

某航天测控雷达的 可靠性增长试验方法探析

刘 洋, 杨奕飞

(中国卫星海上测控部, 江苏 江阴 214431)

摘 要: 论述了某航天测控雷达的可靠性增长试验, 首先指出了单台 (套) 电子产品实施可靠性增长试验的局限性, 在此工程背景下, 提出了适用于航天测控雷达可靠性增长的等效试验方法, 并运用工程上常用的增长模型——AMSAA 模型结合两次联试阶段截尾数据计算, 得到了雷达平均寿命的数学表达式, 从而揭示了航天测控雷达在设计定型后装备使用前的调整过程中的可靠性增长规律, 最后采用两阶段截尾时刻的平均寿命估计值是否落在指数分布 MTBF 验证值的置信区间内的检测手段, 验证了该方法的正确性。

关键词: 可靠性增长试验; 航天测控雷达; 模型; 极大似然估计

中图分类号: TN 956; TB 114.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-5468 (2005) 02-0008-04

The analysis of a TT&C radar's reliability growth test

LIU Yang, YANG Yi-fei

(China Satellite Maritime Tracking & Controlling Department, Jiangyin 214431, China)

Abstract: The analysis of a TT&C radar's reliability growth test is introduced. The limitation of using a single electronic product in reliability growth test is indicated. An equivalent method of reliability growth test for space TT&C radar has been given. Combining AMSAA model with twice truncation data, we calculate MTBF mathematical expression. So the TT&C radar's reliability growth process in the course from final design to fielding has been revealed. Finally, the correctness of this method is demonstrated by exponential distribution confidence interval.

Key words: reliability growth test; TT&C radar; model; maximum likelihood estimate

1 引言

一直以来, 可靠性增长试验以其理论的严谨性、工程应用的有效性成为电子产品, 特别是批生产型电子产品提高可靠性的重要途径。而作为导弹、卫星等航天器弹道测量的主要电子装备——航天无线电测控雷达, 组成极其庞大, 结构十分复杂, 并且要求具有非常高的可靠性, 这

些因素给制造带来了高难度和高成本, 同时也决定了对于像航天测控雷达这样大型电子产品的研制和生产, 只能是单台 (套) 的, 而不可能是批生产的。

对于单台 (套) 电子装备, 一般在研制任务书和 GJB 450-88 (装备研制与生产的可靠性通用大纲) 中都不要求进行专门的可靠性增长试验,

收稿日期: 2004-09-21 修回日期: 2005-01-20

作者简介: 刘洋 (1973-), 男, 吉林长春人, 中国卫星海上测控部工程师, 硕士, 主要从事航天无线电遥测数传技术、可靠性工程的研究。

因为可靠性增长试验不同于应力筛选试验, 往往是破坏性的, 在获取了产品可靠性增长机理的同时, 受试产品也常常遭到破坏而无法使用。因此, 可靠性增长试验并不适用于单台(套)产品, 而更多地应用在批生产型产品, 换言之, 通过增长试验获得可靠性增长的并非受试产品, 而是设计定型后的再生产产品。

但是, 对于像航天测控雷达这样的大型电子装备, 与批生产型产品一样, 在研制和生产过程中有其自身独特的可靠性增长规律, 如何获取这一增长规律成为目前研究的热点。

2 等效的可靠性增长试验

2.1 主要依据

对于航天测控雷达可靠性增长规律的获取, 不一定要通过专门的增长试验, 可以通过其它途径来收集。由于目前电子电路器件和设计方法越来越完善, 在雷达总体布局和板卡(印制板)设计上出现较大缺陷的情况越来越少, 因此, 通过增长试验获得可靠性增长的机理极少是电路设计的改进, 而更多的是针对器件和生产工艺不过关而采取的措施。

对于航天测控雷达, 可靠性真正获得增长的过程不在设计定型前, 而是设计定型后的分机调试、系统联试, 其增长规律不同于批生产型产品, 这一比较独特的现象是由于系统组成庞大, 结构和工作原理复杂, 功能太多以至于衡量系统工作性能的技术指标也非常多, 如不经过各种调试、联试很难达到要求的技术性能指标, 而系统的可靠性指标又是通过各项技术性能指标来反映的。

分机调试、系统联试一般不会造成电路器件的损坏, 而仅仅是电路参数的调整, 当然调整过程也不排除元器件、板卡甚至是整个分机插箱的更换。调整的过程就是可靠性增长的过程, 当各项参数调整到综合的最佳状态时, 总体的性能最佳, 可靠性增长到研制任务书规定的指标, 整个增长过程结束, 可以进行旨在检验是否满足合同的可靠性鉴定或验收试验。

根据以上分析, 雷达电路参数调整过程就是可靠性增长过程, 在分机调试、系统联试过程中, 只要引入适当的控制监测方法, 就完全可以获得它的可靠性增长规律。这种试验方法可以看作是

一种等效的可靠性增长试验方法。通过这种方法, 可以理顺调试和联试过程中的各种关系, 使得过去某些测试环节不协调甚至杂乱无章的现象得到有效的控制, 从而能够缩短调整时间、节约资源。

2.2 可靠性增长模型的确立

常用的可靠性增长模型有 Duane 模型和 AMSAA 模型。Duane 模型直观、简单明了, 对增长趋势一目了然, 但它对 MTBF 的点估计精度不高, 没有考虑随机现象, 并且不能给出 MTBF 的区间估计, 因此, 在对试验数据进行统计分析时, 我们未采用 Duane 模型, 而是采用其改进型——Duane-Crow 模型, 即 AMSAA 模型。

AMSAA 模型能够系统地解决 Duane 模型所不能做到的统计推断问题。AMSAA 模型假设系统失效的过程是一个非齐次 Poission 过程, 其失效强度 $\lambda(t)$ (被 Duane 模型定义为瞬时失效率) 与 Duane 模型有着相同的形式, 即:

$$\lambda(t) = abt^{b-1} \quad (1)$$

常数 a 、 b 分别是模型的尺度参数和形状参数(增长率)。

2.3 AMSAA 模型的极大似然估计

单台(套)产品时间截尾的似然函数为:

$$L(t_1, t_2, \Lambda, t_n, a, b) = \prod_{j=1}^n \lambda(t_j) \exp\left\{-\int_0^T \lambda(u) du\right\} = (ab)^n \exp(-aT^b) \prod_{j=1}^n t_j^{b-1} \quad (2)$$

式(2)中: t_1, t_2, Λ, t_n ——产品依次发生失效的时刻;

T ——截尾时刻。

由下式求解:

$$\begin{cases} \frac{\partial \ln L(t_1, t_2, \dots, t_n, a, b)}{\partial b} = 0 \Rightarrow \frac{n}{b} - aT^b \ln T + \sum_{j=1}^n \ln t_j = 0 \\ \frac{\partial \ln L(t_1, t_2, \dots, t_n, a, b)}{\partial a} = 0 \Rightarrow \frac{n}{a} - T^b = 0 \end{cases} \quad (3)$$

得

$$\hat{b} = n / \sum_{j=1}^n \ln \frac{T}{t_j} \quad (4)$$

$$\hat{a} = n / T^{\hat{b}} \quad (5)$$

$$\hat{\lambda}(t) = n\hat{b} / T \quad (6)$$

若时刻 T 之后停止调整过程, 可以合理地认

为,其失效分布服从指数分布,则平均寿命:

$$\hat{\theta}(t) = 1/\hat{\lambda}(t) = T/n\hat{b} \quad (7)$$

单台(套)产品失效截尾的 a 、 b 和 MTBF 估计值的数学表达式与时间截尾相同,只是截尾时刻 T 用最后一次失效时刻 t_n 来替代。

2.4 试验数据分析

本次试验分所内联试和现场联试两个阶段。所内联试采用时间截尾,总试验时间 T 为 812 h;现场联试采用失效截尾,总失效次数为 11 次。下面分别给出两阶段联试过程中出现的失效数据。

表 1 所内测试阶段失效数据

失效次数 (n)	试验时间 (t_i)
1	2
2	5
3	20
4	81
5	99
6	120
7	140
8	220
9	265
10	308
11	319
12	346

表 2 现场测试阶段失效数据

失效次数 (n)	试验时间 (t_i)
1	62
2	104
3	153
4	185
5	348
6	434
7	556
8	677
9	808
10	857
11	1 004

由表 1、2 数据可知,在第一阶段(所内测试)总试验时间 812 h 内,共出现 12 次失效;而第二阶段(现场测试)发生 11 次失效共用了 1 004 h。第一阶段截尾时刻与最后一次失效发生时刻的差值为 $812-346=466$ h,也就是说在 466 h 内均未发生故障。那么为何在第二阶段 62 h 内就开始发生故障了呢?这是由于所内测试结束以后到现场测试开机加电前的这段时间里,储存、运输以及重新装配后系统各组成环节的不协调性造成的。

根据电子设备的寿命服从指数分布并具有“修复如新”的特点,并且第一阶段的所内测试环境采用模拟真实环境——即现场环境,可认为两阶段具有相同的环境应力,因此,可将两阶段的试验当作一次试验来分析,即把第二阶段的试验作为第一阶段试验的继续,构成一个总的时间截尾试验,在二次试验中,参加判决的故障之和作为总故障次数为 23 (第一阶段 12 次,第二阶段 11 次)两次试验的总时间之和为 1 350 h (第一阶段 346 h,第二阶段 1 004 h),两次联试合并的可靠性增长试验期间的失效分布如表 3 所示。

表 3 合并的时间截尾试验失效数据

失效次数 (n)	试验时间 (t_i)	计算结果 ($\ln T/t_i$)	失效次数 (n)	试验时间 (t_i)	计算结果 ($\ln T/t_i$)
1	2	6.51	13	408	1.20
2	5	6.00	14	450	1.10
3	20	4.21	15	499	1.00
4	81	2.81	16	531	0.93
5	99	2.61	17	694	0.67
6	120	2.41	18	780	0.55
7	140	2.27	19	902	0.40
8	220	1.81	20	1 023	0.28
9	265	1.63	21	1 154	0.16
10	308	1.48	22	1 203	0.12
11	319	1.44	23	1 350	0
12	346	1.36			

根据上述 AMSAA 模型极大似然估计的数学表达式和表 3 数据,计算结果如下:

$$\sum_{j=1}^{23} \ln T/t_j = 40.96$$

$$\hat{b} = n / \sum_{i=1}^{23} \ln T / t_j = 0.562$$

$$\hat{a} = n / T^{\hat{b}} = 0.40$$

$$\hat{\lambda}(t) = 0.2248 t^{-0.438} \quad (9)$$

$$\hat{\theta}(t) = 4.45 t^{0.438} \quad (10)$$

3 结束语

3.1 指数分布 MTBF 验证值的置信区间

由上述平均寿命 $\hat{\theta}(t)$ 的数学表达式, 可以绘制可靠性增长曲线, 从而获得了某航天测控雷达的可靠性增长规律, 接下来要做的工作就是验证该增长规律的正确性。由于所内联试和现场联试两个阶段试验的相对独立性, 可以认为在两阶段各自截尾时刻, 可靠性不再增长, 此两个时间点上的寿命服从指数分布, 因此, 只要检验这两个时间点上的寿命估计值是否落在指数分布 MTBF 验证值的置信区间内即可。指数分布 MTBF 验证值的双侧置信区间 (θ_L, θ_U) 为

$$\begin{cases} \hat{\theta}_L = \hat{\theta}_L \left(\frac{1+C}{2}, n \right) \times \hat{\theta} = 2n / \chi_{\frac{1-C}{2}}^2 (2n) \times \hat{\theta} \\ \hat{\theta}_U = \hat{\theta}_U \left(\frac{1+C}{2}, n \right) \times \hat{\theta} = 2n / \chi_{\frac{1+C}{2}}^2 (2n) \times \hat{\theta} \end{cases} \quad (11)$$

式 (11) 中: n ——失效数;

C ——置信度;

$\hat{\theta}$ ——平均寿命的观测值 (点估计)。

对于置信限因子 $\hat{\theta}_L \left(\frac{1+C}{2}, n \right)$ 和 $\hat{\theta}_U \left(\frac{1+C}{2}, n \right)$ 的计算, 可查 GJB 899-90 (可靠性鉴定和验收试验) 中的表 A 7。

3.2 验证结果

当 $t=812$ h (第一阶段试验截尾时间, 失效数 $n=12$) 由式 (10) 得 $\hat{\theta}=83.7$ h。

MTBF 的观测值 $\hat{\theta}=812/12=67.7$ h

对于某航天测控雷达, 在随后的可靠性鉴定试验中规定使用方风险 β 为 20%, 而 GJB 450-88 建议的置信度 $C=1-2\beta$, 故置信度 C 取 60%, 查 GJB 899-90 的表 A 7 得置信区间 60% 的上限和下限因子分别为 1.329 和 0.755, 由式 (11) 得 $Q=60\%$ (51.1~89.97 h), 因此, $\hat{\theta}(812)=83.7$ h 落在置

信区内。

当故障数 $n=11$ 时 (第二阶段试验截尾时的累积故障数), 同样道理, MTBF 的观测值 $\hat{\theta}=1004/11=91.27$ h, 置信区间 60% 的上限和下限因子分别为 1.349 和 0.744, 所以 $Q=60\%$ (67.7~123.12 h), 因此, $\hat{\theta}(1350)=104.58$ h 也落在置信区间内。

可见用可靠性增长曲线函数 $\hat{\theta}(t)=4.45 t^{0.438}$, 推算出的 MTBF 值虽然与试验结果 MTBF 观测值 (点估计) 有些差异, 但是都落在置信区间内, 这就证明了可靠性增长曲线函数与实际增长水平基本相符。

参考文献:

- [1] 梅文华. 可靠性增长试验 [M]. 北京: 国防工业出版社, 2003.
- [2] GJB 1407-1992, 可靠性增长试验 [S].
- [3] GB/T 15174-1994, 可靠性增长大纲 [S].
- [4] GJB 450-88, 装备研制与生产的可靠性通用大纲 [S].
- [5] GJB 899-90, 可靠性鉴定和验收试验 [S].
- [6] Duane J T. Technical Information Series Report DF 62 MD 300 [R]. General Electric Co., DCM & G dept, Erie, PA 1, 1962.
- [7] Duane J T. Learning Curve Approach to Reliability Monitoring [J]. IEEE Trans. on Aerospace, 1964, 2 (2): 563-566.
- [8] 黄云. 电子元器件可靠性增长的分析技术 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2004, (3): 13-17.
- [9] 赵和义, 蔡懿. 可靠性分析在新产品研发中的作用 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2004, (3): 50-52.
- [10] 胡超斌. 性能可靠性评价指标的初步探讨 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2004, (6): 27-30.
- [11] 王锡吉, 王逢. 可靠性工作新理念 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2003, (2): 1-7.
- [12] 曾繁中, 简维廷, 王伟, 等. 现代半导体研制的内建可靠性方法 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2003, (6): 13-20.
- [13] 车永明. 现代电子设备的可靠性设计技术 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2003, (6): 24-29.
- [14] 张青山. 可靠性强化试验技术及其应用 [J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2003, (6): 40-42.