

质量与可靠性



可靠性工程学会第一届学术交流会

论 文 选

航空航天部《质量与可靠性》编辑部

1990·10

序 言

近几年来,航空航天部质量司每年都拨出一定经费,支持航天系统各基层单位对通用性的有代表性的航天产品的若干可靠性课题进行研究,已取得了一批有意义有价值的理论及应用成果。为了检查及交流这些研究成果,部质量司委托中国现场统计研究会可靠性工程学会于1989年10月在北京召开了可靠性学术交流会。参加会议的部内外代表160余人,会议征集到学术论文58篇,其中近半数部质量司拨经费支持的研究成果。这些研究成果不仅对航天系统的工作有指导价值,而且对其他工业部门也有一定的参考价值。

与会期间,展出了由部质量司经费支持编制出来的一批可靠性CAD软件,这些软件引起了代表们的很大兴趣。例如:“可靠性预计软件”,不仅吸收了国家军用手册的内容,而且还吸纳了我们的实践经验及数据,更适合于我们的实际情况。“复杂系统的金字塔式可靠性综合软件”是近七年来部质量司支持科学院系统所、上海师范大学、浙大、交大、武大等高等院校有计划有目的在进行各种国内外方法的对比、研究、改进的基础上编制出来的,应该说是国内几十位专家多年努力的结晶。又如几年来许多产品采用了进口元器件,但哪些厂家生产的哪些品种规格能满足美军标要求的质量及可靠性并经美国国防部认证通过?这不是所有设计人员都了解的。为此,质量司委托北京航空航天大学可靠性工程研究所根据美国国防部有关资料整理研制成一个供查询的软件,此软件达五十三个软盘。这些软件基本上以拷贝成本费提供给部内单位,有利于推广可靠性设计工作。按照美军“R&M2000规划”,把可靠性设计CAD作为一个重要工作项目来抓。在这方面我们的思想与他们是一致的。我们还将进一步搞可靠性CAD的配套及完整性工作。这一部分成果将另行汇总介绍给有关部门及管理、技术人员,不列入此论文选。

我国及我部的某些可靠性项目虽已制订了国标、国军标和部标,但还未完全配套,有关的国际先进标准仍有重大参考价值,甚至在我们的国标、国军标或部标制定之前,可先照有关的国际先进标准执行。为此,部质量司支持出版了“质量与可靠性”丛刊,与会代表和专家们认为这项工作对促进可靠性的发展是有意义的。例如汇集美军标达120万字的《电磁兼容》(“质量与可靠性”汇编资料之六),就深受广大工程技术人员的欢迎。

根据会议代表的要求,我们把本次交流会上收集到的58篇论文请有关专家进行了审查,选出其中二十七篇论文,汇成专集,供部内外有关人员参考。

在可靠性理论与方法方面,有几篇值得参阅。其中“对工程经验法的理论分析”一文,是杨为民等同志把重要的经验方法奠定在一个较为坚实的理论基础之上,将理论与实际较好地结合了起来。对成败型可靠性金字塔综合问题,国内外公认为严格解的“排序法”在前几年的研究中已发现有不少异常点存在问题。国内有些专家为改进排序法作了不少努力,但异常点虽然得到减少而仍不能消除。廖炯生同志研究了排序的精细结构,在减少异常点方面跨出了有意义的一步。在可靠性金字塔综合方法方面,使用Bayes方法或信赖方法在公式推导上有很多方便之处。但使用Bayes方法有一个验前分布的选择问题。周源泉

同志主张使用 $B(0, 0)$ 作为成败型可靠性的验前分布,并且印发了手册,这个问题是有争论的,卓孝杰同志的《两种系统综合方法的比较》一文从本质上弄清了这个争论,它与真解严格相比,发现在试验数不太大的一段范围内,用 $B(0, 0)$ 作为验前分布所得结果确实过于冒进。因此,在这个范围内若选用 $B(0, 0)$ 的话就不见得合适,确应慎重。但当子样数相当多时, $B(0, 0)$ 仍可应用,结果与经典解还是相近的。另一方面,卓文也说明了LM方法虽是所有近似法中(除 $B(0, 0)$ 外)最不保守的,但在相当宽的范围内仍嫌保守,还有改进研究的必要,这就指出了一个进一步研究的领域。可靠性综合结果固然不要冒进,但也不能太保守,否则仅保险费的支出就将是一笔可观的费用。此外,姚丽华同志的多台不同步改进的“可靠性增长试验”一文,不仅在理论上是有意义的成果,也比多台同步改进的可靠性增长试验理论更符合实际情况,从而也是可靠性增长现用模型的一个有实用价值的拓广。

在可靠性分析方面,侯希久同志的“导弹贮存可靠性分析方法”是在对实际产品多年广泛研究的基础上总结出来的,值得很多型号产品参考。其它如“效能分析”,“可发射率评定”等论文,也作了有益的探索。

在可靠性设计方面有不少值得注意的成果,尽管不少同志都知道“产品要有可靠性指标”这一点,但是很多同志还只停留于“可靠性指标就是MTBF值”。事实上,产品的可靠性指标是一个体系,它包括一组可靠性指标,这些指标之间还有一定的定量关系。有的同志对此不够深入理解,使提出的几项可靠性定量指标出现了矛盾或遗漏了重要的指标。杨为民等同志仔细研究了军机的可靠性指标,对它们之间的关系及在什么情况下提出那些指标作了深刻的论述及分析。值得所有研究型号可靠性指标体系的同志作重要参考。过去,我们不少产品给出了一个保险期,事实上,到了保险期后,只要采取适当的维修更新措施,其寿命就可适当延长。这项研究具有明显的经济效益,我们不少产品进行了这种研究,取得了不少成绩。这里发表了在实践中已有肯定成果的“航空机载设备定延寿技术途径和方法”的论文,有一定的代表性。“工业机器人可靠性维修性安全性要求”一文实质上是一类产品的可靠性维修性安全性大纲,论述较完整,也较精炼,且结合机器人特点,可供其他产品编写同类大纲时参考。本文集还刊登了“非电子设备可靠性设计准则”,这是既参考了国外资料又收集了我们自己的经验教训编辑的,其中有些条文是付出了不少学费才取得的。尽管其中某些内容还有待细化、补充,即使目前刊登的略显粗糙的准则,对我部非电子产品的可靠性设计仍有重大的参考采用价值。

本论文选发表了一些有普遍指导意义的失效分析文章,邓永孝同志的“CMOS电路的故障分析”值得仔细阅读。有的同志由于对CMOS的特性没有摸透,所以设计不当(例如没有充分考虑CMOS的闩锁效应),工艺不当(例如没有充分考虑到静电损伤ESD),吃了不少苦头。前车覆辙,留为殷鉴。

总的来说,我认为这次选编的27篇论文是有一定水平的。但这并不是说未选入的论文就是水平不够,而是有的面比较专,有的理论性太强,阅读面窄,因此限于经费及篇幅,只好割爱,请予谅解。

航空航天部质量司总工程师 何国伟

1990年4月

目 录

序言.....	何国伟
---------	-----

(一) 可靠性理论与方法

对工程经验法的理论分析.....	(1)
两种系统综合方法的比较.....	(8)
成败型试验向量的精细结构和改进型UMVE排序法.....	(13)
可靠性增长试验.....	(18)
多层次多目标决策问题的两种解法.....	(24)
用超几何分布评估导弹批检验的可靠度.....	(28)

(二) 产品可靠性分析

导弹贮存可靠性分析方法.....	(34)
地空导弹武器系统的效能分析.....	(45)
电子设备可靠性鉴定试验方法.....	(48)
天龙一号机器人可靠性分析.....	(55)
导弹武器系统可发射率评定方法.....	(60)
潜在电路分析技术.....	(65)

(三) 可靠性设计

军用飞机的可靠性指标及其量值若干特点的探讨.....	(71)
航空机载设备定延寿技术途径和方法.....	(81)
非电子设备可靠性设计准则.....	(85)
地面设备中非电子设备的可靠性设计.....	(91)
工业机器人可靠性、维修性、安全性要求.....	(96)
某地空导弹武器系统的维修性设计.....	(103)
S—9计算机的可靠性工程设计.....	(107)
导弹环境优化设计.....	(111)
软件质量管理和控制.....	(114)

(四) 电路失效模式与分析

CMOS电路的故障分析.....	(119)
IC失效率评定.....	(128)
集成电路二次筛选效果分析.....	(132)
塑封集成电路的红外显微分析.....	(137)
某型号计算机频率突变的故障机理.....	(140)
半导体器件内部可动多余物引起失效的分析与对策.....	(147)

对工程经验法的理论分析

北京航空航天大学可靠性工程研究所

杨为民 屠庆慈 陆廷孝

文摘 用数字仿真法,对工程经验法进行理论分析,建立了寿命试验中所需的参数:样本量 n 、可靠性 $r\%$ 、显著性水平与各经验系数 K_i 之间的量化关系,从而为各经验系数 K_i 的确定与选取提供理论依据,以满足厂内寿命试验方案设计与评定产品首翻期的有关要求。

主题词 寿命 寿命试验 寿命评估 小子样 工程经验法

对工程经验法加以理论分析,可为合理选择经验系数 K 、 K_0 、 K_1 提供理论依据,以满足厂内寿命试验方案设计与评定产品首翻期的有关要求。

一、工程经验法中 $n(r=0)$ 状况的分析

根据文献〔6〕产品寿命试验到 T 时,全部产品未出现关联失效时,产品首翻期初始值为

$$T_0 = T/K \quad (1)$$

式中: T ——每台产品试验时间;

K ——经验系数,一般为15。

产品寿命分布及引起产品翻修的耗损型失效分量分布,使用二参数威布尔分布描述,有较广泛的适应性。

产品寿命服从二参数威布尔分布的分布函数、可靠度函数分别为

$$F(t) = 1 - \exp[-(t/\eta)^m] \quad (2)$$

$$R(t) = \exp[-(t/\eta)^m] \quad (3)$$

式中: m 为形状参数 ($m > 0$); η 为特征寿命 ($\eta > 0$),用 $\eta(t)$ 表示在 t 时刻分布的百分比点,即

$$\bar{\eta}(t) = t/\eta \quad (4)$$

则式(2)和式(3)可表示为

$$F(t) = 1 - \exp[-(\bar{\eta}(t))^m] \quad (5)$$

$$R(t) = \exp[-(\bar{\eta}(t))^m] \quad (6)$$

n 个产品在 $[0, t]$ 内失效 r 个的概率为

$$P(X=r) = \binom{n}{r} \{1 - \exp[-(\bar{\eta}(t))^m]\}^r \{\exp[-(\bar{\eta}(t))^m]\}^{n-r} \quad (7)$$

设 c 为合格判定数,则在确定 t 、 n 、 c 和显著性水平 β 的条件下,如给出满足规定可靠度

单边置信下限 $R_{L,r=0}(T_0)$ 所对应时间 T_0 , 则

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} [1 - R_{L,r=0}(T_0) (t/T_0)^m]^r [R_{L,r=0}(T_0) (t/T_0)^m]^{n-r} = \beta$$

$$\alpha = 1 - \beta \quad (8)$$

其中: α ——置信度

研究 $n(r=0)$ 状况时, n 个受试产品的试验截尾时间 $t=T$, 由于规定合格判定数 $c=0$, 并将 $R_{L,r=0}(T_0)$ 记为 R_0 , 则 (8) 式可变为

$$R_0 (T/T_0)^m = \beta^{1/n} \quad (9)$$

即

$$T/T_0 = (\ln \sqrt[n]{\beta} / \ln R_0)^{1/m} \quad (10)$$

当确定了显著性水平 β 和可靠度单边置信下限 ($R_0=r\%$) 指标后, 按 (10) 式和 (1) 式得出系数 K

$$K = T/T_0 = (\ln \sqrt[n]{\beta} / \ln R_0)^{1/m} \quad (11)$$

本文对不同的 n 、 m 、 β 和 $r\%$ 组合, 使用公式 (11) 进行计算, 同时使用蒙特卡罗数字仿真法进行计算, 两种方法计算结果一致。对于 $n(r=0)$ 状况, 工程经验法公式 (1) 的经验系数 K 的计算结果, 列于表 1。

二、对工程经验法中 $n(r=n)$ 状况的分析

据文献 [6], 产品寿命试验到 t_s 截止时, 全部产品先后出现了关联失效。则产品首翻期为

$$T_{0..s} = \sum_{i=1}^n t_i / nk_i \quad (12)$$

式中 k_i 为经验系数, 其值一般大于 15。

对 $n(r=n)$ 状况进行数字仿真分析, 实质上是用 n 个产品进行一次全数寿命试验, 分别用形状参数 $m=2, 2.5, 3, 4$ 的威布尔分布描述产品寿命分布。

设耗损型威布尔分布为

$$R(t) = \exp[-(t/\eta)^m] = \exp[-(\bar{\eta}(t))^m] \quad (m > 1)$$

失效分布函数 $F(t) = 1 - \exp[-(\bar{\eta}(t))^m]$

采用数字仿真方法解决此类问题十分有效。其仿真模型为失效时间随机值 t_i

$$t_i = F^{-1}(\xi_i) = \eta[-\ln(1-\xi_i)]^{1/m} \quad (13)$$

式中: ξ_i ——随机数序列; $i=1, 2, \dots, n$; n 为一次试验中样品数。

在 N 次仿真运行中 ($n=1, 2, 3, \dots, j, \dots, N$), 每次运行抽取受试样品数为 n , 则在第 j 次仿真运行中, 按工程经验法公式 (12), 首翻期估计值为

$$T_{0..s} = \sum_{i=1}^n t_{i,j} / nk_i \quad (14)$$

将(13)式代入(14)式, 则

$$T_{0.01} = \left\{ \sum_{i=1}^n \eta [-\ln(1-\xi_{i1})]^{1/\alpha} \right\} / nk_1 \quad (15)$$

式中, ξ_{i1} 为第 i 次运行中第 i 个随机数。

为使计算结果具有通用性, 使用标准威布尔分布进行数字仿真, 令 $\bar{T}_{0.01}$ 表示 $T_{0.01}$ 的百分位 (即 $T_{0.01}/\eta$), $\bar{T}_0$ 表示 T_0 的百分位 (即 T_0/η)。使用区间统计法, 求解 $\bar{T}_{0.01} \geq \bar{T}_0$ 的概率 $P(\bar{T}_{0.01} \geq \bar{T}_0)$

$$P(\bar{T}_{0.01} \geq \bar{T}_0) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \phi_j(\bar{T}_{0.01}) \quad (16)$$

式中:

$$\phi_j(\bar{T}_{0.01}) = \begin{cases} 1 & \text{当 } \bar{T}_{0.01} \geq \bar{T}_0 \\ 0 & \text{当 } \bar{T}_{0.01} < \bar{T}_0 \end{cases} \quad (17)$$

其中 $\bar{T}_0$ 为对于形状参数为 m 的标准威布尔分布中, $R(T_0) = r\%$ 所对应的百分位

$$\bar{T}_0 = [-\ln(1-R(T_0))]^{1/\alpha} \quad (18)$$

令

$$P(\bar{T}_{0.01} \geq \bar{T}_0) = \beta \quad (19)$$

则由式 (13) 至式 (19) 使用仿真方法即可求出一组 n 、 m 、 $r\%$ 、 β 参数所对应的 K_1 值。将 K_1 值代入公式 (12), 算出的首翻期为具有显著性水平为 β 的 $T_{0.01}$ 的单边置信下限。

将不同的 n 、 m 、 β 值和 $r\%$ 进行组合, 在 $n(r=n)$ 状况下, 对工程经验法公式 (12) 的经验系数 K_1 进行数字仿真运算, 其结果的示范如表 1。

三、对工程经验法中 $n(n > r > 0)$ 状况的分析

产品寿命试验到 t_0 截止时, 有 r 个产品出现了关联失效, 则首翻期为

$$T_{0.01} = \left[\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_0 / nk_0 \right] \quad (20)$$

式中: t_i ——第 i 个产品出现关联失效时间;

K_0 ——经验系数, 取值 $K_0 = 15$;

n ——被试样品数;

r ——失效产品数。

1. 理论分析的前提条件

由于失效前工作时间 (t_i) 的不确定性而难以决定截尾时间 t_0 。因此, 首先利用 $n(r=0)$ 状况进行试验方案设计, 定出试验截尾时间 T , 若在 $t \leq T$ 的时间范围内, 出现了 $n(n > r > 0)$ 的状况, 即出现了使用工程经验法公式 (20) 的情况, 此时 $t_0 = T$, 本文即在此前提下研究公式 (20) 的理论分析问题。

2. $n(n > r > 0)$ 状况数字仿真

使用 Monte Carlo 方法进行失效前工作时间随机抽样

$$t_i = \eta [-\ln(1-\xi_i)]^{1/\alpha} \quad (21)$$

$$\eta(t_i) = t_i / \eta = [-\ln(1-\xi_i)]^{1/\alpha} \quad (22)$$

式中, $\bar{\eta}(t_i)$ 为 t_i 的百分位。

试验截尾时间 $t_0 = T$ 时, 则

$$\bar{\eta}(t_0) = T/\eta \quad (23)$$

在 $n(n > r > 0)$ 情况下, 在 T 时刻, 显著性水平为 β 的可靠度单边置信下限为

$$R_{L,r>0}(T) = \exp[-(T/\eta_{L,r>0})^\alpha] \quad (\alpha = 1 - \beta) \quad (24)$$

式中, $\eta_{L,r>0}$ 为特征寿命 η 具有显著性水平为 β 的单边置信下限。

在进行数字仿真时, 以偏于保守的方式处理, 用 $\eta_{L,r>0}$ 取代 (23) 式中的 η , 即以截尾时间百分位单边置信上限 $\bar{\eta}_a(t_0)$ 作为试验截尾时间, 则

$$\bar{\eta}_a(t_0) = T/\eta_{L,r>0} \quad (25)$$

将 (22) 式、(25) 式代入 (20) 式, 经整理后得

$$\begin{aligned} \bar{T}_{0,r} &= \left[\sum_{i=1}^r \bar{\eta}(t_i) + (n-r)T/\eta_{L,r>0} \right] / nK_0 \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^r [-\ln(1-\xi_i)]^{1/\alpha} + (n-r)\bar{\eta}_a(t_0) \right\} / nK_0 \end{aligned} \quad (26)$$

3. $n(n > r > 0)$ 状态仿真区的确定

试验截尾时间 T (绝对时间尺度), 是由 $n(r=0)$ 状态确定的。在 $n(r=0)$ 状态下, 显著性水平为 β , 可靠度单边置信下限

$$R_{L,r=0}(T) = \exp[-(T/\eta_{L,r=0})^\alpha] \quad (27)$$

其中, $\eta_{L,r=0}$ 为显著性水平 β 时, 特征寿命的单边置信下限。可以证明

$$T/\eta_{L,r=0} = [\ln(1/\beta)]^{1/\alpha} \quad (28)$$

若试验截尾时间为 T , 发生了 $n(n > r > 0)$ 情况, 则给定同样显著性水平 β 时, 可靠度单边置信下限为

$$R_{L,r>0}(T) = \exp[-(T/\eta_{L,r>0})^\alpha] \quad (29)$$

在具有同样显著性水平 β 、受试子样 n 和相同的形状参数 m 情况下, 因为

$$R_{L,r=0}(T) > R_{L,r>0}(T) \quad (30)$$

所以将 (27) 式和 (29) 式代入 (30) 式得

$$\exp[-(T/\eta_{L,r=0})^\alpha] > \exp[-(T/\eta_{L,r>0})^\alpha] \quad (31)$$

$$T/\eta_{L,r>0} > T/\eta_{L,r=0} \quad (32)$$

由 (25) 式和 (32) 式可知, 仿真必须在

$\bar{\eta}_a(t_0) > T/\eta_{L,r=0}$ 的区域内进行。

4. $n(n > r > 0)$ 状况的仿真模型

设定形状参数为 m 的标准威布尔分布如图 1。

$\bar{T}_0$ 为标准威布尔分布中 $R(\bar{T}_0) = r\%$ 对应的百分位。

图 1 中 $\bar{T} = T/\eta_{L,r=0}$, $\bar{T}_1$, $\bar{T}_2$, ..., $\bar{T}_r$ 为大于 $\bar{T}$ 的各百分位点, 对 $n(n > r > 0)$ 状况进行仿真时, 分别以 $\bar{T}_1$, $\bar{T}_2$, ..., $\bar{T}_r$ 截尾。

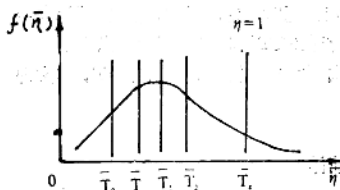


图1 标准威布尔分布

在第*j*次仿真运行时, (26)式可为

$$\bar{T}_{0,rj} = \left\{ \sum_{i=1}^{rj} [1 - \ln(1 - \zeta_{i,j})]^{1/m} + (n - r_j) \bar{T}_1 \right\} / n K_0 \quad (33)$$

式中: *j*——运行次数 (*j*=1, 2, 3, ……*N*);

r_j——第*j*次运行中失效的总数;

K₀——经验系数;

n——每一次运行时受试子样数。

同理, 使用区间统计法, 求解 $\bar{T}_{0,r} \geq \bar{T}_0$ 的概率

$$P(\bar{T}_{0,r} \geq \bar{T}_0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \phi_i(\bar{T}_{0,r}) \quad (34)$$

式中状态变量

$$\phi_i(\bar{T}_{0,r}) = \begin{cases} 1 & \text{当 } \bar{T}_{0,r} \geq \bar{T}_0 \\ 0 & \text{当 } \bar{T}_{0,r} < \bar{T}_0 \end{cases} \quad (35)$$

其中, $\bar{T}_0$ 为 $R(\bar{T}_0) = r\%$ 对应的百分位

$$\bar{T}_0 = [-\ln(1 - R(\bar{T}_0))]^{1/m} \quad (36)$$

在约定显著性水平为 β 时, 令

$$P(\bar{T}_{0,r} \geq \bar{T}_0) = \beta \quad (37)$$

通过数字仿真在某一截尾百分位 $\bar{T}_1$ 条件下, 即可求出与一组 *n*、*m*、*r*%、 β 参数组合下对应 K_0 值。将 K_0 代入公式(20)算出的首翻期为具有显著性水平为 β 的 $\bar{T}_{0,r}$ 单边置信下限。

仿真结果表明, 在截尾百分位 $\bar{T}_1$ 不同时, *n* (*n* > *r* > 0) 状况出现的概率不同, 可以证明

$$P[n(n > r > 0)] = 1 - \{[R(\bar{T}_1)]^n + [1 - R(\bar{T}_1)]^n\} \quad (38)$$

在 *n* 为某确定值时, (38)式表明

$$P[n(n > r > 0)] = f(\bar{T}_1) \quad (39)$$

仿真结果还表明, 在仿真区 ($\bar{T}_1 > \bar{T}$) 内, $K_0 = f(\bar{T}_1)$, 且随着 $\bar{T}_1$ 的增长, K_0 值单调增大, 可以证明, 在相同参数组合下, K_0 的取值上限为 K_1 。

仿真计算结果如下表

$\bar{T}$	$\bar{T}_1$	$\bar{T}_2$	$\bar{T}_3$	……	$\bar{T}_z$	……	$\bar{T}_K$
$K_0(\bar{T})$	K_{01}	K_{02}	K_{03}	……	K_{0z}	……	$K_0 = K_1$
$P(\bar{T})$	$P(\bar{T}_1)$	$P(\bar{T}_2)$	$P(\bar{T}_3)$	……	$P(\bar{T}_z)$	……	$P(\bar{T}_K)$

表中 $\bar{T}_K$ 为对应于 $K_0 = K_1$ 时的截尾百分位。

K_0 在 ($\bar{T}$ 、 $\bar{T}_K$) 范围内各取值对应于不同的 $P(\bar{T}_1)$ 值, 在工程应用中, 可以使用 K_{0z} 的概率平均值 (用 K_0 记此值)

$$K_0 = \sum_{z=1}^{k-1} (K_{0z}) P(\bar{T}_z) / \sum_{z=1}^{k-1} P(\bar{T}_z)$$

文中在各种参数组合 $(n, m, r\%, \beta)$ 情况下进行大量数字仿真, K_0 取值的仿真结果示范如表1。

四、仿真结果及其分析

1. 仿真结果

本文在受试子样数 $n=2, 3, 5$, 威布尔分布形状参数 $m=2, 2.5, 3, 4$ 及可靠度 $r\%=0.6, 0.7, 0.8, 0.9$, 显著性水平 $\beta=0.1, 0.2, 0.3, 0.4$ 各种组合情况下使用数字仿真方法。对工程经验系数 K, K_0, K_1 的取值进行了研究, 仿真结果示范列于表1。可以用于寿命试验方案设计或用于已有的某个定时截尾寿命试验的结果评估, 同时可以用于对寿命试验中各参数相互匹配的关系进行分析研究。

2. 用于寿命试验方案设计

产品翻修的耗损型威布尔分布的形状参数, 一般情况下 $m \geq 3$, 亦有部分产品并非如此。通常可通过对同类产品的对比分析, 对产品在已有使用信息的评估以及用FMECA分析方法, 初步估计产品的 m 可能取值范围。通常可推荐 m 取值为 $2.5 \sim 4$ 。

有关方面根据需要与可能, 约定延寿(或定寿)目标 T_0 以及 $r\%$ 和 β 值。在一定的 m 值条件下, 选择恰当的受试子样 $n (n \geq 2)$, 按 $n (r=0)$ 状况设计寿命试验截尾时间 T , 查相应表格确定 K 值。则试验截尾时间 $T=KT_0$ 。如果实际试验结果出现 $n (r=0)$ 状况, 则延寿目标 T_0 值在满足双方约定各参数的条件下被验证通过, 反之, 如果在此寿命截尾试验中出现了 $n (n > r > 0)$ 或 $n (r=n)$ 状况, 则查相应表格, 确定 K_0 或 K_1 值。使用工程经验公式(12)或(20)估算首翻期的初始值。

3. 对已有的某个定时截尾寿命试验结果进行评估

若已有某寿命试验, 原定时截尾时间为 T , 如在 $t \leq T$ 范围内出现了 $n (n > r > 0)$ 状况, 则有关方面约定 $r\%$ 和 β 值, 并根据已有试验受试子样数 n , 查相应表格确定经验系数 K_0 值, 使用工程经验公式(20), 估算首翻期初始值。同理, 若在此已有试验中出现 $n (r=0)$ 或 $n (r=n)$ 状况, 则查相应表格确定 K 或 K_1 值, 使用工程经验公式(1)或(12)估算产品首翻期初始值。

4. 寿命试验中各参数相互匹配的有关分析

(1) 受试子样数 n 对经验系数选择的影响

仿真结果表明, 在满足双方约定的一组 $r\%$ 和 β 的前提条件下, 随着 n 的增大, 各 K 值均有所减小。 n 值的确定除应考虑产品生产过程的有关因素的稳定性外, 还应在样品数量(采购成本费)和试验累积时间(试验时间尺度对应的费用)组成的总费用以及试验周期要求等因素之间进行权衡分析。仿真结果可以为此提供部分必要的依据。

(2) $r\%$ 和 β 对经验系数的影响

由表1可知, 在一定 n 及 m 的情况下, 随着 $r\%$ 增大和 β 值减小, 各经验系数取值加大, 在国外部分产品标准中, 对耐久性寿命试验中 $r\%$ 及 β 有所规定。国内、外采用定时翻修的产品的使用实践亦表明, 产品类型不同或其重要程度(A、B、C三类)不同, 则 $r\%$ 和 β 的取值亦应有所不同。应当指出, 若厂内试验技术条件能较好地模拟产品实际使用环境(广义)条件, 则试验结果可信性高, 当有充分依据说明, 试验条件过于严酷时, β 取值可考虑适当加大; 反之, 则应考虑适当减小(以上并非指寿命加速试验)。同时应当看到, 在我

们研讨小子样问题时,将 β 控制在很低的水平上,是十分困难的。在 $n=2\sim 3$ 的特定情况下,并考虑到试验时间、周期和费用等方面的实际限制,并保证安全和所需的使用效率,选择恰当的 $r\%$ 、 β 值是必要的。但要求过高的可靠度和显著性水平将导致人、财、物及试验周期耗费的急剧上升,当 $r\%>0.8$ 或 $\beta<0.2$ 之后,其增大将引起 K 值的急剧增加,因此根据需要与可能,各方协商约定选择 $r\%$ 和 β 将是十分重要的。

表 1 $n=2$ $m=2$

$r\%$ K_i β		0.1	0.2	0.3	0.4
0.9	K	3.31	2.76	2.39	2.09
	K_0	3.55	2.94	2.55	2.28
	K_1	4.05	3.54	3.24	2.93
0.8	K	2.27	1.9	1.64	1.43
	K_0	2.44	2.02	1.77	1.57
	K_1	2.79	2.44	2.22	2.0
0.7	K	1.8	1.5	1.3	1.13
	K_0	1.93	1.6	1.39	1.24
	K_1	2.24	1.95	1.74	1.6
0.6	K	1.5	1.26	1.09	0.95
	K_0	1.62	1.38	1.17	1.04
	K_1	1.85	1.65	1.45	1.33

注: n ——受试子样数; $r\%$ ——规定可靠度; K ——公式(1)中系数;
 m ——威布尔分布形状参数; β ——显著性水平; K_0 ——公式(20)中系数;
 K_1 ——公式(12)中系数。

参 考 文 献

1. 菲诗松、王玲玲《可靠性统计》, 华东师范大学出版社, 1984
2. 杨为民、盛一兴《系统可靠性数字仿真》, 中国航空学会科普与教育工作委员会, 1984
3. 杨为民等“小子样和扩大子样的抽样理论与航空产品的定延寿”, 北京航空学院第五届科学报告会科研报告, BH-B201 1985
4. Amstader B L. Reliability Mathematics, MCGraw-Hill Inc 1971
5. 杨为民等“对寿命评估中几个问题的看法”, 北京航空学院科学研究报告, BH-B1505 1984
6. “航空技术装备寿命和可靠性工作暂行规定”国防科工委, 1985

两种系统综合方法的比较

十四所 卓孝杰

1. 引言

随着可靠性在各行各业中实际应用的增长,工程技术人员和管理人员越来越多的关心这样一个基本问题:怎样利用元件、整机和分系统的可靠性试验数据来推断系统的可靠性,即可靠性系统综合评定。

可靠性系统综合问题包含二个方面的内容:其一是综合评定方法本身;其二是对综合评定方法的评价。

关于系统综合评定方法, Buchler于1957年给出了可靠性置信下限的精确解求法。由于精确解计算上的复杂性和在某些区间上的非正常现象,人们还给出了各种近似算法,其中在国内外较为常见的或较有影响的方法有: Eastling的MMLI方法, Mandansky的LR方法, Myhre的AWI方法, O'Neill的Woods-Borsting方法, Mann等人的AO方法和Lindstorm-Maddens的L-M方法,以及周源泉的取验前分布为 $B(0,0)$ 的Bayes方法等等。

对系统可靠性综合评定方法的评价则一般采用与精确解作比较或用Monte-Carlo方法模拟的办法。这二种方法得到的结论大致认为周的取验前分布为 $B(0,0)$ 的Bayes方法较为冒进,而其余各种方法偏于保守,其中尤以L-M方法较不保守。

本文主要从工程角度来评价L-M方法和以周的 $B(0,0)$ 为先验分布的Bayes方法在成败型系统综合问题中的冒进与否及程度,并给出一种新的系统综合方法。

本文是在何国伟总师的具体指导和帮助下完成的,在此表示衷心的感谢!

2. 评价原理

对于一成败型系统 S , S 由 m 个分系统 $S_1, S_2, \dots, S_m$ 组成,根据其组成原理(串、并联),可以有

$$p = g(p_1, p_2, \dots, p_m) \quad \dots\dots\dots (1)$$

其中: p 为系统可靠度;

p_i 为分系统 S_i 的可靠度, $i=1, 2, \dots, m$

系统综合评定问题即是:

已知 m 组二元数 (n_i, f_i) , $i=1, 2, \dots, m$

其中: n_i 为 S_i 的试验数;

f_i 为 S_i 的失败数。

在给定的置信度 γ 下, 求出系统可靠度置信下限 R_L , 对某种确定的综合评定方法, 则有

$$R_L = h((n_1, f_1), (n_2, f_2), \dots, (n_m, f_m), \gamma) \quad \dots\dots\dots (2)$$

将 $n_i (i=1, 2, \dots, m)$ 和 γ 看作固定, 则(2)式可改写成

$$R_L = h(f_1, f_2, \dots, f_m) \quad \dots\dots\dots (2')$$

定义1. 对于某种系统综合评定方法, 设 $p_1, p_2, \dots, p_m$ 已知。若有一组 $(f_1, f_2, \dots, f_m)$, 使得 $R_L > p$

则称该方法在 $(f_1, f_2, \dots, f_m)$ 上“超出”。

显然, 对于固定的一组试验数 $(n_1, n_2, \dots, n_m)$, 出现失败数为 $(f_1, f_2, \dots, f_m)$ 的概率

$$\begin{aligned} P_{\text{ROB}}(F=(f_1, f_2, \dots, f_m)) \\ = \prod_{i=1}^m C_{p_i}^{f_i} (1-p_i)^{n_i-f_i} \quad \dots\dots\dots (3) \end{aligned}$$

定义2. 记 $S_{\text{出}} = \{ (f_1, f_2, \dots, f_m) : R_L > p \}$, 称 $S_{\text{出}}$ 为某种系统综合评定方法的超出集。

定义3. 对于某种系统综合评定方法, 设 $p_1, p_2, \dots, p_m$ 已知, $n_i (i=1, 2, \dots, m)$, γ 固定。称该方法评出的置信下限 R_L 大于 $\gamma(-g(p_1, p_2, \dots, p_m))$ 的概率为“超出概率”, 记作 $P_{\text{出}}$ 。

$$\begin{aligned} \text{根据定义有: } P_{\text{出}} &= P_{\text{ROB}}(R_L > p) \\ &= \sum_{(f_1, f_2, \dots, f_m) \in S_{\text{出}}} P_{\text{ROB}}(F=(f_1, f_2, \dots, f_m)) \\ &= \sum_{(f_1, f_2, \dots, f_m) \in S_{\text{出}}} \prod_{i=1}^m C_{p_i}^{f_i} (1-p_i)^{n_i-f_i} \end{aligned}$$

另由置信下限的定义:

$$P_{\text{ROB}}(p > R_L) = \gamma$$

即在理论上, 理想的综合方法能满足上式, 故有

定义4. 对于某种系统综合评定方法, 设 $p_1, p_2, \dots, p_m$ 已知, $n_i (i=1, 2, \dots, m)$, γ 固定。若 $P_{\text{出}} > 1 - \gamma$, 则称该系统综合评定方法在 $(p_1, p_2, \dots, p_m)$ 上“冒进”。

定义5. 对于某种系统综合评定方法, $n_i (i=1, 2, \dots, m)$, γ 固定, p 已知。对各种满足(1)式的 $p_1, p_2, \dots, p_m$ 组合, 计算 $P_{\text{出}}$ 。其最大(小)值可为最大(小)超出概率, 记作 $P_{\text{出max}} (P_{\text{出min}})$ 。

$$\begin{aligned} P_{\text{出max}} &= \max_{p_1, p_2, \dots, p_m} P_{\text{出}} \\ P_{\text{出min}} &= \min_{p_1, p_2, \dots, p_m} P_{\text{出}} \end{aligned}$$

若 $P_{\text{出max}} > 1 - \gamma$, 则称该方法在 $(p; n_1, n_2, \dots, n_m, \gamma)$ 上“冒进”。

评价一个综合方法的好坏, 没有冒进点或冒进点少是最基本的标准, 另外, 我们希望 $P_{\text{出max}}$ 能尽量接近 $1 - \gamma$ 。

3. 结论

以二个分系统的串联系统为例, 通过对二种综合方法(L-M方法和周源泉的以 $B(0, 0)$ 为验前分布的BAYES方法)的 $P_{\text{出max}}$ 的计算(4.附录), 我们发现:

(1) L-M方法在任何 $(P; n_1, n_2; \gamma)$ 取值下都不冒进；但在大多数情况下比较保守；

(2) 周源泉的BAYES方法较为冒进，其主要区域有

$$\textcircled{1} p=0.9 \quad \gamma=0.7 \\ (n_1, n_2) : (12, 13) \sim (20, 20)$$

$$\textcircled{2} p=0.9 \quad \gamma=0.8 \\ (n_1, n_2) : (18, 18) \sim (60, 60)$$

$$\textcircled{3} p=0.9 \quad \gamma=0.9 \\ (n_1, n_2) : (24, 24) \sim (60, 60)$$

$$\textcircled{4} p=0.85 \quad \gamma=0.7 \\ (n_1, n_2) : (8, 10) \sim (17, 17)$$

$$\textcircled{5} p=0.85 \quad \gamma=0.8 \\ (n_1, n_2) : (12, 12) \sim (65, 65)$$

$$\textcircled{6} p=0.85 \quad \gamma=0.9 \\ (n_1, n_2) : (17, 17) \sim (65, 65)$$

$$\textcircled{7} p=0.8 \quad \gamma=0.7 \\ (n_1, n_2) : (7, 7) \sim (30, 30)$$

$$\textcircled{8} p=0.8 \quad \gamma=0.8 \\ (n_1, n_2) : (10, 10) \sim (60, 60)$$

$$\textcircled{9} p=0.8 \quad \gamma=0.9 \\ (n_1, n_2) : (12, 12) \sim (60, 60)$$

其中，当 $n_1 \neq n_2$ ， n_1 和 n_2 相差不大时，周的BAYES方法相当“冒进”。例如：

$$p=0.8, \gamma=0.7, n_1=7, n_2=9 \text{ 时, } P_{\text{超}n \cdot x}=0.7382$$

$$p=0.85, \gamma=0.7, n_1=8, n_2=10 \text{ 时, } P_{\text{超}n \cdot x}=0.8202$$

但是，当 $n_1=n_2$ ，且较大时又相当保守，例如：

$$p=0.8, \gamma=0.7, n_1=n_2=45 \text{ 时, } P_{\text{超}n \cdot x}=0.0001$$

$$n_1=n_2=40 \text{ 时, } P_{\text{超}n \cdot x}=0.0015$$

$$p=0.85, \gamma=0.7, n_1=n_2=65 \text{ 时, } P_{\text{超}n \cdot x}=0.0003$$

总之，以 $B(0, 0)$ 为验前分布的 Bayes 方法由于在很多情况下，尤其在工程应用中较为重要的 (n_1, n_2) 区间上“冒进”，因此，该方法在工程应用上应慎重。

L-M方法在任何情况下不冒进，更具有计算方便的优点，作为一种保守的综合方法具有广泛的应用，但还存在改进的余地。

4. 附 录

表1、表2和表3分别取 $p=0.8, 0.85, 0.9$ 三种航天工程中常见的可靠度时，算出二种综合方法的最大超出概率 $P_{\text{超}n \cdot x}$ ，其中后面跟“*”者表示该方法在此点冒进。

表 1 $m=2$ $p=0.8$

n1, n2	BAYES			L-M		
	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$
6 6	0.2621	0.0000	0.0000	0.2621	0.0000	0.0000
6 7	0.5767*	0.0000	0.0000	0.2097	0.0000	0.0000
7 9	0.7382*	0.0000	0.0000	0.2097	0.0000	0.0000
7 20	0.5766*	0.0000	0.0000	0.2097	0.0000	0.0000
9 9	0.4362*	0.4362*	0.0000	0.1342	0.1342	0.0000
9 12	0.5583*	0.4362*	0.0000	0.1342	0.1342	0.0000
11 11	0.3221*	0.3221*	0.0859	0.0859	0.0859	0.0859
11 14	0.3221*	0.3221*	0.0859	0.1979	0.0859	0.0859
13 13	0.2337	0.2336*	0.2336*	0.2336	0.0550	0.0550
13 35	0.5015*	0.2336*	0.2336*	0.2336	0.0550	0.0550
16 16	0.3518*	0.3518*	0.1407*	0.1407	0.1407	0.0281
16 20	0.3518*	0.3518*	0.1407*	0.2061	0.1407	0.0281
16 24	0.3519*	0.3518*	0.1408*	0.1408	0.1407	0.0331
20 20	0.4114*	0.2061*	0.2051*	0.2061	0.0692	0.0692
25 25	0.0274	0.2340*	0.0982	0.2340	0.0982	0.0982
25 35	0.4206*	0.2340*	0.0982	0.2340	0.0982	0.0982
30 30	0.4274*	0.2552*	0.1227*	0.2552	0.1227	0.0442
40 40	0.0015	0.2858*	0.1613*	0.2859	0.1613	0.0759
45 45	0.0005	0.2974*	0.0902	0.2974	0.1763	0.0902
60 60	0.4370*	0.2709*	0.1374*	0.2710	0.1374	0.0530

表 2 $m=2$ $p=0.85$

n1, n2	BAYES			L-M		
	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$
7 7	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8 8	0.2725	0.0000	0.0000	0.2725	0.0000	0.0000
8 10	0.8202*	0.0000	0.0000	0.2725	0.0000	0.0000
10 10	0.5443*	0.1969	0.0000	0.1969	0.1969	0.0000
10 30	0.5442*	0.1968	0.0000	0.1968	0.1968	0.0000
12 12	0.4434*	0.4434*	0.0000	0.1422	0.1422	0.0000
12 17	0.5197*	0.4434*	0.0000	0.1422	0.1422	0.0000
14 14	0.3567*	0.3567*	0.0000	0.1028	0.1028	0.0000
14 20	0.4049*	0.3566*	0.0000	0.1756	0.1028	0.0000
14 24	0.3567*	0.3566*	0.0000	0.1059	0.1028	0.0000
17 17	0.5197*	0.2524*	0.2524*	0.2525	0.0631	0.0631
20 20	0.1756	0.4049*	0.1755*	0.1756	0.1756	0.0388
24 24	0.1059	0.2798*	0.1059*	0.2798	0.1059	0.0202
29 29	0.0549	0.3486*	0.1684*	0.1684	0.1684	0.0549
35 35	0.0243	0.2088*	0.2088*	0.2088	0.0870	0.0870
40 40	0.0121	0.2633*	0.1301*	0.2633	0.1302	0.0486
40 45	0.4325*	0.2633*	0.1302*	0.2633	0.1748	0.0785
45 45	0.0060	0.3141*	0.1748*	0.1748	0.1748	0.0785
55 55	0.0014	0.2627*	0.1479*	0.2628	0.1479	0.0698
65 65	0.0003	0.2219*	0.1261*	0.2220	0.1261	0.0617

表 3. $m=2$ $P=0.9$

n1	n2	BAYES			L-M		
		$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.8$	$\gamma=0.9$
11	11	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	11	0.2824	0.0000	0.0000	0.2824	0.0000	0.0000
12	11	0.6213*	0.0000	0.0000	0.2824	0.0000	0.0000
12	11	0.5846*	0.0000	0.0000	0.2824	0.0000	0.0000
12	10	0.2824	0.0000	0.0000	0.2824	0.0000	0.0000
14	14	0.5846*	0.0000	0.0000	0.2288	0.0000	0.0000
14	20	0.6769*	0.0000	0.0000	0.2288	0.0000	0.0000
14	24	0.5845*	0.0000	0.0000	0.2287	0.0000	0.0000
16	16	0.5147*	0.1853	0.0000	0.1853	0.1853	0.0000
16	10	0.6290*	0.1853	0.0000	0.1853	0.1853	0.0000
18	18	0.4503*	0.4503*	0.0000	0.1501	0.1501	0.0000
20	20	0.3917*	0.3917*	0.0000	0.1216	0.1216	0.0000
20	35	0.3918*	0.3917*	0.0000	0.1224	0.1216	0.0000
24	24	0.2925	0.2925*	0.2925*	0.2925	0.0798	0.0798
27	27	0.2326	0.2326*	0.2326*	0.2326	0.0581	0.0581
29	29	0.1989	0.1989	0.1989*	0.1989	0.1989	0.0471
35	35	0.1224	0.3062*	0.1224*	0.1224	0.1224	0.0250
45	45	0.0524	0.3289*	0.1590*	0.1590	0.1590	0.0524
50	50	0.0338	0.2502*	0.1117*	0.2503	0.1117	0.0338
60	60	0.0138	0.2709*	0.1374*	0.2710	0.1374	0.0530

参 考 文 献

- (1) 周源泉, 《可靠性评定》, 航天部一院十四所, 1983.
- (2) 盛骤, 成败型串联系统可靠性置信下限的近似解, 《系统可靠性评定方法论文集》P153—160, 1987

成败型试验向量的精细结构和 改进型UMVE排序法

北京控制工程研究所 廖炯生

文摘 本文研究了Buehler提出的经典法系统可靠性严格置信限理论所存在的困难。我们发现用UMVE排序法求得置信限会出现非正常点的原因在于UMVE法未能考虑试验向量的精细结构。基于这一事实,本文提出改进型UMVE(IUMVE)排序法,并举例说明,它可以消除非正常点。

Buehler R.J在1957年提出[1]: m 个成败型单元串联系统可靠性置信下限

$$L_\gamma(X_i) = \inf \left\{ R \mid \sum_{k=1}^N B_k = 1 - \gamma \right\} \quad (1)$$

$$\text{其中: } B_k = \prod_{i=1}^m \binom{n_i}{x_{ik}} p_i^{x_{ik}} (1-p_i)^{n_i - x_{ik}}, \quad N = \prod_{i=1}^m (n_i + 1)$$

P_i 为单元 i 的可靠性, n_i 为试验次数, x_i 为成功次数, X_i 为观察到的 m 维试验向量, N 为可能的试验向量总数。 $L_\gamma(X_i)$ 必须满足:

- 1 精确性 $P_r[R \geq L_\gamma(X_i)] \geq \gamma, \quad 0 \leq R \leq 1;$
- 2 正则性 $L_\gamma(X_i) \leq L_\gamma(X_k), \quad \text{若 } X_i < X_k;$
- 3 最优性 $L_\gamma(X_i)$ 应尽可能大。

故(1)式要求对 N 个试验向量按正则性条件排序。

迄今已提出的Buehler排序法、无偏最小方差(UMVE)排序法、最大可能(LP)排序法及其修正型(MLP)都会出现非正常点[2—4]。因此Buehler的严格置信限理论仍然存在着困难。

参考文献[4]用UMVE、Buehler、MLP排序法算得的非正常点示例如表1。用UMVE排序法计算1500组数据得到的112个非正常点列于表2。

表2共112个非正常点,其中有 Δ 号者为第一类非正常点64个。

下面着重探讨UMVE排序法出现非正常点的原因。我们发现这是由于UMVE法按系统

可靠性点估计值 $\hat{R} = \prod_{i=1}^m \hat{p}_i = \prod_{i=1}^m \frac{x_i}{n_i}$ 排序未能考虑试验向量的精细结构所造成,有两种情形:

情形1 X_i, X_k 的点估计相同而方差不同,按UMVE法误排为 X_i, X_k 相同,导致 $L_\gamma(X_i)$ 不正常。例如我们来观察表2、表3中 $\{(10, 8), (5, 5)\}$ 这个非正常点。