

引用格式:张烜工,穆希辉,冯静.对数正态分布条件下某光耦步进加速退化试验优化设计[J].电光与控制,2018,25(11):106-111. ZHANG X G, MU X H, FENG J. Optimization design of step-up stress accelerated degradation test for a photoelectric coupler with lognormal distributed life[J]. Electronics Optics & Control, 2018, 25(11):106-111.

对数正态分布条件下某光耦步进加速退化试验优化设计

张烜工¹, 穆希辉¹, 冯静²

(1. 陆军工程大学石家庄校区, 石家庄 050000; 2. 湖南银杏数据科技有限公司, 长沙 410100)

摘要: 针对目前步进加速退化试验仿真基优化设计往往指定产品寿命服从威布尔分布的问题, 研究了寿命服从对数正态分布前提下的仿真基步进加速退化试验的优化设计算法。首先给出了仿真基优化的理论框架, 推导了光耦步进退化加速试验的统计分析模型, 之后对现有的仿真基方法进行改进, 提出了改进的仿真基步进加速退化试验优化设计算法。通过对某光耦进行步进加速退化试验优化设计, 验证了所提改进仿真基方法的有效性和可行性。

关键词: 光电耦合器; 加速退化; 优化设计; 对数正态分布; 蒙特卡罗仿真

中图分类号: TB114.3 文献标志码: A doi:10.3969/j.issn.1671-637X.2018.11.021

Optimization Design of Step-up Stress Accelerated Degradation Test for a Photoelectric Coupler with Lognormal Distributed Life

ZHANG Xuan-gong¹, MU Xi-hui¹, FENG jing²

(1. Army Engineering University, Shijiazhuang 050000, China;

2. Hunan Ginkgo Data Technology Co. Ltd., Changsha 410100, China)

Abstract: When optimizing the design of the step-up-stress accelerated degradation test based on Monte-Carlo, it is usually supposed that the product life follows the Weibull distribution. To solve the problem, an optimization design algorithm for acceleration degradation test under the premise of logarithmic normal distribution of life was studied. An optimized theoretical framework based on Monte-Carlo was given. Then, the statistical analysis model of step-up-stress degradation accelerated test for the photoelectric coupler was deduced. After the improvement to the existing Monte-Carlo simulation method, an improved Monte-Carlo simulation step-up-stress accelerated degradation test optimization design algorithm was proposed. Through the optimization design of a stepped acceleration degradation test for a certain photoelectric coupler, the effectiveness and feasibility of the improved Monte-Carlo simulation method proposed in this paper were verified.

Key words: photoelectric coupler; accelerated degradation; optimization design; lognormal distribution; Monte-Carlo simulation

0 引言

加速退化试验的设计与优化是统计分析的逆问题, 研究在一定的约束条件下, 如何进行加速退化试验

以获得可靠度和寿命的准确估计。当前关于加速试验优化设计有着诸多研究, 总体来说有两类方法: 解析法和仿真法。根据查阅到的文献来看, 解析法和仿真法最早均由 NELSON 提出^[1-2], 仿真法在国内最早由汪亚顺系统梳理总结并应用^[3]。TSENG 和 YU 提出了退化试验终止准则, 使数据统计结果更准确^[4]; WU 和 CHANG 在费用约束条件下以 p 阶分位寿命的均方误差最小为目标, 建立退化率服从指数分布的退化试验

收稿日期: 2018-06-14

修回日期: 2018-06-23

基金项目: 国家自然科学基金(61471385)

作者简介: 张烜工(1991—), 男, 河北秦皇岛人, 博士生, 研究方向为弹药系统可靠性评估与延寿技术。

优化设计方法^[5]; YU 和 TSENG 以 p 阶分位寿命方差最小为目标, 在费用约束条件下, 分别对退化率服从对数正态分布和倒数 Weibull 分布的退化试验进行了优化设计研究, 得到了最优的样本数、监测频率和试验监测次数^[6-7]; 王浩伟等研究了基于加速因子不变原则的加速退化试验优化设计方法^[8]。以上都是通过解析的方法对加速退化试验进行优化设计。由于解析方法的推导过程比较复杂, 并且在诸多场合下难以求出或者没有解析解, 进而导致获取最优方案十分困难。鉴于此, 目前的主流研究方向是选择仿真基的方法进行优化设计。汪亚顺和张春华^[9]给出了仿真基混合效应模型加速退化试验方案优化设计的一般流程; 潘刚^[10]在给定样本量的前提下使用蒙特卡罗仿真方法研究了小样本条件下步进加速退化试验优化设计; 谭源源^[11]研究了在竞争失效条件下的仿真基加速退化试验优化方案; 罗庚^[12]则基于 BP 神经网络使用仿真基方法研究了在选定四应力水平下加速寿命试验的优化设计; 葛蒸蒸^[13]采用非参数统计分析的方法使用仿真基对应力水平以及各水平下样本分配进行了优化。但是仿真方法面临的主要问题在于指定退化轨迹模型形式, 并且指定某些系数服从倒数 Weibull 分布, 进而指定产品寿命分布服从 Weibull 分布, 这对其来说是很大的掣肘。从理论上来说, 仿真基的优化设计方法与解析法殊途同归, 只不过仿真基的方法在于预先指定系数分布和寿命分布, 避免了不存在解析解的困扰, 同时设立解池, 在其中挑选最优解, 进而获取最优方案。基于此, 结合实际的工程应用背景, 本文使用改进的仿真基优化方法对光耦进行加速退化试验优化设计。

本文首先确定基于蒙特卡罗仿真的优化设计理论框架, 再构建步进加速退化试验的统计分析模型, 对步进退化数据进行折算, 然后在建立极大似然函数的基础上, 对现有的仿真基优化设计方法进行改进, 最终建立优化设计的算法并对光耦的加速退化试验进行优化设计, 得出最优的试验方案, 同时也为寿命分布满足对数正态分布的产品加速试验设计提供参照依据。

1 基于蒙特卡罗仿真的优化设计理论框架

仿真基优化设计方法采用蒙特卡罗方法, 其大致流程为仿真、统计分析和优化, 对优化设计亦即统计分析的逆问题最终又转变为模拟试验数据的统计和分析, 极大降低了优化设计的难度, 其设计过程既可以简化又可以流程化实现。经过归纳总结, 其理论框架如图 1 所示。

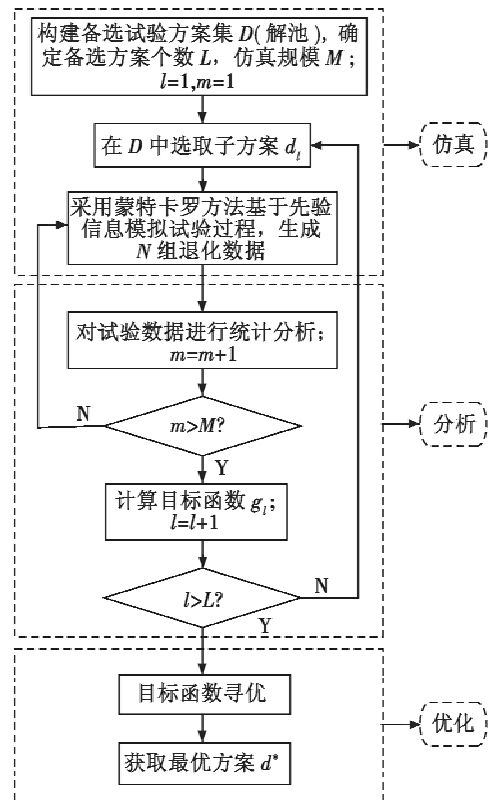


图 1 基于蒙特卡罗仿真的优化设计理论框架
Fig. 1 The theoretical framework of optimal design based on Monte-Carlo simulation

2 基于对数正态分布的步进退化加速试验的统计分析模型建立

2.1 混合效应模型和加速模型的基本假设

2.1.1 混合效应模型

根据文献[9], 假设被测性能参数的退化轨迹可用混合效应模型描述如下, 即

$$y(t) = \beta_1 t^{\beta_2} + C \quad (1)$$

$$\beta_1 \sim LN(\mu_\beta, \sigma_\beta^2) \quad (2)$$

文献[9]中假设退化率 β_1 服从倒数 Weibull 分布, 而本文假设 β_1 服从对数正态分布。上式中, β_2 和 C 是固定的。 $\beta_2 > 0$, 认为 β_2 与失效机理相关, 因此是常数; C 是被测性能参数的初值, 简化起见, 也令 C 为常数。

2.1.2 加速模型

β_1 为退化率, 满足阿伦尼乌斯方程, 其对数标准差 σ_β 与加速应力水平无关, 即 σ_β 不随温度的变化而变化^[14]。 β_1 的对数均值 μ_β 与温度的关系满足: $\mu_\beta = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot x = \alpha_1 + \frac{\alpha_2}{T + 273.5}$, $i = 1, 2, \dots, m$, m 是应力的个数。 α_1 和 α_2 是未知参数, 可由摸底试验的数据粗略

得到。根据以上信息可得到光耦的寿命分布表达式为

$$F_c(t) = \Phi \left\{ \frac{\ln t - [\ln(D-C) - (\alpha_1 + \alpha_2 \cdot x)] / \beta_2}{\sigma_\beta / \beta_2} \right\} \quad (3)$$

式中, D 为被测性能参数的失效阈值。

2.2 步进加速退化试验的应力施加过程

步进加速退化试验应力施加过程如图2所示。

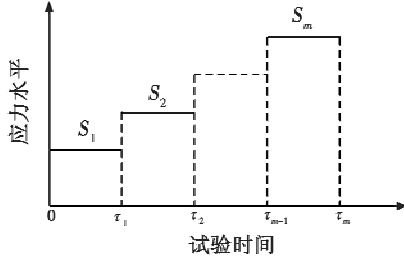


图2 步进加速退化试验应力施加过程

Fig.2 Stressing process of step-up accelerated degradation test

以温度作为加速应力对光耦进行步进加速退化试验,共有 m 个应力水平。设正常的应力水平为 S_0 , 加速应力为 $S_1, S_2, \dots, S_m, S_0 < S_1 < S_2 < \dots < S_m$ 。这里的应力水平是指转化后的应力水平, 满足 $S_i = 1 / (273.5 + T_i)$, 其中, T_i 指不同的摄氏温度值 ($i = 1, 2, \dots, m$)。 $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m$ 是不同的时刻, 每个应力下的试验时间为 $\tau_i - \tau_{i-1}$ ($i = 1, 2, \dots, m$)。这里规定 τ_0 为 0。在进行试验时, 首先将所有的样本放置在一个较低的应力水平, 达到给定的试验时间以后再转入下一个较高的应力水平。若样品中途失效, 则退出试验。未失效的样品则继续试验, 直到达到 τ_m 试验结束。令 τ_i 与每个应力下最后一次测量的时刻相对应, 换句话说, 在给定测量频率和时间单位的前提下, 每一个应力水平所持续的时间恰好可以进行整数次的测量。

2.3 退化数据的折算

对于在步进加速试验中得到的退化数据, 除了在 S_1 下测得的数据为真实的退化数据外, 其余应力水平下的测试数据均为累积退化性能数据。必须对数据进行折算, 才能得到真实的退化数据。根据 NELSON 提出的累积损伤假定, 结合前面给出的退化模型, 利用被测性能参数的退化速率仅与当前应力水平有关而与前面经历的退化过程无关这个特性, 其累积加速退化轨迹可描述为

$$y(t) = \begin{cases} y(t|S_1) & 0 < t < \tau_1 \\ y(t - \tau_1 + w_2 | S_2) & \tau_1 < t < \tau_2 \\ y(t - \tau_2 + w_3 | S_3) & \tau_2 < t < \tau_3 \\ \vdots & \vdots \\ y(t - \tau_{m-1} + w_m | S_m) & \tau_{m-1} < t < \tau_m \end{cases} \quad (4)$$

式中: m 是应力的个数; w_i 是在 S_i 下的等效起始时间,

由于在第一个应力下不存在等效起始时间, 因此 $w_1 = 0$ 。所谓等效起始时间, 就是指在应力 S_i 下试验 w_i 时间的退化量与截止到 S_{i-1} 应力水平下产生的退化量相同的这段时间。根据之前的假定, 式(4)可以表述为

$$y(t) = \begin{cases} C + \beta_{11} \cdot t^{\beta_2} & 0 < t < \tau_1 \\ C + \beta_{12} \cdot (t - \tau_1 + w_2)^{\beta_2} & \tau_1 < t < \tau_2 \\ C + \beta_{13} \cdot (t - \tau_2 + w_3)^{\beta_2} & \tau_2 < t < \tau_3 \\ \vdots & \vdots \\ C + \beta_{1m} \cdot (t - \tau_{m-1} + w_m)^{\beta_2} & \tau_{m-1} < t < \tau_m \end{cases} \quad (5)$$

式中, w_i 满足式(6)。

$$\beta_{1i} w_i^{\beta_2} = \beta_{1(i-1)} (w_{i-1} + \tau_{i-1} - \tau_{i-2})^{\beta_2} \quad (6)$$

将式(6)变形, 有

$$w_i = \left(\frac{\beta_{1(i-1)}}{\beta_{1i}} \right)^{1/\beta_2} (w_{i-1} + \tau_{i-1} - \tau_{i-2}) \quad i = 2, 3, \dots, m \quad (7)$$

式中: $w_1 = 0; \tau_0 = 0$ 。前文已述, 退化率 β_{1i} 服从对数正态分布, 为了使后续的计算简便, 设第 j 个样本在应力 S_i 下的退化率为 $\beta_{1i} = \xi_j \exp(\alpha_1 + \alpha_2 \cdot S_i)$, 其中, $\xi_j \sim LN(0, \sigma_\beta)$, $j = 1, 2, \dots, n$ 。式(7)是一个迭代式, 使用起来并不方便, 利用归纳法可以得到式(7)的最终表达式为

$$w_i = \begin{cases} 0 & i = 1 \\ \sum_p^{i-1} (\tau_p - \tau_{p-1}) \exp \left[\frac{\alpha_2}{\beta_2} (S_p - S_1) \right] & i > 1 \end{cases} \quad (8)$$

至此, 结合式(5)和式(8), 建立了光耦步进退化加速试验的统计分析模型。

3 仿真基加速退化试验优化方法研究

3.1 仿真数据的获取

上文建立了光耦步进退化加速试验的统计分析模型。假设共有 m 个应力水平, 样本量为 n , 检测频率为 f (单位, 次/h), 总的检测次数为 K 次, 则总的试验时间 $T = \sum f \cdot K \cdot t_e$, t_e 为时间单位 (单位, h)。测量的时间点为 $k * f$ ($k = 1, 2, \dots, K$)。应力转换时刻满足 $\tau_i = f * l_i$, 这里的 l_i 并不是指每个应力下的测试次数, 而是指截止到 τ_i 时刻所有的测试次数, $l_m = K$ 。假设测试误差为 ε_{jik} , 其相互独立且都服从标准正态分布, 即 $\varepsilon_{jik} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ 。退化模型的先验值为 $\bar{\alpha}_1, \bar{\alpha}_2, \bar{\beta}_2, \bar{\sigma}_\varepsilon, \bar{\sigma}_\beta$ 和 \bar{C} 。仿真数据的获取步骤如下。

1) 根据式(8), 计算应力水平 S_i 下的等效起始时间 w_i 。

2) 由于 ξ_j 服从对数正态分布, 对 $\xi_j \sim LN(0, \sigma_\beta)$ 进行 n 次抽样, 获取 n 个 ξ 值。由 $\beta_{1i} = \xi_j \exp(\alpha_1 + \alpha_2 * S_i)$, 计算每个样本在不同应力下的伪退化率。

3) 计算应力的转换时刻 $\tau_i = f * l_i$ 和测试时刻 $k * f$ ($i = 1, 2, \dots, m, k = 1, 2, \dots, K$)。

4) 由 $\varepsilon_{jik} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ 抽样获得每个样本在每个应力下的各个测量点的测试误差 ε_{jik} 。

5) 根据式(5)计算光耦被测性能参数在每一个测量点的伪退化数据 $\bar{y}_{jik} = y(t) + \varepsilon_{jik}$ 。对于本文研究的对象光耦而言,前期已对其进行摸底试验,并且对摸底试验的数据进行了初步计算和估计。退化模型的粗略估计即先验值为 $\bar{\alpha}_1 = 27.82$, $\bar{\alpha}_2 = -8803$, $\bar{\beta}_2 = 2.141$, $\bar{\sigma}_\beta = 2.0355$, $\bar{C} = 235$, $\bar{\sigma}_\varepsilon = 1$ 。

3.2 极大似然函数的建立

无论是使用解析方法还是使用仿真基方法,极大似然函数的构建都是优化设计的根基。假定在应力 S_i 下对第 j 个样本测量 $(l_i - l_{i-1})$ 次,不考虑初值的随机性,认为初值为一个常数。测试误差为 ε_{jik} ,其相互独立且都服从标准正态分布,即 $\varepsilon_{jik} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ 。根据极大似然估计理论^[15],第 j 个样品测试数据的极大似然函数为

$$L_j = \ln \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{i=1}^m \prod_{k=l_{i-1}+1}^{l_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_\varepsilon} \exp\{-[y_{jik} - C - \xi_j e^{(\alpha_1 + \alpha_2 \cdot S_i)} (w_i + t_k - \tau_{i-1})^{\beta_2}]^2 / 2\sigma_\varepsilon^2\} f(\xi_j) d\xi_j \quad (9)$$

当共有 n 个样本进行试验时,其对数似然函数为

$$L = \sum_{j=1}^n L_j = \sum_{j=1}^n \ln \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{i=1}^m \prod_{k=l_{i-1}+1}^{l_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_\varepsilon} \exp\{-[y_{jik} - C - \xi_j e^{(\alpha_1 + \alpha_2 \cdot S_i)} (w_i + t_k - \tau_{i-1})^{\beta_2}]^2 / 2\sigma_\varepsilon^2\} \cdot f(\xi_j) d\xi_j = \sum_{j=1}^n \ln \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (1/\sqrt{2\pi} \sigma_\varepsilon)^K \exp\left\{-\prod_{i=1}^m \prod_{k=l_{i-1}+1}^{l_i} [y_{jik} - C - \xi_j e^{(\alpha_1 + \alpha_2 \cdot S_i)} (w_i + t_k - \tau_{i-1})^{\beta_2}]^2 / 2\sigma_\varepsilon^2\right\} f(\xi_j) d\xi_j \right\} \quad (10)$$

式中, K 为测试的总次数。由图 2 可知, τ_i 为应力从 S_i 转到 S_{i+1} 的时刻。前文已述, τ_i 和每个应力下最后一次测量的时刻相对应,即 $\tau_i = t_{l_i}$ 。 w_i 是在 S_i 下的等效起始时间,计算方法为式(8)。

3.3 仿真基优化设计方法的改进

本文研究的目的在于评定长储后光耦的寿命,亦即其可靠度,因此优化目标为可靠度的估计精度。为了获得光耦在长储条件下贮存可靠度的精确估计,本文以正常应力条件下 t 时刻的光耦贮存可靠度估计值的渐进方差最小为目标,对步进加速方案进行优化。而正常应力条件下 t 时刻的光耦贮存可靠度估计值的渐进方差可以表示为

$$\text{Var}[R_0(t)] = \mathbf{H}\mathbf{F}^{-1}\mathbf{H}^T \quad (11)$$

式中: \mathbf{H} 是 $R_0(t)$ 分别对 $C, \alpha_1, \alpha_2, \beta_2, \sigma_\varepsilon$ 和 σ_β 的一阶偏导的 1×6 矩阵,而 $R_0(t) = 1 - F_e(t)$,故 $R_0(t)$ 是上述参数除 σ_ε 外的函数,对上述参数求偏导后可以求得具体的解析表达式; \mathbf{F} 为 Fisher 信息阵,是式(8)对各项参数的负二阶偏导的期望。限于篇幅,这里不再给

出 \mathbf{F} 的表达式。

无论是解析方法还是仿真基方法的优化设计,都无法回避对 \mathbf{F} 的求解。但是,经过计算, \mathbf{F} 里面的元素是无法求出解析解的,只能得出拟解析解。YU 和 TSENG 通过解析方法研究了退化率服从对数正态分布时的退化试验优化设计情况^[6];陈文华也采用解析方法对退化率服从对数正态分布时进行了加速寿命试验的优化设计^[16],但是他们都是在恒定应力下进行的优化设计,不涉及数据折算,其对数似然函数自然与式(10)不同;汪亚顺等进行仿真基优化设计时,往往都是指定退化率服从倒数威布尔分布,进而指定寿命服从威布尔分布,因为威布尔分布条件下 \mathbf{F} 中的元素是存在解析解的。但是本文通过之前的失效物理分析认为光耦由退化导致的失效服从对数正态分布,并不是威布尔分布。通过目前查阅的仿真基优化设计的文献来看,在步进应力条件下,绝大多数仿真基文献都是指定寿命服从威布尔分布,目前尚未查询到步进条件下指定寿命服从对数正态分布的仿真基文献。理论上来说,可以通过取近似值的办法来代替解析表达式中的拟解析解,但是即便如此,其二阶偏导的推导过程也非常复杂和繁琐,并不适合工程应用。这也是仿真基优化的文献中通常不指定步进应力条件下寿命服从对数正态分布的原因,渐进方差 $\text{Var}(R_0(t))$ 难以求出。

潘正强等指出,将渐进方差的大小作为衡量寿命指标估计优劣的准则是基于大样本理论的,指出在绝大多数场合下估计的极限分布为正态分布^[17]。因此,光耦的可靠度 $R_0(t)$ 的极大似然估计值可以视为渐进服从均值为 $R_0(t)$ 、方差为 $\text{Var}(R_0(t))$ 的正态随机变量。基于这一理论,在不能或者难以求出 $\text{Var}(R_0(t))$ 的解析表达式的情况下,用 $\text{Var}(R_0(t))$ 的期望和标准离差来描述 $\text{Var}(R_0(t))$ 。显然,其期望越小,方案的精度就越高,其标准离差越小,则方案的稳健性越好。至此,将仿真基的优化设计方法进行了改进,不再计算渐进方差,而是计算渐进方差的期望和标准离差,解决了无法获得渐进方差解析解的问题。其期望和标准离差的计算式在文中给出。

4 仿真基光耦步进加速退化试验优化设计算法

4.1 基于极大似然估计的 $R_0(t)$ 的 Matlab 理论求解

3.1 节中给出了仿真数据的获取办法,得到仿真数据以后,将数据代入式(8)中,然后使用 Matlab 中自带的 `fminsearch` 函数求出使 L 达到极大值的一组极大似然估计参数 $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\sigma}_\beta$ 和 \hat{C} 。但此时依然无法对式(10)使用该函数,因为式(10)中含有积分符号,并不是

解析表达式。这里对该式通过数值积分的形式进行化简。简化起见,使用矩形法求解式(10)中的积分。由于 $\xi_j \sim LN(0, \sigma_\beta)$, 因此 $\xi_j > 0$, 故其取值下限为 0。其上限值确定为 115, 这是因为 $(\ln 115)/\sigma_\beta \approx 2.33$, 而查阅标准正态分布表, 数值小于 2.33 的概率已经达到 99%, 因此确定上限为 115。取步长为 0.5, 使用矩形法求解式(10)中的积分, 这样就可以得到式(10)的解析表达式。需要指出的是, 步长取得过短会使计算机计算量加大, 计算时间过长进而严重影响整体的效率。当求出一组极大似然估计参数 $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_e, \hat{\sigma}_\beta$ 和 \hat{C} 后, 可以得到, 在正常应力水平 S_0 下, 光耦可靠度的极大似然估计值为

$$\hat{R}_0(t) = 1 - \Phi \left\{ \frac{\ln t - [\ln(D - \hat{C}) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \cdot x)]/\hat{\beta}_2}{\hat{\sigma}_\beta/\hat{\beta}_2} \right\} \quad (12)$$

4.2 仿真基光耦步进加速退化试验的优化设计算法

现利用改进的仿真基算法求取渐进方差的期望和标准离差, 进而对光耦的步进加速退化试验进行优化设计。为了保证目标函数的精度, 仿真规模 M 和抽样次数 N 均取 1000。其具体步骤如下所述。

1) 设立解池, 根据约束条件求出所有的测试次数分配。

2) 取出一组测试次数分配。

3) 取加速退化模型的真值, 这里以之前的估计值 $\bar{\alpha}_1, \bar{\alpha}_2, \bar{\beta}_2, \bar{\sigma}_e, \bar{\sigma}_\beta$ 和 \bar{C} 作为模型的真值, 根据 3.1 节仿真数据的获取步骤, 求取 N 组 ($N=1000$) 仿真退化数据。

4) 根据上一节给出的 $\hat{R}_0(t)$ 的求法, 通过 N 组仿真数据求解 N 组伪极大似然估计参数 $\hat{\alpha}_{1k}^*, \hat{\alpha}_{2k}^*, \hat{\beta}_{2k}^*, \hat{\sigma}_{ek}^*, \hat{\sigma}_{\beta k}^*$ 和 \hat{C}_k^* ($k=1, 2, \dots, N$), 代入式(11), 可以获得 N 个可靠度的伪极大似然估计值 $\hat{R}_0(t)_1^*, \hat{R}_0(t)_2^*, \dots, \hat{R}_0(t)_N^*$ 。

5) 计算可靠度估计值的伪方差, 为

$$\text{Var}(\hat{R}_0(t)^*) = \frac{1}{N-1} \sum_{k=1}^N [R_0(t)_k^* - \bar{R}_0(t)]^2 \quad (13)$$

6) 将步骤 3) ~ 5) 重复 M 次 ($M=1000$), 可得 M 个可靠度估计值的伪方差 $\text{Var}(R_0(t))_1^*, \text{Var}(R_0(t))_2^*, \dots, \text{Var}(R_0(t))_M^*$ 。根据式(14)和式(15)求得其期望和标准离差为

$$\mu_v = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \text{Var}(R_0(t))_m^* \quad (14)$$

$$\sigma_v = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M \{\text{Var}(R_0(t))_m^* - \mu_v\}^2} \quad (15)$$

7) 重复步骤 2) ~ 6), 直到解池中所有的解求出 μ_v 和 σ_v , 在点对合集中寻找使 μ_v 和 σ_v 最小的方案即为最优方案。

4.3 光耦步进试验优化设计与结果分析

基于前面的理论推导, 结合本文研究的实际背景, 其具体参数设定如下: 光耦的数量是固定的, 即 $n=12$;

通过前期的摸底试验, 温度应力设定为 70 °C, 90 °C 以及 110 °C; 固定测试频率 $f=8$ 次/h, 当给定总的试验时间 352 h 后, 总的测试次数 44 是固定的。因此各应力下测试的次数分配是要优化的方案。为了保证曲线拟合和外推的准确性, 规定每个应力水平下测试次数不少于 10 次, 并且满足 $l_i > l_{i+1}$ ($i=1, 2, 3$)。由于解池中共有 15 种方案, 方案种类并不是很多, 这里采用了全部计算出目标函数然后逐个比较寻优的方法。经过寻优发现 μ_v 和 σ_v 最小同时出现在 (23, 11, 10) 这个方案中。而对于传统试验方案来说, 各个应力下的测试次数是均等分配的^[18]。表 1 是测量次数均等分配的传统试验方案与优化设计方案的对比。

表 1 传统试验方案与优化设计方案对比

Table 1 Comparison between traditional test plan and optimized design

	μ_v	σ_v
传统试验方案(15, 14, 14)	9.968×10^{-4}	1.840×10^{-4}
优化设计方案(23, 11, 10)	1.474×10^{-4}	0.6967×10^{-4}

由表 1 可以看出, 优化设计方案无论是在精度还是在稳健性上都优于传统试验方案。如果从加速模型的角度分析, 优化设计方案在低应力水平下分配的试验时间更长, 测量的数据更多, 亦即在低应力水平下获取了更多的退化信息, 模型在外推时准确度更高。因此优化设计方案优于传统的试验设计方案。

5 结束语

本文对寿命服从对数正态分布条件下的仿真基加速退化试验优化设计进行了研究, 推导了数据折算公式, 进而建立对数正态分布条件下的步进数据统计分析模型, 对现有的仿真基算法进行了改进, 给出在对数正态条件下仿真基优化设计的一般算法。根据与传统试验方案对比, 本文给出的优化方案精度和稳健性都更高。本文结合实际应用背景对各应力下的测试分配次数进行了优化, 方法是通用的, 也可以用于样本量以及应力分配的优化, 补充和完善了现有仿真基优化的理论框架, 为对数正态分布寿命的产品步进加速试验设计打下良好的工程应用基础。

参考文献

- [1] MILLER R, NELSON W B. Optimum simple step-stress accelerated life testing[J]. IEEE Transactions on Reliability, 1983, 32(1): 59-65.
- [2] NELSON W. Accelerated testing: statistical methods, test plans, and data analysis[M]. New York: John Wiley Press, 1990.

- [3] 汪亚顺,张春华,陈循. 仿真基加速寿命试验优化设计方法研究[J]. 宇航学报,2006,27(4):755-760.
- [4] TSENG S T, YU H F. A termination rule for degradation experiments [J]. IEEE Transactions on Reliability, 1997, 46(1):130-133.
- [5] WU S J, CHANG C T. Optimal design of degradation tests in presence of cost constraint[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2002, 76(2):109-115.
- [6] YU H F, TSENG S T. Designing a degradation experiment [J]. Naval Research Logistics, 1999, 46(6):689-706.
- [7] YU H F, TSENG S T. Designing a degradation experiment with a reciprocal Weibull degradation rate[J]. Quality Technology & Quantitative Management, 2004, 1(1):47-63.
- [8] 王浩伟,滕克难,盖炳良,等. 基于加速因子不变原则的加速退化试验优化设计方法:中国,106991074[P]. 2017-07-28.
- [9] 汪亚顺,张春华,陈循,等. 仿真基混合效应模型加速退化试验方案优化设计研究[J]. 机械工程学报, 2009, 45(12):108-114.
- [10] 潘刚,梁玉英,吕萌,等. 步进加速寿命试验优化设计 Monte-Carlo 仿真[J]. 电光与控制,2013,20(4):77-80.
- [11] 谭源源,张春华,汪亚顺,等. 竞争失效场合仿真基加速试验优化设计方法[J]. 国防科技大学学报,2011, 33(2):130-135.
- [12] 罗赓,穆希辉,牛跃听,等. 竞争失效产品步降加速试验优化设计研究[J]. 中国测试,2016,42(6):95-99.
- [13] 葛蒸蒸,赵文晖,李玉伟. 基于非参数统计的加速退化试验优化设计[J]. 现代防御技术,2015,43(6):173-177,198.
- [14] 刘娟. 电连接器步进应力加速退化试验的研究[D]. 杭州:浙江大学,2013.
- [15] 孙权,冯静,潘正强. 基于性能退化的长寿命产品寿命预测技术[M]. 北京:科学出版社,2015.
- [16] 陈文华,程耀东. 对数正态分布时恒定应力加速寿命试验方案的优化设计[J]. 仪器仪表学报,1998,19(5):107-109.
- [17] 潘正强,孙权,冯静. 基于典型随机过程的加速退化建模与试验设计方法[M]. 长沙:国防科技大学出版社,2015:95-97.
- [18] 陈磊磊. 基于随机过程的电连接器加速退化试验优化设计与统计分析的研究[D]. 杭州:浙江理工大学,2017.

(上接第 51 页)

制策略的扰动抑制做了分析和仿真。通过实验证明,自抗扰控制策略应用在空间光通信 APT 系统上,系统自身的噪声抑制性能有较大的提升,相比传统的 PID 方法,其控制精度得到了进一步提高,具有一定的实用价值。

参考文献

- [1] 黄海波,左韬,陈晶,等. 复合轴精跟踪系统伺服带宽的优化设计[J]. 红外与激光工程,2012,41(6):1561-1565.
- [2] 丁科,黄永梅,马佳光,等. 快速反射镜的误差自适应前馈复合控制[J]. 中国激光,2011,38(7):184-189.
- [3] 韩京清. 自抗扰控制技术[J]. 前沿科学,2007(1):24-31.
- [4] HAN J Q. From PID to active disturbance rejection control [J]. Proceedings of IEEE Institute of Electrical and Electronics Engineers, 2009, 56(3):900-906.
- [5] 崔宁,陈兴林,曹开锐,等. 空间光通信精跟踪系统的模糊自抗扰控制[J]. 光学精密工程,2015,23(5):1394-1400.
- [6] 杨东,毛耀,丁科,等. 模型参考算法在快速反射镜中的应用[J]. 红外与激光工程,2013,42(10):2790-2795.
- [7] 董冉,艾勇,肖永军,等. 自由空间光通信精跟踪系统设计及其通信实验[J]. 红外与激光工程,2012,41(10):2718-2722.
- [8] GAO Z Q. Scaling and bandwidth-parameterization based controller tuning[C]//Proceeding of the American Control Conference, New York, 2003:4989-4996.
- [9] 吴琼. 自由空间激光通信 ATP 系统精跟踪控制技术研究[D]. 长春:长春理工大学,2008.
- [10] 张明月,杨洪波,章家保,等. 改进自抗扰控制谐波式电动舵机伺服系统[J]. 光学精密工程,2014,22(1):99-108.