

文章编号: 1000 8055(2010)07-1622-06

基于退化失效数据的环境因子问题研究

冯 静, 周经伦

(国防科学技术大学 信息系统与管理学院, 长沙 410073)

摘 要: 针对具有退化失效特性的高可靠性长寿命产品, 在有限试验时间内难以获得大量失效数据进行环境因子研究的问题, 通过对产品性能退化特性的监测和分析, 研究退化失效环境因子的建模和估计方法. 给出了退化失效环境因子的一般定义和数学描述; 提出了复合 Poisson 过程退化轨道模型的退化失效环境因子模型, 并给出了环境因子点估计的矩方法和区间估计的二项分布法; 通过仿真实例, 对方法在工程应用上的有效性进行了说明.

关 键 词: 环境因子; 无失效数据; 退化失效; 矩估计; 复合 Poisson 过程

中图分类号: TB114 3

文献标识码: A

Research on environmental factor based on degradation data

FENG Jing, ZHOU Jing-lun

(College of Information Systems and Management,

National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract: In consideration of the characteristics of degradation failure for highly reliable, long-life products, it's difficult to gather enough failure data in limited test period. Research on environment factor based on life failure data is not applicable. The definition and mathematical models of environment factor were proposed based on performance degradation data. The environment factor model for compound Poisson process degradation path was given. For the environment factor, a point estimation method based on quadrature and an interval estimation method based on binomial distribution were proposed, respectively. A numerical example was given to illustrate the efficiency and validity of the methods.

Key words: environmental factor; zero-failure sample; degradation data; moment estimation; compound Poisson process

在航空航天产品的可靠性评估中, 经常要遇到不同环境下试验信息的折算与综合问题. 例如, 对一些新研制产品, 由于实际工作环境下试验对人力、物力的巨大耗费, 所得现场试验数据极为有限, 为了解决这一问题, 可采用环境因子的方法将非工作环境下的试验数据转化为工作环境下的等效数据, 从而在节约试验费用, 缩短研制周期的前

提下, 扩充了样本容量, 进一步提高了评估结果的可信度. 环境因子表征的是相同产品在不同环境中失效的快慢程度, 可反映环境的严酷等级^[1-2]. 现有文献中, 对于环境因子的估计, 均是在各类寿命数据的基础上进行, 文献提出了基于寿命数据的环境因子定义, 并进行了相应的统计推断^[2-4]. 而随着科技的进步, 产品的质量不断提高, 很多高

收稿日期: 2009 05 20; 修订日期: 2010 01 13

基金项目: 国家自然科学基金(60804054)

作者简介: 冯静(1975-), 女, 安徽芜湖人, 副教授, 博士, 主要研究方向为复杂系统可靠性评估、小子样理论及信息融合.

周经伦(1955-), 男, 湖南长沙人, 教授, 博士, 主要研究方向为可靠性工程及军事装备学.

可靠性产品在很长的工作时间内也极少出现失效现象. 在无失效的情况下如何确定环境因子, 是在高可靠航空航天产品可靠性评估中迫切需要解决的问题.

可靠性理论中, 将产品丧失规定功能的现象称为失效. 根据产品丧失规定功能的形式, 可将产品失效分成两种类型, 若产品在以往的工作或储存过程之中, 一直保持或基本保持所需要的功能, 但在某一瞬间, 这种功能突然完全丧失, 称为突发性失效, 如器件击穿、电路短路、材料断裂等. 若产品在以往的工作或储存过程之中, 功能随时间的延长而逐渐缓慢地下降, 直至达到无法正常工作的状态(通常规定一个评判的临界值, 即退化失效标准), 则称为退化型失效^[5-7], 如元器件电性能的衰退、机械元件磨损、药品效力的降低、绝缘材料老化等. 对于高可靠性产品, 尤其是无寿命失效数据的情形下, 利用表征产品功能的退化数据, 进行环境因子问题的研究是非常必要的.

论文从退化失效数据的特点出发, 研究退化失效环境因子的定义和建模问题. 首先给出退化失效环境因子的一般定义, 考虑到退化失效往往具有累积效应以及复合 Poisson 过程良好的拟合特性, 引入复合 Poisson 过程对退化轨道进行建模, 然后给出了复合 Poisson 过程退化失效环境因子的定义及其点估计和区间估计方法, 最后通过仿真实例, 说明了该方法在工程上应用的有效性.

1 退化失效环境因子的定义

在可靠性分析中, 环境因子的主要用途是: 利用它可以把一种环境下的寿命试验数据折算成另一环境下的寿命试验数据, 即环境因子是一种折算因子.

1.1 基本假定

为论述方便, 对两种需要比较的环境分别记为环境 1 及环境 2, 前者指较严酷的环境, 后者指较良好的环境. 关于环境因子的讨论建立在以下假定的基础上^[3]:

- 1) 不同环境下, 产品的失效均表现为主要性能参数的退化失效;
- 2) 不同环境下, 主要性能参数的退化轨道服从同族随机过程, 即环境改变, 随机过程类型不变, 而仅改变随机过程族的某些参数;
- 3) 不同环境下, 产品失效机理不变, 表现为退化轨道的某些参数不随环境而异.

1.2 环境因子 K 的一般定义

在寿命数据基础上进行可靠性分析时, 环境因子 K 是针对两个寿命随机变量的概率分布给出的; 而基于退化失效数据进行可靠性分析时, 研究对象为随机过程, 环境因子 K 必须针对两个随机过程给出, 这两者之间存在重大差别, 需要结合随机过程的特征, 给出环境因子的定义. 为此, 先引入 α -累积试验时间的定义^[8].

定义 1 (α -累积试验时间): 在环境 i ($i = 1, 2$) 下, 参试产品累积试验 t 时间后, 与初始时刻相比, 特性参数的退化量为 $X_i(t)$, 用 $\{X_i(t), t \geq 0\}$ 表示产品特性参数退化量所服从的随机过程, 其均值函数记为 $V_i(t) \triangleq E[X_i(t)]$, 对于给定的值 $\alpha > 0$, 方程 $V_i(t) = \alpha$ 的根为 $t_{\alpha, i}$, 则 $t_{\alpha, i}$ 称为产品在环境 i 下的 α -累积试验时间, 即产品的特性参数经历 $t_{\alpha, i}$ 时间后, 退化了 α .

定义 2 (退化失效环境因子): 对于给定的 $\alpha > 0$, 在环境 i 下, 产品的 α -累积试验时间记为 $t_{\alpha, i}$ ($i = 1, 2$), 则它们的比值

$$K \triangleq \frac{t_{\alpha, 2}}{t_{\alpha, 1}} \quad (1)$$

称为环境 2 对环境 1 的环境因子, 简称为环境因子.

由环境因子的定义可知, K 与所选的 α 有关, 为使 K 能方便地应用于工程实践, 就要求 K 是与 α 无关, 而是仅由环境 1, 2 的应力确定的常数. 否则, 随着产品试验时间的推进及 α 的改变, K 就要发生变化, 也就使 K 失去了工程应用价值. 因此, 在退化失效环境因子问题研究中, 特别强调 K 应是与 α 无关的常数. 为了满足这个要求, 需要产品在 1, 2 两种环境下, 失效机理相同. 即产品的失效机理不变, 是保证 K 是与 α 无关的常数的必要条件. 为了便于说明研究的思路, 下文将在退化轨道模型满足复合 Poisson 过程的基础上, 给出失效机理不变的条件及退化失效环境因子的具体定义. 事实上, 完全类似的方法, 可以推广应用到其他退化轨道模型的分析.

1.3 基于复合泊松过程的退化失效环境因子

工程实际中, 许多设备系统往往在其工作环境中承受持续不断的冲击损伤, 如振动损伤、超载损伤等. 根据这类引起系统损伤的冲击到达的机理, 可以假设系统在其工作环境中造成损伤的冲击的到来是遵循参数为 λ 的 Poisson 过程 $\{N(t), t \geq 0\}$, 即 $N(t)$ 为在时间 $[0, t]$ 内系统承受冲击

的次数;显然,系统每次承受冲击而造成损伤的程度是不同的,因此可以假定系统第 i 次承受冲击引起的损伤程度是随机变量 $X_i (i = 1, 2, \dots)$, 另外,根据工程实际中冲击源产生冲击的机制,在大多数情况下,可以认为冲击引起系统损伤的程度是独立同分布的;系统损伤 X_i 与冲击到来次数 $N(t)$ 是独立的. 在工程实际中持续冲击引起设备的损伤程度有某种累积效应,即冲击引起系统的损伤是可叠加的,因此,系统在时刻 t 的损伤应是 $N(t)$ 次冲击造成的损伤 $X_1, X_2, \dots, X_{N(t)}$ 叠加的结果,即系统在 t 时的损伤 $X(t)$ 应该是随机过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 和 $\{X_i, i = 1, 2, \dots\}$ 的某种复合而成的结果^[8-12]. 由此,下文将引入复合 Poisson 过程对参数的退化轨道进行建模,并给出其环境因子的具体定义.

1.3.1 模型假设

- 1) 产品的特性参数在试验过程中单调下降.
- 2) 样品被分成两部分,分别在环境 1 和环境 2 下进行试验.

3) 在非破坏性测量情况下,对每个样品的测量次数相等,而且测量时刻也相同,这是在实际问题中经常碰到的情况. 在环境 $k (k = 1, 2)$ 下,对 n_k 个样品在 m_k 个给定的时点 $t_1 < \dots < t_{m_k}$ 分别进行测量. 取得的退化数据为

$$\{y_{ij}^{(k)}, k = 1, 2; i = 1, \dots, n_k; j = 1, \dots, m_k\}$$

其中 $y_{ij}^{(k)}$ 表示在环境 k 下对第 i 个样品在第 j 个时点测得的性能特性参数值.

4) 在环境 k 下试验的第 i 个样品在试验前特性参数的取值为 $a_i^{(k)}, k = 1$ 时, $i = 1, \dots, n_1; k = 2$ 时, $i = 1, \dots, n_2$.

5) 设 $Y^{(k)}(t)$ 为样品在环境 k 下连续试验 t 时间后特性参数的真实值,若测量误差为独立同分布零均值正态随机变量,则

$$y_{ij}^{(k)} = Y^{(k)}(t_j) + \varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

6) 令 $s_{ij}^{(k)} = a_i^{(k)} - y_{ij}^{(k)}, (i = 1, \dots, n_k, j = 1, \dots, m_k)$, 则 $s_{ij}^{(k)}$ 表示环境 k 下,第 i 个样品的特性参数在 $[0, t_j]$ 区间内的退化量.

1.3.2 复合 Poisson 过程建模

在环境 $k (k = 1, 2)$ 下,第 i 个样品在 $[0, t]$ 内的退化量为 $S^{(k)}(t) = a_i^{(k)} - Y^{(k)}(t)$, 则

$$S^{(k)}(t) = \sum_{j=1}^{N^{(k)}(t)} X_{ij}^{(k)}, t \geq 0$$

其中 $\{N^{(k)}(t), t \geq 0\}$ 是一个强度为 λ 的 Poisson 过程,表示在 $[0, t]$ 内样品受到冲击的次数; $X_{ij}^{(k)}$ 表示第 i 个样品在环境 k 下试验时,受到第 j 次冲

击造成特性参数的退化量,则 $\{X_{ij}^{(k)}, j = 1, 2, \dots\}$ 独立且服从相同的正态分布,即 $X_{ij}^{(k)} \sim N(\mu_k, \sigma_k^2); \{N^{(k)}(t)\}$ 与 $\{X_{ij}^{(k)}\}$ 相互统计独立.

1.3.3 复合 Poisson 过程环境因子定义

若环境 $k (k = 1, 2)$ 下,产品特性参数的退化量 $S^{(k)}(t)$ 符合复合 Poisson 过程,则其均值函数为

$$E[S^{(k)}(t)] = \lambda \mu_k t \quad (k = 1, 2)$$

其中 λ 为过程强度.

由复合 Poisson 过程的特性,正态分布参数 μ_k 和 σ_k 直接决定了失效机理,要保证产品的失效机理不变,必须参数 μ_k 和 σ_k 不随环境而改变,因此,不同环境对产品退化失效的影响程度只会体现为过程强度参数 λ 的不同取值. 则产品在两种环境下失效机理不变的条件为

$$\mu_1 = \mu_2 = \mu, \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma \quad (2)$$

而对于复合 Poisson 过程,环境 k 下的 α -累积试验时间为

$$t_{\alpha, k} = \frac{\alpha}{\lambda \mu_k} \quad (k = 1, 2) \quad (3)$$

由定义 2, 结合式(2)和(3)可知,这两种试验环境的环境因子为

$$K = \frac{t_{\alpha, 2}}{t_{\alpha, 1}} = \frac{\lambda_1 \mu_1}{\lambda_2 \mu_2} = \frac{\lambda_1}{\lambda_2} \quad (4)$$

2 复合 Poisson 过程环境因子统计推断

2.1 点估计——矩法

产品退化过程的特点可通过参数 μ, σ, λ 和 λ_2 表现出来,因此,要通过退化失效原理进行环境因子分析,必须首先由测量数据得到这些参数的估计. 下面通过矩估计结合最小二乘拟合方法得到这些参数的点估计.

首先,由 $\{a_i^{(k)}, k = 1, 2, i = 1, \dots, n_k\}$ 得到产品特性参数的初值分布 $N(\alpha, \sigma_a^2)$, 其中 α 为均值, σ_a^2 为方差.

然后根据随机变量的特征函数与其各阶矩的关系得到总体矩,同时通过测量数据得到各时刻的样本矩;再利用矩估计法结合最小二乘拟合得到参数 $\mu, \sigma, \lambda, \lambda_1$ 和 λ_2 的点估计.

事实上,根据失效机理不变的假设

$$\mu_1 = \mu_2 = \mu, \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$$

则在环境 $k (k = 1, 2)$ 下

$$X_{ij}^{(k)} \sim N(\mu_k, \sigma_k^2) = N(\mu, \sigma^2)$$

$$(i = 1, 2, \dots, n_k; j = 1, 2, \dots, m_k)$$

则

$$E[X_y^{(k)}] = \mu, E[X_y^{(k)2}] = \mu^2 + \sigma^2$$
$$E[X_y^{(k)3}] = \mu^3 + 2\mu\sigma^2.$$

通过随机变量特征函数的导数与矩的关系, 可以求得复合 Poisson 过程 $S^{(k)}(t)$ 的三阶总体矩, 即

$$E[S^{(k)3}(t)] =$$
$$(\lambda t)^3 [E(X_y^{(k)})]^3 + (\lambda t + \lambda t^2) \cdot$$
$$E[X_y^{(k)}] E[X_y^{(k)2}] + \lambda t E[X_y^{(k)3}] =$$
$$\lambda^3 \mu^3 t^3 + (3\lambda^2 \mu^2) \mu (\mu^2 + \sigma^2) +$$
$$\lambda t (\mu^3 + 3\mu\sigma^2) = t(\lambda \mu^3 + 3\lambda \mu\sigma^2) +$$
$$t^2(3\lambda^2 \mu^3 + 3\lambda^2 \mu\sigma^2) + t^3(\lambda^3 \mu^3)$$

$\forall t_j$ 由测量值 $\{s_{ij}^{(k)}, i = 1, \dots, n_k\}$, 得到三阶样本矩为

$$\hat{E}[S^{(k)3}(t_j)] = \sum_{i=1}^{n_k} s_{ij}^{(k)3} / n_k$$

由数列 $\{(\hat{E}[S^{(k)3}(t_j)], t_j); j = 1, \dots, m_k\}$, 通过二次多项式拟合, 得到

$$\frac{\hat{E}[S^{(k)3}(t)]}{t} = b_1^{(k)} + b_2^{(k)} t + b_3^{(k)} t^2$$

其中 $b_1^{(k)}, b_2^{(k)}, b_3^{(k)}$ 为最小二乘拟合得到的多项式系数.

根据矩估计原理, 可得到如下非线性方程组

$$\begin{cases} \lambda \mu^3 + 3\lambda \mu\sigma^2 = b_1^{(k)} \\ 3\lambda^2 \mu^3 + 3\lambda^2 \mu\sigma^2 = b_2^{(k)} \\ \lambda^3 \mu^3 = b_3^{(k)} \end{cases}$$

由迭代法解方程组得到 λ, μ, σ 的估计 $\lambda_k, \mu, \sigma, (k = 1, 2)$.

由式(4)得到环境因子 K 的点估计为

$$\hat{K} = \frac{\lambda}{\lambda}$$

2.2 区间估计——二项分布法

设产品在环境 k 下受到的冲击次数服从强度为 λ_k 的齐次泊松过程 $\{N^{(k)}(t), t \geq 0\}, k = 1, 2$. 希望根据这两个过程在固定时间区间中发生事件数的观测数据比较它们的强度. 又设这两过程的观测区间长度分别是 T_1 和 T_2 , 在这两个区间上观测到的事件数则分别记为 $\bar{n}_1$ 和 $\bar{n}_2$. 由过程的时齐性知同一过程在不相交区间的观测数据在计算观测时间和事件数时可以合并. 把 $\bar{n}_1$ 和 $\bar{n}_2$ 分别看作是参数为 $d_1 = \lambda T_1$ 和 $d_2 = \lambda T_2$ 的独立泊松

随机变量 N_1 和 N_2 的观测量. 由 N_1 和 N_2 的独立性假设可知

$$P(N_1 = \bar{n}_1, N_2 = \bar{n}_2) =$$
$$(e^{-d_1} d_1^{\bar{n}_1} / \bar{n}_1!) (e^{-d_2} d_2^{\bar{n}_2} / \bar{n}_2!)$$

由于只关心 λ_1 和 λ_2 的比值而不必知道单个参数 λ_1 和 λ_2 的具体值, 于是可令

$$\rho = \frac{d_2}{d_1} = \frac{\lambda_2 T_2}{\lambda_1 T_1}$$

因为在实际中 T_1 和 T_2 是已知的, 故不管它们是否相等, 对 ρ 的推断实质上都是对比值 λ_2 / λ_1 的推断. 易见

$$P(N_2 = \bar{n}_2 | N_1 + N_2 = \bar{n}_1 + \bar{n}_2) =$$
$$\frac{P(N_1 = \bar{n}_1, N_2 = \bar{n}_2)}{P(N_1 + N_2 = \bar{n}_1 + \bar{n}_2)} =$$
$$\frac{(d_1^{\bar{n}_1} d_2^{\bar{n}_2} / \bar{n}_1! \bar{n}_2!) e^{-(d_1 + d_2)}}{[(d_1 + d_2)^{\bar{n}_1 + \bar{n}_2} / (\bar{n}_1 + \bar{n}_2)!] e^{-(d_1 + d_2)}} =$$
$$C_{\bar{n}_1 + \bar{n}_2}^{\bar{n}_1} \theta^{\bar{n}_1} (1 - \theta)^{\bar{n}_2} \quad (5)$$

式中 $\theta = \frac{\rho}{1 + \rho}$, 易知, 式(5)表示参数为 θ 的二项分布的分布列.

于是, 可以利用数理统计中关于二项分布的精确推断方法或借助正态分布(当 $n_1 + n_2$ 足够大时)的近似推断方法对 θ 作统计推断. 特别的, 可以在二项分布参数的置信区间表^[13-15]中直接读出 95% 和 99% 的置信区间 (θ, θ_u) , 则 ρ 的区间估计为

$$(\rho, \rho_u) = \left(\frac{\theta}{1 - \theta_l}, \frac{\theta_u}{1 - \theta_u} \right)$$

故环境因子 $K = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} = \frac{\rho T_1}{T_2}$ 的区间估计为

$$(K_l, K_u) = \left(\frac{T_1 \theta}{T_2 (1 - \theta_l)}, \frac{T_1 \theta_u}{T_2 (1 - \theta_u)} \right)$$

需要说明的是, 对于复合 Poisson 过程, $\bar{n}_1$ 和 $\bar{n}_2$ 的值不是直接观察得到的, 需要通过观测数据经一定的转化得到. 即

$$\bar{n}_k = \left\lceil \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \frac{s_{ik}^{(k)}}{\mu} \right\rceil \quad (k = 1, 2)$$

其中 $\lceil \cdot \rceil$ 表示对括号中的数取整.

3 实例分析

航空发动机起动点火器的关键元器件是高储能密度电容器, 该型点电容器属于试验费用昂贵的高可靠性产品, 不可能投入大量样品进行寿命试验, 实际生产中一般只进行短时间的性能测试试验, 试验中, 可以实时跟踪测量参试样品的电容

量等性能参数的变化情况,由电容器的工作原理和试验数据的分析可见,随着电容器充放电次数的增加,其电容量会逐渐下降,当电容量退化到一定程度时,电容器便无法完成规定功能,即进入了失效状态.假设有一批(共400台)发动机起动点火器的高能电容,首先逐台进行300次的充放电试验,记录电容初值,得到初始性能估计为 $a = 56.4528$, $\sigma_a^2 = 0.0093$.然后,抽取2台在环境1下试验,抽取6台在环境2下试验,均为10000次充放电的寿命试验.其中环境2为高温高压的试验条件;环境1为电容器额定工作条件.该型电容器在额定工作条件下的性能要求为:额定电容55 μF ,电容偏差在5%范围.寿命试验时,每进行1000次充放电,记录电容值.通过复合Poisson过程建模和分析,得到环境1和环境2下的电容的退化轨道参数如下:

$$\lambda_1 = 6.40 \times 10^{-3}, \lambda_2 = 5.90 \times 10^{-3}$$

$$\mu = 1.74 \times 10^{-3}, \sigma = 7.71 \times 10^{-4}$$

环境因子 K 的点估计为

$$\hat{K} = \frac{\lambda}{\lambda_2} = 1.08$$

环境因子 K 在置信水平 $1 - \alpha = 0.95$ 下的双侧区间估计为 $(K_1, K_u) = (1.02, 1.13)$,于是,数据折合准则为

实际使用条件下的退化数据 =

实验室条件下的退化数据 $\times$ 环境因子 $\hat{K}$

4 结 论

利用环境因子可以实现两种环境下试验数据的折合与转换,从而起到扩充样本量的作用.对于高可靠性长寿命产品,由于研制时间和经费等约束,寿命数据很少甚至没有,传统的基于寿命数据的环境因子建模和估计方法难以应用,利用性能退化数据进行环境因子建模则提供了解决该问题的一个途径.给出了退化失效环境因子的一般定义,并针对复合Poisson退化过程,给出了其环境因子的点估计和区间估计方法.当然,本文的方法仍存在一定的局限性,对于其他类型的退化失效模型,还需进一步研究失效机理不变的条件,以及相应环境因子估计方法.

参考文献:

- [1] 周源泉,翁朝曦.可靠性评定[M].北京:科学出版社,1991.
ZHOU Yuanquan, WENG Chaoxi. Reliability evaluation [M]. Beijing: Science Press, 1991. (in Chinese)
- [2] 李凤.环境因子估计理论及其在可靠性评估中的应用[D].西安:西北工业大学,2007.
LI Feng. Estimation theory of environment factor and application in reliability assessment[D]. Xi'an: Northwestern Polytechnical University, 2007. (in Chinese)
- [3] 王炳兴.环境因子的定义及其统计推断[J].强度与环境,1998,25(4):24-30.
WANG Bingxing. The definition of the environment factor and its statistical inference[J]. Structure and Environment Engineering, 1998, 25(4): 24-30. (in Chinese)
- [4] 张春华,陈循,杨拥民.常见寿命分布下环境因子的研究[J].强度与环境,2001,28(4):7-12.
ZHANG Chunhua, CHEN Xun, YANG Yongmin. Research on environmental factors under common life distributions [J]. Structure and Environment Engineering, 2001, 28(4): 7-12. (in Chinese)
- [5] Bae S J, Kuo W, Paul H, et al. Degradation models and implied lifetime distributions [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2007, 92(3): 601-608.
- [6] ZHAO Wenbiao, Elsayed E A. An accelerated life testing model involving performance degradation [C]//International Symposium on Product Quality and Integrity. Los Angeles, CA: IEEE, 2004: 324-329.
- [7] Krivtsov V. Recent advances in theory and applications of stochastic point process models in reliability engineering [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2007, 92(3): 549-551.
- [8] 冯静.小子样复杂系统可靠性信息融合方法及其应用研究[D].长沙:国防科学技术大学,2004.
FENG Jing. Research on methods and applications of reliability information fusion for complex system with small sample test [D]. Changsha: National University of Defense Technology, 2004. (in Chinese)
- [9] 赵建印.基于性能退化数据的可靠性建模与应用研究[D].长沙:国防科学技术大学,2005.
ZHAO Jianyin. Reliability modeling and application based on performance degradation data [D]. Changsha: National University of Defense Technology, 2005. (in Chinese)
- [10] 赵建印,孙权,彭宝华,等.基于加速退化试验数据的可靠性分析[J].电子质量(质量工程卷),2005,25(7):30-33.
ZHAO Jianyin, SUN Quan, PENG Baohua, et al. Reliability analysis from accelerated degradation tests [J]. Electronics Quality (Quality Engineering), 2005, 25(7): 30-33. (in Chinese)

[11] 严克明, 张民悦, 张力远. 一类系统损伤模型的可靠性指标 [J]. 甘肃工业大学学报, 2003, 29(1): 128-130.
YAN Keming, ZHANG Minyue, ZHANG Liyuan. Reliability index of a category of damage model[J]. Journal of Gansu University of Technology, 2003, 29(1): 128-130. (in Chinese)

[12] 冯静, 周经伦, 孙权. 基于高储能密度电容退化数据的可靠性评估[J]. 强激光与粒子束, 2006, 18(8): 1239-1244.
FENG Jing, ZHOU Jinglun, SUN Quan. Reliability assessment for capacitor bank with high specific energy storage based on degradation information [J]. High Power Laser and Particle Beams, 2006, 18(8): 1239-1244. (in Chinese)

[13] 项静恬, 史久恩, 周琴芳, 等. 动态和静态数据处理[M]. 北京: 气象出版社, 1991.
XIANG Jingtian, SHI Jiuen, ZHOU Qinfang, et al. Dynamic and static data processing[M]. Beijing: China Meteorological Press, 1991. (in Chinese)

[14] 全国统计方法应用标准化技术委员会. GB/T 4087. 1-83 数据的统计处理和解释二项分布参数的点估计[S]. 北京: 中国标准出版社, 1999.

[15] 全国统计方法应用标准化技术委员会. GB/T 4087. 2-83 数据的统计处理和解释二项分布参数的区间估计[S]. 北京: 中国标准出版社, 1999.

