数。

现在的问题是寻求常数 C ,使得随机变量 $\log[N_{50}]_i - C$ 小于 $\mu_{\log N_i}$ 的概率为 γ

$$P(\log[N_{50}]_i - C < \mu_{\log N_i}) = \gamma \quad (14)$$

当给定 γ 时,得到估计量 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$

$$\widehat{\mu}_{\log N_i} = \log[N_{50}]_i - \mu_\gamma \frac{\sigma_{\log N_i}}{\sqrt{n}} \quad (15)$$

式中: μ_γ 为标准正态变量 μ 的上百分位值,即有

$$P(\mu \leq \mu_\gamma) = \gamma \quad (16)$$

将式(15)带入式(12),得

$$\log \widehat{A}_1 = \log[N_{50}]_i - \mu_\gamma \frac{\sigma_{\log N_i}}{\sqrt{n}} - 3\sigma_{\log N_i} \quad (17)$$

定义散度系数 γ_{mid} 为

$$\gamma_{\text{mid}} = 10(\mu_\gamma \frac{\sigma_{\log N_i}}{\sqrt{n}} + 3\sigma_{\log N_i}) \quad (18)$$

由此得到安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_1 = \frac{[N_{50}]_i}{\gamma_{\text{mid}}} \quad (19)$$

2.2 基于最小寿命的估计

在试验环境下,得到 1 组轮盘疲劳寿命试验值 $N_{i(i)}(i=1,2,\dots,n)$ 。若将 $N_{i(i)}$ 从小到大排列,则得到 1 组有序的对数寿命值,记为 $\log N_{i(1)}, \log N_{i(2)}, \dots, \log N_{i(n)}$ 。对 $\log N_{i(i)}$ 做变量变换

$$U_{i(i)} = \frac{\log N_{i(i)} - \mu_{\log N_i}}{\sigma_{\log N_i}} \quad (20)$$

则 $U_{i(i)}$ 是来自标准正态总体的 1 组次序统计量。若以 $\log(N_{i(1)})$ 估计 $\mu_{\log N_i}$,为安全起见,要求

$$P(\log(N_{i(1)}) - u_\gamma \sigma_{\log N_i} < \mu_{\log N_i}) = \gamma \quad (21)$$

由统计理论可知,标准正态最小次序统计量 $U_{i(1)}$ 的分布函数为

$$F(U_{i(1)}) = 1 - (1 - \Phi(U_{i(1)}))^n \quad (22)$$

得到估计量 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$

$$\widehat{\mu}_{\log N_i} = \log(U_{i(1)}) - \Phi^{-1}(1 - \sqrt[n]{1-\gamma}) \sigma_{\log N_i} \quad (23)$$

式中: $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布函数。

将式(23)带入式(12)得

$$\log \widehat{A}_1 = \log(U_{i(1)}) - \Phi^{-1}(1 - \sqrt[n]{1-\gamma}) \sigma_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i} \quad (24)$$

定义散度系数 γ_{min}

$$\gamma_{\text{min}} = 10(\Phi^{-1}(1 - \sqrt[n]{1-\gamma}) \sigma_{\log N_i} + 3\sigma_{\log N_i}) \quad (25)$$

由此得到安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_1 = \frac{N_{i(1)}}{\gamma_{\text{min}}} \quad (26)$$

2.3 基于最大寿命的估计

若以 $\log(N_{i(n)})$ 估计 $\mu_{\log N_i}$,为安全起见,要求

$$P(\log(N_{i(n)}) - u_\gamma \sigma_{\log N_i} < \mu_{\log N_i}) = \gamma \quad (27)$$

由统计理论可知,标准正态最大次序统计量 $U_{i(n)}$ 的分布函数为

$$F(U_{i(n)}) = (\Phi(U_{i(n)}))^n \quad (28)$$

得到估计量 $\widehat{\mu}_{\log N_i}$

$$\widehat{\mu}_{\log N_i} = \log(N_{i(n)}) - \Phi^{-1}(\sqrt[n]{\gamma}) \sigma_{\log N_i} \quad (29)$$

将式(29)带入式(12)得

$$\log \widehat{A}_1 = \log(N_{i(n)}) - \Phi^{-1}(\sqrt[n]{\gamma}) \sigma_{\log N_i} - 3\sigma_{\log N_i} \quad (30)$$

定义散度系数 γ_{max}

$$\gamma_{\text{max}} = 10(\Phi^{-1}(\sqrt[n]{\gamma}) \sigma_{\log N_i} + 3\sigma_{\log N_i}) \quad (31)$$

由此得到安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_1 = \frac{N_{i(n)}}{\gamma_{\text{max}}} \quad (32)$$

3 失效部位数服从泊松分布的定寿方法

航空发动机轮盘具有轴对称的特征,为适应装配和引气的需要,轮盘上一般配有孔、槽等结构。在实际试验过程中,也常表现为就某个特征部位(如螺栓孔部位)1次试验出现 1 处或多处裂纹,且每次试验出现的裂纹数也是不一致的,即发生破坏的孔或槽的数量有差异。如果有 n 个轮盘进行疲劳寿命考核试验,且均在某一特征结构部位发生破坏(如榫槽、螺栓孔等),这一特征结构在轮盘上具有 m 个重复特征,在

具体的第 i 次轮盘寿命试验中这一特征结构发生破坏的数量为 d_i , 显然 $d_i \leq m$ 。在理想情况下, 对于任意第 i 次试验而言, 将特征部位的寿命值按从小到大排列, 会得到如下寿命值 $N_{i(1)}^i, N_{i(2)}^i, \dots, N_{i(m)}^i$ 。

经变换得到 1 组服从标准正态的次序统计量 $U_{i(d)}^i$ 。根据统计理论, 通过归纳法得到第 d 次序统计量的概率分布函数为

$$F_{(d)}(U) = 1 - \frac{m!}{(d-1)!(m-d)!} \sum_{i=1}^d \frac{c_{d-1}}{m-d+i} (-1)^{i+1} [1 - \Phi(U)]^{m-d+i} \quad (33)$$

与基于最小和最大寿命的估计类似, 得到估计量

$$\widehat{\mu_{\log N_i}} = \log(N_{i(d)}) - F^{-1}(\gamma, m, d) \sigma_{\log N_i} + 3\sigma_{\log N_i} \quad (34)$$

将式(34)带入式(12)得

$$\log \widehat{A}_1 = \log(N_{i(d)}) - F^{-1}(\gamma, m, d) \sigma_{\log N_i} + 3\sigma_{\log N_i} \quad (35)$$

在给定制信度下, 定义散度系数函数 $y(m, d)$

$$y(m, d) = 10^{(F^{-1}(\gamma, m, d) \sigma_{\log N_i} + 3\sigma_{\log N_i})} \quad (36)$$

由式(36)可得到在给定制信度下, 发生不同失效数量 d 情形下的散度系数值, 与式(19)、(26)和(32)类似, 此散度系数数值建立了试验寿命和安全寿命之间的关系, 即根据试验寿命除以散度系数, 得到一定置信度下满足较小失效概率下的寿命值(安全寿命), 更进一步的讨论见文献[17]。若在试验中, 特征部位发生失效数量近似服从参数为 λ “泊松分布”, 即若以 X 表示试验特征部位发生失效数量的随机变量, 则有

$$P(X=d_i) = \frac{\lambda^d e^{-\lambda}}{d_i!} \quad (37)$$

定义修正散度系数 $\bar{y}$

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y(m, d_i) \frac{\lambda^d e^{-\lambda}}{d_i!} \quad (38)$$

根据数理统计可知, 若多次试验下观察得到破坏部位数量的观察值为 $d_1, d_2, \dots, d_n$, 则 λ 的最大似然估计量 $\hat{\lambda}$ 为

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i \quad (39)$$

由于泊松分布的 X 的取值为无穷取值, 而所遇到的是有限取值的情形, 因此理论上

$$\sum_{i=1}^n \frac{\hat{\lambda}^d e^{-\hat{\lambda}}}{d_i!} \neq 1 \quad (40)$$

其残差为

$$p_{\text{error}} = 1 - \sum_{i=1}^n \frac{\hat{\lambda}^d e^{-\hat{\lambda}}}{d_i!} \quad (41)$$

这里采用“均匀分配”残差概率 p_{error} 的方法, 即将 p_{error} 均匀平分到不同失效数量下的概率取值上, 因此式(38)可写为

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y(m, d_i) \left(\frac{\hat{\lambda}^d e^{-\hat{\lambda}}}{d_i!} + \frac{p_{\text{error}}}{n} \right) \quad (42)$$

由此定义安全寿命的估计值为

$$\widehat{A}_1 = \frac{[N_{50}]_1}{\bar{y}} \quad (43)$$

4 算例

由于实际轮盘疲劳试验的寿命总体一般是未知的, 其分布形式以及分布特征需要借助假设检验等数理统计方法, 并结合试验结果进行佐证。从国内外的研究来看, 一般认为轮盘疲劳寿命的分布服从对数正态分布或者威布尔分布是合理的。本文研究寿命服从对数正态的情形。在寿命分布形式已知的情况下, 根据安全寿命的定义可知, 其值由寿命母体的均值和方差决定。为了对比上述方法在预测安全寿命精度上的差异, 以 1 个数值算例为例, 对比上述不同方法在预测安全寿命上的平均误差。

4.1 算例 1

假设轮盘上有 10 个孔形特征结构, 其疲劳寿命的母体服从对数正态分布, 即有 $\log N_i \sim N(4, 0.1297^2)$, 则其安全寿命的真值约为 4082 次循环。对上述各方法, 当 $\gamma=95\%$ 时, 进行 10000 次有放回的随机抽样数值试验, 每次抽取 3 个样本, 比较不同方法得到的安全寿命预测值的平均值与安全寿命真值之间的相对差异, 如图 1 所示。图中纵坐标为方法预测的安全寿命平均值与真值之差除以真值的绝对值。

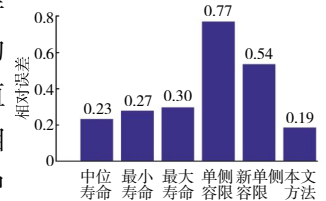


图 1 不同方法在预测安全寿命上的相对误差

从图中可见: (1) 相比于本文的其它方法, 容限系数方法中的单侧容限系数方法和新单侧容限系数方法给出的安全寿命预测值的相对误差较大, 其中单侧容限系数方法的相对误差约为 0.77, 新单侧容限系数方法的相对误差较单侧容限系数方法有所减小, 相对误差约为 0.54。(2) 在分散系数方法中, 基于中位寿命

估计给出的安全寿命的相对误差最小,相对误差约为 0.23;其次为基于最小寿命的估计,相对误差约为 0.27;基于最大寿命给出的安全寿命相对误差最大,约为 0.30。(3)本文的方法本质上也是 1 种分散系数方法,其给出的安全寿命的相对误差值与基于中位寿命的结果基本相当,约为 0.19,略好于基于中位寿命的相对误差结果。

从方法本身来讲,在寿命总体分布类型一定的情况下(服从对数正态分布),安全寿命值估计的好坏依赖于对总体均值和标准方差估计的好坏。相较于分散系数方法(寿命总体标准方差已知),容限系数方法需要结合样本数据对寿命总体均值和标准方差进行估计,因此其预测的相对误差普遍大于基于分散系数的方法。

从分散系数方法目前的应用来看,英国国防防卫标准推荐的安全寿命方法在其 00-971 版本中列出了基于中位、最小和最大寿命的散度系数,而后续的 00-970 版本则删除了基于最大寿命的散度系数,仅列出了基于中位和最小寿命的散度系数值,且强调推荐使用基于中位寿命的散度系数值。本文的数值算例也表明,相较于最小和最大寿命,基于中位寿命的分散系数方法能给出更好的安全寿命估计。

对比式(19)和式(43)可知,基于中位寿命和本文的方法都采用试验轮盘的试验寿命几何平均值进行估计,不同之处在于分母上的散度系数选取。基于中位寿命的方法,其散度系数是与试验轮盘的数量一一对应的(与盘上的特征结构的重复性无关),比如 3 个试验轮盘,其对应的散度系数为 3.253。陆山等^[16]也指出“采用寿命分散系数评估轮盘寿命时会出现所得概率寿命比较低等问题”,这与对应的分散系数取值大有较大的关系。本文的方法借鉴了文献[17]的思想,即认为 1 个盘上某一重复特征部位(比如孔)发生不同数量的裂纹时,其对应的散度系数是不一样的。根据式(36),在 10 个特征孔下,1 次疲劳试验发生不同数量特征孔破坏情况下的散度系数值见表 1。就轮盘静力破坏和低周疲劳试验而言,重复特征结构上的破坏数量存在很大的不同。一般来说,轮盘强度试验(比如破裂试验)孔发生裂纹的数量比较多(一般在 70%以上),而在轮盘的低循环疲劳试验中,当发现有裂纹时,破坏的孔的数量不多。文献[16]中给出涡轮盘的 1 次低周疲劳试验 16 个销钉孔中发现有 6 个销钉孔产

生不同长度的裂纹,裂纹孔的数量仅占总数量的 37%左右。实际上当检查周期更短时,这一比例还会有所降低(一般认为大应力下,寿命值分散性较小,而在较低应力下寿命值分散性会显著增加)。同时,从表 1 中可见,当发生破坏的孔的数量越少,对应的散度系数取值越小,都会小于 3 个试验轮盘对应的散度系数值。而在相同的中位寿命值下,较小的散度系数值,意味着较大的安全寿命值。这也是本文方法得到安全寿命值比基于中位寿命的散度系数方法给出的更大,更接近于理论真值的原因。

4.2 算例 2

参见文献[17]中提供的某型发动机 I 级涡轮盘在地坑试验器上开展的低循环疲劳试验的工程案例。试验终止时进行了 7087 周转速循环,观察发现 16 个销钉孔中有 6 个销钉孔产生了裂纹,通过数值分析认为销钉孔寿命母体分散 $N_{0.13}=N_{99.87}=8$ 。将本文的方法退化用于 1 个盘情形下的安全寿命估计,根据式(42)和(43)得到了散度系数和安全寿命的结果见表 2。从计算结果来看,本文给出的结果与文献[17]中提供的结果比较接近。

5 结论

(1)本文基于轮盘失效部位数服从泊松分布,根据次序统计量的概率分布函数,针对轮盘疲劳试验中存在同应力多危险部位的特点,提出并推导了 1 种新的轮盘寿命散度的计算公式和轮盘安全寿命的估计方法;

(2)通过数值算例,对比了基于中位寿命、最小寿命、最大寿命、单侧容限、新单侧容限与本文方法在预测安全寿命精度上的差异,结果表明,从平均的角度,

表 1 不同数量特征孔发生破坏对应的散度系数值

破坏数	散度系数值
1	2.019
2	2.261
3	2.462
4	2.656
5	2.856
6	3.077
7	3.338
8	3.674
9	4.180
10	5.274

表 2 散度系数值和安全寿命值对比

	散度系数值	安全寿命值
文献[17]方法	3.10	2282
本文方法	2.97	2386

上述方法给出的安全寿命预测结果都与理论真值存在一定的差异,而本文方法给出安全寿命的结果比其它方法的更接近于安全寿命的真实值。

此外,由于单侧容限和新单侧容限都是母体方差未知情形下的估计方法,较其它母体方差已知情况下的估计方法而言,就本文的算例,预测精度要低于其它方法的。当轮盘疲劳寿命分散情况未知时,采用新单侧容限方法所得预测结果比采用单侧容限方法的更接近真实安全寿命值。

(3)通过1个工程算例比较了本文方法与文献方法给出散度系数值和安全寿命值的差异,二者的结果基本相当。

参考文献:

- [1] 苏清友.航空涡轮、涡扇发动机主要零部件定寿指南[M].北京:航空工业出版社,2004:2.
SU Qingyou. Life determination guide for the main components of aircraft turbojet and turbofan engines [M].Beijing: Aviation Industry Press,2004:2. (in Chinese)
- [2] 中国人民解放军总装备部.航空涡轮喷气和涡轮风扇发动机通用规范:GJB 241A-2010[S].北京:总装备部军标出版发行部,2010:100.
General Armament Department of the PLA.General specification for aircraft turbojet and turbofan engines:GJB 241A-2010 [S].Beijing: General Armament Department Military Standard Publishing and Distribution Department,2010:100(in Chinese)
- [3] 陆山,吕鸿雁.小子样零构件可靠性寿命故障试验评估方法[J].机械强度,2006,28(3):411-414.
LU Shan,LYU Hongyan. Assessment method of reliable life by zero-failure experiments of small sample components [J].Journal of Mechanical Strength,2006,28(3):411-414.(in Chinese)
- [4] 张勇波,傅惠民,王治华. Weibull 分布定时失效数据寿命分散系数[J].航空动力学报,2012,27(4):795-800.
ZHANG Yongbo,FU Huimin,WANG Zhihua. Fatigue life scatter factor analysis for time truncated zero-failure data based on Weibull distribution[J].Journal of Aerospace Power,2012,27(4):795-800. (in Chinese)
- [5] 傅惠民. 不完全数据秩分布理论 [J]. 航空学报,1993,14(11):578-584.
FU Huimin. Theory of incomplete data rank distributions[J].Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,1993,14(11):578-584. (in Chinese)
- [6] 高镇同.疲劳应用统计学[M].北京:国防工业出版社,1986:126-130.
GAO Zhen tong. Applied statistics of fatigue [M].Beijing: National Defense Industry Press,1986:126-130(in Chinese)
- [7] 傅惠民.二维单侧容限系数方法[J].航空学报,1993,14(3):166-172.
FU Huimin. A method of two dimensional one sided tolerance factors [J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,1993,14(3):166-172. (in Chinese)
- [8] 傅惠民,高镇同,许人平.母体百分位值的置信下限[J].北京航空航天大学学报,1990,11(3):1-8.
FU HuiMin,GAO Zhen tong,XU Renping. A confidence lower limit of population percentile [J].Journal of Beijing of Aeronautics and Astronautics,1990,11(3):1-8.(in Chinese)
- [9] 李洪双,吕震宙.小子样场合下估算母体百分位值置信下限和可靠度置信下限的 Bootstrap 方法[J].航空学报,2006,27(5):789-795.
LI Hongshuang,LYU Zhenzhou. Bootstrap method for confidence lower limit estimation of population percentile and reliability in small number of test sample [J].Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,2006,27(5):789-795.(in Chinese)
- [10] 杨俊,王建,祁圣英.疲劳寿命分散系数的确定与应用研究[J].航空发动机,2015,41(1):16-21.
YANG Jun,WANG Jian,QI Shengying. Determination and application of fatigue scatter factors[J].Aeroengine,2015,41(1):16-21. (in Chinese)
- [11] DEF STAN 00-971.General specification for aircraft gas turbine engines[S].Ministry of Defense UK,1987:1-9.
- [12] 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)
- [13] 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)
- [14] 姚刚,陆山.基于试验极值信息的寿命分散系数法[J].航空计算技术,2012,42(2):92-95.
YAO Gang,LU Shan. Life scatter factor method based on information of experiment extreme value [J].Aeronautical Computing Technique,2012,42(2):92-95. (in Chinese)
- [15] 姚刚,陆山.基于任意两点试验信息的寿命分散系数法[J].航空动力学报,2012,27(9):2093-2099.
YAO Gang,LU Shan. Life scatter factor method based on any two pieces of experimental information [J].Journal of Aerospace Power,2012,27(9):2093-2099.(in Chinese)
- [16] 陆山,唐俊星.同应力多危险部位轮盘寿命可靠性试验评估方法[J].燃气涡轮试验与研究,2007,20(2):5-8.
LU Shan,TANG Junxing. Experimental assessment method of life reliability of a disk with multi sample-stress critical sites[J].Gas Turbine Experiment and Research,2007,20(2):5-8. (in Chinese)
- [17] 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 kth order experimental life with logarithm normal distribution [J].Journal of Aerospace Power,2006,21(4):738-740. (in Chinese)
- [18] 卢小艳,陆山.基于威布尔分布k故障试验的寿命可靠性评估[J].机械设计与研究,2005,21(6):10-12.
LU Xiaoyan,LU Shan. Reliability assessment based on the kth ordered experiment life of Weibull distribution [J].Machine Design and Research,2005,21(6):10-12. (in Chinese)
- [19] 徐人平. 新单侧容限系数及其应用研究 [J]. 云南工业大学学报,1995,11(1):13-20.
XU Renping. A New one-side tolerance factor and its application[J]. Journal of Yunnan Polytechnic University,1995,11 (1):13-20. (in Chinese)

(编辑:刘 亮)