

基于性能退化的电子产品筛选试验设计

钟强晖¹, 张志华², 李大伟³

(1. 海军工程大学装备经济管理系, 湖北武汉 430033; 2. 海军工程大学应用数学系, 湖北武汉 430033;
3. 海军工程大学兵器工程系, 湖北武汉 430033)

摘要: 长寿命的电子产品在进行传统环境应力筛选试验时, 为了剔除存在早期失效或缺陷的产品, 需要将产品长时间置于应力环境下, 然而这会对其中的合格品产生较大的老化影响. 对于很多电子产品来说, 失效是根据性能特征逐渐退化到某个临界值来判定的. 为了缩短筛选试验时间, 减少筛选应力对产品的老化影响, 针对退化型失效产品, 本文分析了退化正常产品和退化不正常产品的差异, 假设待筛选产品的退化特征量分布为污染分布模型, 并给出了一种筛选试验设计方法, 利用污染分布的可识别性条件, 结合对退化试验的分析确定模型系数, 再基于退化数据的可靠性预测方法, 确定筛选试验时间和筛选阈值. 最后通过实例验证该试验设计的可行性.

关键词: 退化数据; 环境应力筛选; 污染分布; 非参数估计; 试验设计

中图分类号: TB114.3 TM206 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2013) 09-1788-06

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn>

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2013.09.019

Screening Test Design for Electronics Based on Performance Degradation

ZHONG Qiang-hui¹, ZHANG Zhi-hua², LI Da-wei³

(1. Dept. of Equipment Economics and Management, Naval University of Engineering, Wuhan, Hubei430033, China; 2. Dept. of Applied Mathematics, Naval University of Engineering, Wuhan, Hubei430033, China; 3. Dept. of Weapon Engineering, Naval University of Engineering, Wuhan, Hubei430033, China)

Abstract: Long-life electronic products need to be put in stress environment for long durations in order that items with infant mortality or defects are weeded out from the products. However, long stress durations cause aging effects on good items. For some products, failures are defined in terms of performance characteristics degrading some critical values. For reducing durations and aging effects, this paper analyzes the difference between normally and abnormally degraded products, assumes the distribution of product degradation characteristic variable is contaminated distribution model, and presents a degradation screening test design. This design firstly ascertains the model coefficient using identifiable condition of contaminated distribution combined with the analysis of degradation test, and then ascertains screening duration and screening critical value. Lastly, this paper gives an example to illustrate the feasibility of the design.

Key words: degradation data; environmental stress screening; contaminated distribution; nonparameter estimation; test design

1 引言

电子产品在生产过程中, 材料、工艺以及操作的差异会导致产品质量的不一致, 其中某些产品很可能存在早期失效的隐患, 为了满足不同的可靠性设计要求, 在出产前一般要对电子产品进行环境应力筛选, 以剔除和减少发生早期失效和达不到可靠性要求的产品, 从而提高产品的可靠性^[1]. 所谓环境应力筛选就是对产品施加随机振动、温度循环热应力等, 以鉴别和剔除产品工艺和元件引起的早期故障的一种工序或方法. 在传统的可靠性筛选试验中, 筛选判据主要以产品是否失效为判别

标准^[2]. 随着电子技术的发展和人们对高可靠产品需求的提高, 长寿命的电子产品越来越多, 这就使得产品的筛选时间相应增大, 为了能够缩短筛选时间, 就必须加大筛选的应力水平, 而无论是提高筛选时间或加大筛选的应力水平, 都会增大筛选对合格产品的损伤, 如进行加速应力筛选试验, 但加速应力筛选是一把双刃剑, 既可以用来剔除具有缺陷的产品, 也可能给合格品造成损害, 并大大增加筛选的成本, 其加速应力筛选的有效性也引起了工程学者的重视^[3]. 因此, 在应力筛选试验设计中, 如何在减少对合格产品的损伤和试验成本的前提下, 提高筛选试验的效率成为可靠性工程人员和产品

生产者关心的重要课题。

对于许多电子产品来说,其失效往往是性能逐渐退化累计导致的产品“软失效”,即产品是否失效是根据产品的某个性能退化特征量大于或低于失效临界值(失效阈值)来判断。显然,在产品的退化过程中,通过收集表征产品退化规律的信息可以了解到比单纯收集失效数据更多的可靠性信息。近二十年来,许多学者研究了基于退化数据的产品可靠性评估方法^[4-8]。为高可靠性、长寿命的电子产品可靠性评估提供了解决方法。不仅如此,研究人员也发现存在早期失效隐患的电子不合格品,其性能退化往往比合格品更为快速和不稳定,利用这个特性进行应力筛选试验设计,可以使得筛选试验不需要等到不合格品失效,而在较短的筛选时间内判别其不合格品,从而既提高了产品可靠性,也大大减少了筛选试验时间和筛选试验对合格品的损害,这为电子产品的应力筛选试验提供了新的途径。

目前,退化筛选的研究已吸引了一些学者进行研究。文献[9,10]假设产品退化特征量 $y(t)$ 的分布 $F(y(t))$ 呈双峰分布的形式,即 $F(y(t)) = (1 - \alpha)F_1(y_1(t)) + \alpha F_2(y_2(t))$ ($0 < \alpha < 1$), $F_1(y_1(t))$ 为不合格品的退化特征量 $y_1(t)$ 的失效分布, $F_2(y_2(t))$ 为合格品的退化特征量 $y_2(t)$ 的失效分布。并在 α 已知和 $y_1(t)$ 和 $y_2(t)$ 均服从正态分布的假设下,通过确定筛选时间和更严苛的失效临界值(筛选阈值),在满足可靠性要求的基础上,达到最小化试验成本的目的。该试验设计要求 α 已知,这在实际情况中是很难满足的。文献[11]同样假设产品退化特征量服从正态双峰分布,在 α 未知的情况下,通过预先进行小样本的试验,利用极大似然估计方法估计各分布参数和 α 值,再以产品可靠度和筛选成品率为约束条件确定筛选时间和筛选阈值。然而,以小样本的试验确定分布参数和 α 值,其准确性是较难得到保证的。此外,以上研究中,假设不合格品的退化特征量的分布为正态分布是否合适也是一个需要注意的问题。

由于合格品与不合格品的判定是与失效阈值和可靠性设计要求密切相关的,没有严格的界限,但从物理上往往可以判别产品是否属于退化正常的产品,因此,本文假设待筛选的产品是由退化正常的产品和退化不正常的产品构成的。退化不正常的产品表现为退化速度显著快于正常产品,其退化特征量分布会随着退化时间的增加逐渐明显不同于退化正常产品的退化特征量分布,本文假设产品的退化特征量分布为上述两个分布的加权和,服从污染分布模型^[12],但不假定退化不正常产品的分布形式,在充分利用退化信息的基础上,应用污染分布的识别性条件,结合退化数据的特点确定模型系数 α 值,从而剔除退化不正常的产品,再基于退化正常产品的退化数据进行可靠性预测,确定最终

的筛选试验时间和筛选阈值。

2 退化筛选分析模型

2.1 退化筛选原理

对于许多电子产品来说,产品是否失效是根据产品的某个性能参数 y 大于或低于退化失效阈值 y_c 来判断。由于退化不正常产品和退化正常产品寿命的显著差异,其总体寿命分布往往具有双峰分布的特征。双峰分布已被广泛用于试验设计中,并在许多应用中被证明是合适的^[13,14]。在应力筛选试验中,对于存在缺陷的产品,其性能参数通常退化得比正常产品快且表现出较大的发散性,形成了一个反映缺陷产品的退化量特征分布和寿命分布,而正常产品逐渐退化,也形成一个反映正常产品的退化特征量分布和寿命分布,两类产品的寿命分布和退化特征量分布叠加后形成了产品总体的双峰退化特征量分布和双峰寿命分布。图 1 显示的是退化呈上升趋势的待筛选产品的寿命分布和退化特征量分布的关系图。

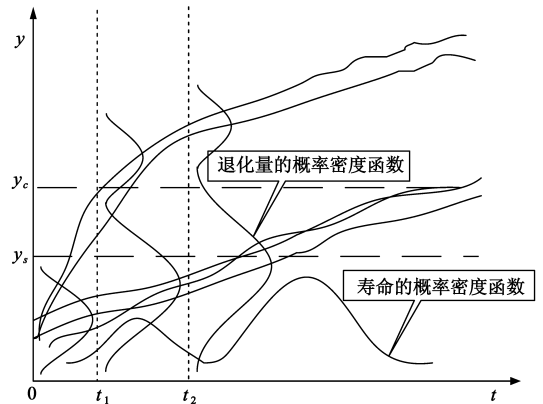


图1 待筛选产品的寿命分布与退化特征量分布的关系

随着应力筛选试验的进行,由于退化不正常产品的退化要快于正常产品,退化特征量的分布逐渐呈现双峰分布的形式,并且随着筛选时间的延长,退化特征量分布的双峰通常会越离越远。当退化量分布的双峰差异比较明显时,试验人员不需要等到有缺陷产品全部失效,就可能把它们鉴别出来。一个自然的想法就是通过设置比正常退化失效阈值更严苛的筛选阈值 y_s ,如图 1 所示。相应地,应力筛选试验时间可从 t_2 缩减到 t_1 。从而在较快时间里鉴别并剔除有缺陷的产品,而又不会使应力对正常产品产生明显的损害。

2.2 模型假设

(1)退化型产品的退化特征量 $Y(t)$ 是时间 t 的增函数或减函数。不失一般性,本文假定 $Y(t)$ 是 t 的增函数,退化失效阈值为 y_c ,当产品的退化特征量高于 y_c 就判定产品为失效。

(2)待筛选的退化型产品是由退化不正常产品和退化正常产品构成的.假设退化不正常产品的退化特征量函数为 $Y_1(t)$,而退化正常产品的退化特征量函数为 $Y_2(t)$.

(3)在不同的检测时刻 $t_i (i=1,2,\dots,n)$,对参与筛选试验的 m 个样本的退化特征量都进行检测,获得的退化数据为 $y_{ij} (i=1,2,\dots,n; j=1,2,\dots,m)$.即获得的退化数据具有平衡数据结构.

(4)筛选试验的条件与产品的实际使用条件相同,筛选后产品的可靠性要求为在工作 T_0 时间后的可靠度不低于 r_0 .这个假设是从简化分析的角度给出的.实际上,应力筛选试验的环境一般比实际工作环境严苛,筛选时间可以通过环境因子转换成在实际工作环境下的时间.

(5)在未进行筛选的退化产品中,其各检测时刻点 $t_i (i=1,2,\dots,n)$ 的性能退化特征量服从污染分布模型,即 $Y(t_i) \sim F_i(y) = (1-\alpha)F_{i1}(y) + \alpha F_{i2}(y) (0 < \alpha_i < 1)$,其中模型系数 α 未知, $F_{i1}(y)$ 为退化不正常产品的退化特征量在 t_i 处的分布函数,分布形式未知; $F_{i2}(y)$ 为退化正常产品的退化特征量 $Y_2(t)$ 在 t_i 处的分布函数,假定为正态分布,即 $Y_2(t_i) \sim N(\mu_2(t_i), \sigma_2(t_i))$.记 $\mu_2(t_i) = \mu_{i2}, \sigma_2(t_i) = \sigma_{i2}$,则 $Y_2(t_i) \sim N(\mu_{i2}, \sigma_{i2})$

由于待筛选的退化产品中包含了退化不正常的产品,对于退化正常的产品而言,其退化过程是较为稳定,产品的退化特征量表现出的散布特性一般可以用正态分布去描述.而对于退化不正常的产品,通常退化速度显著高于正常退化的产品,且退化过程较不稳定,因此,一般情况下其退化数据表现出的散布特性不适宜用特定的分布形式去描述.正是基于上述理由,我们假设待筛选产品的退化特征量服从污染分布模型,并放松了对退化不正常产品的退化特征量分布的假定.

由上述退化筛选污染分布模型可知,进行筛选试验设计,首先需要合理对模型系数 α 和 $Y_2(t)$ 的分布参数进行估计.下节中,首先介绍污染分布的可识别性概念,再结合退化筛选试验的特点,对模型系数进行估计.

2.3 污染分布的可识别性

假设观测数据 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 来自污染分布 $f(y) = (1-\alpha)f_1(y) + \alpha f_2(y)$,文献[15]研究了当 $f_2(y)$ 已知,模型系数 α 和密度函数 $f_1(y)$ 未知时,采用非参数的核密度估计方法,给出了 $f_1(y)$ 和 α 的估计,并证明了估计的相合性.文中提出了可识别性的概念,定义为: $f_1(y)$ 在 $f(y)$ 中关于 $f_2(y)$ 是可识别的.若对 $\forall \alpha \in (0, 1)$,不存在 $\alpha^* \in (0, 1), \alpha^* > \alpha$, 以及 $f_1^*(y)$, 使得

$$(1-\alpha^*)f_1^*(y) + \alpha^* f_2^*(y) = (1-\alpha)f_1(y) + \alpha f_2(y) = f(y) \quad (1)$$

文献[16]证明了可识别性一个等价条件,即 $f_1(y)$ 在 $f(y)$ 中关于 $f_2(y)$ 是可识别的充要条件是

$$\inf_{y \in S(f_2)} \frac{f_1(y)}{f_2(y)} = 0 \quad (2)$$

其中 $S(f_2) = \{y | f_2(y) > 0\}$.

若 $f_1(y)$ 在 $f(y)$ 中关于 $f_2(y)$ 是可识别的,由式(2),可得

$$\inf_{y \in S(f_2)} \frac{f(y)}{f_2(y)} = \inf_{y \in S(f_2)} \frac{(1-\alpha)f_1(y) + \alpha f_2(y)}{f_2(y)} = \alpha \quad (3)$$

根据观测数据 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 得到密度函数 $f(y)$ 的非参数估计 $\hat{f}(y)$,则由式(3)可得到 α 估计

$$\hat{\alpha} = \inf_{y \in S(f_2)} \frac{\hat{f}(y)}{f_2(y)} \quad (4)$$

2.4 模型系数确定

实际中,污染分布模型通常都是可识别的^[16].在退化筛选分析模型中,由假设(5)知,在检测时刻 t_i 处, $f_i(y) = (1-\alpha)f_{i1}(y) + \alpha f_{i2}(y)$,其中 $f_{i2}(y)$ 为退化正常产品的退化特征量的正态分布密度函数,但参数未知.为了能估计 $f_{i2}(y)$,进而确定 α ,需要利用检测时刻 t_i 处的检测数据 $y_{ij} (j=1,2,\dots,m)$.然而,检测数据 $y_{ij} (j=1,2,\dots,m)$ 只有一部分是来自密度函数为 $f_{i2}(y)$ 的产品,因此,需要对检测数据 $y_{ij} (j=1,2,\dots,m)$ 进行分划,即把数据分成两部分,根据退化不正常产品的退化特征量观测值一般大于退化正常产品的退化特征量观测值这个事实,首先把 $y_{ij} (j=1,2,\dots,m)$ 按数值大小进行升序排列,获得的数据 $y_{i(j)} (j=1,2,\dots,m)$ 满足如下关系

$$y_{i(1)} \leq y_{i(2)} \leq \dots \leq y_{i(m)} \quad (5)$$

再选择适当的分划点,即选择适当的数 $l (1 < l < m)$,把 $y_{i(1)}, y_{i(2)}, \dots, y_{i(m)}$ 分成第一部分 $y_{i(1)}, y_{i(2)}, \dots, y_{i(l)}$ 和第二部分 $y_{i(l+1)}, y_{i(l+2)}, \dots, y_{i(m)}$,假设认为第一部分的数据是来自于退化正常产品的观测,对第一部分数据进行正态性检验,若不拒绝正态分布假设,就称对数据进行了一次可行的分划,利用第一部分数据估计正态分布的参数,获得其密度估计 $\hat{f}_{i2}(y)$,即

$$\hat{f}_{i2}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}_{i2}}} \exp\left\{-\frac{(y-\hat{\mu}_{i2})^2}{2(\hat{\sigma}_{i2})^2}\right\} \quad (6)$$

$$\text{其中 } \hat{\mu}_{i2} = \frac{1}{l} \sum_{j=1}^l y_{i(j)}, \hat{\sigma}_{i2}$$

$$= \left(\frac{1}{l-1} \sum_{j=1}^l \left(y_{i(j)} - \frac{1}{l} \sum_{j=1}^l y_{i(j)} \right)^2 \right)^{1/2}$$

并基于原始数据 $y_{ij} (j=1,2,\dots,m)$,利用非参数的核密度估计方法^[17],获得 $f_i(y)$ 的估计

$$\hat{f}_i(y) = \frac{1}{mh_i} \sum_{j=1}^m K\left(\frac{y-y_{ij}}{h_i}\right) \quad (7)$$

其中 $K(y)$ 为核函数,满足 $K(y) \geq 0, \int K(y)dy = 1, h_i$

为窗宽。

根据式(4),就可得到在检测时刻 t_i 处,此次分划的 α 估计,记为 $\hat{\alpha}_{i(l)}$

$$\hat{\alpha}_{i(l)} = \inf_{y \in S(\hat{f}_{i2})} \frac{\hat{f}_i(y)}{\hat{f}_{i2}(y)} \quad (8)$$

其中 $S(\hat{f}_{i2}) = \{y | \hat{f}_{i2}(y) > 0\}$

由于对数据进行可行的分划往往不止一次,假设在检测时刻 t_i 处,对数据进行了 $k_i (k_i < m)$ 次可行的分划,并获得 k_i 个 α 的估计值,用 $\hat{\alpha}_{ij} (j = 1, 2, \dots, k_i)$ 表示。显然,对数据分划得越准确,即确定第一部分数据来自于退化正常产品的分划越准确,由可识别性的定义,则 α 的估计会趋向一个最大值。在此意义上,选取最大估计值作为 α 在检测时刻 t_i 处的估计,记为 $\hat{\alpha}_i$,即

$$\hat{\alpha}_i = \max\{\hat{\alpha}_{i1}, \hat{\alpha}_{i2}, \dots, \hat{\alpha}_{ik_i}\} \quad (9)$$

3 退化筛选试验设计

退化筛选试验设计主要是确定筛选试验时间 t_s 以及筛选阈值 y_s (比失效阈值 y_c 低的值)。本文的试验设计思路是通过确定退化数据的合理分划,首先剔除掉第二部分数据所对应的样本,从而初步确定筛选时间,再结合产品的可靠性要求,利用退化数据的可靠性预测方法最终确定筛选时间和筛选阈值。

3.1 确定样品的合理分划

随着退化筛选试验时间的增加,退化正常产品与退化不正常产品之间的退化特征差异越来越明显,自然其模型系数 α 的估计也越来越准确,并逐渐趋于稳定,表现为随着检测点数 t_i 的增加, $\hat{\alpha}_i$ 会逐渐趋于稳定。因此,当 $\hat{\alpha}_i$ 趋于稳定或差别很小时,就可以最终确定 α ,同时确定对退化数据的合理分划。根据实际,可以规定一个较小的值 β (如当筛选试验的产品数超过 100 时,可取 $\beta = 0.01$),当 $|\hat{\alpha}_k - \hat{\alpha}_{k-1}| < \beta$ 时,确定 α 的估计 $\hat{\alpha} = \hat{\alpha}_k$,相应初步确定筛选时间 t_k ,并根据合理分划后的退化数据所对应的试验样品,保留第一部分的退化数据所对应的样品,同时剔除第二部分退化数据所对应的样品,即把退化不正常产品剔除出去。

3.2 筛选试验时间的确定

在确定了样品的合理分划后,假设保留的退化正常的样品有 m^* 个,其退化特征量函数为 $Y_2(t)$ 。假设产品的寿命变量为 T ,失效阈值为 y_c ,记寿命变量 T 的分布函数为 $F_T(t|y_c)$,退化特征量 $Y_2(t)$ 在时刻 t 的分布函数为 $F_{Y_2}(y|t)$,对于退化特征量随时间逐渐增加的产品,可推出^[5,6]

$$R_T(t|y_c) = 1 - F_T(t|y_c) = P\{Y(t) \leq y_c\} = F_{Y_2}(y_c|t) \quad (10)$$

根据式(10)的产品可靠度与退化特征量的分布函数的

关系,通过估计退化特征量的分布函数就可以预测产品的可靠度。为了书写的方便,记保留的样品在时刻 $t_i (i = 1, 2, \dots, k)$ 获得的检测数据为

$$y_{ij} (i = 1, 2, \dots, k; j = 1, 2, \dots, m^*) \quad (11)$$

由假设(5), $Y_2(t) \sim N(\mu_{i2}, \sigma_{i2})$,为了估计 $Y_2(t)$ 的分布参数,首先利用数据(11)估计各检测时刻 $t_i (i = 1, 2, \dots, k)$ 的 μ_{i2}, σ_{i2} ,得

$$\hat{\mu}_{i2} = \frac{1}{m^*} \sum_{j=1}^{m^*} y_{ij}$$

$$\hat{\sigma}_{i2} = \left(\frac{1}{m^* - 1} \sum_{j=1}^{m^*} \left(y_{ij} - \frac{1}{m^*} \sum_{j=1}^{m^*} y_{ij} \right)^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

再分别对各检测时刻的 $\hat{\mu}_{i2}, \hat{\sigma}_{i2} (i = 1, 2, \dots, k)$ 进行拟合,通过选择适当的函数形式,利用最小二乘法得到函数 μ_{i2}, σ_{i2} 的估计 $\hat{\mu}_{i2}^k, \hat{\sigma}_{i2}^k$,上标 k 表示估计是基于检测时刻 t_1, t_2, \dots, t_k 的检测数据获得的。

根据式(10),就可以得到在给定的时间 T_0 ,产品的可靠度 $P(T > T_0) = R(T_0)$ 的估计为

$$\hat{R}_k(T_0) = \hat{F}_{Y_2}(y_c | T_0) = P\{Y_2(T_0) \leq y_c\} = \Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_{i2}^k(T_0)}{\hat{\sigma}_{i2}^k(T_0)}\right) \quad (13)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布,下标 k 表示可靠度估计也是基于检测时刻 t_1, t_2, \dots, t_k 的检测数据获得的。

显然,随着检测点数的增加, $\mu_2(t), \sigma_2(t)$ 的估计自然会越来越好,其产品可靠度的预测也会越来越准确,并趋于稳定。为了使选择的筛选时间能达到较准确预测产品可靠性的目的,制定了以下筛选时间的选择原则:

(1) 给定一个值 γ (如 0.01);

(2) 计算 $\hat{R}_k(T_0)$ 和 $\hat{R}_{k-1}(T_0)$, 并进行比较,当 $|\hat{R}_k(T_0) - \hat{R}_{k-1}(T_0)| < \gamma$ 时,筛选时间 $t_s = t_k$; 若 $|\hat{R}_k(T_0) - \hat{R}_{k-1}(T_0)| \geq \gamma$ 时,继续筛选到下一个检测点 t_{k+1} ;

(3) 计算 $\hat{R}_{k+1}(T_0)$, 并与 $\hat{R}_k(T_0)$ 进行比较,当 $|\hat{R}_{k+1}(T_0) - \hat{R}_k(T_0)| < \gamma$ 时,筛选时间 $t_s = t_{k+1}$; 当 $|\hat{R}_{k+1}(T_0) - \hat{R}_k(T_0)| \geq \gamma$ 时,继续筛选到下一个检测点 t_{k+2} ;

(4) 计算 $\hat{R}_{k+2}(T_0)$, 步骤与(3)类似,直到最终确定筛选时间 t_s 。

3.3 筛选阈值的制定

筛选后的产品其可靠度要求为在工作 T_0 时间后的可靠度不低于 r_0 ,假设产品的寿命为 T ,由于产品已进行了 t_s 时间的筛选试验,为了使产品的可靠性达到设计要求。即要求

$$\hat{R}(t_s + T_0 | t_s) = P(T \geq t_s + T_0 | T \geq t_s)$$

$$= \frac{\Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_2^s(t_s + T_0)}{\hat{\sigma}(Y_2(t_s + T_0))}\right)}{P(T \geq t_s)} \geq r_0 \quad (14)$$

由式(14),得

$$P(T \geq t_s) \leq \frac{\Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_2^s(t_s + T_0)}{\hat{\sigma}_2^s(t_s + T_0)}\right)}{r_0} \quad (15)$$

筛选阈值是通过设置更严酷的产品失效阈值,以使产品在较短的筛选时间内筛选出满足可靠性要求的产品,为了使 $P(T \geq t_s)$ 达到式(15)所规定的要求,可以通过变动失效阈值,即设置筛选阈值来实现.假设产品的筛选阈值为 y_s ,使之满足如下关系式.

$$P(T \geq t_s) = \hat{F}_{Y_2}(y_s | t_s) = \Phi\left(\frac{y_s - \hat{\mu}_2^s(t_s)}{\hat{\sigma}_2^s(t_s)}\right) = \frac{\Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_2^s(t_s + T_0)}{\hat{\sigma}_2^s(t_s + T_0)}\right)}{r_0} \quad (16)$$

由此可确定 y_s 的值,其确定原则如下:

- (1) 当 $\Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_2^s(t_s + T_0)}{\hat{\sigma}_2^s(t_s + T_0)}\right) \geq r_0$ 时,取 $y_s = y_c$;
- (2) 当 $\Phi\left(\frac{y_c - \hat{\mu}_2^s(t_s + T_0)}{\hat{\sigma}_2^s(t_s + T_0)}\right) < r_0$ 时,求解式(16)得 y_s 的值.

4 应用实例

在本节中,我们将对文献[5]的CG36A的晶体管退化数据进行筛选分析.该晶体管的退化特征量随时间变化是增加的,在退化寿命试验中,晶体管退化数据是通过100个样品在不同检测时间点进行检测获得的,其检测时间点如下(单位:h):

$$t_1 = 0, t_2 = 1, t_3 = 3, t_4 = 10, t_5 = 30, \\ t_6 = 100, t_7 = 250, t_8 = 500, t_9 = 1000$$

根据技术上的要求规定,若退化量相对于初始值增长变化达到30%,则产品失效,即当

$$\frac{Y(t) - Y(0)}{Y(0)} = 30\% = y_c \quad (17)$$

时产品失效.原文献的可靠性评估结论为产品的寿命分布是Weibull分布,其中形状参数 m 的估计为0.5674,说明该试验是一个典型的晶体管筛选试验.本节将应用本文提出的方法对该批产品进行退化筛选试验设计,以验证本文方法的可行性和有效性.

由于检测时间 t_1 为1h,退化试验进行的时间很短,造成了测量误差的影响较大,以致在该检测时间点上产生了很多负增长的退化数据,因此,我们不考虑检测时间点 t_1 的退化数据,同时剔除了3个在后面检测点上也存在负增长数据的异常样品.按式(17)对剩余97个样品的退化数据进行相应变换.退化筛选试验设计的步骤如下:

- (1) α 的估计和样品的合理分划

应用2.3节的方法对检测时间 $t_3 = 3, t_4 = 10, t_5 = 30, t_6 = 100, t_7 = 250$ 的退化数据各自进行可行的分划,正

态性检验取显著性水平为0.05,在各检测时间点处, α 的估计都是随着分划点 l 值的增大呈现先稳定增加后急剧减小的趋势,这说明在 α 估计的峰值处,相应对数据的划分是最为合理的.由此最终确定在检测时间点 t_3, t_4, t_5, t_6, t_7 处 α 的估计和合理分划点 l ,见表1.其中对 $f_i(y)$ 的密度估计采用了非参数的核密度估计方法.

表1 不同检测点处 α 的估计和分划点 l

t (h)	3	10	30	100	250
α	0.6353	0.6232	0.6378	0.6378	0.6317
l	79	77	82	78	78

根据3.1节,可以确定 α 的估计为0.6317,分划点为78,由此可确定保留的78个样品,同时剔除19个相对退化不正常的样品.事实上,在检测时间250h确定保留的78个样品与前面4个检测点合理分划后的第一部分数据所对应样品基本一致,这从另一角度说明了退化正常产品的退化过程是较为稳定的,而分划点的相差不大也说明了分划的合理性.

- (2) 筛选时间和筛选阈值的确定

筛选时间选择为250h,需要指出的是实际上在检测时间100h处,样品分划和 α 的估计已经可以确定了,然而由于检测点数较少,为了提高可靠性预测的精度,综合权衡后选择250h作为筛选时间.在实际的筛选试验中,一般需要安排较充足的检测点,以保证在可靠性预测具有较高的准确性.在确定了筛选时间后,应用3.2节的方法通过拟合获得 $\mu(Y_2(t)), \sigma(Y_2(t))$ 的估计 $\hat{\mu}(Y_2(t)), \hat{\sigma}(Y_2(t))$,首先在保留的78个样品中,求得检测时间点 t_3, t_4, t_5, t_6, t_7 的退化数据的均值和标准差.图2显示了退化数据的均值和标准差随检测时间变化的情况.

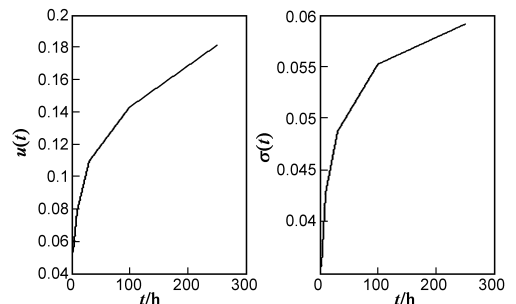


图2 退化数据的均值和标准差随时间的变化曲线

从图2可看到拟合函数的形式选取 at^b 较为合适,应用最小二乘法得到 $\mu(Y_2(t)), \sigma(Y_2(t))$ 的估计

$$\hat{\mu}_k(Y_2(t)) = 0.0411t^{0.2729} \\ \hat{\sigma}_k(Y_2(t)) = 0.0323t^{0.1137}$$

假设规定该晶体管工作1000h的可靠度不低于0.9,由式(15)可计算得到筛选阈值 y_s 为0.223,分划后

保留的样品在 250h 的检测数据跟筛选阈值进行比较,发现有 9 个样品的数据大于筛选阈值,从而也剔除这 9 个样品。

若采用传统的筛选方法,即筛选阈值即为失效阈值 0.3,为达到同样的剔除效果,则需要进行 1000h 的应力试验,说明了采用退化筛选试验设计可显著减少筛选时间,从而减少应力对产品的老化影响。

5 结语

本文在放松模型假设的条件下,针对退化型电子产品的特点,给出了一种筛选试验设计的方法和步骤。对于关键的模型系数的确定,利用污染分布模型的可识别性条件,结合退化试验的特点综合确定,使得模型系数的确定更客观合理,然后在剔除了退化不正常产品的基础上,基于退化数据的可靠性预测方法确定筛选时间和筛选阈值,整个试验设计具有符合工程实际,易于操作的优点。通过实例较好地验证了设计的可行性,需要说明的是实例的观测点偏少,在实际筛选试验设计中应较充分和合理安排检测点数,并需进一步研究检测间隔和检测时间对可靠性预测的影响。

参考文献

- [1] 尹大义. 环境应力筛选与产品可靠性[J]. 电讯技术, 1993, 33(5): 36 - 41.
YIN Da-yi. Environmental stress screening and products reliability[J]. Telecommunication Engineering, 1993, 33(5): 36 - 41. (in Chinese)
- [2] GJB1032 - 90, 电子产品环境应力筛选方法[S].
- [3] 谢劲松. 元器件应力筛选的有效性准则[J]. 航空学报, 2005, 26(5): 652 - 656.
XIE Jin-song. Stress screening effectiveness criteria[J]. Acta Aeronautica Et Astronautica Sinica, 2005, 26(5): 652 - 656. (in Chinese)
- [4] Meeker W Q, Escobar L A. Statistical Methods for Reliability Data[M]. New York: John Wiley&Sons Inc, 1998.
- [5] 庄东辰. 退化失效模型及其统计分析[D]. 上海: 华东师范大学, 1994.
- [6] Zuo M J, Jiang R. Approaches for reliability modeling of continuous-state devices [J]. IEEE Transactions on Reliability, 1999, 48(1): 9 - 18.
- [7] 赵建印, 刘芳, 孙权, 等. 基于性能退化数据的金属化膜电容器可靠性评估[J]. 电子学报, 2005, 33(2): 378 - 361.
ZHAO Jian-yin, LIU Fang, SUN Quan, et al. Reliability estimate of metallized - film pulse capacitor from degradation data[J]. Acta Electronica Sinica, 2005, 33(2): 378 - 361. (in Chinese)
- [8] 冯静. 基于紧缩阈值加速退化试验的长寿命产品可靠性评估[J]. 电子学报, 2011, 39(6): 1253 - 1256.

FENG Jin. Reliability assessment for long-life products based on ADT with tightened critical value[J]. Acta Electronica Sinica, 2011, 39(6): 1253 - 1256. (in Chinese)

- [9] Yang G B. Environmental-stress-screening using degradation measurements[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2002, 51(3): 288 - 293.
- [10] Yang G B. Reliability Enhancement Through Degradation Testing[D]. Detroit: Wayne State University, 2000.
- [11] 冯静, 周经伦. 长寿命产品退化筛选试验方法研究[J]. 电子学报, 2008, 36(8): 1538 - 1542.
FENG Jin, ZHOU Jing-lun. Research on environmental-stress-degradation-screening method for long-life products[J]. Acta Electronica Sinica, 2008, 36(8): 1538 - 1542. (in Chinese)
- [12] 茆诗松, 王静龙, 濮晓龙. 高等数理统计[M]. 北京: 高等教育出版社, 2006.
- [13] Reddy D, Dietrich D L. A 2-level environmental-stress-screening (ESS) model: a mixed distribution approach [J]. IEEE Transactions on Reliability, 1993, 43(1): 85 - 90.
- [14] Yan L, English J. Economic cost modeling of environmental-stress-screening and burn-in [J]. IEEE Transactions on Reliability, 1997, 46(2): 275 - 282.
- [15] 杨筱菡. 污染分布的非参数估计[J]. 同济大学学报, 2001, 29(6): 700 - 702.
YANG Xiao-han. Nonparameter estimation of contaminated data [J]. Journal of Tongji University, 2001, 29(6): 700 - 702. (in Chinese)
- [16] 王丽燕, 张奕, 冯恩民. 污染分布密度函数的一种估计方法[J]. 大连理工大学学报, 2003, 43(5): 551 - 554.
WANG Li-yan, ZHANG Yi, FENG En-min. An estimation method of contamination distribution density function [J]. Journal of Dalian University of Technology, 2003, 43(5): 551 - 554. (in Chinese)
- [17] 王星. 非参数统计[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.

作者简介



钟强晖 男, 1978 年 1 月生于福建省龙岩市。2011 年毕业于海军工程大学兵器工程系, 获博士学位, 现为海军工程大学装备经济管理系讲师。目前研究方向为装备经济性和可靠性分析。
E-mail: zqh1978117@126.com

张志华 男, 1965 年 7 月生于山东省菏泽市。现为海军工程大学应用数学系教授、博士生导师, 目前研究方向为装备试验及可靠性评估。
E-mail: zzi_li@sina.com