

文章编号: 1000-6893(2000)05-0450-03

某飞行器数据记录设备的可靠性综合评估

翟成瑞, 张文栋, 祖 静

(华北工学院 六系, 山西 太原 030051)

COMPREHENSIVE RELIABILITY EVALUATING OF MISSILE DATA RECORDING SYSTEMS

ZHAI Cheng-rui, ZHANG Wen-dong, ZU Jing

(North China Institute of Technology, Taiyuan 030051, China)

摘 要: 针对飞行器数据记录设备的的小子样可靠性评估问题, 从贝叶斯定理出发, 进行了理论推导, 建立了由分系统的可靠性参数综合评估系统可靠性参数的理论模型, 并对某飞行器数据记录设备进行了可靠性综合评估。

关键词: 可靠性评估; 综合评估; 贝叶斯方法

中图分类号: V248.2; V215.7 文献标识码: A

Abstract: According to the Bayes theorem, the comprehensive reliability of missile data recording systems is studied theoretically. A theoretical model for system evaluation from the tested reliability parameters of sub-systems is established. A practical example for a certain missile is presented.

Key words: reliability evaluating; comprehensive evaluation; Bayesian inference

系统是由最基本的单元组成的, 于是从大量的元器件的现场试验数据中, 可以较好地估出元器件的可靠性, 如果整机协调可靠性没有问题, 则综合得到整机的可靠性就应该是整机可靠性。

整机综合可靠性可以作为假设检验中的零假设, 通过若干次整机试验得到的整机可靠性数据用来检验零假设, 如果不拒绝零假设, 则可以把综合整机可靠性与整机试验数据结合起来, 估计出整机可靠性。

1 贝叶斯评估

用贝叶斯方法进行可靠性评定时, 常因验前密度的取法不同, 评定结果就出现保守和冒进。所以验前分布的选择既要能较好地接近评估的结果, 又要有一定的物理解释。常用的验前分布有以下几类: 共轭验前分布、客观验前分布、最大熵方法等^[1,2]。

只要待估参数 H 的一个充分统计量存在, 则可以按下述步骤获取近似无信息验前分布^[3]:

(1) 记 $L(H; X) = \ln \prod_{i=1}^n f(X_i; H)$ 为样本对数的似然函数;

(2) 令 $J(H) = \left[- \frac{1}{n} \frac{\partial^2 L}{\partial H^2} \right]_{H=\hat{H}}$ \hat{H} 是 H 的 ML 估计值;

(3) $g(H) = \frac{1}{\sqrt{J(H)}}$ 是 H 的近似无信息验前分布。

在上式中对成数型样本, n 取为样本容量, 对指数形样本, n 取为 1。

这里的 $J(H)$ 实际上是费希尔信息量 $-E_H(\frac{\partial^2 L}{\partial H^2})$ 的一个特殊形式, 同时, 一个近似无信息验前分布总是取正比于费希尔信息的平方根, 称此法则为的 JEFFREYS 法则^[3]。

用贝叶斯法评估指数寿命型的电子产品的可靠性时, 最基本的办法是从组成产品的各元器件失效率着手, 并赋以它共轭验前分布 $\#(A, B)$, $A > 0, B > 0$, 这是评定电子设备的基本出发点。一般地, 所面临的是已设计、组装、调试好的设备为研究对象。而在设计、组装及调试期间, 已积累了较多的试验信息, 则可从这些试验数据着手, 直接进行产品的贝叶斯可靠性评定。

2 可靠性评估理论推导

首先确定近似无信息验前分布形式, 以有替换总定时截尾抽样试验为基础进行分析, 这种类型的试验是典型的泊松抽样试验。

试验设计: 设失效率为 K 总试验时间为 T , 在 T 内产品因失效更换次数为 Z , 则它的抽样密

度函数即似然函数为

$$f(T, Z/K) = (KT)^Z e^{-KT} / Z! \quad (1)$$

用 JEFFREYS 法则即可求解无信息验前分布 $g(K)$, 密度似然函数的对数为

$$\ln L(K/Z) = Z \ln(KT) - KT - \ln(Z!) \quad (2)$$

从而

$$\frac{\partial \ln L}{\partial K} = Z/K - T \quad (3)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial K^2} = -Z/K^2 \quad (4)$$

根据 JEFFREYS 法则, 且注意到 $Z = TK$ 并取 $n = 1$, 则有

$$J(K) = \left[-\frac{\partial^2 \ln L}{\partial K^2} \right]^{-1/2} = T/K \quad (5)$$

从而有, 验前分布

$$g(K) = \frac{J(H)}{J(H)} = \frac{1}{K} \quad K > 0 \quad (6)$$

但是考虑到系统的可靠性综合需要, 从可靠度 R 着手较为方便。由概率论随机变量代换定理知, $R = e^{-kt_0}$ (其中 t_0 为产品规定任务时间) 的近似无信息验前密度为

$$g(R) = g[kr^{-1}(R)] \left| \frac{d[r^{-1}(R)]}{dR} \right| = \frac{1}{R - \ln R} \quad (7)$$

定义等效任务数为 $L = T/t_0$, 由贝叶斯定理知, 在 (T, Z) 试验之后式(1) 成为

$$f(L, Z/R) = (L^Z (-\ln R)^Z R^{L-Z} / Z!) (-\ln R)^Z R^L \quad (8)$$

在试验 (L, Z) 之后, 由贝叶斯定理知 R 的验后密度函数为

$$g(R/Z, L) = \frac{(-\ln R)^{Z-1/2} R^{L-1}}{\int_0^1 (-\ln R)^{Z-1/2} R^{L-1} dR} = \frac{1}{L\# \left[Z + \frac{1}{2}, L \right]} \quad (9)$$

从而得到, 一阶矩

$$E(R/Z, L) = \left[\frac{L}{L+1} \right]^{Z+1/2} \quad (10)$$

二阶矩

$$E(R^2/Z, L) = \left[\frac{L}{L+2} \right]^{Z+1/2} \quad (11)$$

由可靠性置信下界 R_L 的定义知

$$\int_{R_L}^1 E(R/Z, L) dR = C \quad (C \text{ 为置信度}) \quad (12)$$

代入 $g(R/Z, L)$ 后式(12) 为

$$\# \left[Z + \frac{1}{2}, \text{Lln} \left(\frac{1}{R_L} \right) \right] \setminus \# (Z + 1/2) = C \quad (13)$$

当给定 L 和 Z 之后, 有

$$\# \left[Z + \frac{1}{2}, \text{Lln} \left(\frac{1}{R_L} \right) \right] = \frac{C}{\# \left[Z + \frac{1}{2} \right]} \quad (14)$$

从 # 函数系数表上即可查得分位点 $\text{Lln}(1/R_L)$ 的值, 所以, 在给出 L 时, 可求出可靠度置信下界 R_L 。

3 可靠性综合评估

由概率论中的矩法理论知, 只要反映 2 个分布函数特征项的各阶矩保持不变, 1 个未知形式的分布函数可以用已知形式的分布函数拟合。当系统由 M 个独立的指数寿命型组件串联组成时, 在近似无信息验前分布下, 用参数待定的 $L\#(Z + 1/2, L)$ 密度函数对未知的系统可靠性密度作矩拟合, 则有:

一阶矩

$$E(R/Z, L) = \prod_{j=1}^m \left[\frac{L_j}{L_j + 1} \right]^{Z_j + 1/2} = A \quad (15)$$

二阶矩

$$E(R^2/Z, L) = \prod_{j=1}^m \left[\frac{L_j}{L_j + 1} \right]^{Z_j + 1/2} = B \quad (16)$$

由上两式得到关于 L 和 Z 的信息

$$\ln \left[\frac{L+1}{L} \right] \setminus \ln \left[\frac{L+2}{L+1} \right] = \ln A / \ln B = C \quad (17)$$

$$Z = \ln A \setminus \ln \left[\frac{L}{L+1} \right] - 1/2 \quad (18)$$

从而有

$$R_L = \exp \left[- \sqrt{L^{2Z+1} / (2L)} \right] \quad (19)$$

在以上式中: L_j 为第 j 个组件试验等效任务数; Z_j 为第 j 个组件试验失效次数; A 为系统可靠性一阶原点矩; B 为系统可靠性二阶原点矩; L 为系统等效任务数, 解式(17) 得出; Z 为系统折合失效次数; R_L 为所求的系统可靠性置信下界。

4 计算举例

从构成系统的元器件的可靠性试验数据出发, 可进行设备可靠性综合推断。以下就某飞行器数据记录设备进行可靠性综合评估, 由于元器件的试验数据较大, 统计较困难, 需要专门的试验才能得到较为准确的数据。表 1 的数据为试验数据的基础上, 结合通用失效率加以一定的推断^[4]。

将表中的数据代入式(15) ~ 式(19), 编制程序得到以下结果: $A = 0.999339$, $B = 0.998679$, $C = 1.0008534$, $L = 1171$, $Z = 0.2746$ 。从而综合得到系统的可靠度评估: $R_L = 0.998$ 。

表 1 元器件可靠性试验数据

元件名	工作时间/h	失效数	等效任务数	数量
电阻	800 000	1	114 000	12
电容	400 000	2	57 000	8
373, 138 等	400 000	1	57 000	3
8098	100 000	2	14 000	2
7805	200 000	3	28 000	2
2716	100 000	3	14 000	2
628512	100 000	2	14 000	8

参 考 文 献

- [1] 胡昌寿. 可靠性工程- 设计、试验、分析、管理[M]. 北京: 宇航出版社, 1989. 922~952.
- [2] 张尧庭. 验前分布综述[A]. 见: 数理统计与应用概率编辑委员会编. 系统可靠性评定方法论文集[C]. 北京: 航天部一院十四所, 1987. 109~114.
- [3] Jeffreys H. Theory of reliability[M]. Third edition. Oxford: Clarendon Press, 1961.

[4] 翟成瑞. 导弹数据记录设备可靠性研究[D]. 太原: 华北工学院, 1996.

作者简介:



翟成瑞 1964年生, 硕士学位, 华北工学院六系讲师。主要研究方向: 动态测试技术与智能仪器、微型机电系统(MEMS)、弹(箭)载电子设备可靠性等。在国内外核心期刊发表论文 10 余篇。



张文栋 1962年生, 华北工学院六系教授, 博士生导师。主要研究方向: 动态测试技术与智能仪器、集成传感器、微型机电系统(MEMS)等。获国家发明奖 2 项, 省部级奖 3 项。在国内外核心期刊发表论文 50 余篇。现为美国 IEEE 学会、中国机械工程学会、中国电子学会和中国兵工学会高级会员。

中国 2000 年飞行力学与飞行试验学术年会在江阴召开

由中国航空学会飞行力学与飞行试验专业委员会与中国宇航学会空气动力学与飞行力学专业委员会、总装备部飞行力学研究与学术交流小组、国防口飞行力学协作攻关办公室(9510)和国防口战术导弹空气动力学攻关办公室(8410)联合举办的“中国 2000 年飞行力学与飞行试验收到学术论文 118 篇, 收入论文集 110 篇, 其中有 9 篇大会报告。由陈士橹院士等专家分别就飞行器设计与飞行试验的虚拟样机技术、飞行试验研究机建设、制导兵器发展、空-空导弹发展、轨道力学发展、分叉分析计算方法在飞行力学中的应用、轨道优化设计、系统辨识进展和计算飞行力学应用等作了专题报告, 引起了与会代表的广泛兴趣。有 62 篇文章在四个分组会上宣读、交流并展开了热烈的讨论。

会议期间, 各主办单位分别召开了工作会议。建议中国航空学会与国防口“9510”办公室 2001 年 4 月在西安召开飞行力学与飞行试验学术年会, 由空军工程大学主办; 总装飞行力学第四届学术年会于 2001 年 8 月在太原召开, 由总装 25 基地主办; 中国宇航学会与国防口“8410”办公室于 2001 年 10 月在北京联合召开飞行力学学术年会, 由航天二院主办。

(李铁柏)