

文章编号: 1000-0887(2001) 07-0763-05

论 AMSAA_BISE 模型——兼答梅文华*

周源泉

(北京强度与环境研究所, 北京 100076)

摘要: 用另一种方法推导了 AMSAA_BISE 模型, 这无疑表明 AMSAA_BISE 模型是正确的, 并指出梅文华的近似模型的错误, 还用工程实例说明这些结论, 最后对 AMSAA 与 AMSAA_BISE 模型的优缺点进行了讨论

关键词: 可靠性增长; Duane 模型; AMSAA 模型; AMSAA_BISE 模型
中图分类号: TB114.3; G201 文献标识码: A

引 言

梅文华等在[1]中对本人等提出的 AMSAA_BISE 模型^[2]提出商榷, 还提出了企图解决这个问题的一种近似模型。

本文用不同于[2]、[3]的方法, 即不用 AMSAA 模型提出者 Crow L H^[4]与[2]、[3]所作的假设: 同步投试同步纠正同步截尾的 $K(K > 1)$ 台同型系统在时间区间 $(0, t]$ 上的故障次数 $N_i(t) (i = 1, 2, \dots, K)$, 相互独立地服从均值函数为 at^b 的 Weibull 过程, 直接推导了 AMSAA_BISE 模型。事实上, 工程中使用此模型的做法正好与本文的推导想法相符, 这无疑表明 AMSAA_BISE 模型是正确的, 而[1]的近似模型本质上是错误的。

其次, 用工程实例, 通过将外场使用结果与用 AMSAA_BISE 模型、Duane 模型, 文[1]近似模型对可靠性增长试验估出的结果的比较, 从直观上进一步说明 AMSAA_BISE 模型的正确性与文[1]近似模型的错误。

再次, 对 AMSAA 与 AMSAA_BISE 模型的优缺点进行了详细的讨论。

1 AMSAA_BISE 模型的另一种推导方法

在此推导中, 我们的分析对象是

$$N(t) = \sum_{i=1}^K N_i(t).$$

$N_i(j)$ 的观测值为 $n_i (i = 1, 2, \dots, K)$, 记 $n = \sum_{i=1}^K n_i$, 记第 i 台系统的第 j 次故障的累积试验时间为 $t_{ij} (i = 1, 2, \dots, K, j = 1, 2, \dots, n_i)$, 对它们从小到大排序, 记为 $t_{(l)} (l = 1, 2, \dots, n)$, 若它们能通过关于 Weibull 过程(有些文献也称为幂律过程, 即 Power law process) 的

* 收稿日期: 2000-03-11; 修订日期: 2000-05-20

作者简介: 周源泉(1937—), 研究员, 研究方向: 可靠性增长, 可靠性评定等, 发表论文 150 多篇, 专著 4 部。

Cramer_Von Mises 检验, 则不能拒绝 $N(t)$ 是均值函数为 Kat^b 强度函数为 $z(t) = Kabt^{b-1}$ 的幂律过程的假设, 即

$$P[N(t) = n] = \frac{(Kat^b)^n}{n!} \exp(-Kat^b) \quad (n = 0, 1, 2, \dots) \quad (1)$$

对多台同步故障截尾(其定义见[3])的情况, 观测 $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq \dots \leq t_{(n)}$ 的似然函数为(以下令 $t_{(0)} = 0$):

$$f_1(t_{(1)}, t_{(2)}, \dots, t_{(n)}) = \prod_{i=1}^n P[N(t_{(i-1)}, t_{(i)}) = 0] \cdot (Kabt_{(1)}^{b-1}) = \\ (Kab)^n \exp(-Kat^{b(n)}) \prod_{i=1}^n t_{(i)}^{b-1} = (Kab)^n \exp(-Kat^{b(n)}) \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{n_i} t_{ij}^{b-1} \quad (2)$$

对多台同步时间截尾, 观测 $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq \dots \leq t_{(n)} < T$ (T 为同步截尾时间) 的似然函数为:

$$f_2(t_{(1)}, t_{(2)}, \dots, t_{(n)}; N(T) = n) = \left\{ \prod_{i=1}^n P[N(t_{(i-1)}, t_{(i)}) = 0] (Kabt_{(1)}^{b-1}) \right\} \cdot \\ P[N(t_{(n)}, T) = 0] = (Kab)^n \exp(-KaT^b) \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{n_i} t_{ij}^{b-1} \quad (3)$$

式(2), (3)与文[2], [3]在上述两种情况下给出的似然函数完全一样。

另外, 对同步改进的同型系统, 有

$$EN_i(t) = \frac{EN(t)}{K} = at^b \quad (i = 1, 2, \dots, K),$$

$$Z_i(t) = \frac{d}{dt} EN_i(t) = abt^{b-1} \quad (i = 1, 2, \dots, K) \cdot$$

显然, 这些同型系统的 MTBF 为

$$M(t) = [Z_i(t)]^{-1} = t^{1-b}/(ab) \cdot$$

这样, 多台同步可靠性增长问题, 就转化为单台系统的可靠性增长问题。据此可导出关于 AMSAA_BISE 模型统计推断的全部结果。

这里并不需要假定 $N_i(t)$ 相互独立地服从均值函数为 at^b 的幂律过程。而仅需假定多台同型系统的总故障数 $N(t)$ 服从均值函数为 Kat^b 的幂律过程。

既然 AMSAA_BISE 模型成立, 则文[1]的近似模型当然是错误的。因此它不是客观地利用真实的故障数据, 而是人为地额外附加了 $n(K-1)$ 次故障, 并假定这些附加的故障时间同真实的故障时间。这必将导致系统的强度变大 K 倍, 而系统的 MTBF 仅为实际值的 $1/K$, 这当然不可能被实践所接受。

另外, 文[1]的作者还在文[5]等中批评本人等编制的国军标 GJB/Z77^[6] 及美军手册 MIL-HDBK_781^[7], 认为它们与 AMSAA_BISE 模型存在同样的问题。正如我们上述指出的理由, 文[6], [7]在这个问题上是正确的, 错误的仍然是文[5]。

下面介绍一个工程实例, 它直观生动地说明了本节的结论。

2 一个工程实例

本来可以和[1]一样, 采用文[3]中给出的例 4.5 的批生产阶段的故障数据。但因该例故障数据较少, 更主要的是未收集到产品的使用数据, 不能将其增长分析结果与使用结果进行比较, 故采用下面的工程实例, 它既有增长试验数据, 又有增长前、后的使用数据, 便于比较, 这样

哪个模型符合实际, 哪个模型违背实际, 就一目了然。

例1 本例的原始数据见[8]。将80台石油数据采集站在增长试验前投入现场使用, 各工作190h, 共发生25次故障, 按IEC 1164^[9], 用指数分布计算该产品的MTBF的极大似然估计, 得

$$M = 80 \times 190h / 25 = 608.0h$$

石油勘探部门希望采集站的MTBF能提高到2000h, 为此进行了K=35台的同步可靠性增长试验, 发生了n=7次B型故障, 故障时间依次为1h, 6h, 14h, 28h, 67h, 90h, 176h, 每次故障后, 均对35台作同步纠正, 并于T=180h同步终止试验。然后将增长试验后的35台产品及按增长试验以后的新图纸生产的45台产品, 一起投入现场使用。各台均工作509h, 共发生17次故障, 按指数分布可得系统MTBF的极大似然估计:

$$M = 80 \times 509h / 17 = 2359.3h$$

对增长数据用AMSAA_BISE模型、Duane模型及[1]的近似模型作分析, AMSAA_BISE模型参数a, b及系统MTBF M(T)的点估计公式(按IEC 1164, 用b的无偏估计 \hat{b})如下:

$$b = (M - 1) \times \left[\sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^{n_i} \ln \frac{J}{t_{ij}} \right]^{-1}, \quad a = n \times (KJ^b)^{-1}, \quad M(J) = KJ / (nb) \quad (4)$$

Duane模型的a, b, M(J)的最小二乘估计为^[3]:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^v \ln N_i \cdot \ln t_i - \left[\sum_{i=1}^v \ln N_i \right] \left[\sum_{i=1}^v \ln t_i \right] / v}{\sum_{i=1}^v (\ln t_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^v \ln t_i \right)^2 / v}, \quad (5)$$

$$\hat{a} = K^{-1} \exp \left\{ v^{-1} \left[\sum_{i=1}^v \ln N_i - \hat{b} \sum_{i=1}^v \ln t_i \right] \right\},$$

$$M(J) = J^{1-b} / (\hat{a}\hat{b}),$$

$$\text{式中 } J = \begin{cases} t_{(n)} & (\text{故障截尾}), \\ T & (\text{时间截尾}) \end{cases}, \quad M = \begin{cases} n-1 & (\text{故障截尾}), \\ n & (\text{时间截尾}). \end{cases}$$

v为下列数据组的组数, 且v=M+1。

表1

累积试验时间 t_i	$t_{(1)}$	$t_{(2)}$...	$t_{(n)}$	T
故障数 N_i	1	2	...	n	n

文[1]的近似模型也用AMSAA_BISE模型的估计公式, 但文[1]假设K台系统的每一台均有n次故障, 且每一台的故障时间依次为 $t_{(1)}, t_{(2)}, \dots, t_{(n)}$ 。由此可算得表2与表3的结果, 后者仅用176h前的故障截尾数据, 而略去了最后4h的信息。

由表2, 表3可知, AMSAA_BISE模型估出的MTBF为2206.9h~2561.7h, Duane模型估出的MTBF为2145.0h~2257.7h与外场使用的MTBF M=2395.3h均十分接近, 而文[1]近似模型估出的MTBF M=52.71h~54.27h仅为外场使用的2.20%~2.27%(<1/K), 与增长前估出的外场使用的MTBF相比, 仅为8.67%~8.93%, 显然, 文[1]近似模型是难以被接受的。其错误原因在于, 它拒绝利用真实的故障数据, 而人为地附加了n(K-1)次故障。

表 2 时间截尾时, 采集站增长数据的分析

	AMSAA_BISE 模型	Duane 模型	文[1]近似模型
K	35	35	35
T	180 h	180 h	180 h
n	7	7	7×35
故障时间 t_{ij}/h	1, 6, 14, 28, 67, 90, 176	同左	$t_{i1}, \dots, t_{i7} = 1, 6, 14, 28, 67, 90, 176$ $i = 1, 2, \dots, 35$
b	0.407 811	0.376 891	0.473 838
a	0.024 060 5	0.029 881 7	0.597 674
$M(T)$	2 206.9 h	2 257.7 h	54.27 h

表 3 故障截尾时, 采集站增长数据的分析

	AMSAA_BISE 模型	Duane 模型	文[1]近似模型
K	35	35	35
$t_{(n)}$	176 h	176 h	176 h
n	7	7	7
故障时间 t_{ij}/h	1, 6, 14, 28, 67, 90, 176	同左	$t_{i1}, \dots, t_{i7} = 1, 6, 14, 28, 67, 90, 176$ $i = 1, 2, \dots, 35$
b	0.343 516	0.383 081	0.476 996
a	0.033 858 0	0.029 556 4	0.594 289
$M(t_{(n)})$	2 561.7 h	2 145.0 h	52.71 h

3 AMSAA 模型与 AMSAA_BISE 模型的优缺点

如前所述, AMSAA_BISE 模型的新数学推导严密, 又与上述工程实例吻合甚好, 那末, 工程师们是否就可以 100% 地放心使用 AMSAA 模型与 AMSAA_BISE 模型呢? 我们认为, 必须在认真进行理论分析又大量占有实际信息的基础上, 客观地分析这类模型的优缺点, 才能更好地使用它们, 以免引起大的失误。

IEC 1164 对幂律模型(即可用幂律过程描述的可靠性增长模型)作过中肯的分析, 在此基础上, 下面予以进一步的讨论。

目前, 幂律模型已成为应用最广的可靠性增长模型, 它有许多优点:

1°. 适用面广

a. 它能拟合多类产品(包括电子、机械、机电、液压、光学等)的可靠性增长信息, 例如, 笔者收集到的 40 余种产品的可靠性增长信息, 除一个例外, 其余均可用此类模型拟合。

b. 它能拟合多种类型的增长数据, 如纠正设计缺陷的数据, 筛选数据, 老炼数据, 磨合数据, 因生产工艺、操作技术、维护方法改善获得的增长数据。

c. 既可处理精确的单独故障时间数据, 又可处理故障的分组数据。

2°. 估计方法简便

3°. 由于该模型能给出系统 MTBF 的区间估计, 故在试验剖面能较好地模拟真实环境时, 成功的可靠性增长试验可代替鉴定试验, 从而节省大量的研制费用与时间。

4°. 根据过去的增长试验信息估出的模型参数, 可方便用于制订使用类似试验条件与相等

的改进有效性的增长试验大纲·

它也有一些缺点:

1°. 系统在增加若干无故障运行时间下, 估计的 MTBF 有时反而会不合理地变小

例如在本文例中, $M(176) = 2\,561.7\text{h}$, 在增加 4h 的无故障运行时间后, 估计的 MTBF 反而降为 $M(180) = 2\,206.9\text{h}$, 为了减少此缺点的影响, 一般可使用故障截尾时的结果, 因为此时 $M(t_{(n)})$ 的区间估计是精确的·

2°. 在作设计纠正后, 在表示立即增长上, 此类模型相对地较慢与不敏感

因此, 给出的试验终止时的 MTBF 将偏低·

3°. 模型在某些情况会给出不现实的可靠性测度

如 $t \rightarrow 0$ 时, $Z(t) \rightarrow \infty$, 在 $t \rightarrow \infty$ 时, $Z(t) \rightarrow 0$, 除分析使用寿命^[10]外, 这一般不会影响模型的实际应用·

[参 考 文 献]

- [1] 梅文华, 郭月娥, 杨义先. AMSAA_BISE 模型不能成立[J]. 应用数学和力学, 2001, 22(7): 758—762.
- [2] ZHOU Yuan_quan, WENG Zhao_xi. AMSAA_BISE model[A]. In: Mao Shisong, Y Sunada, Ed. 3rd Japan_China Symp on Statistics [C]. Tokyo, Japan: Soka Univ, 1989, 179—182.
- [3] 周源泉, 翁朝曦. 可靠性增长[M]. 北京: 科学出版社, 1992.
- [4] Crow L H, Reliability analysis for complex repairable system[A]. In: F. Proschan, R J Serfling, Eds. Reliability & Biometry [C]. Philadelphia PA: SIAM, 1974, 379—410.
- [5] 梅文华, 杨义先. 对 GJB/Z77 多台同型产品增长模型的分析[J]. 航空学报, 1999, 20(1): 65—68.
- [6] GJB/Z77_95, 可靠性增长管理手册[S]. 国防科工委军标中心, 1996.
- [7] MIL_HDBK_781, Reliability test Methods, Plans and Environment for Engineering Development, Qualification and Production[S]. 1987.
- [8] 曹玉璋. 应用 AMSAA_BISE 模型提高采集站的可靠性[J]. 系统工程与电子技术, 1993, (4): 55—61.
- [9] IEC 1164, Reliability Growth Statistical Test and Estimation Methods[S]. 1995.
- [10] 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, (6): 1—5.

Research on AMSAA_BISE Model ——an Answer to MEI Wen_hua

ZHOU Yuan_quan

(Beijing Institute of Structure and Environment Engineering, Beijing 100076, P R China)

Abstract: The AMSAA_BISE model is derived from another approach. This certainly shows the correctness of the AMSAA_BISE model, and indicates the incorrectness of the approximate model given in this paper. The engineering example illustrating these conclusions is given. Merits and demerits of AMSAA and AMSAA_BISE model are discussed.

Key words: reliability growth; Duane model; AMSAA model; AMSAA_BISE model