文章编号:1004-793X(2002)03-0378-03

飞机结构腐蚀损伤分布规律研究

陈跃良[1,2],杨晓华[2],秦海勤[1]
(1.海军航空工程学院青岛分院,山东 青岛 266041;2.西北工业大学飞机系,陕西 西安 710072)

【摘 要】 选取四种分布对现役飞机结构腐蚀损伤进行统计特征研究。结果表明最大腐蚀深度服从三参数Weibull分布,该分布较好地反映了腐蚀损伤累积规律。统计检验采用Pearson统计量—线性相关系数 r 方法进行。满足假设分布的临界 r 值采用 $r-t$ 分布函数变换得到。采用相关系数优化法求得三参数Weibull分布的位置参数。

【关键词】 腐蚀;统计分析;三参数Eibull分布;相关系数优化法
中图分类号:V250.3 文献标识码:A

Study on Corrosion Damage Distribution Law of Aircraft Structure

CHEN Yue-liang[1,2], YANG Xiao-hua[1], QIN Hai-qin[2]
(1.Naval Aeronautical Engineering Academy Qingdao Branch, Qingdao 26641, China;
2.Northwestern Polytechnical University, Xian 710072, China)

【Abstract】 Statistial investigation for corrosion damage of aircraft structure has been conducted by four probability distribution function. The result show that the maximum corrosion depth for aluminum alloy in the service environment is in conformity three parameters Weibull distribution and it was good agreement with the corrosion damage cumulation law. Statistical tests of the distributions are conveniently made by the Pearson statistical parameter—linear relationship coefficient r. Critical value of the r for an accepted distribution is determined by a transformation of $r-to-t$ distribution function. The location parameter of Weibull distribution was obtained by relative coefficient optimization method.

【Key words】 pitting corrosion; statistical analyses; three parameters Weibull distribution; relative coefficient optimization method

1 引 言

由于飞机结构关键件腐蚀损伤而产生裂纹,大大地减少了其使用寿命;由于腐蚀的出现,使得原本不是关键件变成了关键件;由于腐蚀导致的部件开裂时间明显早于耐久性评估及损伤容限分析(DADTA)所确定的时间[1]。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。而上述因素存在着随机性,因而腐蚀部位及尺寸大小也具有随机性。但从统计角度看是有一定的分布规律的。本文采用数理统计理论对现役飞机结构外场检查的腐蚀损伤数据进行统计分析,研究其腐蚀失效模型及腐蚀损伤规律,给出最佳分布形式,为腐蚀损伤可靠性评估提供基础。

2 腐蚀损伤特征量选取

一般来说,腐蚀损伤是不规则的。其几何形状十分复杂。有文献假设腐蚀坑为扁球体[2],有的文献[3,4]假设其为半圆球形,半球形坑的体积增长速率为常数且满足Faraday定律。

$$\frac{dV}{dt}=2\pi r^2\frac{dr}{dt}=\frac{MI_{p0}}{nF\rho}\exp\left(-\frac{\Delta H}{RT}\right) \qquad (1)$$

式中 r 为半径,M 为材料的分子量,n 为原子价,$F=96515\,c/mol$ 是Faraday常数,ρ 是密度,ΔH 为活化能,$R=8.314\,J/mol^{-k}$ 是宇宙气体常数,T 是绝对温度,I_{p0} 是腐蚀电流常数。本文取腐蚀深度为标征腐蚀损伤的度量值。

3 腐蚀损伤深度的统计特征

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[5]、Gumbel第一型极值分布[6]、Logistic分布[7]等。但文献[5]中,铝合金的腐蚀是在实验室环境下的EXCO溶液中进行的;文献[6]中的铝合金是在实验室中作周期浸泡得到腐蚀最大深度值;文献[7]研究的是孔蚀数据。而实际服役的飞机结构在腐蚀环境中产生的腐蚀损伤,涉及到涂层、飞行载荷、地面停放环境作用等诸多因素的联合作用下形成的腐

收稿日期:2001-12-28;修订日期:2002-02-05
作者简介:陈跃良(1962—),男,西北工业大学2000级博士生,海军航空工程学院青岛分院副教授,主要从事腐蚀环境下飞机结构寿命及可靠性研究.

蚀损伤。其腐蚀损伤值是很难在实验室再现的。显然,其腐蚀损伤的分布形式需要重新确定。本文假设最大腐蚀深度服从正态分布、Gumbel 第一型极值分布、Logistic 分布以及三参数 Weibull 分布,进行比较研究,从中择优确定分布形式。四种分布类型的概率密度函数(PDF)$f(x)$和累积分布函数(CDF)$F(x)$分别如下。

(1)正态分布

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}\cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \tag{1}$$

$$F(x)=\int f(x)\mathrm{d}x=\int\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}\cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}\mathrm{d}x \tag{2}$$

(2)Gumbel 第一型极值分布

$$f(x)=\frac{1}{\sigma}\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right) \tag{3}$$

$$F(x)=\int f(x)\mathrm{d}x=\exp\left[-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right] \tag{4}$$

(3)Logistic 分布

$$F(x)=\frac{\exp[(x-\mu)/\sigma]}{1+\exp[(x-\mu)/\sigma]} \tag{5}$$

(4)三参数 Weibull 分布

$$f(x)=\frac{\beta}{\sigma}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\beta-1}\exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\beta}\right]$$

$$(x\geq\mu,\sigma>0,\beta>0) \tag{6}$$

$$F(x)=\int f(x)\mathrm{d}x=1-\exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\beta}\right] \tag{7}$$

其中:μ 为位置参数,σ 为尺度参数,β 为形状参数。

3.2 统计参量估计

对以上 4 种统计分布中任一种的累积分布函数(CDF)等式两边取对数,都可得到线性方程。如三参数 Weibull 分布,对其两边取对数可得:

$$\ln\ln\frac{1}{1-F(x)}=-\beta\ln\sigma+\beta\ln(x-\mu) \tag{8}$$

设 $X=\ln(x-\mu)$, $Y=\ln\ln[1/(1-F(x))]$, $A=-\beta\ln\sigma$ 和 $B=\beta$,可得如下标准线性方程:

$$Y=A+BX \tag{9}$$

对于一组已知的按升序排列的随机变量数据 $x_i(i=1,2,\cdots,n)$,由于数据有限,第 i 个数据的试验概率值 $F_e(x_i)$ 一般采用中位秩[8]:

$$F_e(x_i)=(i-0.3)/(i+0.4) \tag{10}$$

对本文所讨论的任一分布,可以用试验值代替理论值,并获得一组(X_i,Y_i)数据。用最小二乘法拟合得到其斜率 B 和截距 A 的点估计值:

$$\hat{A}=\bar{Y}-\hat{B}\bar{X} \tag{11}$$

$$\hat{B}=l_{xy}-l_{xx} \tag{12}$$

式中

$$\bar{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_i,\ \bar{Y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Y_i \tag{13}$$

$$l_{xy}=\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y}) \tag{14}$$

$$l_{xx}=\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2 \tag{15}$$

求得 A、B 点估计值后,可根据表 1 所示 A、B 定义,得到统计分布参量的点估计值。

表 1　统计分布的线性回归函数

Table 1　Linear regression function of the used distributions

Distribution	X	Y	A	B
Three parameter Weibull	$\ln(x-\mu)$	$\ln\{\ln[1/(1-F_i(x))]\}$	$-\beta\ln\sigma$	β
Normal	x	$\phi^{-1}[F_i(x)]$	$-\mu/\sigma$	$1/\sigma$
Extreme maximum value	x	$\ln\{\ln[1/F_i(x)]\}$	μ/σ	$-1/\sigma$
Logistic	x	$\ln\{F_i(x)/[1-F_i(x)]\}$	$-\mu/\sigma$	$1/\sigma$

值得注意的是,三参数 Weibull 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。由于我们所要求的位置参数 μ 必须使 Pearson 统计参量—线性拟合相关系数$|r|$取最大值。r 的定义为:

$$r=l_{xy}/\sqrt{l_{xx}l_{yy}} \tag{16}$$

式中

$$l_{yy}=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2 \tag{17}$$

由 $d|r(\mu)|/d\mu=0$ 可求得 μ,等价于 $dr^2(\mu)/d\mu=0$。求导后得到:

$$E(\mu)=(l_{X0}/l_{XX})-(l_{Y0}/l_{XY})=0 \tag{18}$$

其中 $l_{X0}=\sum_{i=1}^{n}\frac{X_i}{x_i-\mu}-\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}X_i\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i-\mu}\right)$;

$$l_{Y0}=\sum_{i=1}^{n}\frac{Y_i}{x_i-\mu}-\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}Y_i\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i-\mu}\right)$$

由于该式求解比较复杂,采用数值迭代法。首先假设位置参量 $\mu=0$,因为 μ 位于区间$[0,x_1]$内,所以,(1)如果 $E(0)\leq0$,则取 $\mu=0$。(2)如果 $E(0)>0$,则将区间$[0,x_1]$对半分为两个区间$[0,x_{mid}]$和$[x_{mid},x_1]$并计算 $E(x_{mid})$。如果 $E(x_{mid})<0$,则 μ 必位于$[0,x_{mid}]$内;如果 $E(x_{mid})>0$,则 μ 必位于$[x_{mid},x_1]$内。不论出现哪种情况,都可将原来的区间缩小一半。如此重复,即可求得满足精度要求的 μ。求得 μ 后,通过下式

$$\beta=l_{xy}/l_{xx} \tag{19}$$

$$\sigma=\exp(\bar{X}-\bar{Y}l_{xx}/l_{xy}) \tag{20}$$

求得 σ,β。

4　统计检验

利用线性相关系数 r 与 t 分布的关系,可进行给定显

著水平下的统计检验。$r-t$ 关系可表示为[9]：

$$t(n-2) = r\sqrt{(n-2)}/\sqrt{1-r^2} \tag{21}$$

式中 $t(n-2)$ 表示自由度为 $n-2$ 的 t 分布。根据上式，显著水平 α 下满足假设分布的线性相关系数临界值 r 可由下式计算：

$$r_c = \frac{t_\alpha(n-2)}{\sqrt{(n-2)+t_\alpha^2(n-2)}} \tag{22}$$

当假设分布拟合数据的 r 值大于 r_c 值时，则通过检验。

5 现役飞机结构腐蚀损伤统计特征

飞机结构长期遭受载荷环境、腐蚀环境(包括湿度、腐蚀介质等)、热交变载荷作用，加上防护层损伤意外损伤，金属基体出现点蚀、剥蚀等。表 2 为某型飞机外场检查得到的腐蚀损伤数据。

表 2 飞机某结构腐蚀最大深度(CY12－CZ)

Table 2 Maximum corrosion depth of certain structure(CY12－CZ)

0.3000	0.5000	0.6000	0.7000	0.9000	1.2000	1.4000	2.0000
0.3000	0.5000	0.6000	0.8000	1.0000	1.2000	1.5000	
0.4000	0.5000	0.6000	0.8000	1.0000	1.3000	1.5000	
0.4000	0.5000	0.7000	0.8000	1.0000	1.3000	1.5000	
0.4000	0.6000	0.7000	0.9000	1.1000	1.3000	1.7000	

对表 2 数据进行处理，得到 4 种分布的相关系数。分别为：

正态分布 $|r| = 0.9743$

Gumbel(I 型极大值)分布 $|r| = 0.9844$

Logistic 分布 $|r| = 0.9796$

三参数 Weibull 分布 $|r| = 0.9939$ 其中 $\mu = 0.0444, \beta = 2.1512, \sigma = 1.3740$。

而在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下 $r_c = 0.2785$。显然，四种拟合均为高度相关，但最佳拟合应为三参数 Weibull 分布。其累积分布函数(CDF)为：

$$F(x) = \int f(\chi)\mathrm{d}x = 1 - \exp\left[-\left(\frac{\chi - 0.0444}{1.374}\right)^{2.1512}\right]$$

$$(\chi > 0.044)$$

不同服役时间腐蚀损伤的分布检验的相关系数见表 3。

表 3 各拟合模型的相关系数

Table 3 Relationship coefficient of fit model

服役时间 /a	拟合模型的 $\|r\|$ 正态	Gumbell	Logistic	Weibull
7	0.991	0.985	0.984	0.992
10	0.990	0.971	0.982	0.991
13	0.970	0.978	0.982	0.995

从表 3 看出，三参数 Weibull 分布的相关系数值最大，故认为不同服役时间下的腐蚀最大深度服从三参数 Weibull 分布。

6 结 论

通过对四种常用分布的比较研究，得到飞机结构腐蚀损伤最大深度符合三参数 Weibull 分布。从物理本质上可理解为，三参数 Weibull 分布形状参数大于 1，失效率恒增加，可以反映为史相关的不可逆随机腐蚀累积损伤过程，即与腐蚀累积损伤的物理机制相符；其位置参数在物理上反映随机变量的最小值。

统计检验采用 Pearson 统计量—线性相关系数进行，采用 $r-t$ 分布函数变换得到 r_c。

参 考 文 献

[1] David L. Simpson, Craig L. Brooks. Tailoring the structural integrity process to meet the challenges of aging aircraft[J]. International journal of fatigue, 1999, 21: S1 ~ S14.

[2] Goswami TK, Hoeppner. DW. Pitting corrosion fatigue of structural material. In: Chang CI, Sun CT, editors. Structural integrity in aging aircrafts. ASME, 1995. p.129 ~ 139.

[3] Harlow DG, Wei R. Probability approach of prediction of corrosion and corrosion fatigue life[J]. AIAA journal, 1994, 32(10): 2073 ~ 2079.

[4] Harlow DG, Wei R. Probability modeling for the growth of corrosion pit in aluminum alloys induced by constitutent particles[J]. Engineering Fracture mechnaics, 1998, 59(3): 305 ~ 325.

[5] 谢伟杰，李荻，胡艳玲，郭宝兰. 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): 34 ~ 38.

[6] 胡艳玲，李荻，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(Sup.): S53 ~ S57.

[7] 张九渊，洪明庚，卢建树，等. 孔蚀统计规律的对比研究[J]. 中国腐蚀与防护学报，1990, 14(2): 161 ~ 167.

[8] Zhao Y X, Gao Q, Wang J N. An approach for determining an appropriate assumed distribution of fatigue life under limited data. Reliability Engineering and System[J]. Safety, 2000, 67: 1 ~ 7.

[9] Loftus G R, Loftus E F. Essence of statistics. 2ed edn. New York: Alfred A. Knopf, Inc., 1988.