论加速可靠性增长试验
(㈦)理论基础*

周源泉[1], 朱新伟[2]

(1. 北京强度与环境研究所, 北京 100076; 2. 中国海鹰机电技术研究院, 北京 100074)

摘 要: 建立了加速可靠性增长试验 (ARGT) 的理论基础, 包括给出 ARGT 的加速系数 (A_f) 的定义与性质, 这些性质与正常加速应力条件下有相同故障机理条件间的本质联系, 并将这些结果用于常见的可靠性增长模型。最后提出了作 ARGT 统计分析所依据的基本假定。

关键词: 可靠性增长试验; 加速度寿命试验; 可靠性评价; 失效机理; 可靠性增长模型

中图分类号: V430 **文献标识码**: A **文章编号**: 1001-4055 (2001) 01-0001-05

Research on accelerated reliability growth testing
(㈦) Theoretic basics

ZHOU Yuan-quan[1], ZHU Xin-wei[2]

(1. Beijing Inst. of Structure and Environment, Beijing 100076, china
2. China Haiying Electro-Mechanical Technology Academy, Beijing 100074, China)

Abstract: The Theoretic basics of ARGT were founded. They include the defination of A_f (Acceleration Factor) for ARGT and its properties were given, the essential relations between these properties and the condition having same failure mechanisms at the normal and accelerated stress levels were presented. These results are applied to the common reliability growth modets. And the fundamental hypotheses of statistical analysis for ARGT were proposed.

Key words: Reliability guowth test; Acceleration life test; Reliability assessment; Failure mechanism; Reliability growth model.

1 引 言

文献[1]提出了加速可靠性增长试验 ARGT 研究的主要内容与途径, 本文则在于建立 ARGT 的理论基础, 包括给出 ARGT 的加速系数 A_f(Acceleration Factor) 的定义, 研究 A_f 的性质与用途以及与正常加速应力下产品有相同故障机理的条件之间的本质联系。据此, 对常见的 9 种可靠性增长模型, 给出了有相同故障机理的条件及 A_f 的表达式, 进而总结性地指出对 ARGT 适合的可靠性增长模型, 并对 ARGT 故障数据作统计分析时所需的基本假定进行了讨论。

2 加速系数 A_f 及其定义

ARGT 中的 A_f 与在加速寿命试验 ALT 中的加速系数 A_f, 都是一个十分重要的参数, 有着非常广泛的用途。但二者又有本质的不同, 后者的研究对象是概率分布, 而前者的研究对象是计数过程。因此, 必须给 ARGT 的 A_f 以定义。

用$\{N(t), t>0\}$表示计数过程, 其中 t 是参试产品的累计试验时间, $N(t)$ 是时间区间$(0, t]$上产品的故障次数, 其均值函数为 $\upsilon(t) \overset{d}{=} E[N(t)]$。

这里 E 表示后续量的均值, 其强度函数记为 $Z(t) \overset{d}{=} \mathrm{d}E[N(t)]/\mathrm{d}t$, 其瞬时的平均故障间隔时间 MTBF 记为 $M(t) \overset{d}{=} [Z(t)]^{-1}$, 其累积 MTBF 函数记为 $\overline{M}(t) = t/E[N(t)]$。

先引入 N ——累积试验时间的定义[2]。

定义 1: 产品在应力水平 S_i ($i = 0, 1, 2, \cdots, l$) 下,

* 收稿日期: 2000-02-22; 修订日期: 2000-05-29。
作者简介: 周源泉 (1937 —), 男, 研究员, 研究领域为可靠性评定与可靠性增长及加速试验。

故障的计数过程记为$\{N_i(t), t>0\}$,其均值函数记为$\upsilon(t)=E[N_i(t)]$,对于给定的$N>0$,方程

$$\upsilon(t)=E[N_i(t)]=N$$

的根为

$$t_{N,i}=\upsilon^{-1}(N) \tag{1}$$

称$t_{N,i}$为产品在正常应力水平S_0或加速应力水平S_i ($i=1,2,\cdots,l$)下的N——累积试验时间。

定义2:对于给定的$N>0$,在应力水平S_i,S_j下,产品的N——累积试验时间分别记为$t_{N,i}$,$t_{N,j}$,则它们的比值

$$K_{i,j}=t_{N,j}/t_{N,i}, \qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{2}$$

称为产品的应力水平S_i对应力水平S_j的加速系数,简称加速系数(A_f)。当$j=0$时,即加速应力水平S_i对正常应力水平的A_f。

由A_f的定义可知,$K_{i,j}$与所选的N有关,但为使$K_{i,j}$能方便地应用于工程实践,就要求$K_{i,j}$是与N无关(仅由S_i,S_j,$0\leqslant j<i\leqslant 1$确定)的常数。否则,随着产品试验时间的推进及$N$的改变,$K_{i,j}$就要发生变化,$K_{i,j}$就失去了工程应用的价值。因此,在ARGT中特别强调$K_{i,j}$应是与N无关的常数。

为了满足这个要求,至少需要产品在S_0及S_i下,其故障机理相同。即产品的故障机理不变,是保证$K_{i,j}$是与N无关的常数必要条件。据此,即可由$K_{i,j}$与N无关的常数要求,推导出常见的各种计数过程(更确切地说,是常见的用于可靠性增长模型的计数过程)的产品有相同故障机理的条件。

3 A_f 的性质及用途

性质1

对任何$N>0$,$K_{i,j}=t_{N,j}/t_{N,i}$是与N无关的常数

$\Leftrightarrow$对任何$t>0$,有

$$E[N_i(t)]=E[N_j(t\quad K_{ij})], 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{3}$$

证:$\Rightarrow$因为对任何$N>0$,有

$$N=E[N_i(t_{N,i})]=E[N_j(t_{N,j})]$$

将$t_{N,j}=t_{N,i}K_{i,j}$代入,则对任何$N>0$,有

$$E[N_i(t_{N,i})]=E[N_j(t_{N,i}K_{i,j})]$$

故对任何$t>0$,有

$$E[N_i(t)]=E[N_j(t\quad K_{i,j})]$$

$\Leftarrow$:因对任何$N>0$,有

$$E[N_i(t)]=E[N_j(t\quad K i,j)],$$

故对任何$N>0$,有

$$E[N_i(t_{N,i})]=E[N_j(t_{N,i}K_{i,j})]=N$$

又因对任何$N>0$,有$E[N_i(t_{N,j})]=N$,

故对任何$N>0$,$K_{i,j}=t_{N,j}/t_{N,i}$成立,即$K_{i,j}$是与N无关的常数。 Q.E.D

这个性质十分重要,是A_f其它性质的基础,还是ARGT中不同应力水平下时间折合公式假定的基础。据此,可直接导出计数过程可靠性增长模型在ARGT中故障机理不变的条件。

性质2

(1)对任何$t>0$,有

$$K_{i,j}=Z_i(t)/Z_j(t\quad K_{i,j}) \quad 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{4}$$

即$K_{i,j}$是与t无关的常数;

$$(2)\ K_{i,j}=Z_i(t_{N,i})/Z_j(t_{N,j}), 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{5}$$

证:由性质1知对任何$t>0$,有

$$E[N_i(t)]=E[N_j(t\quad K_{ij})]$$

故对任何 $t>0$,有

$$Z_i(t)=\mathrm{d}E[N_i(t)]/\mathrm{d}t=K_{i,j}\mathrm{d}E[N_j(tK_{i,j})]/\mathrm{d}(K_{i,j}t)=K_{i,j}Z_j(tK_{i,j}),$$

故 $$K_{i,j}=Z_i(t)[Z_j(tK_{i,j})]$$

是与t无关的常数。在上式中令$t=t_{N,i}$,考虑到$K_{i,j}$的定义式,即得式(5)。 Q.E.D.

由性质2的第(1)点,可直接确定某些可靠性增长模型的故障机理不变的条件及ARGT的A_f的表达式。性质2的第(2)点给出了将较高应力水平下故障强度换算成较低应力水平下的故障强度的公式。

性质3

(1)对任何$t>0$,$K_{i,j}=M_j(t\quad K_{i,j})/M_i(t)$

$$0\leqslant j<i\leqslant l \tag{6}$$

是与t无关的常数;

$$(2)\ K_{i,j}=M_j(t_{N,i}), \quad 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{7}$$

证:因$M_i(t)=[Z_i(t)]^{-1}$, $M_j(t)=[Z_j(t)]^{-1}$

故由性质2即可导出性质3。

性质3的第(1)点与性质2的第(1)点的用途相同;性质3的第(2)点给出了将较高应力水平下的MTBF换算成较低应力水平下的MTBF的公式。

性质4

(1)对任何$t>0$ $K_{i,j}=\overline{M}_j(t\quad K_{i,j})/\overline{M}_i(t)$,

$$0\leqslant j<i\leqslant l \tag{8}$$

是与t无关的常数。

$$(2)\ K_{i,j}=\overline{M}_j(t_{N,j})/\overline{M}_i(t_{N,i}), \ 0\leqslant j<i\leqslant l \tag{9}$$

证: 由定义

$$\overline{M}_i(t)=t/E[N_i(t)],\ \overline{M}_j(tK_{i,j})=\frac{tK_{i,j}}{E[N_j(tK_{i,j})]}$$

故对任何 $t>0$,

$$\overline{M}_j(tK_{i,j})/\overline{M}_j(t)=K_{ij}E[N_j(t)]/\{E[N_j(tK_{ij})]\}$$

$\overset{\text{式(3)}}{=}K_{i,j}$ 即 $K_{i,j}$ 是与 t 无关的常数。式(9) 显然。

Q. E. D.

性质 4 的第(1) 点可用来直接导出某些可靠性增长模型的故障机理不变的条件及 AGRT 的 A_f 的表达式; 第(2) 点给出将较高应力水平下的累计 MTBF, 换算成较低应力水平下的累计 MTBF 的公式。

4　常见计数过程故障机理不变的条件与 ARGT 的 A_f 的表达式

4.1　Poisson 过程

若在应力水平 $S_i(i=0,1,2,3\cdots,l)$ 下, 产品故障服从 Poisson 过程, 则其均值函数为

$$E[N_i(t)]=\lambda_i t\qquad i=0,1,2,3\cdots,l$$

式中的 λ_i 为过程的强度, 故 $t_{N,i}=N/\lambda_i$

则 $$K_{i,j}=t_{N,j}/t_{N,i}=\lambda_i/\lambda_j\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l\qquad(10)$$

这里 $K_{i,j}$ 已是与N 无关的常数。所以, Poisson 过程总能满足故障机理不变的条件, 且 A_f 为过程强度之比。

事实上, 在故障服从 Poisson 过程的情况下, ARGT 退化为 ALT 寿命服从指数分布, 结果与 ALT 中指数分布的结果完全相同。这也从一个侧面说明了本文提出的 ARGT 的 A_f 的定义的合理性。

4.2　幂律过程(即 AMSAA-BISE 模型[3])

在正常及加速应力水平 $S_i(i=0,1,2,3\cdots,l)$ 下, 产品的故障服从幂律过程, (亦称 Weibull 过程), 其均值函数为

$$E[N_i(t)]=a_it^{b_i}\qquad i=0,1,2,3\cdots,l$$

式中 a_i 称为尺度参数, b_i 称为形状参数或增长参数。显然, 有

$$t_{N,i}=(N/a_i)^{1/b_i}\qquad i=0,1,2,3,\cdots,l$$

因要求

$$K_{i,j}=t_{N,i}/t_{N,i}=(N/a_j)^{1/b_j}/(N/a_i)^{1/b_i}$$

是与 N 无关的常数, 故要求

$$b_0=b_1=b_2=\cdots=b_l=\text{常数}\qquad(11)$$

即幂律过程故障机理不变的条件是其形状参数是不随应力水平 S_i 而异的常数。这与文献[2] 根据试验结果提出的假定完全一致。这是本文提出的 ARGT 的 A_f 定义合理性的又一例证。此时, ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=(a_i/a_j)^{1/b}\qquad(12)$$

4.3　AMSAA 模型对成败型数据的应用

MIL-HDBK-189 指出, 当产品高可靠且试验次数 k 足够多时, AMSAA 模型可用于成败型试验产品的可靠性增长。成败型数据与 AMSAA 模型寿命试验数据及测度的对照表, 见文献[4]。

在正常及加速应力水平 S_i 下, 产品的累积失败次数的均值为 $E[f_i(k)]=a_ik^{b_i}\qquad i=0,1,2,\cdots,l$

其失败概率为　$p_i(k)=a_ib_ik^{b_i-1}$

其 A_f 的表达式为 $K_{i,j}=(a_i/a_j)^{1/b}$

当 $b_i=b=1$ 时, 即没有正、负可靠性增长的情况, 就成为成败型的二项分布或负二项分布。此时, 其失败概率为常数, 即 $p_i=a_i$; 其加速系数为

$$K_{i,j}=p_i/p_j\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l\qquad(13)$$

即二项分布、负二项分布的加速系数为其失败概率之比, 与文献[5] 中提出的定义完全一致。这又是本文提出的 ARGT 的 A_f 定义合理性的一个证据。

4.4　Cox-Lewis 模型

在 S_i 下, 产品的故障服从非齐次泊松过程(NHPP), 其强度函数为

$$Z_i(t)=\exp(a_i+b_it)\qquad i=0,1,2,\cdots,l,$$

此即 Cox-Lewis 模型, 俗称线性对数强度函数模型。因要求

$$K_{i,j}=Z_i(t)/Z_j(tK_{ij})=\exp(a_i-a_j)\cdot\exp[t(b_i-b_jK_{i,j})]$$

是与 t 无关的常数, 故要求:

$$e^{a_i}/b_i=\text{常数}\qquad i=0,1,2,\cdots,l,\qquad(14)$$

即 Cox-Lewis 模型故障机理不变的条件为

$$e^{a_i}/b_i\qquad(i=0,1,2\cdots,l)$$

是与 S_i 无关的常数。AGRT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=b_i/b_j=e^{a_i-a_j}\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l\qquad(15)$$

4.5　Lewis-Shedler 模型

在正常及加速应力水平 $S_i(i=0,1,2\cdots,l)$ 下, 产品的故障服从 NHPP, 其强度函数为

$$Z_i(t)=\exp\{\sum_{k=0}^{10}a_{i,k}t^k\}\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

此即 Lewis-Shedler 模型。因要求

$$K_{i,j}=\exp\{\sum_{k=0}^{10}t^k(a_{i,k}-a_{j,k}K_{i,j}^k)\}$$

是与 t 无关的常数, 故要求

$$e^{a_{io}}/a_{ij}^{1/k}=\text{常数}\quad k=1,2,\cdots,10,\quad i=0,1\cdots l\qquad(16)$$

此即 Lewis-Shedler 模型下故障机理不变的条件。ARGT 的 A_f 为:

$$K_{i,j}=e^{a_{io}-a_{jo}}=(a_{i,k}/a_{j,k})^{1/k}$$

$$k=1,2,\cdots,10,\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (17)$$

4.6 IBM 模型[8]

IBM 模型不仅考虑系统性故障,还考虑残余故障,而 RGT 只考虑系统性故障。另外,原模型未考虑故障属何种随机过程,这里对 IBM 模型修正如下:

(1) 按 Angus[9] 的观点,可设故障服从 NHPP;

(2) 仅考虑系统性故障;$S_i(i=0,1,2,\cdots,l)$ 下,产品均服从修正的 BIM 模型。即故障服从 NHPP,且其均值函数为

$$EN_i(t)=a_i(1-e^{-b_it}),\qquad i=0,1,2\cdots,l$$

这就是软件可靠性的 G-O 模型。

其强度函数为

$$Z_i(t)=a_ib_ie^{-b_it}\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

式中 a_i 是产品故障均值函数的极限值;b_i 是产品故障的增长率参数。因要求

$$K_{i,j}=\frac{a_ib_i}{a_jb_j}\exp[-t(b_i-b_jK_{i,j})],\quad 0\leqslant j<i\leqslant l$$

是与 t 无关的常数,故要求

$$a_i=\text{常数},\qquad i=0,1,2,\cdots,l \qquad (18)$$

此即修正的 IBM 模型的故障机理不变的条件。而 ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=b_i/b_j,\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (19)$$

4.7 指数单项幂级数模型

若在正常及加速应力水平 S_i 下,产品的故障均可用本模型描述,按 Ascher & Feingold[10] 的观点,认为故障可用 NHPP 描述(以下诸模型都可以这样对待,就不重复了),其累积 MTBF 为

$$\overline{M}_i(t)=a_i(1-b_ie^{-c_it}),\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

式中 a_i 是累积 MTBF 的极限值;b_i 是截距参数,表示增长潜力;c_i 是增长率参数。因要求

$K_{i,j}=\overline{M}_j(tK_{i,j})/\overline{M}_i(t)=[a_j(1-b_je^{-c_jK_{i,j}t})]/[a_i(1-b_ie^{-c_it})]$ 是与 t 无关的常数,故要求

$$b_i=\text{常数},\qquad i=0,1,2,\cdots l \qquad (20)$$

$$a_ic_i=\text{常数},\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

此即指数单项幂级数模型的故障机理不变的条件。而 ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=a_j/a_i=c_i/c_j\quad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (21)$$

即为累积 MTBF 极限值之比,也是增长率参数之比。

4.8 Lloyd-Lipow 模型

若在正常及加速应力水平 S_i 下,产品故障服从 NHPP,本模型的累积 MTBF 为

$$\overline{M}_i(t)=(a_i-b_i)/t\qquad t\geqslant b_i/a_i$$

$$\overline{M}_i(t)=0,\qquad 0<t<b_i/a_i,\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

式中 a_i 是累积 MIBF 的极限值;b_i 为增长率。因要求

$K_{i,j}=M_j(tK_{i,j})M_i(t)=a_j[1-b_j/(a_jK_{i,j}t)]/\{a_i[1-b_i/(a_it)]\}$

是与 t 无关的常数,故要求

$$b_i/a_i^2=\text{常数},\qquad i=0,1,2,\cdots,l \qquad (22)$$

本模型故障机理不变的条件是 $b_i/a_i^2(=0,1,2,\cdots,l)$ 不随 S_i 而异。ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=a_j/a_i\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (23)$$

即为累积 MTBF 极限值之比。

4.9 Aroef 模型

设在正常加速应力水平 S_i 下,产品故障服从 NHPP. 本模型的累积 MTBF 为

$$\overline{M}_i(t)=a_ie^{-b_i/t}\qquad i=-0,1,2\cdots,l$$

式中 a_i 是累积 MTBF 的极限值;b_i 是增长率参数。因要求

$K_{i,j}=\overline{M}_i(tK_{i,j})/\overline{M}_i(t)=(a_j/a_i)\exp[(b_i-b_j/K_{i,j})/t]$

是与 t 无关的常数,故要求

$$a_i/b_i=\text{常数},\qquad i=0,1,2\cdots,l \qquad (24)$$

即 Aroef 模型下,产品故障机理不变的条件是 a_i/b_i 不随 S_i 而异。此时,ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=a_j/a_i=b_j/b_i,\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (25)$$

它是增长率参数之比,也是累积 MTBF 极限值之比。

4.10 简单指数模型

设在正常及加速应力水平 S_i 下,产品故障服从 NHPP,本模型的累积 MTBF

$$\overline{M}_i(t)=-a_ie^{b_it},\qquad i=0,1,2,\cdots,l$$

式中 a_i 为初始累积 MTBF;b_i 为增长率参数。因要求

$K_{i,j}=\overline{M}_j(tK_{i,j})/\overline{M}_i(t)=(a_j/a_i)\exp[t(b_jK_{i,j}-b_i)]$

是与 t 无关的常数,故要求:

$$a_ib_i=\text{常数},\qquad i=0,1,2,\cdots,l \qquad (26)$$

在模型下,产品故障机理不变的条件是 a_id_i 不随 S_i 而异。而 ARGT 的 A_f 为

$$K_{i,j}=a_j/a_i=b_i/b_j,\qquad 0\leqslant j<i\leqslant l \qquad (27)$$

即它是增长率参数之比, 也是初始累积 MTBF 之比。

综上, 在上述可靠性增长模型中, AMSAA-BISE 模型, 修正的 IBN 模型(亦即 G-O 模型)是适于 ARGT 的统计模型。因其故障机理不变的条件都是过程的某个参数不随应力水平 S_i 而异, 这较易用故障数据验证。特别是其中的 AMSAA-BISE 模型已有严格的统计分析方法, 更适于作为 ARGT 的统计模型。

5　ARGT 的基本假定

文献[1]已指出, 对 ARGT 作统计分析, 至少需要 5 个假定。由于上述的讨论, 已能较详细地展开。

假定 1: 在正常应力水平 S_0 及加速应力 $S_i(i=1,2,\cdots,l)$ 下, 产品均有显著的可靠性正增长。否则, 此试验就不是 ARGT 了。

假定 2: 在正常应力水平 S_0 及加速应力水平 S_i 下, 产品在时间区间 $(0, t)$ 内的故障数 $N_i(t)$ 服从同族的计数过程。即应力 S_i 的改变, 不改变过程的类型, 而仅改变过程的参数。

这个假定是仿照 Pieruschka[13] 关于 ALT 的统计模型的假定及 ARGT 的实验结果而抽象出来的。

例如, 对 MASAA-BISE 模型, 有

$$p\{N_i(t)=n\}=[(a_i t^{b_i})^n/n!]e^{a_i t^{b_i}}$$

$$i=0,1,\cdots,l \qquad n=0,1,\cdots l \tag{28}$$

即在不同应力水平 S_i 下, $N_i(t)$ 均服从幂律过程, 但随着 S_i 改变, 过程的参数则不同。

假定 3: 在正常及加速应力水平 S_i 下, 产品故障机理不变的条件为: 过程的某个参数和/或过程的某些参数的函数不随 S_i 而异。

对列出的各种可靠性增长模型, 第 4 节已导出了这个条件。当然, 对 ARGT 的试验结果还需验证这个条件。

假定 4: 加速模型, 即要给出表述产品寿命的过程参数与应力间的关系式。

例如, 对 AMSAA-BISE 模型, 加速模型的最常见的形式为

$$\ln a_i = c + d\varphi(S_i) \qquad i=0,1,\cdots,1 \tag{29}$$

式中 a_i 是 S_i 下幂率过程的尺度函数, c, d 是未知常数, $\varphi(.)$ 是已知函数。因为在 ALT 中, Weibull 分布下, 加速方程的常见形式为

$$\ln\eta = c' + d'\varphi(S_i) \qquad i=0,1,\cdots,l$$

幂律过程的首次故障就服从 Weibull 分布, 此分布的特征寿命 $\eta = a_i^{1/b}$, 故得式(29), 且 $c=-bc'$, $d=-bd'$ 式中 b 即 S_i 下幂律过程的增长参数。

假定 5: 时间折合公式的假定。

关于 ALT 的时间折合公式, 在文献[1]中已有详细讨论, 照此即可给出 ARGT 在不同 S_i 下的时间折合公式的基础, 这就是 ARGT 的 A_f 的基本性质:

$$E[N_i(t)] = E[N_j(tK_{i,j})].$$

此即在概率意义下, 产品在 S_i 下工作 t 时间, 相当于在 S_j 下工作 $tK_{i,j}$ 时间。故若在 S_i 下工作 t_i 时间, 折合到 S_j 的时间为 $t_{i,j}$,

$$t_{i,j} = K_{i,j}t_i \tag{30}$$

此即时间折合公式, 是 $K_{i,j}$ 的重要用途之一。

参考文献:

[1] 周源泉, 朱新伟. 论加速可靠性增长试验(iv)新方向的提出[J]. 推进技术, 2000, 21(6).

[2] 周源泉, 翁朝曦. AMSAA-BISE 模型的增长加速因子[R]. 北京, 强度与环研究所, 1993.

[3] 周源泉, 郭建英. 可靠性增长幂律模型的 Bayes 推断及在发动机上的应用[J]. 推进技术, 2000, 21(1).

[4] 周源泉, 翁朝曦. 可靠性增长[M]. 北京: 科学出版社, 1992.

[5] 周源泉, 翁朝曦. 可靠性评定[M]. 北京: 科学技术出版社, 1990.

[6] Cox D. R, Lewis P A W. The statistical analysis of series of events[M]. Wiley, 1966.

[7] Lewis P A W, shedler G. Statistical analysis of non-stationary series of events[J]. IBN J. of Research and Development, 1976: 465~482.

[8] Rosner N. System analysis-nonlinear estimation techniques [C]. Proe. National Symp on Reliability and Quality Control, 1961: 203~207.

[9] Angus J E, Bowen J E, Van Den Berg S J. Reliability model demonstration study[R]. FR-83-16-383, Hughes Aircraft Co, Fullerton, California, 1983.

[10] Ascher H, Feingold H. Repairable system reliability[M]. Dekker, 1984.

[11] Lioyd D K, Lipow M. Reliability: management, methods and mathematics[M]. Englewood Cliffs, N J: Prentice-Hall, 1962.

[12] Aroef M. Srudy of learning curve of industrail manual operations[D]. Cornell Univ. Ithaca. N. Y.. 1957.

[13] Pieruschka E. Relation between lifetime distribution and the stress level causing failure[R]. LMSD 800400, Lockheed Missile and Space Division, Sunnyvale, California, 1961.

(编辑: 盛汉泉)