

文章编号:1001-4888(2000)01-0022-08

表面疲劳裂纹扩展性能曲线测试 的小样本方法*

丁克勤¹, 傅惠民², 柳春图³

(1. 锅炉压力容器检测研究中心,北京,100013; 2. 北京航空航天大学固体力学所,北京,100083;
3. 中国科学院力学研究所,北京,100080)

摘要:提出了一种测试表面疲劳裂纹扩展性能曲线的小样本方法,该方法可以综合利用以往的经验数据和当前试验数据确定表面疲劳裂纹扩展性能曲线.与传统的只能利用当前试验数据确定表面疲劳裂纹扩展性能曲线相比,其可利用的信息量有了大幅度增加,所以,在精度相同的情况下,可以节省大量试件;而且在试样数一定的情况下又可大大提高预测精度.文中还给出了一个试验对比实例.

关键词:小样本方法;可靠性;疲劳试验;表面疲劳裂纹扩展曲线

中图分类号: TP319 **文献标识码:** A

1 引言

表面裂纹是导致工程结构在使用中失效的最常见的一种缺陷,特别是对于高压容器、反应堆结构、航天飞行器结构以及海洋工程结构,表面缺陷往往是导致结构发生破坏的主要因素.因此开展表面裂纹扩展规律研究,对于保证这些结构的安全可靠性具有重要的意义.

由于表面裂纹问题是三维问题,数学上遇到很大困难,至今尚无精确解,因此国内外许多学者多采用实验方法对钢板中表面裂纹扩展性能进行研究^[1-10].由于材料微结构的不均匀性,包括晶格缺陷、不纯原子、晶界、位错、松孔、裂纹和铸造缺陷的随机分布等以及试件尺寸、形状、加工工程、热处理工程、试验环境和加载条件等诸多不确定因素影响,致使试验测定的表面疲劳裂纹扩展速率表现出相当大的统计分散性^[11,12],即使在控制良好的试验条件下也是如此^[13],也就是说每块试样具有不同的用 $da/dN - K_a$ 和 $dc/dN - K_c$ 关系所表示的抵抗裂纹扩展的能力.以前测定的都是材料平均表面疲劳裂纹扩展性能曲线,然而随着可靠性设计在现代工程结构中的广泛采用,在损伤容限设计及寿命预测时已经要求用高可靠度的疲劳裂纹扩展性

* 收稿日期:1999-05-21; 修订日期:2000-02-01

作者简介:丁克勤(1968-),男,国家质量技术监督局锅炉压力容器检测研究中心副研究员,博士.现主要从事疲劳断裂、结构可靠性及小样本试验技术等方面研究.

能曲线.但是要测定高可靠度疲劳裂纹扩展性能曲线就需要对非常多的试件进行实验,这势必要耗费大量的人力、物力,因此如何减少试件个数和机时,是当前亟待解决的问题.而且目前进行分析的数据仍然仅局限于当前试验数据,未能充分利用以往数据和经验提供的信息.

为此,本文建立一种可以综合利用以往积累的试验数据和当前试验数据确定材料表面裂纹扩展性能曲线的小样本方法^[14].任何事物都具有一般性和特殊性,对试验数据来说也必然包含共性信息(一般性)和个性信息(特殊性)两大部分.共性信息完全可以从以往积累的试验数据中获得,没有必要再去做试验;而个性信息则可以通过当前少量的试验来得到,然后再根据共性信息和个性信息综合得出所需的完整的信息.这必然比共性信息和个性信息都靠当前试验来得到的传统方法要节省大量试件.由于本文方法充分利用了以往积累的大量材料疲劳裂纹扩展速率曲线试验数据所提供的共性信息,所以与传统的方法相比,在预测精度相同的条件下,可以节省 60%~80%的试件;而在试件数一定的情况下,又可以大大提高预测精度.

2 表面疲劳裂纹扩展速率的置信上限

表明疲劳裂纹扩展速率是耐久性、损伤容限和疲劳可靠性分析的主要依据.从以往的试验研究和实际应用中,人们已经总结出许多疲劳裂纹扩展速率公式,其中适用性较广的是 Paris-Erdogan 公式^[15]

$$\frac{dX_i}{dN} = c_i (K_i)^{m_i} \quad (i = 1, 2) \quad (1)$$

式中, X_1 , X_2 分别表示表面疲劳裂纹扩展深度和半长, K_1 和 K_2 分别为深度和长度方向上应力强度因子幅值, c_1 , m_1 和 c_2 , m_2 为材料常数.

若对式(1)两边取对数,则表面疲劳裂纹扩展速率可表示为:

$$\lg \frac{dX_i}{dN} = \lg c_i + m_i \lg(K_i) \quad (i = 1, 2) \quad (2)$$

设 $\lg \frac{dX_i}{dN}$ 为正态随机变量,即 $\lg \frac{dX_i}{dN} \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, 其概率为 P 的表面疲劳裂纹扩展速率母体上百分位值 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p$ 由下式定义

$$\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p = \mu_i + u_p \sigma_i \quad (i = 1, 2) \quad (3)$$

式中 u_p 为标准正态偏量

$$R = (u_p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u_p} e^{-u^2/2} du \quad (4)$$

高可靠度的 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p$ 在工程中具有十分重要的意义,但是实际中真值 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p$ 无法求得.因此,工程中大量用到的是偏保守的表面疲劳裂纹扩展速率母体上百分位值 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p$ 的置信上限.下面给出一种确定 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_p$ 置信上限的方法.

设 $\lg \frac{dX_i}{dN}$ 和 s_i^2 分别为深度和长度方向上疲劳裂纹扩展速率母体均值 μ_i 和方差 σ_i^2 的无偏估计量,它们分别遵循正态分布和 χ^2 分布,即

$$\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} \sim N \left(\mu_i, \frac{\sigma_i^2}{n} \right) \quad (5)$$

$$\frac{S_i^2}{\sigma_i^2} \sim \chi^2(n-1) \quad (6)$$

那么随机变量

$$\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_{pu} = \overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} + k_p \sigma_i \quad (7)$$

是母体上百分位值 $\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_p = \mu_i + u_p \sigma_i$ 的置信度为 $(1-p) \geq 50\%$ 的置信上限, 即

$$P\left\{ \mu_i + u_p \sigma_i \leq \overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} + k_p \sigma_i \right\} = 1-p \quad (8)$$

其中 k_p 称为二维单侧容限系数^[16], 可由下式求得

$$k_p = \frac{u_p + u}{1 - \frac{u^2}{w}} \sqrt{\frac{1}{n} \left(1 - \frac{u^2}{w} \right) + \frac{u_p^2}{w}} \sqrt{\frac{p-1}{2-p-2}} \quad (9)$$

$$w = 2 \left[u - 0.645 - \frac{1}{\sqrt{u - 0.645}} \right] \quad (10)$$

式中 n 被定义为子样均值 $\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}}$ 的自由度; σ_i^2 为子样方差 S_i^2 的自由度; u 是置信度为 $(1-p)$ 的标准正态偏量, 即 $u = \Phi^{-1}(1-p)$. 常用的有: 当 $(1-p) = 90\%$ 时, $u = 1.282$; 当 $(1-p) = 95\%$ 时, $u = 1.645$.

值得注意的是 $\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}}$ 和 S_i^2 可以来自不同的子样, 所以, 这里 n 不一定等于 $n-1$, 并且 n 可以是任意正实数, n 和 $n-1$ 之间没有任何关系.

如果 $\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}}$ 和 S_i 是同一个子样 $\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_1, \left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_2, \dots, \left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_n$ 的均值和标准差, 即

$$\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_j \quad (11)$$

$$S_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n \left(\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_j - \overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} \right)^2}{n-1}} \quad (12)$$

那么, $n = n-1$, 二维单侧容限系数 k_p 由下式求得

$$k_p = \frac{u_p + u}{1 - \frac{u^2}{w}} \sqrt{\frac{1}{n} \left(1 - \frac{u^2}{w} \right) + \frac{u_p^2}{w}} \sqrt{\frac{2n-3}{2n-4}} \quad (13)$$

$$w = 2 \left[n + u - 1.645 - \frac{1}{\sqrt{n + u - 1.645}} \right] \quad (14)$$

通常表面疲劳裂纹扩展速率均值 $\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}}$ 可由下式求得:

$$\overline{\lg \frac{dX_i}{dN}} = \bar{c}_i + \bar{m}_i \lg(K_i) \quad (15)$$

式中 \bar{c}_i , \bar{m}_i 分别表示某种材料状态下不同试样 c_i , m_i 的均值. 则疲劳裂纹扩展速率 $\lg \frac{dX_i}{dN}$ 置信度为 α 的置信上限由(7)式可改写为:

$$\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_{pu} = \bar{c}_i + \bar{m}_i \lg(K_i) + k_p s_i \quad (i = 1, 2) \quad (16)$$

3 表面疲劳裂纹扩展速率的标准差

令 $Z_i = \lg \frac{dX_i}{dN}$, $Y_i = \lg(K_i)$, $c_i = \lg c_i$, 则(2)式改写为

$$Z_i = c_i + m_i Y_i \quad (17)$$

随机变量 Z_i 的均值 $E(Z_i)$ 和方差 $\text{Var}(Z_i)$ 为

$$E(Z_i) = E(c_i) + E(m_i) Y_i \quad (18)$$

$$\text{Var}(Z_i) = \text{Var}(c_i) + \text{Var}(m_i) Y_i^2 + 2\text{Cov}(c_i, m_i) Y_i \quad (19)$$

又

$$\bar{Z}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (Z_i)_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (c_i)_j + \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (m_i Y_i)_j \quad (20)$$

则表面疲劳裂纹扩展速率的子样方差为

$$\begin{aligned} S_i^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [(Z_i)_j - \bar{Z}_i]^2 \\ &= \frac{\sum_{j=1}^n [(c_i)_j + (m_i Y_i)_j - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (c_i)_j - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (m_i Y_i)_j]^2}{n-1} \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [(c_i)_j - \bar{c}_i]^2 + \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [(m_i)_j - \bar{m}_i]^2 Y_i^2 \\ &\quad + 2 \cdot \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [(c_i)_j - \bar{c}_i][(m_i)_j - \bar{m}_i] Y_i \\ &= S_{c_i}^2 + S_{m_i}^2 Y_i^2 + 2 S_{c_i m_i} Y_i \end{aligned} \quad (21)$$

即表面疲劳裂纹扩展速率的标准差由(21)式得

$$s_i = \sqrt{S_{c_i}^2 + S_{m_i}^2 \lg^2(K_i) + 2 S_{c_i m_i} \lg(K_i)} \quad (22)$$

式中 $S_{c_i}^2$, $S_{m_i}^2$ 和 $S_{c_i m_i}$ 分别为 c_i 和 m_i 的方差以及其协方差. 由(22)式可知, 只要已知一组试样的 c_i 和 m_i 以及应力强度因子幅值的某一定值, 就可以利用(22)式求得表面疲劳裂纹扩展速率的标准差. 将(22)式代入(16)式, 则表面疲劳裂纹扩展速率置信度为 α 的置信上限为

$$\left(\lg \frac{dX_i}{dN} \right)_{pu} = \bar{c}_i + \bar{m}_i \lg(K_i) + k_p \sqrt{S_{c_i}^2 + S_{m_i}^2 \lg^2(K_i) + 2 S_{c_i m_i} \lg(K_i)} \quad (23)$$

4 当前数据和以往数据的综合利用

设有 m 组以往积累的疲劳裂纹扩展速率试验数据, 它们分别来自于均值为 μ_j 和方差为 σ_j^2 的正态母体, μ_j 和 σ_j^2 与当前的 μ_i 和 σ_i^2 可以相同也可以不相同. 由式(21)求得的子样方差为 S_i^2 , 自由度为 f_j , $j = 1, 2, \dots, m$, 且相互独立. 那么它们的组合方差为

$$S_{comi}^2 = \frac{\sum_{j=1}^m j S_j^2 + (n-1) S_i^2}{+ n - 1} \quad (24)$$

式中 $\sum_{j=1}^m j$; S_i^2 是当前数据的子样方差,其自由度为 $n-1$. 可以证明,若 $E(S_j^2) \geq i^2$, $j=1, 2, \dots, m$, 则将组合方差 S_{comi}^2 代入式(22),即可求得置信度为 α 的表面疲劳裂纹扩展速率的置信上限 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_{pu}$.

对于以往数据提供的子样方差 S_j^2 ,若 $E(S_j^2) \geq i^2$, $j=1, 2, \dots, m$,则一般均可采用. 除非 S_j^2 太大,以致于经式(24)组合后,在提高 S_{comi}^2 的自由度,减少 k_p 值的同时, S_{comi}^2 值也变得较大,最后,由式(23)求得的置信上限则变大,即 $\left[\lg \frac{dX_i}{dN} \right]_{pu}$ 更加偏离真值,那么这样的子样方差 S_j^2 就不能用.

判断 $E(S_j^2)$ 是否大于或等于 i^2 ,可以采用两种方法,一是假设检验,如 F 检验;二是根据经验和有关物理性质进行判断,例如,在其他条件相同的情况下,“金属材料的寿命分散性不会大于复合材料的寿命分散性”,“缺口试件的寿命分散性不会大于光滑试件的寿命分散性”,“试件在高应力水平的寿命分散性不会大于低应力水平的寿命分散性”;“某厂家由于设备更新、技术培训和质量管理的实施,各种波动因素得到了进一步控制,其产品性能的分散性不会比原来的大”等等. 利用以往试验数据的进一步信息请见文献[17].

5 对比试验分析

表面疲劳裂纹扩展试验数据 (a, N) , (c, N) 取自七根国产 Z 向钢母材试验结果^[1]. 试样尺寸:厚度 $B=28\text{mm}$,高度 $w=85\text{mm}$,长度 $L=340\text{mm}$. 表面裂纹用电火花切割的方法产生,深度为 1mm ,表面长度为 2mm ,切口宽度为 0.2mm . 试验在 MTS810.12 疲劳试验机上进行,试验频率为 10Hz . 母材表面疲劳裂纹扩展速率曲线包括 $P-da/dN-K_a$ 和 $P-dc/dN-K_c$ 两根曲线,其测定过程如下:

(1) $P-da/dN-K_a$ 曲线

将前三根试样的疲劳裂纹扩展速率参数 (c_{ai}, m_{ai}) ($i=1, 2, 3$) 以及其最大的应力强度因子幅值 $(K)_{\max}$,代入式(21),(22)求得疲劳裂纹扩展速率在 $(K)_{\max}$ 的方差和标准差为

$$S_{1a}^2 = 4.0711 \times 10^{-2} \quad S_{1a} = 0.2018$$

前三根试样的 c_{ai} 和 m_{ai} 的均值分别为 $\lg c_a = -11.5588$, $m_a = 3.1096$,置信度为 95% ,可靠度为 99.9% 的单侧容限系数由 GB4885-85 中确定正态分布可靠度单侧置信下限的 K 系数表查得 $k_{13} = 13.85707$.

因此,前三根试样置信度为 95% ,可靠度为 99.9% 的疲劳扩展速率的置信上限由式(23)得

$$\lg \frac{da}{dN} = -8.7618 + 3.1096 \lg(K_a)$$

同理,七根试样置信度为 95% ,可靠度为 99.9% 的疲劳裂纹扩展速率的置信上限为

$$\lg \frac{da}{dN} = -9.2032 + 2.8548 \lg(K_a)$$

下面我们采用综合利用当前试验数据和以往试验数据由前三根试样确定置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的疲劳裂纹扩展速率置信上限. 将《机械工程材料性能数据手册》^[8] 中 Q235A 级钢 10 根试样的数据作为以往经验数据, 由式 (21) 求得疲劳裂纹扩展速率方差为 $S_{2a}^2 = 2.3315 \times 10^{-2}$, 则由式 (24) 求得组合标准差为 $s_{coma} = 0.1627$.

再根据式 (9) 求得 $n = 3$, $m = 11$, $\alpha = 95\%$, $R = 99.9\%$ 时的二维单侧容限系数

$$k_p = \frac{u_p + u}{1 - \frac{u^2}{w}} \sqrt{\frac{1}{n} \left(1 - \frac{u^2}{w} \right) + \frac{u_p^2}{w}} \sqrt{\frac{p-1}{2} - \frac{1}{2}} = 5.1784$$

将 $\overline{\lg c_a} = -11.5588$, $\overline{m_a} = 3.1096$, $s_{coma} = 0.1627$ 和 $k_p = 5.1784$ 代入式 (16) 以得到利用以往经验数据, 由前三根试样的数据确定置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的疲劳裂纹扩展速率曲线的置信上限为

$$\begin{aligned} \lg \frac{da}{dN} &= \overline{\lg c_a} + \overline{m_a} \lg(K_a) + k_p \cdot s_{coma} \\ &= -11.5588 + 3.1096 \lg(K_a) + 5.1784 \times 0.1627 \\ &= -10.7157 + 3.1096 \lg(K_a) \end{aligned}$$

图 1 表示置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的对比试验结果.

(2) $P - dc/dN - K_c$ 曲线

如上所述, 前三根试样和七根试样的疲劳裂纹扩展速率的方差和标准差分别为:

$$\begin{aligned} S_{1c}^2 &= 2.4321 \times 10^{-2} & s_{1c} &= 0.1559 \\ S_{7c}^2 &= 1.4297 \times 10^{-2} & s_{7c} &= 0.1196 \end{aligned}$$

由于前三根试样和七根试样的 c_{ci} 和 m_{ci} 的均值分别为 $\overline{\lg c_{3c}} = -11.2913$, $\overline{m_{3c}} = 3.1021$ 和 $\overline{\lg c_{7c}} = -11.1469$, $\overline{m_{7c}} = 2.9879$, 三根试样和七根试样的置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的单侧容限系数由 GB4885-85 中确定正态分布可靠度单侧置信下限的 K 系数表查得, $k_{13} = 13.85707$, $k_{17} = 6.06266$, 则三根试样和七根试样的置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的疲劳裂纹扩展速率的置信上限为

$$\begin{aligned} \lg \frac{dc}{dN} &= -9.1310 + 3.1021 \lg(K_c) \\ \lg \frac{dc}{dN} &= -10.2218 + 2.9879 \lg(K_c) \end{aligned}$$

将文献 [1] 中七根焊板试样的裂纹扩展试验数据作为经验数据, 其方差和标准差分别为 $S^2 = 2.6023 \times 10^{-2}$, $s = 0.1613$, 则由式 (24) 求得组合标准差为 $s_{comc} = 0.1600$.

再根据式 (9) 求得 $n = 3$, $m = 8$, $\alpha = 95\%$, $R = 99.9\%$ 的二维单侧容限系数为 $k_p = 6.2369$. 将 $\overline{\lg c_c} = -11.2913$, $\overline{m_c} = 3.1021$, $s_{comc} = 0.1600$ 和 $k_p = 6.2369$ 代入式 (16) 以得到利用以往经验数据, 由前三根试样的数据确定置信度为 95%, 可靠度为 99.9% 的疲劳裂纹扩展速率曲线的置信上限为

$$\begin{aligned} \lg \frac{dc}{dN} &= \overline{\lg c_c} + \overline{m_c} \lg(K_c) + k_p \cdot s_{comc} \\ &= -11.2913 + 3.1021 \lg(K_c) + 6.2369 \times 0.1600 \\ &= -10.2934 + 3.1021 \lg(K_c) \end{aligned}$$

图2表示置信度为95%,可靠度为99.9%的对比试验结果.由图1,2可见,综合利用当前数据和以往数据可以节省大量试件;而在试件数一定的条件下,又能提高精度.

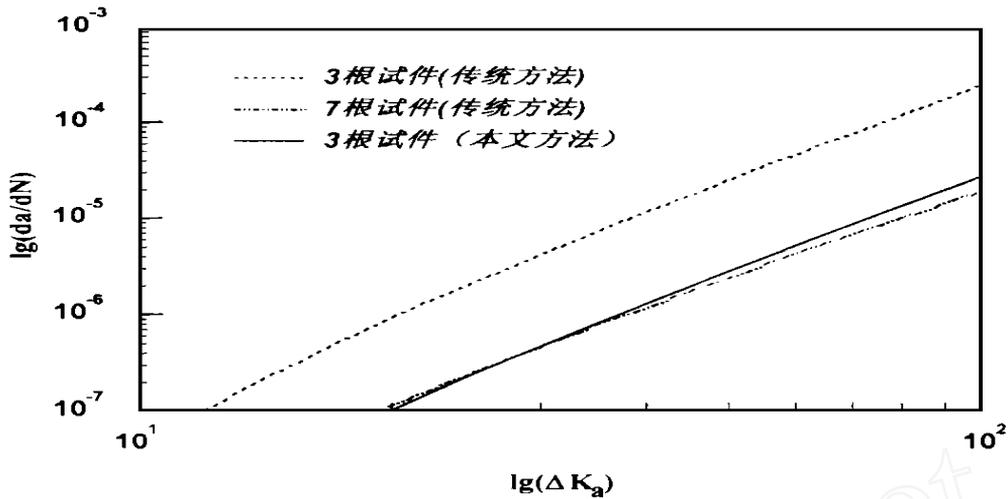


图1 $P - da/dN - K_a$ 对比试验结果($\alpha = 95\%$, $P = 99.9\%$)

Fig. 1 Comparison of experimental results of $P - da/dN - K_a$

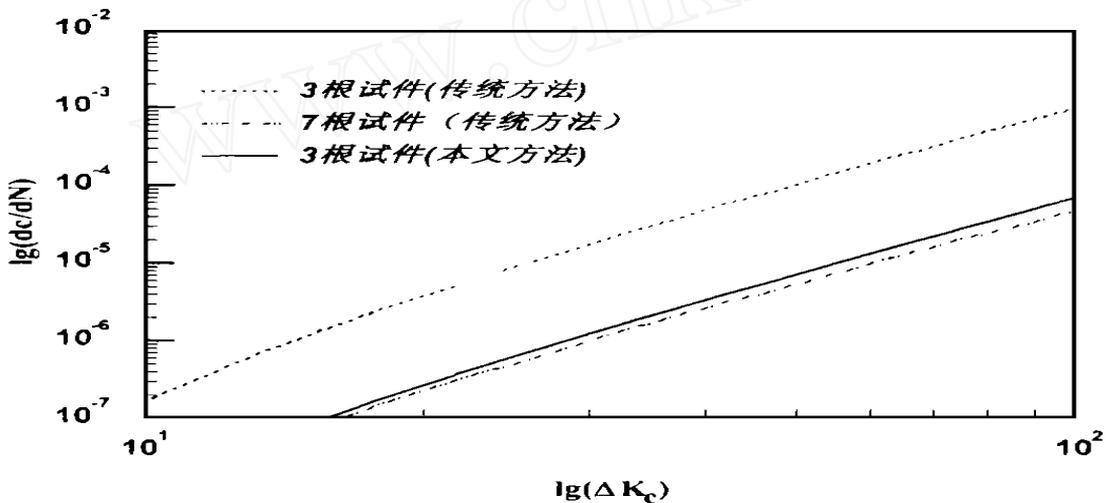


图2 $P - dc/dN - K_c$ 对比试验结果($\alpha = 95\%$, $P = 99.9\%$)

Fig. 2 Comparison of experimental results of $P - dc/dN - K_c$

参考文献:

- [1] 丁克勤. 工程结构疲劳裂纹随机扩展及可靠性分析方法研究[D]. 中国科学院力学研究所博士论文,1997.
- [2] 丁克勤. 海洋平台 E36-Z35 钢表面疲劳裂纹扩展速率的蒙特卡罗模拟[J]. 海洋工程,1998,16(2).
- [3] Ding Keqin, Liu Chuntu. Monte Carlo Simulation of Surface Fatigue Crack Growth in Offshore Structural Steel E36-Z35[J]. China Ocean Engineering, 1999,13(1).
- [4] Sobczyk K. Adv. Appl. Prob.,1987,19:652—673.

- [5] 柳春图,丁克勤,崔民子. E36-Z35 钢材表面裂纹疲劳扩展特性的实验研究和概率分析[C]. 第八届全国断裂学术会议论文集,四川,1996.
- [6] 孙学伟. LY12-CZ 板材表面裂纹疲劳扩展特性的实验研究[J]. 固体力学学报, 1986,1:28—35.
- [7] Truchun M, Lieurade H P. Experimental Study of Surface Crack Propagation in an E36 Steel[C]. 5th International Conf. on Fracture, Advances in Fracture Research,1981,1:33—39.
- [8] 蒋怀庆,柳春图. 海洋平台用钢表面裂纹疲劳扩展规律的研究[C],第七届华东固体力学学术会议论文集,1991.
- [9] Siyi Chen, Zhen Yuancui. Surface Crack Growth Behavior Under Tensive Cyclic Loading[J]. Int. J. Fatigue, 1988,10(1):43—47.
- [10] Pang HL J, Gray T G F. Fatigue Analysis of Surface Cracks at Fillet Welded Toes[J]. Fatigue Fract. Engng. Mater. Struct, 1993,16(2):151-164.
- [11] Clark W G, Hudak S J. J. Test Eval. ,1975,3:454—467.
- [12] Yang J N. J. AIAA,1980,17:528—535.
- [13] Virkler D A, Hillberry B M, Gøel P K. J. Engng. Mater. Technol. ,1979,101:148-155.
- [14] 丁克勤. 在役压力容器模糊 R6 失效评定方法研究[D]. 北京航空航天大学博士后研究报告,1999.
- [15] Paris P C, Erdogan F. A critical Analysis of Crack Propagation Laws[J]. J. Basic Engng. Trans. ASME, Series D,1963,85:528—534.
- [16] 傅惠民. 二维单侧容限系数方法[J]. 航空学报,1993,14(3):A166—A172.
- [17] 傅惠民. 正态分布百分位值和百分率的置信限和容忍限公式[J]. 航空学报,1994,15(1):94-101.
- [18] 机械工程材料性能手册[S]. 北京:机械工业出版社,1994,47—48.

Small Sample Method for Obtaining Surface Fatigue Crack Growth Curve

DING Ke-qin¹, FU Hui-min², LIU Chun-tu³

(1. Centre of Boiler and Pressure Vessel Inspection and Research, Beijing 100013; 2. Institute of Solid Mechanics, Beijing University of Aeronautics and Astronautics, Beijing 100083; 3. Institute of Mechanics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100013)

Abstract: A small sample method for obtaining the surface fatigue crack growth curve of engineering materials is presented. In the method, both the current test data and the test data accumulated in the past tests are used combinedly. Thus fewer specimens are needed in the method, and the result may have a higher reliability. A contrasting experiment with the traditional treatment is given.

Key words: small sample method; reliability; fatigue test; surface fatigue crack growth curve