

# 强度和寿命分布模型的统一描述与检验

董 聪 戎海武 何庆芝

(北京航空航天大学飞机设计研究所, 北京, 100083)

## UNIVERSAL DISTRIBUTION MODEL OF STRENGTH AND LIFE AND ITS TEST

Dong Cong, Rong Haiwu, He Qingzhi

(Institute of Aircraft Design, Beijing University of Aeronautics and Astronautics, Beijing, 100083)

**摘 要** 证明了:<sup>1</sup> 三参数 Weibull 分布可有效地拟合正态数据和对数正态数据;<sup>2</sup> 两参数 Weibull 分布( $B_1$ )、正态分布( $B_2$ )、对数正态分布( $B_3$ ) 和三参数 Weibull 分布( $B_4$ ) 的 B 基值间存在以下关系  $B_1 < B_2 < B_3 < B_4$ ; » 在工程中常见的情况下, 以三参数 Weibull 分布拟合正态数据和对数正态数据, 其 B 基值的相对估值误差  $|E| < 5\%$ 。

**关键词** 强度 寿命 Weibull 分布 B 基值

**中图分类号** 215.5

**Abstract** It is proved that: <sup>1</sup> It is feasible using 3 parameter Weibull distribution to fit normal or lognormal data, <sup>2</sup> The following relationship exists:  $B_1 < B_2 < B_3 < B_4$ , among which,  $B_1$ ,  $B_2$ ,  $B_3$  and  $B_4$  is B value of 2 parameter Weibull, normal, lognormal and 3 parameter Weibull distribution respectively, » In the case of general engineering application, the relative error  $|E|$  of B value is lower than 5 percent when 3 parameter Weibull distribution is used to fit normal or lognormal data.

**Key words** strength life Weibull distribution B value

可靠性工程中, 强度与寿命分布模型的选择长期以来一直是研究的热点<sup>[1~5]</sup>。疲劳是典型的耗散型不可逆动力学过程, 其风险函数应为加载历程的单调递增连续函数, 当形状参数  $a > 1$  时, Weibull 模型满足这一条件。因此, 在理论上, 以 Weibull 分布作为疲劳寿命的理论模型是合理的, 而对数正态分布则不具备这一条件。

对强度而言, 正态分布、对数正态分布和 Weibull 分布都可找到合理的物理模型<sup>[1,2]</sup>。因此, 本文希望证明: 三参数 Weibull 分布也具有拟合正态数据和对数正态数据的能力。若真如此, 则强度与寿命分布可用 Weibull 模型加以统一描述。

## 1 寿命模型和检验方法

美国军用规范 MIL-HDBK-17B 建议采用 3 种分布假设, 并按以下优先等级排列: 两参数 Weibull 分布、正态分布和对数正态分布。本文中增列了三参数 Weibull 分布。模型参数定义如下:

1995-03-17 收到, 1995-08-20 收到修改稿

国家自然科学基金、航空科学基金、中国航空博士后基金资助项目

假设 H<sub>1</sub>: X ~ W(A, B) (两参数 Weibull 分布)

$$F(x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{B}\right)^a\right\}$$

假设 H<sub>2</sub>: X ~ N(L, R<sup>2</sup>) (正态分布)

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi R^2}} \exp\left\{-\frac{(x-L)^2}{2R^2}\right\}$$

假设 H<sub>3</sub>: X ~ LN(L, R<sup>2</sup>) (对数正态分布)

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi R^2}} \exp\left\{-\frac{(\ln x - L)^2}{2R^2}\right\}$$

假设 H<sub>4</sub>: X ~ W(A, B, C<sub>0</sub>) (三参数 Weibull 分布)

$$f(x) = \begin{cases} 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x - C_0}{B}\right)^a\right\} & (x > C_0) \\ 0 & (x \leq C_0) \end{cases}$$

本文使用 EDF 统计量进行母体分布假设检验, EDF 统计量的子样容量修正公式和上尾临界值如表 1 和表 2 所示<sup>[2,4,5]</sup>, B 基值的计算公式如表 3 所示<sup>[4,5]</sup>。

表 1 EDF 统计量子样容量修正公式

统计量类型 概率分布类型	子样容量修正公式		
	D*	A*	W*
正态分布	$D\left(\frac{\bar{x}}{n} - 0.01 + \frac{0.85}{n}\right)$	$A^2\left(1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n^2}\right)$	$W^2\left(1 + \frac{0.5}{n}\right)$
对数正态分布	同上	同上	同上
Weibull 分布	$D\left(\frac{\bar{x}}{n} + \frac{0.14}{n}\right)$	$A^2\left(1 + \frac{0.2}{n}\right)$	$W^2\left(1 + \frac{0.2}{n}\right)$

表 2 显著性水平及上尾临界值

显著性水平 a	$\frac{\bar{x}}{n} D$	A <sup>2</sup>	W <sup>2</sup>
0.25	-	0.472	0.074
0.10	0.819	0.632	0.102
0.05	0.895	0.754	0.126
0.025	0.995	0.875	0.148
0.01	1.035	1.036	0.178

注: 所有分布参数均未知

表 3 几种分布条件下的 B 基值计算公式

分布类型	B 基值的计算公式
正态分布	B = L + k <sub>B</sub> R
对数正态分布	B = exp{L - k <sub>B</sub> R}
Weibull 分布	$B = \{B(0.10536)\}^{1/A} \exp\left\{-\frac{V}{A} \frac{1}{n}\right\} + C_0$
	$k_B = 1.282 + \exp\left\{0.958 - 0.520 \ln(n) + \frac{3.19}{n}\right\}$
	$V = 3.803 + \exp\left\{1.79 - 0.516 \ln(n) + \frac{5.1}{n}\right\}$

## 2 Weibull 模型的普适性检验

本节将通过仿真试验证明: 三参数 Weibull 分布具有拟合正态数据和对数正态数据的能力。支持本结论的仿真结果共 1 500 组, 子样容量 m = 50~500, 差异系数 C<sub>v</sub> = 0.03~0.30。以此为基础, 本文得出了其它一些重要的结论, 这些结论不仅在概率意义上, 而且在确定性意义上都呈现完全的一致性。惟其如此, 才以其中的 50 组子样容量为 100 的仿真结果

进行演示说明。

本文的所有仿真样本, 其均匀随机数序列的产生方式为混合同余法, 标准正态随机数序列的产生采用了变换法。

该  $r_1, r_2$  是相互独立的  $[0, 1]$  区间均匀分布的随机数, 则按下列方式产生的  $x_1$  和  $x_2$  相互独立且  $x_1 \sim N(0, 1), x_2 \sim N(0, 1)$

$$x_1 = \frac{-2 \ln r_1 \cos 2\pi r_2}{\sqrt{2}}$$

$$x_2 = \frac{-2 \ln r_2 \sin 2\pi r_1}{\sqrt{2}}$$

为使结果好看起见, 正态分布仿真数据的理论均值  $L$  取为 10, 对数正态分布仿真数据的理论对数均值  $L$  取为 1。

表 4 给出了本文所采用的一组伪随机抽样序列的随机性检验结果; 表 5 给出了用三参数 Weibull 分布拟合模拟正态数据的检验结果; 表 6 给出了用三参数 Weibull 分布拟合模拟对数正态数据的检验结果; 表 7 给出了用正态分布拟合模拟对数正态数据的检验结果; 表 8 给出了用两参数 Weibull 分布拟合模拟对数正态数据的检验结果; 表 9 给出了用三参数 Weibull 分布拟合正态数据和对数正态数据时,  $B$  基值相对估算误差分析结果。

表 4 均值为 10 的正态模拟样本

差异系数 $C_v = \frac{R}{L}$	模拟参数估值		$B_2$	计算统计量修正值		
	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$		$D^*$	$W^*$	$A^*$
0.03	9.993 8	0.292 4	9.547 3	0.603 3	0.046 3	0.286 1
0.06	9.987 5	0.584 8	9.094 5			
0.09	9.981 3	0.877 2	8.641 8			
0.12	9.975 1	1.169 6	8.189 2			
0.15	9.968 8	1.462 0	7.736 3			
0.18	9.962 6	1.754 4	7.283 6			
0.21	9.956 3	2.046 8	6.830 8			
0.24	9.950 1	2.339 2	6.378 1			
0.27	9.943 1	2.631 6	5.925 3			
0.30	9.937 6	2.924 0	5.472 6			

表 5 表 4 数据的三参数 Weibull 分布拟合结果

差异系数 $C_v = \frac{R}{L}$	三参数 Weibull 分布			$B_4$	计算统计量修正值		
	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{c}_0$		$D^*$	$W^*$	$A^*$
0.03	3.735 5	1.087 3	9.011 1	9.593 2	0.616 5	0.045 6	0.314 0
0.06	3.728 8	2.172 0	8.025 6	9.186 5	0.616 1	0.045 7	0.314 2
0.09	3.722 0	3.251 0	7.043 6	8.780 0	0.615 6	0.045 8	0.314 5
0.12	3.755 7	4.338 7	6.054 3	8.373 2	0.615 9	0.045 7	0.314 3
0.15	3.727 6	5.425 9	5.065 4	7.966 4	0.616 0	0.045 7	0.314 3
0.18	3.737 0	6.526 1	4.064 1	7.558 8	0.616 6	0.045 6	0.314 0
0.21	3.739 2	7.618 0	3.070 8	7.151 7	0.616 7	0.045 6	0.313 9
0.24	3.724 2	8.674 1	2.111 7	6.746 6	0.615 8	0.045 7	0.314 4
0.27	3.724 2	9.758 4	1.125 7	6.339 9	0.615 8	0.045 7	0.314 4
0.30	3.724 2	10.842 6	0.139 6	5.933 3	0.615 8	0.045 7	0.314 4

表 6 对数正态数据的三参数 Weibull 分布拟合结果

差异系数 $C_v = \frac{R}{L}$	$B_3$	$B_4$	三参数 Weibull 分布			计算统计量修正值		
			$\hat{A}$	$\hat{B}$	$C_0$	$D^*$	$W^*$	$A^*$
0.03	2.598 0	2.609 5	3.436 0	0.275 6	2.469 7	0.626 1	0.046 4	0.322 8
0.06	2.483 0	2.504 0	3.189 7	0.518 6	2.254 5	0.636 3	0.047 2	0.332 2
0.09	2.373 1	2.401 8	2.976 8	0.735 7	2.065 9	0.646 8	0.048 1	0.342 4
0.12	2.268 0	2.302 8	2.790 8	0.932 1	1.898 9	0.657 3	0.049 2	0.353 7
0.15	2.167 6	2.206 8	2.626 7	1.111 4	1.749 7	0.667 8	0.050 4	0.365 9
0.18	2.071 7	2.113 8	2.480 8	1.276 7	1.615 5	0.678 5	0.051 7	0.379 1
0.21	1.978 0	2.023 8	2.350 0	1.430 2	1.494 0	0.689 0	0.053 1	0.393 3
0.24	1.892 3	1.936 6	2.232 2	1.573 7	1.383 5	0.699 6	0.054 8	0.408 5
0.27	1.808 6	1.852 2	2.125 2	1.708 6	1.282 5	0.710 1	0.056 5	0.424 6
0.30	1.728 5	1.770 6	2.027 6	1.836 1	1.189 8	0.720 4	0.058 4	0.441 6

表 7 对数正态数据的正态分布拟合结果

差异系数 $C_v = \frac{R}{L}$	$B_2$	正态分布		计算统计量修正值		
		$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	$D^*$	$W^*$	$A^*$
0.03	2.596 4	2.717 7	0.079 5	0.571 5	0.030 7	0.268 9
0.06	2.476 6	2.719 5	0.159 1	0.588 0	0.037 3	0.269 2
0.09	2.358 3	2.723 6	0.239 2	0.607 2	0.037 7	0.287 4
0.12	2.241 1	2.729 9	0.320 1	0.629 1	0.039 7	0.323 1
0.15	2.124 6	2.738 6	0.402 1	0.653 7	0.045 0	0.379 1
0.18	2.008 1	2.749 7	0.485 6	0.681 2	0.053 2	0.453 3
0.21	1.891 3	2.763 1	0.570 9	0.711 4	0.064 5	0.547 0
0.24	1.773 7	2.778 9	0.658 3	0.744 4	0.079 0	0.660 5
0.27	1.654 6	2.797 2	0.748 3	0.780 2	0.096 8	0.794 2
0.30	1.533 6	2.818 0	0.841 2	0.818 8	0.118 1	0.948 5

表 8 对数正态数据的两参数 Weibull 分布拟合结果

差异系数 $C_v = \frac{R}{L}$	$B_1$	两参数 Weibull 分布		计算统计量修正值		
		$\hat{A}$	$\hat{B}$	$D^*$	$W^*$	$A^*$
0.03	2.575 3	34.344 1	2.756 4	0.999 3	0.182 9	1.441 0
0.06	2.438 0	17.172 3	2.795 0			
0.09	2.311 4	11.448 2	2.834 2			
0.12	2.189 8	8.586 2	2.873 9			
0.15	2.074 6	6.868 9	2.914 0			
0.18	1.965 5	5.724 1	2.955 0			
0.21	1.862 1	4.906 4	2.996 4			
0.24	1.764 1	4.293 1	3.038 3			
0.27	1.671 3	3.816 1	3.080 9			
0.30	1.583 4	3.434 1	3.124 1			

### 3 结 论

对 1 500 组仿真结果的分析显示:

(1) 当显著性水平  $\alpha = 0.01, 0.05, 0.10, 0.25$  时, 正态数据和对数正态数据均可用三参数 Weibull 分布拟合;

表9 三参数 Weibull 分布的拟合误差分析

差异系数 $C_r = \frac{R}{L}$	模拟分布	拟合分布	相对误差/%	模拟分布	拟合分布	相对误差/%
	$B_2$	$B_4$	$\frac{B_4 - B_2}{B_2} \times 100$	$B_3$	$B_4$	$\frac{B_4 - B_3}{B_3} \times 100$
0.03	9.547 3	9.593 2	0.481	2.598 0	2.609 5	0.443
0.06	9.094 5	9.186 5	1.012	2.483 0	2.504 0	0.846
0.09	8.641 8	8.780 0	1.599	2.373 1	2.401 8	1.209
0.12	8.189 2	8.373 2	2.247	2.268 0	2.302 8	1.534
0.15	7.736 3	7.966 4	2.974	2.167 6	2.206 8	1.808
0.18	7.283 6	7.558 8	3.778	2.071 7	2.113 8	2.032
0.21	6.830 8	7.151 7	4.698	1.978 0	2.023 8	2.315
0.24	6.378 1	6.746 6	5.778	1.892 3	1.936 6	2.341
0.27	5.925 3	6.339 9	6.997	1.808 6	1.852 2	2.411
0.30	5.472 6	5.933 3	8.418	1.728 5	1.770 6	2.436

(2) 当一组数据在不低于  $\alpha = 0.05$  的显著性水平下可同时通过两参数 Weibull 分布、正态分布、对数正态分布和三参数 Weibull 分布的假设检验时, 其 B 基值之间存在以下关系:  $B_1 < B_2 < B_3 < B_4$ ;

(3) 当用三参数 Weibull 分布拟合正态数据和对数正态数据时, 其 B 基值的相对估算误差随数据的差异系数  $C_v$  的增大单调递增;

(4) 当差异系数  $C_v \leq 0.30$  时, 用三参数 Weibull 分布拟合对数正态数据, 其 B 基值之间的相对误差  $|E| < 3.0\%$ ; 当差异系数  $C_v \leq 0.20$  时, 用三参数 Weibull 分布拟合正态数据, 其 B 基值之间的相对误差  $|E| < 5.0\%$ ;

从结论(2)可以看出, 美军规范 MIL-HDBK-17B 建议按两参数 Weibull 分布  $\rightarrow$  正态分布  $\rightarrow$  对数正态分布的优先等级处理数据遵循的是安全原则。

已有的统计资料显示: 材料的杨氏模量 E 和剪切模量 G 的差异系数  $C_v < 0.02$ ; 金属的静强度差异系数为: 铝合金  $C_v = 0.02 \sim 0.05$ ; 钢及合金钢  $C_v = 0.05 \sim 0.08$ ; C/C 复合材料  $C_v = 0.08 \sim 0.14$ ; 材料疲劳寿命的差异系数要稍大一些, 但通常也不超过 0.20。因此得出结论: 以三参数 Weibull 分布作为统一的分布拟合实验数据并计算其 B 基值在工程上是可行的。

### 参 考 文 献

- 1 董聪. 现代结构系统可靠性理论: [学位论文]. 西安: 西北工业大学, 1993
- 2 董聪, 戎海武, 杨庆雄. 先进拟合优度检验方法及应用. 强度与环境, 1994, (1): 23—31
- 3 MIL-HDBK-17B, USA, 1988
- 4 董聪, 戎海武, 夏人伟. 疲劳寿命分布模型及其拟合优度检验. 航空学报, 1995, 16(2): 148—152
- 5 董聪, 戎海武, 夏人伟. 分布假设及其对复合材料 B 基值的影响. 强度与环境, 1994, (3): 1- 7