

# 飞机结构等效腐蚀损伤概率模型研究

张玘<sup>1</sup> 杨晓华<sup>2</sup>

(1 海军航空工程学院青岛分院研究生队, 青岛 266041;

2 海军航空工程学院青岛分院航空机械系, 青岛 266041)

**摘要:** 为描述腐蚀对结构材料疲劳性能的影响, 本文首先定义了等效腐蚀损伤的概念; 其次通过结构件预腐蚀前后的疲劳寿命试验, 得到了等效腐蚀损伤数据, 并选取正态分布、从 Gumbel 第一型极值分布、Logistic 分布、双参数威布尔分布及三参数威布尔分布等五种分布形式, 对其进行了统计特征的研究。结果表明, 等效腐蚀损伤较好地服从三参数威布尔分布。

**关键词:** 腐蚀; 等效腐蚀损伤; 统计分析

**中图分类号:** TG172 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-3919(2008)01-0045-06

## Study on probability models of equivalent corrosion damage of aircraft structure

ZHANG Ding<sup>1</sup> YANG Xiao-hua<sup>2</sup>

(1 Postgraduate team, Naval Aeronautical Engineering Academy Qingdao Branch, Qingdao, 266041, China; 2 Department of Aeronautical Mechanism, Naval Aeronautical Engineering Academy Qingdao Branch, Qingdao, 266041, China)

**Abstract:** In this paper equivalent corrosion damage was put forward firstly to describe the effect of corrosion to the fatigue performance of structure. And secondly through fatigue tests with structure specimens before and after pre-corrosion, the equivalent corrosion damage data was got, and then statistical investigation for it has been conducted with normal distribution, Gumbel distribution, Logistic distribution, two parameters Weibull distribution and three parameters Weibull distribution. The result shows that equivalent corrosion damage is in conformity to three parameters Weibull distribution best.

**Key words:** corrosion; equivalent corrosion damage; statistical analysis

## 1 引言

海军飞机在沿海一带服役, 使用环境恶劣, 服役过程中通常伴随着机体结构的腐蚀。特别

---

收稿日期: 2006-07-04; 修回日期: 2008-07-08

作者简介: 张玘(1981-), 男, 博士, 研究方向: 飞机结构寿命与可靠性; (266041) 海军航空工程学院青岛分院研究生队。

是我国的军用飞机 90%的时间都处于地面停放状态,随着飞机使用寿命的增加,环境对飞机结构的腐蚀损伤非常严重,直接影响着飞行安全,所以对腐蚀损伤进行规律性的研究很有必要。

腐蚀的产生与发展涉及到环境、材料热处理、加工工艺、载荷及金属表面的涂层质量等诸多因素都是随机变量,而作为因变量的材料疲劳损伤也是随机变量<sup>[1]</sup>。本文从等效腐蚀损伤入手,研究了腐蚀损伤的分布规律。

## 2 等效腐蚀损伤

腐蚀损伤可以用多种特征量来表征,例如腐蚀深度,腐蚀面积,腐蚀体积等。但一般说来,腐蚀损伤是不规则的,其几何形状十分复杂,使得以上特征量不易确定。所以本文考虑用等效的方法量化腐蚀损伤,这样就可以避免复杂的几何形状。

腐蚀损伤能够削弱结构的承力面积,大大降低材料的抗疲劳性能,对飞机结构的使用寿命有着直接的影响。其影响主要来源于两个方面:一是腐蚀产生的腐蚀坑对材料  $S-N$  曲线的影响,这种影响等同于应力集中对材料  $S-N$  曲线的影响;二是腐蚀使零构件表面材料的疲劳性能发生变化。

为考虑上述影响,可以合理地假设

$$D = \frac{N_0 - N_T}{N_0} \quad (1)$$

式中:  $D$  为等效腐蚀损伤;  $N_0$  为没有预腐蚀的情况下结构件在某一谱载下疲劳寿命;  $N_T$  为预腐蚀  $T$  年后同一谱载下疲劳寿命。

研究表明  $N_0$  一般地服从对数正态分布或威布尔分布,而  $N_T$  应是一随机过程,它在某一时刻的分布同样地服从对数正态分布或威布尔分布,而作为两者函数的等效腐蚀损伤  $D = f(N_0, N_T)$  显然应是两者的联合分布,其分布为

$$\left. \begin{aligned} D &= f(\mu_1, \mu_2) + \frac{\partial f(N_0, N_T)}{\partial N_0} \Big|_{(\mu_1, \mu_2)} (N_0 - \mu_1) + \frac{\partial f(N_0, N_T)}{\partial N_T} \Big|_{(\mu_1, \mu_2)} (N_T - \mu_2) + \dots \\ \mu_D &= E(D) \\ \sigma_D^2 &= D(D) \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

由于不能定量地确定  $N_0$  和  $N_T$  的相关性,本文进行维象地研究,即根据结构件预腐蚀前后的疲劳寿命,求出一组等效腐蚀损伤数据,并对其分布型式进行统计分析,以确定  $D$  的分布形式及分布特征。

## 3 等效腐蚀损伤的统计特征

### 3.1 几种分布形式

以往研究表明,腐蚀损伤最大分布形式有正态分布<sup>[2,6]</sup>、Gumbel 第一型极值分布<sup>[4]</sup>、Logistic 分布<sup>[5]</sup>、双参数威布尔分布以及三参数威布尔分布<sup>[1]</sup>等。但是,通过等效的方法得到的腐蚀损伤是否也服从上述分布还须确定。现假设等效腐蚀损伤服从上述分布,进行比较研究,从中择优

确定分布形式。

### 3.2 统计参量估计

对正态分布、Gumbel 第一型极值分布、Logistic 分布、双参数威布尔分布及三参数威布尔分布的累积分布函数等式两边取对数，都可以得到形如 (3) 式的线性方程。

$$Y = A + BX \tag{3}$$

各分布的线性回归函数以及截距  $A$ ，斜率  $B$  的定义如表 1 所示。

表 1 统计分布的线性回归函数

| 分布函数           | $X$          | $Y$                    | $A$                 | $B$         |
|----------------|--------------|------------------------|---------------------|-------------|
| 双参数威布尔分布       | $\ln x$      | $\ln \ln [1/(1-F(x))]$ | $-\beta \ln \sigma$ | $\beta$     |
| 三参数威布尔分布       | $\ln(x-\mu)$ | $\ln \ln [1/(1-F(x))]$ | $-\beta \ln \sigma$ | $\beta$     |
| Gumbel 第一型极值分布 | $x$          | $\ln \ln [1/F(x)]$     | $\mu/\sigma$        | $-1/\sigma$ |
| Logistic 分布    | $x$          | $\ln [F(x)/(1-F(x))]$  | $-\mu/\sigma$       | $1/\sigma$  |
| 正态分布           | $x$          | $\Phi^{-1}[F(x)]$      | $-\mu/\sigma$       | $1/\sigma$  |

在上表中，三参数威布尔分布中  $X$  是位置参数的函数。故必须先求出位置参数才能应用最小二乘法点估计尺度参数和形状参数。由于所要求的位置参数  $\mu$  必须使 Pearson 统计参量-线形拟合相关系数  $|r|$  取最大值，故由  $d|r(\mu)|/d\mu = 0$  可求得  $\mu$ ，等价于  $dr^2(\mu)/d\mu^2 = 0$ 。求导后得到

$$E(\mu) = (l_{x0}/l_{xx}) - (l_{y0}/l_{yy}) = 0 \tag{4}$$

其中：
$$l_{x0} = \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{x_i - \mu} - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n X_i \right) \left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i - \mu} \right); \quad l_{y0} = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{x_i - \mu} - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n Y_i \right) \left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i - \mu} \right) \tag{11}$$

只要求解上式即可得到  $\mu$ 。

统计检验时，各数据的统计概率可按下式计算

$$P_i = \frac{i}{N+1} \tag{5}$$

### 3.3 统计检验

文献 [8] 采用某型歼击机机翼主梁和后梁模拟试件，在 LF65 轮浸腐蚀试验箱以及 MTS 疲劳试验机上分别进行了预腐蚀试验和疲劳试验。该试验将试件分成六组，分别预腐蚀不同的时间，然后再疲劳机上加载，得到了试件预腐蚀不同时间后的疲劳寿命。现抽取部分数据，对等效腐蚀损伤进行统计检验。

机翼主梁材料为 30CrMnSiNi2A 锻件，预腐蚀 0d（不进行预腐蚀）和 5d 后的疲劳寿命如表 2 所示。显然，该试件预腐蚀前后的疲劳寿命是一个随机变量，因此，根据表 2 内容，将未腐蚀情况下与预腐蚀后的寿命数据按照大小任意两两配对计算，可以得到一组预腐蚀 5d 的等效腐蚀损伤数据，将其按升序排列，依次计算各数据的统计概率值，并依据表 1 中  $Y$  的定义计算相应

的  $\ln \ln [1/(1-F(x))]$ 、 $\Phi^{-1}[F(x)]$ 、 $\ln \ln [1/F(x)]$  和  $\ln [F(x)/(1-F(x))]$ ，列于表 3。此外，对于三参数威布尔分布的位置参数  $\mu$ ，利用 MATLAB 求解 (4) 式可得  $\mu = 0.0488$ 。

表 2 主梁试件寿命数据

| 预腐蚀时间 | N/飞行小时                    |
|-------|---------------------------|
| 0d    | 7741、7824、8283、9173、10332 |
| 5d    | 7850、7873、8553、8682       |

表 3 等效腐蚀损伤及统计参数计算结果

| 等效腐蚀损伤 $D$ | $P_i$   | $\ln \ln [1/P_i]$ | $\ln x$  | $\ln(x-\mu)$ | $\ln \ln [1/(1-P_i)]$ | $\ln [P_i/(1-P_i)]$ | $\Phi^{-1}(P_i)$ |
|------------|---------|-------------------|----------|--------------|-----------------------|---------------------|------------------|
| 0.0495     | 0.09090 | 0.87459           | -3.00578 | -7.26443     | -2.35061              | -2.3026             | -1.3352          |
| 0.0523     | 0.18182 | 0.53341           | -2.95076 | -5.65499     | -1.60608              | -1.5041             | -0.9085          |
| 0.0535     | 0.27273 | 0.2618            | -2.92807 | -5.36019     | -1.14427              | -0.9808             | -0.6046          |
| 0.0676     | 0.36364 | 0.011525          | -2.69415 | -3.9739      | -0.79409              | -0.5596             | -0.3487          |
| 0.1442     | 0.45455 | -0.23769          | -1.93655 | -2.34968     | -0.500164             | -0.1823             | -0.1142          |
| 0.1442     | 0.54546 | -0.50067          | -1.93655 | -2.34968     | -0.23766              | 0.1823              | 0.1142           |
| 0.1597     | 0.63636 | -0.79409          | -1.83446 | -2.19913     | 0.011524              | 0.5596              | 0.3487           |
| 0.1722     | 0.72727 | -1.14427          | -1.7591  | -2.09232     | 0.2618                | 0.9808              | 0.6046           |
| 0.238      | 0.81818 | -1.60608          | -1.4355  | -1.66495     | 0.53341               | 1.5041              | 0.9085           |
| 0.2402     | 0.90909 | -2.35061          | -1.42628 | -1.65339     | 0.81459               | 2.3026              | 1.3352           |

利用最小二乘法对五种分布类型分别进行拟合检验，拟合得到的线性方程以及相关系数见表 4。从拟合结果来看，各分布类型的拟合结果都具有良好的线性趋势，即均为高度线性相关，且相关系数差别不大。

表 4 分布类型拟合检验结果

| 分布类型           | 拟合的线性方程                  | 相关系数 $ r $ |
|----------------|--------------------------|------------|
| Gumbel 第一型极值分布 | $Y = 1.219 - 12.9726X$   | 0.95716    |
| 双参数威布尔分布       | $Y = 2.7131 + 1.4672X$   | 0.94013    |
| 三参数威布尔分布       | $Y = 1.15533 + 0.47927X$ | 0.9606     |
| Logistic 分布    | $Y = -2.3858 + 18.0554X$ | 0.94967    |
| 正态分布           | $Y = -1.4191 + 10.7393X$ | 0.95434    |

得到各回归直线后，利用  $r$  检验法对回归显著性进行检验。其临界值  $r_c$  的表达式为

$$r_c = \frac{t_\alpha(n-2)}{\sqrt{(n-2) + t_\alpha^2(n-2)}} \quad (6)$$

式中  $t(n-2)$  为自由度为  $(n-2)$  的  $t$  分布。若拟合得到的相关系数  $r$  大于  $r_c$ ，则通过检验。取

显著性水平  $\alpha=0.99$ ，计算得到  $r_c=0.713$ 。显然表 4 中各相关系数均大于  $r_c$ ，则可得到结论：回归效果是极高度显著的。相比较而言，三参数威布尔分布线性相关系数最大，因此等效腐蚀损伤的分布规律择优选用三参数威布尔分布。这一结果与以往研究结论相一致，说明通过等效的方法计算腐蚀损伤是可行的。

根据拟合结果，按照表 1 中 A、B 定义，可以得到 Gumbel、双参数威布尔、三参数威布尔、正态三种分布类型的概率密度函数分别如下，概率密度函数如图 1 所示。

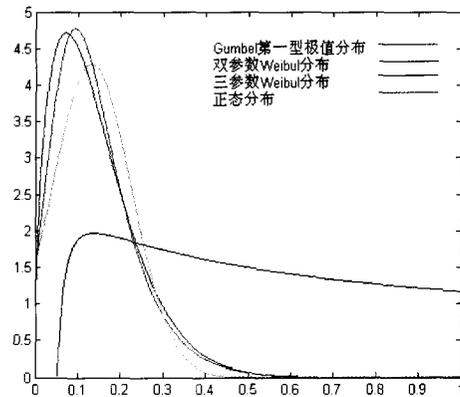


图 1 四种分布类型的概率密度函数曲线

$$f(D) = \frac{1}{0.07709} \exp \left[ -\frac{D-0.09397}{0.07709} - \exp \left( -\frac{D-0.09397}{0.07709} \right) \right] \quad (7)$$

$$f(D) = \frac{1.4672}{0.1574^{1.4672}} D^{0.46721} \exp \left[ -\left( \frac{D}{0.1574} \right)^{1.4672} \right] \quad (8)$$

$$f(D) = \frac{0.47927}{0.0898^{0.47927}} (D-0.0488)^{-0.52073} \exp \left[ -\left( \frac{D-0.0488}{0.0898} \right)^{-0.52073} \right] \quad (9)$$

$$f(D) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 0.0931} \cdot e^{-\frac{(D-0.1321)^2}{2 \cdot 0.0931^2}} \quad (10)$$

## 4 结论

利用等效的方法得到腐蚀损伤，并对其分布规律进行统计检验。结果表明正态分布、Gumbel 第一型极值分布、Logistic 分布、双参数威布尔分布和三参数威布尔分布均能较好的反应等效腐蚀损伤累积规律，相比较而言，三参数威布尔分布相关系数更高，因此宜择优选用。该结论与以往研究结论一致，证明了等效的方法计算腐蚀损伤的可行性。

## 参考文献

- [1] 陈跃良, 杨晓华, 秦海勤. 飞机结构腐蚀损伤分布规律研究[J]. 材料科学与工程, 2002, 20 (3): 1-3.
- [2] 穆志韬, 熊玉平. 高强度铝合金的腐蚀损伤分布规律研究[J]. 机械工程材料, 2002, 26(4): 1-4.
- [3] 陈群志, 崔常京, 孙祚东, 等. LY12CZ 铝合金腐蚀损伤的概率分布及其变化规律[J]. 装备环境工程, 2005, 2(3): 1-6.
- [4] 胡艳玲, 李获, 郭宝兰. LY12CZ 铝合金型材的腐蚀动力学统计规律研究及日历寿命预测方法探讨[J]. 航空学报, 2000, 21: 1-5.
- [5] 张有宏, 吕国志, 任克亮, 等. 不同环境下 LY12CZ 铝合金表面腐蚀损伤演化规律研究[J]. 航空学报, 2007,

28(1): 1-4.

- [6] 谢伟杰, 李荻, 胡艳玲, 等. LY12CZ 和 7075T7351 铝合金在 EXCO 溶液中腐蚀动力学的统计规律[J]. 航空学报, 1999, 20(1): 1-5.
- [7] 马逢时. 应用概率统计[M]. 北京, 高等教育出版社, 1989: 133-163.
- [8] 刘文斑, 蒋冬滨. 飞机结构关键危险部位加速腐蚀试验环境谱研究[J]. 航空学报, 1998, 19(4): 1-5.
- [9] 张志涌. 精通 MATLAB[M]. 北京, 北京航空航天大学出版社, 2003: 119-123.

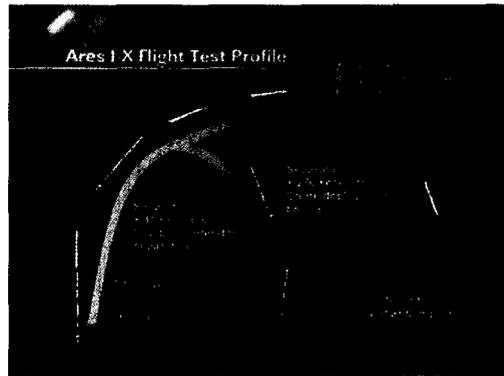
(编辑: 高珂佳)

~~~~~

### 简讯

## NASA战神系列火箭2009年飞行试验

NASA格伦研究中心在“战神-1”项目中发挥着重要的作用,在美国的“星座”项目中,“战神-1”运送“猎户座”飞船的乘员到国际空间站,月球,火星或更远的目的地,格伦研究中心的战神项目组领导“战神-1”的研发工作,包括设计测试战神系列的飞行试验设备。约翰逊空间中心的星座项目组协调全部飞行试验。格伦研究中心的飞行设备包括试验模型的一部分关键部件。



2009年4月,战神系列将进行第一次飞行试验,战神系列将取代航天飞机成为新的美国火箭系统。飞行试验的目的集中在第一级的飞行动力学、控制装置以及第一级和上面级的分离。

格伦研究中心使用自身和场地设备完成战神系列试验飞行器的设计、制造和试验: 1) 上面级质量模拟器(包括在助推器飞行完成后,允许助推器从飞行器的其余部分分离的级间段或上面级的底部); 2) 服务舱; 3) 飞船适配器。

飞行试验性能的基本元素: 将首次在飞行过程中验证固体火箭助推器的性能和动力学特性,战神火箭采用单台助推器结构(这种结构不同于以往的航天飞机结构,航天飞机的外部贮箱的两侧连接有两个固体火箭助推器)。战神系列还试验了上面级系列质量模拟器(与真正的上面级外形相似,质量完全相同)。因为上面级设备原件在飞行试验时未能及时生产出,上面级质量模拟器可使助推器在飞行的第一阶段达到相同的航迹。马歇尔航电部门提供战神系列的设计,制造及试验中电子部件的安装等。

上面级模拟器将会在大气层中被烧蚀,残存的无害物质将坠落大西洋中。助推器本身可重复使用,使用136feet的航天飞机主降落伞使其落到大西洋的着陆点处。未来计划用新的150feet的主降落伞,重量会超过1T,采用更大的降落伞是因为最终设计中会增加额外的助推器,增加了重量。

(庞勤 供稿)