

某型涡喷发动机使用寿命的评定方法^{*}

周源泉

张立堂 万秋明

(北京强度环境研究所, 北京, 100076) (航天工业总公司 31 所, 北京, 100074)

摘 要: 给出了可修系统使用寿命的定义, 根据涡喷发动机的试车数据, 提出了应用 AMSAA-BISE 模型评定使用寿命的步骤与方法, 并用数值例说明了这些方法。

主题词: 涡轮喷气发动机, 使用寿命, 寿命预测, 可靠性计算, 可靠性模型

分类号: V235.11

USEFUL LIFE ASSESSMENT FOR A TYPE OF TURBOJET ENGINE

Zhou Yuanquan

(Beijing Inst. of Structural and Environmental, Beijing, 100076)

Zhang Litang Wan Qiuming

(The 31st Research Inst., Beijing, 100074)

Abstract: The definition of useful life of repairable system was given. The assessment steps and methods of useful life were proposed as well as the base of test data of the turbojet engine. These methods were illustrated through a numerical example.

Subject terms: Turbojet engine, Service life, Life prediction, Reliability calculation, Reliability model

1 引 言

国内外的研究结果^[1,2]表明, 涡喷发动机的故障数据服从幂律过程, 有不少文献也称之为 Weibull 过程。对故障数据服从幂律过程的单台可修系统, Crow^[3,4]发展了严格的统计分析方法, 被称为 AMSAA (Army Materiel System Analysis Activity) 模型, 有的文献称之为幂律模型^[5]。在此基础上, 文献给出了多台同型系统、同步投试、同步增长、同步终止的所谓多台同步可靠性增长问题的严格统计分析方法, 被称为 AMSAA-BISE 模型(Beijing Inst. of Structural and Environmental)。但是, 迄今为止, 尚未看到评定故障数据服从幂律过程的可修系统之使用寿命的文献。本文根据某型涡喷发动机的试车数据, 利用 AMSAA-BISE 模型, 给出了评定涡喷发动机使用寿命的步骤与方法, 并给出了工程实例。

2 可修系统使用寿命的定义

正如 Ascher & Feingold^[6]所指出, 在可靠性工程中存在着概念完全不同的两种浴盆曲线, 一是不可修产品的失效率浴盆曲线, 另一是可修系统的强度函数 $Z(t)$ 的浴盆曲线, 后

* 收稿日期: 1999-01-07, 修回日期: 1999-04-16

者如图 1 所示,可修系统使用寿命(Useful life)的定义已示于图 1。图中 Z_0 是使用中对系统要求的强度函数值之上限,即要求 $Z(t) \leq Z_0$ 。使用寿命即点 A 到点 D 的时间长度 $t_D - t_A$ 。在图 1 中, $t < t_B$ 是早期故障阶段 I, $t_B \leq t \leq t_C$ 是随机故障阶段 II, $t > t_C$ 是耗损故障阶段 III。

当可修系统的故障数据可用幂律模型分段拟合时,可按下述步骤评定使用寿命:

(1) 确定点 C,它是阶段 II、III 的交界点。当 $t > t_C$, $Z(t)$ 是 t 的增函数,当 $t_B < t < t_C$ 时, $Z(t)$ 近似常数或缓慢下降的减函数。(2) 在下述情况下,有必要确定点 B: 即在阶段 I, $Z(t)$ 明显下降,而在阶段 II, $Z(t)$ 基本是常数,而且,这两个阶段的 $Z(t)$ 不能用同一条曲线拟合。若阶段 I、II 的 $Z(t)$ 能用同一条曲线较好地拟合时,就无必要确定点 B。(3) 由阶段 I 或阶段 I、II 的拟合曲线确定点 A 的横坐标 t_A 。由阶段 III 的拟合曲线确定点 D 及 t_D ,则使用寿命为 $t_D - t_A$ 。

3 可修系统使用寿命方法的确定

将可修系统的故障数据,绘成故障特性图,即在双对数坐标纸上,绘成 $\ln N(t) \sim \ln t$ 图。这里 $N(t)$ 是 K 台系统在时间区间 $(0, t]$ 内的总故障次数,若可修系统浴盆曲线各阶段能用幂律模型拟合,则在故障特性图上,将是数条 (1~3 条) 直线段,图 1 上的点 B 与 C,在故障特性图上也记为点 B 与 C。

文献 [7] 认为,由故障特性图可以直接读出 t_c ,事实上,这仅仅是一种定性的方法,只能大致给出 t_c 的范围。且会因人而异。在文献 [8] 中,提出先用故障特性图确定突变点 (如点 C 等) 的范围,再用黄金分割法缩小区间求 Cramer-Von Mises 拟合优度检验统计量 C_M^2 的极小值及与之相应的突变点的精确时间,这样, T_c 即下面的 $C_M^2 \rightarrow \min$ 时的 x 值:

$$C_M^2 = \frac{1}{12M} + \sum_{i=1}^M \left| \left| \frac{t_i - x}{J - x} \right|^{\bar{b}} - \frac{2i-1}{2M} \right|^2$$

式中被分析的故障数据的时间区间为 $(x, J]$,

$$M = \begin{cases} n & (\text{多台时间截尾}) \\ n-1 & (\text{多台故障截尾}) \end{cases}$$

n 是区间 $(x, J]$ 内,所有投试的 K 台可修系统的总故障次数, t_i 是 K 台系统在区间 $(x, J]$ 内诸次故障时间从小到大排序的结果。而

$$\bar{b} = \frac{(M-1)}{\sum_{i=1}^M \ln \left| \frac{J-x}{t_i-x} \right|}$$

应当指出,在作拟合优度检验计算 C_M^2 之前,应先作增长检验,这需计算 Laplace 检验统计量 μ ,或 Crow 检验统计量 χ^2 :

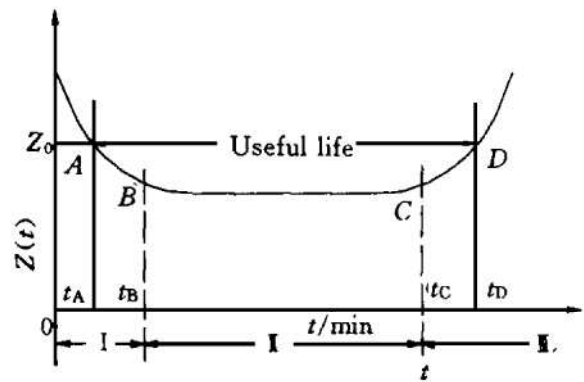


Fig. 1 Bath-tub curve of intensity function of repairable systems
I—Early failure period
II—Chance failure period
III—Wear-out failure period
 Z_0 —The desired value of $Z(t)$

$$\mu = \left| \frac{1}{M(J-x)} \sum_{i=1}^M (t_i - x) - 0.5 \right| \sqrt{12M}, \quad \chi^2 = 2(M-1)/5$$

这里 Crow 检验的前提是故障数据能用 AMSAA-BISE 模型拟合。

若 $\mu > \mu_{1-\alpha/2}$, 或 $\chi^2 < \chi_{M,\alpha/2}^2$, 则以显著性水平 $\alpha/2$ 表明, 数据有显著的可靠性负增长。临界值 $\mu_{1-\alpha/2} = -\mu_{\alpha/2}$ 可查文献 [9] 得到, $\chi_{2M,\delta}^2$ 是自由度为 $2M$ 的 χ^2 分布的 δ 分位数, 这里的 $\alpha/2 \leq 0.1$ 。

仅在数据有可靠性负增长时, 才可对区间 $(x, J]$ 内的数据作增长分析, 并转入拟合优度检验, 当 $C_M^2 \leq C_{M,\alpha}^2$ 时, 认为故障数据可用 AMSAA-BISE 模型拟合。这里临界值^[9] $C_{M,\alpha}^2$ 通常取 $\alpha \geq 0.1$ 。

在通过模型拟合优度检验后, 可给出模型参数 a, b 的点估计 $\bar{a}, \bar{b}$:

$$\bar{a} = n/[K(J-x)^{\bar{b}}]$$

从而可求出区间 $(x, J]$ 内强度函数 $Z(t)$ 的点估计 $Z(t)$:

$$Z(t) = \bar{a}\bar{b}(t-x)^{\bar{b}-1}$$

据此可求出: $t_D = (\bar{a}\bar{b}/Z_0)^{\frac{1}{1-\bar{b}}} + x$

同样, 可对区间 $(0, J_1]$ 内的故障数据进行分析。若阶段 I, II 的故障数据要分别进行拟合, 这里 J_1 即 t_B , 若阶段 I, II 的故障数据可用同一条 AMSAA-BISE 模型曲线拟合时, 这里的 J_1 即 t_C 。

对这里的情况, 在计算 $\mu, C_M^2, \bar{b}, \bar{a}$ 等时, x 取 0, 并用 J_1, M_1, n_1 分别代替 J, M, n 。

在作增长检验时, 若有 $\mu < \mu_{\alpha/2}$, 或 $\chi^2 > \chi_{M_1, 1-\alpha/2}^2$, 则以显著性水平 $\alpha/2$ 表明, 有显著的可靠性正增长, 此时, 可转入拟合优度检验, 当 $C_M^2 < C_{M,\alpha}^2$ 时, 认为区间 $(0, J_1]$ 内的数据可用 AMSAA-BISE 模型拟合, 此时, 可用下述两式计算区间 $(0, J_1]$ 上模型参数的点估计 $\bar{b}_1, \bar{a}_1$:

$$\bar{b}_1 = \frac{(M_1-1)}{\sum_{i=1}^{M_1} \ln(J_1/t_i)}, \quad \bar{a}_1 = \frac{M_1}{K J_1^{\bar{b}_1}}$$

n_1 是区间 $(0, J_1]$ 上的总故障次数。区间 $(0, J_1]$ 上, 强度函数 $Z(t)$ 的点估计为:

$$Z_1(t) = \bar{a}_1 \bar{b}_1 t^{\bar{b}_1-1}$$

从而求得:

$$t_A = (\bar{a}_1 \bar{b}_1 / Z_0)^{\frac{1}{1-\bar{b}_1}}$$

由此可得:

$$UL = t_D - t_A$$

4 工程实例

例1 将 $K = 5$ 台同型涡喷发动机同步投试, 其同步终止时间为 $J = 1\,025$ min, 其间共发生 $n = 7$ 次故障, 从小到大排序后的故障数据为: $t_i = 13, 43, 116, 268, 305, 638, 850$ 。要求系统在故障强度 $Z(t) \leq Z_0 = 1/600$ min 时使用, 试确定该型涡喷发动机的使用寿命 UL 。

解: 作故障特性图 (略), 因无突变点, 可作为同一组故障数据用 AMSAA-BISE 模型分析。

计算 Laplace 检验统计量 μ 及 Crow 检验统计量 χ^2 , 得:

$$\mu = -1.7302 < \mu_{0.05} = -1.6486,$$

$$\chi^2 = 25.86504 > \chi_{4,0.95}^2 = 23.68479$$

以显著性水平 $\alpha/2 = 0.05$ 表明, 数据有显著的可靠性正增长。

计算 Cramer-Von Mises 检验统计量 C_M^2 , 得:

$$C_M^2 = 0.023 < C_{M,0.2}^2 = 0.124$$

表明故障数据可用 AMSAA-BISE 模型拟合。

而模型参数 a, b 的点估计为: $\bar{a} = 0.056145230$, $\bar{b} = 0.46394662$, 故 $t_A = (\bar{a}\bar{b}/Z_0)^{\frac{1}{1-\bar{b}}} = 168.758 \text{ min}$, 则

$$UL > J - t_A = 856.242 \text{ min} = 14.27 \text{ h}$$

例2 对例1中的5台发动机继续试验, 直至 $J = 1404 \text{ min}$ 同步终止试验, 在1025 min 后, 又发生了4次故障, 其时间依序为 $t_i = 1049, 1208, 1324, 1368 \text{ min}$, 仍要求系统在故障强度 $Z(t) \leq Z_0 = 1/600 \text{ min}$ 下使用, 试确定该型涡喷发动机的使用寿命 UL 。

解: 作故障特性图, 见图2。可以看出约在850 min 前后, 故障数据可分别拟合成两条直线段。

对650 min 以后的故障数据用黄金分割法可求得两组故障数据的分界点在850 min。即第1组故障数据的时间范围为 $(0, 850]$, 后一组故障数据的时间范围为 $(850, 1404]$ 。利用 AMSAA-BISE 模型, 分析第一组数据。因: $K = 5$, $n_1 = 7$, $M_1 = 6$, $J_1 = 850$, $x = 0$ 。可得:

$$\mu = -1.9416 < \mu_{0.05} = -1.6486,$$

$$\chi^2 = 23.24408 > \chi_{2,0.95}^2 = 21.02607$$

以显著性水平 $\alpha/2 = 0.05$ 表明, 有显著的可靠性正增长。

$$C_M^2 = 0.0345 < C_{M,0.2}^2 = 0.124$$

表明区间 $(0, 850]$ 内的故障数据可用 AMSAA-BISE 模型拟合, 而模型参数的点估计为:

$$\bar{a}_1 = 0.076885096, \quad \bar{b}_1 = 0.43021702$$

从而可求得 $t \leq J_1 = 850 \text{ min}$ 的强度函数的点估计 $Z(t)$, 如表1所示。

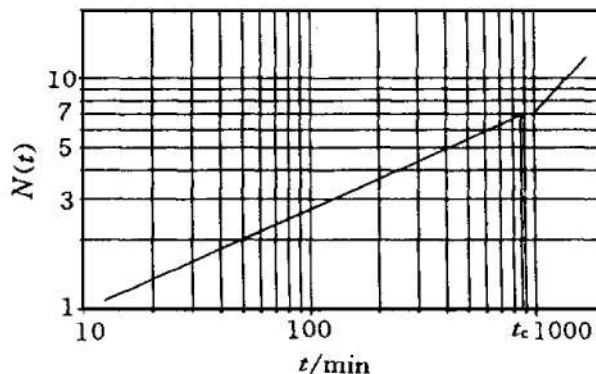


Fig. 2 Failure character chart of example 2

Table 1 Point estimation of intensity function in $(0, 850]$

t/min	50	100	$t_A = 189.453$	200	300	400
$Z(t) / \text{min}^{-1}$	3.860×10^{-3}	2.399×10^{-3}	Z_0	1.616×10^{-3}	1.183×10^{-3}	1.089×10^{-3}
t/min	500	600	700	800	850	
$Z(t) / \text{min}$	0.9587×10^{-3}	0.8641×10^{-3}	0.7915×10^{-3}	0.7335×10^{-3}	0.7086×10^{-3}	

第二段故障数据 (850, 1 404] 的分析: 因 $K = 5$, $n = M = 4$, $t_i = 1\ 049, 1\ 208, 1\ 324, 1\ 368$, $J = 1\ 404$, $x = 850$ 。用 AMSAA-BISE 模型分析, 得:

$$\mu = 1.378\ 8 > \mu_{0.9} = 1.305\ 0$$

$$\chi^2 = 3.367\ 28 < \chi_{8,0.1}^2 = 3.489\ 45$$

以 $\alpha/2 = 0.1$ 表明, 数据有显著的可靠性负增长。 $C_M^2 = 0.047 < C_{M,0.2}^2 = 0.121$, 表明 (850, 1 404] 内的故障数据可用 AMSAA-BISE 模型拟合, 模型参数 a , b 的点估计为:

$\bar{a} = 1.034\ 076\ 1 \times 10^{-5}$, $\bar{b} = 1.781\ 855\ 3$ 据此可算得 (850, 1 404] 内强度函数的点估计 $Z(t)$, 为表 2 所示。

据表 1, 表 2 的 $Z(t)$, 可以绘成图 3。使用寿命也示于图上。

本例的使用寿命为

$$UL = t_D - t_A = 978.442\ \text{min} = 16.3\ \text{h}$$

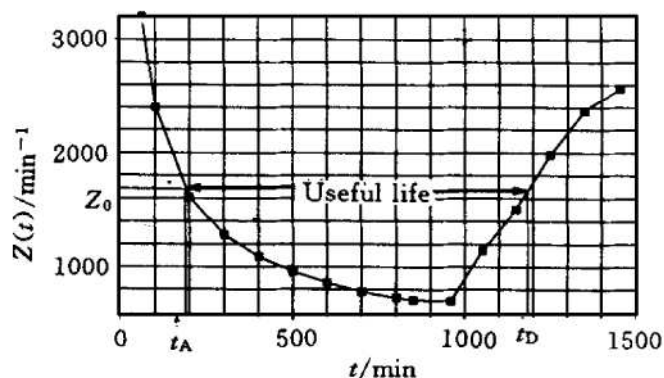


Fig. 3 Bath-tub curve and useful life of example 2

Table 2 Point estimation of intensity function in (850, 1 404]

t/min	956.47	1 000	1 100	$t_D = 1\ 167.895$
$Z(t) / \text{min}^{-1}$	$0.708\ 6 \times 10^{-3}$	$0.926\ 4 \times 10^{-3}$	1.384×10^{-3}	t_0
t/min	1 200	1 300	1 400	1 404
$Z(t) / \text{min}$	$1.796\ 9 \times 10^{-3}$	$2.187\ 0 \times 10^{-3}$	$2.558\ 5 \times 10^{-3}$	$2.573\ 1 \times 10^{-3}$

参 考 文 献

- 1 周源泉, 周百里, 王家明. 某型涡喷发动机的可靠性增长分析. 推进技术, 1997, 18 (5): 17~21
- 2 Kececioglu D. Lecture notes for the 16th annual reliability engineering & management institute. The univ. of Arizona, 1978.
- 3 Crow L H. Reliability analysis for complex repairable system. AD-A020296, 1975.
- 4 Crow L H. Confidence interval procedures for the Weibull process with applications to reliability growth. Technometrics, 24, 1982: 67~72
- 5 Zhou Yuanquan, Weng Zhaoxi. AMSAA-BISE model. 3rd Japan-China Symposium on Statistics, Tokyo: 1989, 179~182
- 6 Ascher H, Feingold H. Repairable system reliability. Dekker, 1984.
- 7 Anon. Reliability growth management. MIL-HDBK-189, 1981.
- 8 郭建英, 周源泉. 可靠性增长突变点辨识与 MIL-HDBK-189. 质量与可靠性, 1998 (1): 30~32
- 9 周源泉. 质量可靠性增长与评定方法. 北京: 北京航空航天大学出版社, 1997.