

文章编号: 1000-0887(2005) 06-0701-06

测定概率疲劳长裂纹扩展门槛值的新方法^{*}

赵永翔, 杨冰, 梁红琴, 邬平波, 曾京

(西南交通大学 牵引动力国家重点实验室, 成都 610031)

(岳珠峰推荐)

摘要: 提出了合理测定随机疲劳长裂纹扩展门槛值的“局部概率 Paris 关系法”。揭示了常规法不能保证各试样门槛值数据处于相同扩展率水平, 测定结果不尽合理的缺陷。以 Paris-Erdogan 方程描述门槛值附近局部试验数据, 考虑数据分散性规律和试样数量两方面的影响, 在应力强度因子服从对数正态分布下建立了包含存活概率和置信度的局部概率关系模型, 以可接受临界扩展率对应概率因子为依据测定概率门槛值。LZ50 钢车轴试验数据分析验证了方法的合理性和有效性。

关键词: 疲劳长裂纹; 随机门槛值; 局部概率 Paris 关系法; LZ50 钢

中图分类号: O346.2; TB114.3; U270.331 文献标识码: A

引 言

疲劳长裂纹扩展门槛值 (ΔK_{th}), 是结构疲劳损伤容限设计和在役安全评价的重要参数之一。如何合理测定和表征, 一直受到国内外专家的关注^[1~10]。

现有工作, 一般围绕处理和表征好试验数据进行。从疲劳物理角度, ΔK_{th} 应是长裂纹扩展应力强度因子 (ΔK) 临界值, 但试验中很难测定。这时, 应当由可接受的临界长裂纹扩展率所对应的 ΔK 值测定^[8]。但是, 有关工作还不多见。

我国正在实施高速、重载铁路运输战略, LZ50 钢车轴正在推广应用, 其疲劳失效关系到铁路运输安全。因此, 本文通过分析 LZ50 钢的试验数据开展有关研究, 揭示现有常规法缺陷, 研究合理方法。

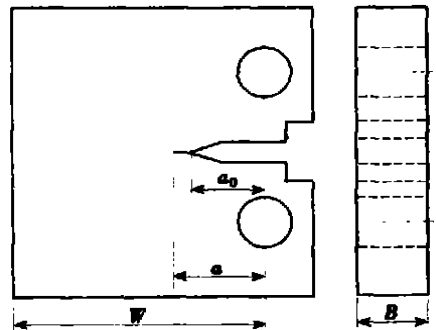


图 1 试样几何形状

1 试 验

LZ50 钢取自工程实轴, 化学成分和机械性能见文献

[11]。采用图 1 所示紧凑拉伸 (CT) 试样, 恒循环比 R 逐级卸载试验方法, 周期为 T 。试验在室

* 收稿日期: 2004_05_20; 修订日期: 2005_02_21

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (50375130; 50323003); 全国优秀博士学位论文作者专项基金资助项目 (200234); 教育部优秀青年教师资助计划项目 (2101)

作者简介: 赵永翔 (1963—), 男, 四川金堂人, 教授, 博士, 博导 (联系人, Tel: + 86_28_87600935; Fax: + 86_28_87600868; E_mail: yxzhao@home.swjtu.edu.cn)

温环境, 国产高频疲劳试验机上进行。共测试了8个试样, 获得了51对 $\Delta P_{\Delta a}$ 数据, 利用下面公式转化为 $da/dN_{\Delta K}$ 数据

$$\left[\frac{da}{dN} \right] = \frac{\Delta a}{\Delta N}, \quad \Delta K = \frac{\Delta P}{B \sqrt{W}} \frac{(2 + \beta)}{(1 - \beta)^{3/2}} f(\beta), \quad (1)$$

式中, a 是 ΔP 时裂纹尺度, $\beta = a/W$, $f(\beta) = 0.886 + 4.64\beta - 13.32\beta^2 + 14.72\beta^3 - 5.6\beta^4$ 。8个试样的几何尺寸、裂纹尺度和试验载荷见表1。

表1 8个CT试样的几何尺寸、裂纹尺度、加载水平和 ΔK_{th} 及相应扩展率数据

试样	W/mm	B/mm	a_0/mm	a_{th}/mm	$\Delta P/N$	$\Delta P_{th}/N$	$\Delta K_{th}/(MPa \cdot mm^{1/2})$	$(da/dN)T^{-1}/mm$
1	49.94	11.81	13.12	16.550	6 500	3 800	91.795 3	$0.271 1 \times 10^{-6}$
2	49.94	12.02	13.10	14.405	4 800	4 200	85.833 3	$0.838 7 \times 10^{-7}$
3	49.91	11.96	13.29	13.585	4 800	4 200	81.592 7	$0.333 3 \times 10^{-7}$
4	49.93	11.88	13.99	15.260	5 400	4 500	98.954 3	$0.722 9 \times 10^{-7}$
5	49.94	11.91	13.50	14.000	5 100	4 000	80.446 6	$0.300 0 \times 10^{-7}$
6	49.97	11.88	13.70	14.780	4 500	4 200	89.351 7	$0.500 0 \times 10^{-7}$
7	49.95	11.90	14.16	15.000	5 400	4 000	86.223 6	$0.873 8 \times 10^{-7}$
8	49.92	11.96	13.13	16.240	5 400	4 000	93.676 5	$0.763 4 \times 10^{-7}$

表2 典型 P 、 C 下 LZ50 钢的 ΔK_{th} 值(常规法)

P	$C/(%)$	$t_{1-c}(n_s - 1)$	$K_{th}/(MPa \cdot mm^{1/2})$
0.5	50	0.000 000	88.293 8
	90	1.414 924	54.756 7
	95	1.894 579	46.569 1
	99	2.997 952	32.084 3
0.9	50	0.000 000	79.836 7
	90	1.414 924	49.512 0
	95	1.894 579	42.108 6
	99	2.997 952	29.011 2
0.99	50	0.000 000	73.545 1
	90	1.414 924	45.610 1
	95	1.894 579	38.790 2
	99	2.997 952	26.724 9
0.999	50	0.000 000	69.261 1
	90	1.414 924	42.953 3
	95	1.894 579	36.530 7
	99	2.997 952	25.168 2
0.999 9	50	0.000 000	65.923 0
	90	1.414 924	40.883 1
	95	1.894 579	34.770 0
	99	2.997 952	23.955 2

2 方 法

2.1 常规法

常规法将试样最低一级 ΔK 值 ΔK_{\min} 视为 ΔK_{th} 值, 表 1 给出了 8 个试样的试验数据。显然, 他们对应的扩展率各不相同。考虑数学自洽性、数理一致性和工程有效性, 利用文献[12]的方法可以确定对数正态分布是该套数据的良好统计模型。给定存活概率(P)和置信度(C)下 ΔK_{th} 参量可由下式估计

$$\lg \Delta K_{\text{th}P-C} = P_L - Z_P P_S - t_{1-C}(n_s - 1) P_S, \quad (2)$$

式中, P_L 、 P_S 分别是对数正态分布的均值和均方差参量, n_s 是样本个数, Z_P 是存活概率 P 下正态分布的百分位点, $t_{1-C}(n_s - 1)$ 是置信度为 C 、自由度为 $n_s - 1$ 的 t 分布函数。测定结果, 基本参量 n_s 、 P_L 和 P_S 分别为 8、1.946 和 3.412; 典型 P 和 C 下 LZ50 钢的概率 ΔK_{th} 值见表 2。显然, 高可靠性下常规法测定的 ΔK_{th} 值离奇的小。原因是试验数据对应的扩展率不同, 常规法不合理地作为一维数据来处理, 人为放大了数据分散度。

2.2 新方法

新方法用 Paris_Erdogan 方程^[13]表征门槛值附近的局部 $da/dN_{\Delta K}$ 关系, 首先测定概率 $da/dN_{\Delta K}$ 关系, 然后以可接受的临界扩展率所对应的 ΔK 值作为 ΔK_{th} 值。具体方法如下:

类似文献[14], 考虑循环比 R 效应, Paris_Erdogan 方程可表示为

$$\frac{da}{dN} = D \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right]^m. \quad (3)$$

对方程两边取对数可得

$$\lg \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right] = -\frac{1}{m} \lg D + \frac{1}{m} \lg \frac{da}{dN}, \quad (4)$$

式中, D 、 m 是材料常数。令 $A = -(\lg D)/m$ 和 $B = 1/m$, 可化为线性方程

$$\lg \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right] = A + B \lg \frac{da}{dN}, \quad (5)$$

在 ΔK 服从对数正态分布下, 随机 $da/dN_{\Delta K}$ 关系可用均值和均方差方程来表征

$$\left[\lg \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right] \right]_{\text{av}} = A_{\text{av}} + B_{\text{av}} \lg \frac{da}{dN}, \quad (6)$$

$$\left[\lg \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right] \right]_{\text{rms}} = A_{\text{rms}} + B_{\text{rms}} \lg \frac{da}{dN}, \quad (7)$$

式中, A_{av} 和 B_{av} 是均值曲线方程的材料常数; A_{rms} 和 B_{rms} 是均方差曲线方程的材料常数; $[\lg(2\Delta K/(1-R))]_{\text{av}}$ 是 $\lg(2\Delta K/(1-R))$ 的均值; $[\lg(2\Delta K/(1-R))]_{\text{rms}}$ 是 $\lg(2\Delta K/(1-R))$ 的均方差。任意 P 和 C 下的概率 $da/dN_{\Delta K}$ 关系为

$$\left[\lg \left[\frac{2\Delta K}{1-R} \right] \right]_{P-C} = (A_{\text{av}} + Z_P A_{\text{rms}}) + t_{1-C}(n_s - 2) s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + (B_{\text{av}} + Z_P B_{\text{rms}}) \lg \frac{da}{dN}}, \quad (8)$$

式中, n 是试验 $da/dN_{\Delta K}$ 数据对数, s 是线性方程(6)拟合试验数据的残余均方差。令

$$A_{P-C}(A_{\text{av}} + Z_P A_{\text{rms}}) + t_{1-C}(n_s - 2) s \sqrt{1 + 1/n}$$

和

$$B_{P-C} = (B_{av} + Z_P B_{rms})$$

可得

$$\left[\lg \left(\frac{2\Delta K}{1-R} \right) \right]_{P-C} = A_{P-C} + B_{P-C} \lg \frac{da}{dN} \tag{9}$$

进一步令 $m_{P-C} = 1/B_{P-C}$ 和 $D_{P-C} = 10^{-(A_{P-C})/(B_{P-C})}$ 可得

$$\frac{da}{dN} = D_{P-C} \left(\frac{2\Delta K_{P-C}}{1-R} \right)^{m_{P-C}}, \tag{10}$$

$$(\Delta K)_{P-C} = \frac{1-R}{2} \left(\frac{1}{D_{P-C}} \frac{da}{dN} \right)^{1/m_{P-C}}. \tag{11}$$

将线性回归法与极大似然统计原理相结合^[14], 求解得到概率模型的基本参量 n (数据个数)、 n_s 、 A_{av} 、 B_{av} 、 A_{rms} 、 B_{rms} 和 s 分别为 51、8、2.709 91、0.059 733、0.393 801、0.003 263 和 0.027 335。典型 P 、 C 下概率 $da/dN_{\Delta K}$ 曲线描述试验数据的效果见图 2。典型 P 、 C 下概率 $da/dN_{\Delta K}$ 曲线的参量和每周期 T 临界扩展率为 1×10^{-8} mm 时所测定的概率 ΔK_{th} 值见表 3。

从图表可知, 概率模型较好地表征了试验数据的分散性规律; 高可靠性下所测定的概率 ΔK_{th} 值远大于常规法。原因是常规法以扩展率不尽相同的试样最低 ΔK 数据为依据确定 ΔK_{th} 值, 不合理地以一维方式处理, 人为放大了数据的分散性。

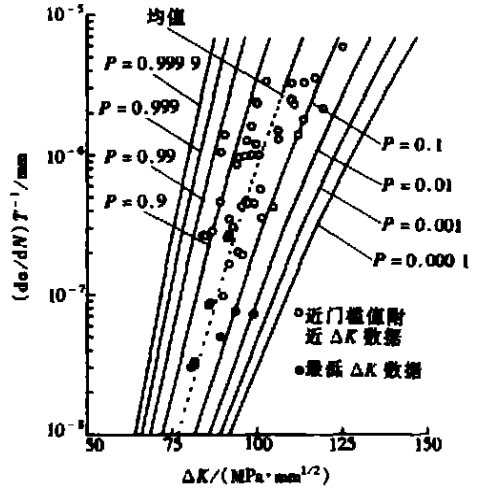


图 2 LZ50 钢近门槛值附近概率曲线

表 3 典型 P 、 C 下 LZ50 钢近门槛值概率 $da/dN_{\Delta K}$ 曲线参量和概率 ΔK_{th} 值 (局部概率 Paris 关系法)

P	$C/(%)$	$t_{1-C}(n_s - 2)$	A_{P-C}	B_{P-C}	$K_{th}/(MPa \cdot mm^{1/2})$
0.5	50	0.717 558	2.709 91	0.059 733	76.782 1
	90	1.943 180	2.670 17	0.059 733	70.068 2
	95	2.446 912	2.656 27	0.059 733	67.861 8
	99	3.707 428	2.623 17	0.059 733	62.880 8
0.9	50	0.717 558	2.649 66	0.055 551	72.187 0
	90	1.943 180	2.596 02	0.055 551	72.506 3
	95	2.446 912	2.582 12	0.055 551	70.221 8
	99	3.707 428	2.547 33	0.055 551	64.815 7
0.99	50	0.717 558	2.600 54	0.052 143	68.645 0
	90	1.943 180	2.546 90	0.052 143	68.409 6
	95	2.446 912	2.533 00	0.052 143	66.254 2
	99	3.707 428	2.498 21	0.052 143	61.153 5

续表 3

P	$C/(%)$	$t_{1-c}(n_s - 2)$	A_{P-c}	B_{P-c}	$K_{th}/(\text{MPa} \cdot \text{mm}^{1/2})$
0.999	50	0.717 558	2.564 63	0.049 651	66.165 8
	90	1.943 180	2.510 99	0.049 651	65.561 6
	95	2.446 912	2.497 09	0.049 651	63.495 9
	99	3.707 428	2.462 30	0.049 651	58.607 6
0.999 9	50	0.717 558	2.535 07	0.047 599	64.192 6
	90	1.943 180	2.481 43	0.047 599	63.306 7
	95	2.446 912	2.467 53	0.047 599	61.312 0
	99	3.707 428	2.432 74	0.047 599	56.591 8

3 结 论

- 1) 由于试验中所能达到的最低扩展率水平仍然较高且各试样不尽相同, 常规法不合理地以一维方式处理, 人为放大了数据分散性, 所测定的概率门槛值没有合理性。
- 2) 用随机 Paris_Erdogan 方程描述近门槛值附近随机 $da/dN_{\Delta K}$ 关系, 以可接受的临界扩展率水平所对应的概率 ΔK 测定门槛值, 提出了测定概率门槛值的局部概率 Paris 关系法。
- 3) LZ50 车轴钢的试验数据分析比较说明, 新方法是有效和可行的。

[参 考 文 献]

- [1] 王孔探, 张文毓, 秦广义. TA5 钛合金的疲劳裂纹扩展门槛值与疲劳裂纹扩展率的关系[J]. 材料开发与应用, 1995, 10(3): 8—12, 19.
- [2] 徐人平, 段小建, 詹肇麟. 理论门槛值的研究[J]. 强度与环境, 1995, 22(4): 12—16.
- [3] 丁传富, 于辉, 吴学仁. LY12C 铝合金的疲劳门槛值及宽范围裂纹扩展速率研究[J]. 航空材料学报, 2000, 20(1): 12—17.
- [4] 熊峻江, 彭俊华, 高镇同. 断裂韧性 K_{IC} 和断裂门槛值 ΔK_{th} 可靠性测定方法[J]. 北京航空航天大学学报, 2000, 26(6): 694—696.
- [5] Clark T R, Herman W A, Hertzberg R W, et al. The influence of the K gradient and K_{max}^c level on fatigue response during the K_{max}^c threshold testing of Van 80 steel and Astroloy[J]. Internat J Fatigue, 1997, 19(2): 177—182.
- [6] McEvily A J, Renauld M, Bao H, et al. Fatigue fracture surface roughness and the $K_{opening}$ level[J]. Internat J Fatigue, 1997, 19(8/9): 629—633.
- [7] Was n J, Heier E. Fatigue crack growth thresholds—the influence of Young's modulus and fracture surface roughness[J]. Internat J Fatigue, 1998, 20(10): 737—742.
- [8] Lang M. Explanation of an apparent abnormality in fatigue crack growth rate curves in Titanium alloys[J]. Acta Mater, 1999, 47(11): 3247—3261.
- [9] Sivaprasad S, Tarafder S, Tarafder M, et al. An alternative method of decreasing ΔK FCGR testing[J]. Internat J Fatigue, 2000, 22(8): 593—600.
- [10] Meshii T, Watanabe K. Comparison of near threshold fatigue crack growth data by K_{max} constant method with the post-construction codes[J]. Nucl Eng Des, 2003, 220(2): 285—292.
- [11] 赵永翔, 黄郁仲, 高庆. 铁道车辆 L 50 车轴钢的概率机械性能[J]. 交通运输工程学报, 2003, 3(2): 11—17.

- [12] 赵永翔, 王金诺, 高庆. 确定有限疲劳可靠性数据良好假设分布的一种统一方法[J]. 中国机械工程, 2001, 12(12): 1343—1347.
- [13] Paris P, Erdogan F. A critical analysis of crack growth laws[J]. J Basic Eng, 1963, 85(3): 528—534.
- [14] 赵永翔, 王金诺, 高庆. 概率循环应力_应变曲线及其估计方法[J]. 机械工程学报, 2000, 36(8): 102—106.

New Method for Measuring the Random Thresholds of Long Fatigue Crack Propagation

HAO Yong_xiang, YANG Bing, LIANG Hong_qin,
WU Ping_bo, ENG Jing

(State Key Laboratory of Traction Power, Southwest Jiaotong University,
Chengdu 610031, P. R. China)

Abstract: A so-called “local probabilistic Paris relation method” was presented for measuring the random thresholds of long fatigue crack propagation. A check was made to the conventional method, in which the thresholds were measured statistically and directly by the test data. It was revealed that this method was not reasonable because the test data have seldom a unified level of crack growth rates. Differently, in the presented method the Paris-Erdogan equation was applied to model the local test data around the thresholds. Local probabilistic relations with both the survival probability and the confidence were established on a lognormal distribution of the stress density factors. And then, the probabilistic thresholds were derived from the probabilistic factors with a given critical level of growth rate. An analysis on the test data of L 50 axle steel for the Chinese railway vehicles verifies that the present method is feasible and available.

Key words: long fatigue crack; random threshold; local probabilistic Paris relation; L 50 steel