基于威布尔分布的 *C-T* 曲线通用性分析

贺小帆 王 磊 刘文▮ 向锦武

(北京航空航天大学 航空科学与工程学院, 北京 100083)

摘 要: 为研究载荷谱、恒幅应力水平及裂纹尺寸对疲劳寿命预腐蚀影响系数 $C(T)$ 的影响,建立了基于疲劳寿命服从威布尔分布的 $C(T)$ 对比法. 地面停放预腐蚀对结构疲劳寿命的影响规律可以用 *C-T* 曲线表示,当预腐蚀疲劳寿命位于长寿命段,常假定其服从威布尔分布,$C(T)$ 为预腐蚀后和未腐蚀结构特征寿命的比值. 取预腐蚀疲劳寿命分布函数的形状参数为材料常数,采用极大似然方法估计特征寿命,得到其分布特性,从而建立了 $C(T)$ 估计量的分布特性,构造了不同环境下的 $C(T)$ 统计对比法,用于 *C-T* 曲线通用性分析. 试验数据分析表明,当取疲劳寿命服从威布尔分布时,*C-T* 曲线与载荷谱、应力水平及裂纹尺寸基本无关.

关 键 词: 腐蚀; 疲劳; 寿命; 威布尔分布; 极大似然估计; 预腐蚀; 飞机结构

中图分类号: V 215.5

文献标识码: A **文 章 编 号**: 1001-5965(2005)12-1293-06

Generality analysis of the pre-corrosion influence on the fatigue life for aircraft structure

He Xiaofan Wang Lei Liu Wenting Xiang Jinwu

(School of Aeronautic Science and Technology, Beijing University of Aeronautics and Astronautics, Beijing 100083, China)

Abstract: To analyze the influence of the different spectra loading, constant amplitude loading and crack size on the pre-corrosion influence factor ($C(T)$), the $C(T)$ test assuming the fatigue life following the two-parameter Weibull distribution was proposed. The $C(T)$ shows the pre-corrosion influence on aircraft structural life under different ground parking time is the ratio of pre-corrosion characteristic life to un-corrosion characteristic life when the pre-corrosion fatigue life located in the long life range. Assuming the slope of the Weibull distribution is material constant, and the unbiased characteristic life which was estimated with the maximum likehood estimation(MLE), the probability density function of the estimator was determined. The distribution function of the statistic $C(T)$ was obtained, the $C(T)$ contrast approach was proposed, and used to test the hypothesis that the *C-T* curve is general between different spectra loading, constant amplitude loading and crack size, the fatigue testing data shows that the *C-T* curve is weak-correlation with these influence factors.

Key words: corrosion; fatigue; life; Weibull distribution; maximum likehood estimation; pre-corrosion; aircraft structures

腐蚀是影响飞机结构安全性和经济性的重要因素,飞机结构的老龄化问题已经引起国内外越来越多的关注[1~4],飞机结构的使用可以简化为地面停放-空中飞行的交替过程,地面停放预腐蚀对结构疲劳寿命的影响可以用预腐蚀影响系数 C 表征,通过建立 C 随地面停放时间 T 的变化规律(*C-T* 曲线)反映结构疲劳品质随 T 的变化,该曲线通过将寿命无量纲化反映结构在腐蚀环境下的

收稿日期: 2004-09-30

作者简介: 贺小帆(1976-),男,湖北天门人,博士后, xiaoxiangbalao@163.com.

疲劳特性,并在考虑腐蚀环境的影响进行结构的寿命分析和评定时得到了大量使用[5],在结构可靠性分析中具有十分重要的意义. 由于结构承受的载荷和环境是多种多样的,当结构形式、材料等确定后,工程上往往希望该曲线仅仅和腐蚀环境有关,能适用于各种不同类型的载荷谱,本文称之为 *C-T* 曲线的通用性[6],从而必须建立 *C-T* 曲线通用性分析方法.

由于机理分析的不完善,通用性分析主要采用试验数据的统计对比法. 文献[7]通过疲劳寿命的直接统计对比得到了近似谱下 *C-T* 曲线的通用性;文献[8]通过建立预腐蚀后的 *S-N* 曲线,得到了预腐蚀影响与恒幅应力水平弱相关的结论;文献[6]总结了 *C-T* 曲线通用性的分析方法、适用范围,并通过大量试验数据的分析处理得到了通用性结论,即 *C-T* 曲线和恒幅应力水平、载荷谱以及裂纹尺寸基本无关.

但是上述分析方法均以疲劳寿命服从对数正态分布为基础,主要适用于军用飞机结构可靠性研究,工程上常用的另一种典型的疲劳寿命分布函数为威布尔分布,它在工程中得到了广泛应用,尤其是民机结构,其寿命通常用双参数威布尔分布描述.

目前我国正在进行综合环境下民机结构长寿命研究,从而有必要建立基于威布尔分布的 *C-T* 曲线,并对其进行通用性分析,为腐蚀条件下民机结构寿命分析和评定提供重要的技术途径.

1 假设及 *C* 的定义

1.1 假 设

针对预腐蚀后的飞机结构在一般环境下的疲劳寿命的分布特点,给出如下假设:

1) 预腐蚀不改变疲劳寿命的分布形式,预腐蚀疲劳寿命服从双参数威布尔分布.

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

式中,$N(T)$ 为预腐蚀 T 后一般环境下的疲劳寿命;$\beta(T)$ 为预腐蚀 T 后一般环境下的特征寿命;$\alpha(T)$ 为预腐蚀 T 后疲劳寿命分布的形状参数.

2) 不同 T 对应的疲劳寿命分布形状参数相同.

$$\alpha(T) = \alpha \quad (2)$$

式(2)表明结构预腐蚀后的疲劳失效机理不变. 长期使用经验和理论分析表明,α 仅和材料有关. 美国波音公司在结构疲劳分析的细节疲劳额定强度方法 DFR(Detail Fatigue Rating)中,针对不同的结构材料,建议 α 取如下确定值[9,10]:$\alpha = 4.0$(铝合金);$\alpha = 3.0$(钛合金及中强钢:热处理强度不高于 1 660 MPa,或虽高于 1 660 MPa,但应力集中系数小于 2.5);$\alpha = 2.2$(应力集中系数大于 2.5,且热处理强度大于 1 660 MPa 的钢).

因此,疲劳寿命分布形式退化为单参数威布尔分布.

1.2 *C* 的定义

当疲劳寿命服从威布尔分布时,预腐蚀影响系数 $C(T)$ 采用特征寿命定义,它是预腐蚀 T 后的结构在一般环境下的特征寿命 $\beta(T)$ 与未预腐蚀结构在一般环境下的特征寿命 $\beta(0)$ 的比值,其表述形式为

$$C(T) = \frac{\beta(T)}{\beta(0)} \quad (3)$$

由于无法得到特征寿命真值,式(3)仅为理论定义.

给定可靠度 p,则对应的安全寿命为

$$N_p(T) = \beta(T)\left(\ln\frac{1}{p}\right)^{1/\alpha}$$

从而有

$$C(T) = \frac{\beta(T)}{\beta(0)} = \frac{\beta(T)\left(\ln\frac{1}{p}\right)^{1/\alpha}}{\beta(0)\left(\ln\frac{1}{p}\right)^{1/\alpha}} = \frac{N_p(T)}{N_p(0)} \quad (4)$$

式中,$N_p(T)$,$N_p(0)$ 分别为预腐蚀 T 和未预腐蚀结构在一般环境下对应 p 的寿命.

式(4)表明预腐蚀影响系数与寿命的可靠度无关.

工程上通常进行成组疲劳试验估计特征寿命,单参数威布尔分布特征寿命可以采用最佳线性无偏估计(BLUE)和极大似然方法(MLE)进行估计[11],由于 BLUE 难以得到特征寿命估计量的精确分布,不利于 C 的统计对比分析,本文采用 MLE 方法对特征寿命进行估计.

假设预腐蚀 T 后 m_T 个试件在一般环境下进行疲劳试验,完全寿命数据为 $N_i(T)$ ($i = 1, \cdots, m_T$),由 MLE 估计得到 $\beta(T)$ 的估计量:

$$\hat{\beta}(T) = \left(\frac{1}{m_T}\sum_{i=1}^{m_T} N_i^{\alpha}(T)\right)^{1/\alpha} \quad (5)$$

通过特征函数的反演,可以得到 $y = \frac{\hat{\beta}(T)}{\beta(T)}$ 的概率密度函数(PDF)为

$$f_y(y) = \begin{cases} \dfrac{\alpha m_T^{m_T}}{\Gamma(m_T)} y^{\alpha m_T - 1} \mathrm{e}^{-m_T y^{\alpha}} & y > 0 \\ 0 & y \leqslant 0 \end{cases} \quad (6)$$

式中, $\Gamma(m_T)=\int_0^{\infty}x^{m_T-1}\mathrm{e}^{-x}\mathrm{d}x$.

该估计量仅具有一致性,对其进行修偏得到无偏估计量 $\hat{\beta}'(T)$:

$$\hat{\beta}'(T)=k(m_T)\hat{\beta}(T) \tag{7}$$

式中,$k(m_T)=1/E(y)$ 为修偏系数;$E(y)=\int_0^{\infty}yf_y(y)\mathrm{d}y=m_T^{-1/\alpha}\Gamma\left(m_T+\frac{1}{\alpha}\right)\Big/\Gamma(m_T)$ 为 y 的数学期望,仅与完全寿命试验样本容量 m_T 有关. 由 Mathcad 软件计算得到的典型 $k(m_T)$ 值见表1.

表 1　特征寿命修偏系数 $k(m_T)$

m_T	α		
	2.2	3.0	4.0
1	1.129 147	1.119 846	1.103 263
2	1.063 787	1.058 189	1.049 606
3	1.042 210	1.038 277	1.032 516
4	1.031 516	1.028 495	1.024 163
5	1.025 138	1.022 689	1.019 220
6	1.020 905	1.018 846	1.015 954
7	1.017 891	1.016 115	1.013 635
8	1.015 636	1.014 075	1.011 905
9	1.013 886	1.012 494	1.010 564
10	1.012 488	1.011 231	1.009 495

则疲劳寿命预腐蚀影响系数的试验定义为

$$\hat{C}(T)=\frac{\hat{\beta}'(T)}{\hat{\beta}'(0)} \tag{8}$$

由于 $\hat{N}_p(T)=\hat{\beta}'(T)\left(\ln\frac{1}{p}\right)^{1/\alpha}$,试验定义同样与寿命可靠度无关.

2　分布特性

记 $x_T=\frac{\hat{\beta}'(T)}{\beta(T)}=k(m_T)y$,对应的 PDF 为

$$f_{x_T}(x_T)=\frac{1}{k(m_T)}\frac{\alpha m_T^{m_T}}{\Gamma(m_T)}\left(\frac{x_T}{k(m_T)}\right)^{\alpha m_T-1}\mathrm{e}^{-m_T\left(\frac{x_T}{k(m_T)}\right)^{\alpha}} \tag{9}$$

而

$$\hat{C}(T)=\frac{\hat{\beta}'(T)}{\hat{\beta}'(0)}=\frac{\hat{\beta}'(T)/\beta(T)}{\hat{\beta}'(0)/\beta(0)}\frac{\beta(T)}{\beta(0)}=\frac{x_T}{x_0}\frac{\beta(T)}{\beta(0)}$$

记

$$z=\frac{\hat{C}(T)}{C(T)}=\frac{\hat{C}(T)}{\beta(T)/\beta(0)}=\frac{x_T}{x_0}$$

则 z 的 PDF 为

$$f_z(z)=\int_0^{\infty}x_0f_{x_T}(x_0z)f_{x_0}(x_0)\mathrm{d}x_0=\frac{\Gamma(m_0+m_T)}{\Gamma(m_0)\Gamma(m_T)}\alpha\left(\frac{m_T}{k^{\alpha}(m_T)}\right)^{m_T}\left(\frac{m_0}{k^{\alpha}(m_0)}\right)^{m_0}\cdot\frac{z^{\alpha m_T-1}}{\left[m_T\left(\frac{z}{k(m_T)}\right)^{\alpha}+m_0\left(\frac{1}{k(m_0)}\right)^{\alpha}\right]^{m_0+m_T}}$$

$$z>0 \tag{10a}$$

$$f_z(z)=0\quad z\leqslant 0 \tag{10b}$$

式中

$$f_{x_T}(x_0z)=\frac{1}{k(m_T)}\frac{\alpha m_T^{m_T}}{\Gamma(m_T)}\left(\frac{x_0z}{k(m_T)}\right)^{\alpha m_T-1}\cdot\mathrm{e}^{-m_T\left(\frac{x_0z}{k(m_T)}\right)^{\alpha}}$$

$$f_{x_0}(x_0)=\frac{1}{k(m_0)}\frac{\alpha m_0^{m_0}}{\Gamma(m_0)}\left(\frac{x_0}{k(m_0)}\right)^{\alpha m_0-1}\cdot\mathrm{e}^{-m_0\left(\frac{x_0}{k(m_0)}\right)^{\alpha}}$$

为 $\hat{C}(T)$ 的精确分布.

为构造统计检验量,需要对 z 进行修偏,无偏估计量为

$$\left.\begin{aligned}z'&=n(m_T,m_0)z\\E(z')&=1\end{aligned}\right\} \tag{11}$$

式中,$n(m_T,m_0)=1/E(z)$,仅仅和样本容量有关. 表2~表4给出了 $n(m_T,m_0)$ 典型取值,表中所有数值均采用 Mathcad 软件计算得到.

表 2　$n(m_T,m_0)$ (α=2.2)

m_T	m_0									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0.693 20	0.873 66	0.921 25	0.942 89	0.955 23	0.963 19	0.968 74	0.972 83	0.975 99	0.978 50
2	0.692 35	0.873 68	0.921 25	0.942 89	0.955 23	0.963 19	0.968 74	0.972 83	0.975 99	0.978 50
3	0.694 34	0.873 72	0.921 25	0.942 89	0.955 23	0.963 19	0.968 74	0.972 83	0.975 99	0.978 50
4	0.695 56	0.873 81	0.921 24	0.942 89	0.955 23	0.963 20	0.968 74	0.972 83	0.975 99	0.978 50
5	0.673 48	0.873 95	0.921 25	0.942 87	0.955 23	0.963 19	0.968 74	0.972 84	0.975 99	0.978 50
6	0.696 68	0.874 11	0.921 31	0.942 87	0.955 21	0.963 18	0.968 74	0.972 84	0.975 99	0.978 51
7	0.660 83	0.874 23	0.921 42	0.942 90	0.955 21	0.963 17	0.968 73	0.972 83	0.975 98	0.978 51
8	0.654 16	0.874 26	0.921 57	0.942 96	0.955 22	0.963 16	0.968 71	0.972 81	0.975 97	0.978 49
9	0.647 33	0.874 16	0.921 74	0.943 06	0.955 27	0.963 18	0.968 71	0.972 80	0.975 96	0.978 48
10	0.640 40	0.873 90	0.921 90	0.943 19	0.955 34	0.963 21	0.968 72	0.972 80	0.975 95	0.978 46

表 3 $n(m_T,m_0)(\alpha=3.0)$

m_T	m_0									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0.827 41	0.930 37	0.956 95	0.968 91	0.975 66	0.980 12	0.983 22	0.985 41	0.987 00	0.988 18
2	0.827 39	0.930 34	0.956 96	0.968 87	0.975 66	0.980 12	0.983 21	0.985 41	0.987 00	0.988 18
3	0.826 77	0.930 36	0.956 95	0.968 87	0.975 67	0.980 13	0.983 22	0.985 41	0.986 99	0.988 18
4	0.825 29	0.930 62	0.956 92	0.968 83	0.975 65	0.980 12	0.983 23	0.985 42	0.987 01	0.988 19
5	0.822 70	0.931 01	0.957 03	0.968 81	0.975 60	0.980 07	0.983 19	0.985 40	0.987 00	0.988 19
6	0.818 95	0.989 99	0.957 29	0.968 90	0.975 60	0.980 04	0.983 14	0.985 35	0.986 95	0.988 15
7	0.814 24	0.931 71	0.957 64	0.969 10	0.975 70	0.980 07	0.983 14	0.985 32	0.986 91	0.988 11
8	0.808 70	0.931 72	0.958 01	0.969 39	0.975 88	0.980 18	0.983 19	0.985 34	0.986 90	0.988 08
9	0.802 48	0.931 40	0.958 31	0.969 72	0.976 14	0.980 36	0.983 31	0.985 41	0.986 94	0.988 09
10	0.795 72	0.930 69	0.958 49	0.970 03	0.976 43	0.980 60	0.983 49	0.985 55	0.987 04	0.988 16

表 4 $n(m_T,m_0)(\alpha=4.0)$

m_T	m_0									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0.900 38	0.960 35	0.975 57	0.982 50	0.986 33	0.988 20	0.989 67	0.991 07	0.992 52	0.993 96
2	0.901 25	0.960 28	0.975 49	0.982 72	0.986 25	0.988 21	0.989 66	0.991 06	0.992 50	0.993 95
3	0.902 06	0.960 54	0.975 39	0.982 60	0.986 19	0.988 20	0.989 69	0.991 10	0.992 55	0.993 99
4	0.901 43	0.960 96	0.975 67	0.982 55	0.986 07	0.988 07	0.989 57	0.991 01	0.992 48	0.993 95
5	0.898 72	0.962 03	0.976 24	0.982 81	0.986 13	0.988 02	0.989 46	0.990 88	0.992 35	0.993 82
6	0.893 94	0.962 55	0.976 97	0.983 33	0.986 46	0.988 20	0.989 54	0.990 88	0.992 30	0.993 74
7	0.887 67	0.962 46	0.977 61	0.983 98	0.986 99	0.988 60	0.989 83	0.991 08	0.992 43	0.993 81
8	0.880 13	0.961 63	0.977 98	0.984 59	0.987 60	0.989 14	0.990 28	0.991 44	0.992 71	0.994 03
9	0.871 60	0.960 04	0.977 95	0.985 03	0.988 16	0.989 71	0.990 80	0.991 91	0.993 11	0.994 36
10	0.862 31	0.957 70	0.977 46	0.985 20	0.988 59	0.990 22	0.991 33	0.992 40	0.993 56	0.994 76

定义 $\hat{C}'(T)=n(m_T,m_0)\hat{C}(T)$，则 $z'=\dfrac{\hat{C}'(T)}{C(T)}$ 的 PDF 为

$$f_{z'}(z')=\frac{1}{n(m_T,m_0)}f_z\left(\frac{z'}{n(m_T,m_0)}\right)=\frac{\Gamma(m_0+m_T)}{\Gamma(m_0)\Gamma(m_T)}\frac{\alpha}{n(m_T,m_0)}\cdot\left(\frac{m_T}{k^{\alpha}(m_T)}\right)^{m_T}\left(\frac{m_0}{k^{\alpha}(m_0)}\right)^{m_0}\cdot\left(\frac{z'}{n(m_T,m_0)}\right)^{\alpha m_T-1}\Bigg/\left[m_T\left(\frac{z'}{k(m_T)\cdot n(m_T,m_0)}\right)^{\alpha}+m_0\left(\frac{1}{k(m_0)}\right)^{\alpha}\right]^{m_0+m_T}\quad z>0\qquad(12)$$

3 *C-T* 曲线通用性分析

3.1 通用性分析方法

通用性分析方法通常分为 C 值直接对比法和 *C-T* 曲线参数统计对比法[6]，前者是在得到 C 的精确分布后，对不同情况（载荷谱、恒幅应力水平、不同裂纹尺寸等）下的 C 值进行统计对比，若 C 值无显著差异，则说明具有通用性，它要求不同情况下的 T 相同. 后者为得到 *C-T* 曲线相关参数，通过统计对比曲线参数是否相同研究通用性，它对不同情况下的 T 没有特殊要求.

3.2 通用性分析

从第 2 节可以看出，由于 $C(T)$ 估计量分布的复杂性，即使得到 *C-T* 曲线参数，也难以建立曲线参数的分布规律，从而采用 C 值直接对比法进行通用性分析.

提出如下假设检验问题：

$$H_0:\ C(T)_1=C(T)_2$$

$$H_1:\ C(T)_1\neq C(T)_2$$

式中，1，2 分别为情况 1、情况 2.

构造检验量 $k=\dfrac{z'_1}{z'_2}=\dfrac{\hat{C}'(T)_1}{\hat{C}'(T)_2}\Big/\dfrac{C(T)_1}{C(T)_2}$，记其 PDF 为 $f_k(k)$，有

$$f_k(k)=\int_0^{\infty}z'_2f_{z'_1}(kz'_2)f_{z'_2}(z'_2)\,\mathrm{d}z'_2\qquad(13)$$

仅与样本容量有关. $f_{z'_1}(kz'_2)$，$f_{z'_2}(z'_2)$ 参考式(12)得到.

当 H_0 为真时，$k=\dfrac{\hat{C}'(T)_1}{\hat{C}'(T)_2}$ 服从上述分布，给定显著性水平 α，可以进行假设检验.

由 $P\{\text{拒绝 }H_0\mid H_0\text{ 为真}\}=P\{k\geqslant k_{\alpha/2}\text{ 或 }k\leqslant k_{1-\alpha/2}\}=\alpha/2$，拒绝域满足：

$$\left.\begin{aligned}\int_0^{k_{\alpha/2}} f_k(k)\,\mathrm{d}k &= \alpha/2\\ \int_0^{k_{1-\alpha/2}} f_k(k)\,\mathrm{d}k &= 1-\alpha/2\end{aligned}\right\} \tag{14}$$

式中,$k_{\alpha/2}$,$k_{1-\alpha/2}$为临界点,可用专业软件计算得到.

记 $v_1=\mathrm{var}(\hat{C}'(T)_1)$,$v_2=\mathrm{var}(\hat{C}'(T)_2)$,$c_1=\dfrac{v_2}{v_1+v_2}$,$c_2=\dfrac{v_1}{v_1+v_2}$,若上述检验表明 $\hat{C}'(T)$ 无显著差异,则公共的 $\hat{C}'(T)=c_1\hat{C}'(T)_1+c_2\hat{C}'(T)_2$ 为最佳线性无偏估计值.

4　实例验证

1) 随机谱与恒幅谱

取文献[6]中给出的歼×飞机机翼主梁模拟试件预腐蚀疲劳试验结果. 试件材料为30CrMnSiNi2A,预腐蚀不同时间后在试验室环境下进行疲劳试验,疲劳试验载荷谱分别采用随机谱和一级恒幅应力谱. 其中随机谱为该型飞机实测谱及该部位各载荷状态 1 g 应力所构成的名义应力谱;而恒幅谱取该谱中造成疲劳损伤较大的过载 $n_y=3.5$ g 对应的应力水平. 试验结果处理参数见表 5.

表 5　加速预腐蚀疲劳寿命处理参数

T/h	随机谱		恒幅谱	
	$\beta(T)$/飞行小时	m_T	$\beta(T)$/周	m_T
0	9 774	8	72 021	5
100	8 029	7	54 846	7
200	6 759	8	53 793	6
300	6 274	8	39 319	6

由于 30CrMnSiNi2A 材料的 $\sigma_b<1\ 660$ MPa[12],取形状参数 $\alpha=3.0$. 取置信水平 $\gamma=0.95$,计算得到相关统计检验量见表 6.

表 6　统计检验量

T/h	k	$k_{(1-\gamma)/2}$	$k_{(1+\gamma)/2}$
100	1.048 01	0.574 550	1.616 148
200	0.900 78	0.578 972	1.614 703
300	1.143 95	0.578 972	1.614 703

显然 C 值通过检验,表明随机谱和恒幅谱下对应相同时间的 C 值无显著差异.

2) 不同指定裂纹尺寸

取文献[13]中 LC4 铝合金耳片接头成组预腐蚀疲劳试验数据,每组试件数均为 4,由 MLE 估计得到不同裂纹尺寸对应的特征寿命见表 7.

表 7　特征寿命

a/mm	T/d			
	0	3	6	9
0.4	5 745	4 762	3 902	2 899
0.6	6 268	5 256	4 312	3 244
0.8	6 695	5 648	4 607	3 496
1.0	7 054	5 982	4 894	3 733

由于分布形式的复杂性,难以建立多组 C 值的统计对比方法,对 C 值两两匹配进行检验,此处仅给出差异最明显的 0.4 mm 和 1.0 mm 的 2 组数据检验结果,见表 8 和表 9,其中形状参数 $\alpha=4.0$,置信水平 $\gamma=0.95$.

表 8　统计量

$C(T)$	T/d		
	3	6	9
0.4	0.803 05	0.658 03	0.488 87
1.0	0.821 59	0.672 16	0.512 70

表 9　统计检验量

k	$k_{(1-\gamma)/2}$	$k_{(1+\gamma)/2}$
1.023 09 1.021 47	0.385 439	2.594 627
1.048 75	0.389 041	2.480 157

显然,上述 C 值通过检验,说明不同裂纹尺寸对应的 C 值无显著差异.

5　结　论

以疲劳寿命服从威布尔分布为基础,建立了 C-T 曲线通用性分析的 C 值直接对比法;通过试验数据的统计对比,得到了 C-T 曲线与载荷谱、应力水平和裂纹尺寸基本无关的结论.

参考文献 (**References**)

[1] 蒋祖国. 飞机结构腐蚀疲劳[M]. 北京:航空工业出版社,1994
Jiang Zuguo. Corrosion fatigue for aircraft structures[M]. Beijing: Aviation Industry Press,1994(in Chinese)

[2] Simpson D L, Brooks C L. Tailoring the structural integrity process to meet the challenges of aging aircraft[J]. International Journal of Fatigue, 1999,(21):S1 ~ S14

[3] Wanhill R J H, Luccia J J De. An AGARD-coordinated corrosion fatigue cooperative testing programme(CFCTP)[R]. AD-A113731, AGARD-R-695, 1982

[4] Wanhill R J H, Luccia J J De, Russo M T. The fatigue in aircraft corrosion testing (FACT) programme[R]. AD-A208359H, AGARD-R-713, 1989

[5] 刘文▮, 李玉海, 贾国荣. 腐蚀条件下飞机结构使用寿命评定与监控方法研究[J]. 北京航空航天大学学报,1996,22(3):259 ~ 263
Liu Wenting, Li Yuhai, Jia Guorong. Evaluation and supervision of service life for aircraft structures under corrosive condition[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 1996,22(3):259 ~ 263(in Chinese)

[6] 贺小帆,刘文▮,向锦武. C-T 曲线通用性分析和试验研究[J]. 航空学报,2005,26(2):184 ~ 189
He Xiaofan, Liu Wenting, Xiang Jinwu. Analysis and testing on

the generality of *C-T* curve[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2005,26(2):184 ~ 189(in Chinese)

[7] 李玉海. 腐蚀条件下飞机结构寿命体系评定技术研究[D]. 北京:北京航空航天大学飞行器设计与应用力学系, 2001
Li Yuhai. Research on evaluation technique for life system of aircraft structures under corrosive condition[D]. Beijing: Dept of Flight Vehicle Design and Applied Mechanics, Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 2001(in Chinese)

[8] 王斌团. 结构疲劳日历寿命及其概率研究[D]. 西安:西北工业大学飞行器设计系,2000
Wang Bintuan. Structural fatigue calendar life and its probability [D]. Xi'an: Dept of Flight Vehicle Design, Northwestern Polytechnical University,2000(in Chinese)

[9] Whittaker I C, Besuner P M. A reliability analysis approach to fatigue life of aircraft structures[R]. AD 853263, 1969

[10] Whittaker I C. Development of titanium and steel fatigue variability model for application of reliability analysis approach to aircrafts structures[R]. AD-758219, 1972

[11] 茆诗松,王玲玲. 可靠性统计[M]. 上海:华东师范大学出版社,1984
Mao Shisong, Wang Lingling. Reliability statistics [M]. Shanghai: East China University of Science and Technology Press, 1984(in Chinese)

[12] 吴学仁. 飞机结构金属材料力学性能手册(第 1 卷)[M]. 北京:航空工业出版社,1996
Wu Xueren. Handbook of mechanical properties of aircraft structual metals (vol. 1) [M]. Beijing : Aviation Industry Press,1996(in Chinese)

[13] 胡仁伟. 腐蚀条件下飞机结构耐久性与可靠性[D]. 北京:北京航空航天大学飞行器设计与应用力学系,1998
Hu Renwei. Durability and reliability of aircraft structure under corrosive condition[D]. Beijing: Dept of Flight Vechile Design and Applied Mechanics, Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 1998(in Chinese)

(上接第 1292 页)

4 结束语

本文针对飞机总体设计阶段需要知道飞机结构重量与气动外形参数之间关系的问题,基于结构有限元的参数化建模、结构优化、试验设计法和响应面模型,提出了一种建立大展弦比联接翼布局飞机外形参数与结构重量之间关系的方法. 研究结果表明,该方法能够有效分析联接翼结构外形参数与其重量之间的关系,所获的计算结果对联接翼布局飞机总体参数的确定具有参考价值.

参考文献 (**References**)

[1] Miura H, Shyu A, Wolkovitch J. Parametric weight evaluation of joined wings by structural optimization [J]. Journal of Aircraft, 1988, 25(12):1142 ~ 1149

[2] Samuels M. Structural weight comparison of a joined wing and a conventional wing[J]. Journal of Aircraft, 1982, 19(6): 485 ~491

[3] Hajela P. Weight evaluation of the joined wing configuration [R]. NASA -CR-166592, 1984

[4] Obanion J, Jhou J, Stearmam R, *et al*. A study of joint fixativity in a joined-wing configuration[R]. Society of Automotive Engineers TP-871048, 1987

[5] Gallman J, Kroo I. Structural optimization for joined-wing synthesis [J]. Journal of Aircraft, 1996, 33(1):214 ~223

[6] Wolkovitch J. The joined wing: an overview journal of aircaft [J]. Journal of Aircraft,1986, 23(3):161 ~178

[7] Lamar J. A vortex-lattice method for the mean camber shepes of trimmed noncoplanar planforms with minimnm vortex drag[R]. NASA -TND-8090, 1976

[8] Msc Software Corporation. MSC/PATRAN use's manual[M]. USA: Msc Software Corporation,2001

[9] Kodiyalam S, Lin J, Wujek B. Design of experiments based response surface models for design optimization [R]. AIAA- 98-2030, 1998

[10] Engineous Software Corporation. iSIGHT use's manual(vertion 7.1)[M]. USA: Engineous Software Corporation, 2003