

某涡喷发动机可靠性增长分析*

于廷臣¹, 陆 山¹, 黄家骅², 宋 勇², 李国忠², 马 宁²

(1. 西北工业大学 动力与能源学院, 陕西 西安 710072; 2. 二炮驻 31所军代表室, 北京 100074)

摘 要: 航空发动机的研制特点决定了试车故障数据兼有同步纠正和异步纠正的性质, 为了更好的评价航空发动机的可靠性, 对一组有可靠性增长的试车故障数据采用了 MIL-HDBK-189介绍的带同步纠正性质的处理方法, 所得结果与采用 Crow 的带异步纠正性质的统计分析方法计算的结果进行比较, 可以发现: 两种方法对趋势检验的结论和对平均故障间隔时间 (MTBF) 的极大似然估计基本一致。

关键词: 涡喷发动机; 可靠性增长; AM SAA 模型⁺

中图分类号: V235.11 文献标识码: A 文章编号: 1001-4055(2005)06-0560-03

Reliability growth analysis of a turbojet engine

YU Ting-chen¹, LU Shan¹, HUANG Jia-hua², SONG Yong², LI Guo-zhong², MA Ning²

(1. School of Power and Energy, Northwestern Polytechnical Univ. Xi'an 710072, China)

2. The Second Artillery Representative Office in the 31st Research Inst., Beijing 100074, China)

Abstract The rectification of engine test failure was neither synchronous nor asynchronous when aviation engine was under laboratory test. To estimate the reliability of aviation engine properly, a group of test failure data was dealt with the method introduced in MIL-HDBK-189, which was characteristic of synchronous rectification, and the result was in accordance with that from Crow's AM SAA model, which was characteristic of asynchronous rectification, in tendency check and maximum likelihood estimate of mean time between failures (MTBF).

Key words Turbojet engine; Reliability growth; AM SAA model

1 引 言

研究表明: 航空发动机的故障数据服从幂律过程^[1,2]。针对故障数据服从幂律过程的可修系统, Crow L H 提出了 AM SAA 模型^[3,4]。AM SAA 模型又分为同步纠正和异步纠正两种。

航空发动机的可靠性增长分析很大程度上要依赖于发动机的试车故障数据。而在实际的研制过程中, 发动机是被逐步的少量的试制出来, 并通过交付试车在试车中暴露故障, 然后通过设计改进消除故障, 发动机的可靠性就是随着上述过程的同步截尾。设计改进的成果会被后续生产的发动机所继承, 但并不是严格地依此进行, 研制过程中总会出现同时试制

出的几台发动机, 它们的技术状态总体相同, 但是细节处不同的情况。所以说, 在实际研制过程中对故障的纠正既不是严格的同步纠正, 也不是严格的异步纠正。

文献[2]采用 Crow L H 的统计分析方法^[4]对涡喷发动机进行了可靠性增长分析, 这是一种带有异步纠正性质的分析方法。

本文使用文献[2]的试车故障数据, 但是采用文献[5~6]介绍的带有同步纠正性质的分析方法, 通过将试验时间进行累加, 将失效次数进行累加, 然后就像对单台产品进行试验一样, 用 AM SAA 单台模型来处理多台产品的数据。

* 收稿日期: 2005-05-25; 修订日期: 2005-08-31。

作者简介: 于廷臣 (1958-), 男, 硕士生, 高级工程师, 研究领域为航空发动机质量管理, 可靠性增长分析。

2 数据的转化

文献 [2] 的数据如表 1 所示。

Table 1 Failure data of a type turbojet engine

System number	Failure time/m in
01	10 65 105 119 130 140 145 ⁺
02	4 ⁺
03	6 102 ⁺ , 152 ⁺
04	40 45 115 ⁺
05	0 1 23 24 96 ⁺
06	30 83 ⁺
07	24 63 ⁺
08	35 ⁺
09	39 ⁺
10	18 ⁺
11	20 ⁺
12	19 ⁺
13	0 2 19 ⁺
14	11 ⁺
15	7 15 ⁺

Note if no failure is occurred in time of test then the nation “+” is marked on the truncated time

根据表 1 数据, 参照文献 [2], 01 号机因为有显著的可靠性退化, 其数据被排出不计, 其余各台数据按 MIL-HDBK-189 提出的计算多台同型系统的诸综合故障累积时间以及试验终止时的综合累积试验时间的方法, 可得第 i ($i=1, \dots, 11$) 次故障的综合累积试验时间 t_i 分别为: 1 4 2 8 82 0 95 0 267 0 274 0 274 0 316 0 380 0 405 0 626 0 试验终止时的综合累积试验时间为 $T=689.0\text{min}$ 。数据故障个数 $n=11$, 数据类型为时间截尾, $m=n=11$ 。

3 分析方法

3.1 参数估计

时间截尾时的无偏估计

$$\begin{cases} \bar{b} = (n-1) / \sum_{i=1}^n \ln \frac{T}{t_i} \\ \bar{a} = n \bar{T}^{\bar{b}} \\ \bar{\theta}(T) = 1/\bar{\lambda}(T) = T/(n\bar{b}) \end{cases} \quad (1)$$

式中 t_i 为故障的综合累积试验时间, T 为试验终止时的综合累积试验时间。

时间截尾时的极大似然估计

$$\begin{cases} \hat{b} = \frac{n}{(n-1)} \bar{b} \\ \hat{a} = n \bar{T}^{\hat{b}} \\ \hat{\theta}(T) = 1/\hat{\lambda}(T) = T/(n\hat{b}) \end{cases} \quad (2)$$

3.2 趋势检验

(1) U 检验

$$\mu = \left[\frac{\sum_{i=1}^m t_i}{MT} - \frac{1}{2} \right] \sqrt{12M} \quad (3)$$

给定显著性水平 α 查表求得 $\mu_{1-\alpha/2}$ 。

若 $\mu \leq -\mu_{1-\alpha/2}$ 或 $\mu \geq \mu_{1-\alpha/2}$, 则在显著性水平 $\alpha/2$ 下, 有显著的可靠性增长或下降, 继续进行增长分析; 若 $-\mu_{1-\alpha/2} < \mu < \mu_{1-\alpha/2}$, 则在显著性水平 α 下, 没有明显的可靠性变化趋势, 应终止增长分析。

(2) χ^2 检验

$$\chi^2 = \frac{2(M-1)}{b} \quad (4)$$

给定显著性水平 α 查表求得 $\chi_{\alpha/2}^2(2M)$ 和 $\chi_{1-\alpha/2}^2(2M)$ 。

若 $\chi^2 \leq \chi_{\alpha/2}^2(2M)$ 或 $\chi^2 \geq \chi_{1-\alpha/2}^2(2M)$, 则在显著性水平 $\alpha/2$ 下, 有显著的可靠性降低或增长, 继续进行增长分析; 若 $\chi_{\alpha/2}^2(2M) < \chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(2M)$, 则在显著性水平 α 下没有明显的可靠性变化趋势, 应终止增长分析。

3.3 拟合优度检验

采用 Cramer-von Mises 检验法

$$C_M^2 = \frac{1}{12M} + \sum_{i=1}^M \left| \frac{t_i}{T} \right|^{\bar{b}} - \frac{2i-1}{2M} \quad (5)$$

给定显著性水平 α 查表求得 $C_{M,\alpha}^2$ 。若 $C_M^2 \leq C_{M,\alpha}^2$, 则在显著性水平 α 下, 试验数据符合 AMSAA 模型; 否则不符合。

3.4 形状参数 b 和 MTBF 的区间估计

置信水平为 α 时, 形状参数 b 的置信上限为 b_U 。

$$b_U = \frac{\bar{b}}{2(M-1)} \chi_{\alpha}^2(2M) \quad (6)$$

对于时间截尾, MTBF 的置信水平为 α 的非随机化置信区间 $[t_L, t_U]$ 为

$$\begin{cases} t_L = \pi_1 \bar{\theta} \\ t_U = \pi_2 \bar{\theta} \end{cases} \quad (7)$$

式中 π_1 和 π_2 可以通过查 AMSAA 模型时间截尾区间估计系数表而得到^[6]。

4 可靠性增长分析

4.1 趋势检验

(1) U 检验: $M = 11$ 时, 由式 (3) 可得 $\mu = -1.61642$ 。

查趋势检验统计量临界值表得: 当 $M = 11$, $\alpha = 0.2$ 时, $\mu_{1-\alpha/2} = 1.282$, $\mu < -\mu_{1-\alpha/2}$, 故以显著性水平 $\alpha/2 = 0.1$ 表明, 02~15号发动机有显著的可靠性增长。

(2) χ^2 检验: 由式 (1) 可得 $\bar{b} = 0.485241$ 。由式 (4) 可得 $\bar{x}^2 = 41.2166$ 。查 χ^2 表得: 当 $M = 11$, $\alpha = 2.0 \times 10^{-2}$ 时, $\chi^2_{1-\alpha/2}(2M) = 40.2894$, 所以 $\bar{x}^2 > \chi^2_{0.99}(22)$, 以显著性水平 $\alpha/2 = 1.0 \times 10^{-2}$ 表明, 02~15号发动机有显著的可靠性增长。

本文在趋势检验方面与文献 [2] 是一致的, 但是呈现更强的可靠性增长趋势。

4.2 拟合优度检验

当 $M = 11$, 由式 (5) 求得 Crammer-Von Mises 检验统计量: $C_M^2 = 0.112723$ 。查 C_M^2 的临界值表, 得: 当 $\alpha = 0.2$ 时, $C_{M,\alpha}^2 = 0.125$, $C_M^2 < C_{M,\alpha}^2$, 所以 02~15号发动机可以用 AMSAA 模型进行拟和。

本文在拟合优度检验方面与文献 [2] 是一致的。

4.3 参数估计

由式 (1) 得: 形状参数 b 的无偏估计 $\bar{b} = 0.4852$, 尺度参数 a 的无偏估计 $\bar{a} = 0.4615$, 平均故障间隔时间 (MTBF) 的无偏估计 $\bar{\theta} = 129.083$ 。

由式 (2) 得, 形状参数 b 的极大似然估计: $\hat{b} = 0.5338$, 尺度参数 a 的极大似然估计 $\hat{a} = 0.3361$, MTBF 的极大似然估计 $\hat{\theta} = 117.348$ 。

由于文献 [2] 的模型中的时间是物理时间, 它的尺度参数 a 和形状参数 b 具有物理意义, 而本文的模型中的时间是累计时间, 本文的尺度参数 a 和形状参数 b 已不具备真实的物理意义, 故两者之间没有可比性。

对 MTBF 的极大似然估计方面, 文献 [2] 的结果是: 当 $t = 35 \text{ min}$ 时, $\theta(t) = 84.62 \text{ min}$ 。本文的结果是: 试验终止时, $\theta(T) = 117.348 \text{ min}$ 。两者基本相符, 本文的计算结果偏大。

MIL-HDBK-189 的多台 AMSAA 模型处理方法在所有的系统性失效都服从指数分布的条件下是合理的, 但是当系统性失效不都服从指数分布时, 可靠性增长的评估结果会大于其实际的可靠性水平。这也就是本文的 MTBF 的极大似然估计偏大的原因。

4.4 区间估计

查 χ^2 表得: 取置信水平 $\alpha = 0.8$ 当 $M = 11$ 时, $\chi^2_0(2M) = 27.30145$ 。

由式 (6) 得: 形状参数 b 的无偏估计的置信上限 $b_U = 0.6624$ 。取置信水平 $\alpha = 0.8$ 查 AMSAA 模型时间截尾区间估计系数表, 由时间截尾和 $M = 11$, 得 $\pi_1 = 0.514$, $\pi_2 = 1.855$, 所以 $\theta_L = 66.35$, $\theta_U = 239.45$ 。

5 结论

针对同一组有可靠性增长的试车故障数据, 本文采用 MIL-HDBK-189 和 GJB/Z77-95 介绍的多台同型产品同步纠正的可靠性增长处理方法, 与 Crow 的多台同型产品异步纠正的可靠性增长统计分析方法比较, 可以发现: (1) 有可靠性增长时, 两者的趋势检验结论是基本一致的, 本文的可靠性增长趋势更强一些; (2) 有可靠性增长时, 在对 MTBF 的极大似然估计上两者基本相符, 本文的计算结果比前者稍大; (3) MTBF 在置信水平 0.8 时的置信区间为 [66.35, 239.45]; (4) 由于研制工作的特点, 对发动机试车过程中出现的故障的纠正既不会是严格的同步纠正, 也不会是严格的异步纠正, 所以两种方法一起进行更有利于准确地评估发动机的可靠性。

参考文献:

- [1] 周源泉, 张立堂, 万秋明. 某型涡喷发动机使用寿命的评定方法 [J]. 推进技术, 1999, 20(6). (ZHOU Yuanquan, ZHANG Litang, WAN Qiuming. Useful life assessment for a type of turbojet engine [J]. Journal of Propulsion Technology, 1999, 20(6).)
- [2] 周源泉, 周百里, 王家明. 某型涡喷发动机的可靠性增长分析 [J]. 推进技术, 1997, 18(5). (ZHOU Yuanquan, ZHOU Baili, WANG Jiaming. Reliability growth analysis of a type of turbojet engine [J]. Journal of Propulsion Technology, 1997, 18(5).)
- [3] Crow L.H. Estimation procedures for the duane model [R]. ADA019372, 1972.
- [4] Crow L.H. Reliability analysis for complex repairable systems [R]. ADA020296, 1975.
- [5] Reliability growth management [S]. MIL-HDBK-189, 1981.
- [6] 可靠性增长管理手册 [S]. GJB/Z77-95, 1995.

(编辑: 张奕春)