

DOI:10.3969/j.issn.1001-4551.2021.05.002

机电产品加速贮存试验与寿命评估方法研究^{*}

张文广¹, 贺东旭¹, 李浩瀚¹, 马艳华^{2*}, 张会平³

(1. 华北电力大学 控制与计算机工程学院, 北京 102206; 2. 大连理工大学 微电子学院, 辽宁 大连 116024; 3. 北京遥感设备研究所 北京 100039)

摘要:针对航空机电产品寿命长、可靠性高等特点,通过设计加速贮存试验,对产品性能退化数据进行了建模分析,对机电产品寿命进行了预测。提出了一种预试验与正式试验相结合的加速贮存试验方案,根据产品性能退化数据建立了性能参数的非线性退化模型;使用似然比检验确定了伪寿命分布,并计算了试验温度下的寿命,通过阿伦尼斯模型得到了常温贮存寿命;最后,经失效机理一致性检验验证了试验方案的有效性。使用上述方法对某型高速电机进行了试验验证及寿命评估。研究表明:所提出的加速贮存试验方案可大幅缩短试验时间,提高试验效率和数据有效性;所用数据分析方法可精确拟合性能退化轨迹和伪寿命分布模型,寿命评估结果具有可信性。

关键词:机电产品;加速贮存试验;贮存寿命;可靠性;似然比检验

中图分类号:TH17;TB114.3

文献标识码:A

文章编号:1001-4551(2021)05-0528-08

Accelerated storage test and life evaluation method of electromechanical products

ZHANG Wen-guang¹, HE Dong-xu¹, LI Hao-han¹, MA Yan-hua², ZHANG Hui-ping³

(1. School of Control and Computer Engineering, North China Electric Power University, Beijing 102206, China;

2. School of Microelectronics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;

3. Beijing Remote Sensing Equipment Research Institute, Beijing 100039, China)

Abstract: Aiming at the characteristics of long life and high reliability of aviation electromechanical products, the accelerated storage test was designed, and the performance degradation data was modeled and analyzed to predict the service life of electromechanical products. A new accelerated storage test scheme combining pre-test and formal test was proposed. According to the product performance degradation data, the nonlinear degradation model of performance parameters was established. The pseudo life distribution was determined by likelihood ratio test, and the life under test temperature was calculated. The storage life at room temperature was obtained by Arrhenius model. Finally, the effectiveness of the test scheme was verified by the failure mechanism consistency test. The test verification and life evaluation of a certain type of high-speed motor were carried out by using the above method. The results show that the proposed accelerated storage test scheme can significantly shorten the test time, improve the test efficiency and data validity, and the data analysis method can accurately fit the performance degradation trajectory and pseudo life distribution model of products, and the life evaluation results are reliable.

Key words: electromechanical products; accelerated storage test; storage life; reliability; likelihood ratio test

收稿日期:2020-10-05

基金项目:国家自然科学基金资助项目(61903061)

作者简介:张文广(1975-),男,山东烟台人,博士,教授,博士生导师,主要从事设备故障预测及健康管理方面的研究。E-mail:zwg@ncepu.edu.cn

通讯联系人:马艳华,女,博士,副教授,博士生导师。E-mail:mayanhua@dlut.edu.cn

0 引言

传统的机电产品可靠性试验技术存在试验时间长、效率低等不足,按照传统的寿命试验技术进行评估,往往难以在可行的时间内完成^[1]。采用加速贮存试验,可使产品关键性能参数在短时间内呈现一定趋势的退化规律,对性能退化数据进行合理建模和统计分析,可预测高可靠性产品的寿命。

航空机电产品具有寿命长和可靠性高的特点。为更快获得产品的退化数据,缩短试验时间,降低试验成本,需要掌握产品关键性能参数的基本退化规律,合理设计加速试验的样本数量、应力水平、试验时间、测试时间间隔等。传统的加速寿命试验方法简单,试验理论较为成熟,可参照国标《GB2689.1-81 恒定应力寿命试验与加速寿命试验方法总则》进行试验设计。

而对于基于性能退化数据的加速退化试验,目前尚未有统一的标准。董宝旭^[2]以继电器类单机为研究对象,对温度、湿度、震动及电应力进行了分析,最终确定了温度作为试验应力,设计了加速贮存试验方案。陆博^[3]以增加扭矩作为加速应力,对RV减速器进行了加速寿命试验。查国清等^[4]通过设计强化试验,明确了影响智能电表可靠寿命的主要性能参数及其各环境应力工作极限条件,并据此设计了加速寿命试验方案。ZHANG等^[5]通过设计光耦失效机理验证试验,获取了表征光耦性能退化的参数及影响贮存可靠性的主要应力因素,并基于失效机理建立了累积损伤模型。

上述研究一般通过分析各种应力对于产品性能参数的作用机理,并结合相关工程使用经验确定了加速应力。但对于各加速应力水平、试验时间等信息的定量分析,国内外相关研究较少。

此外,在基于伪寿命分布的数据分析方法中,确定产品伪寿命分布模型是非常重要的环节,直接影响到寿命预测结果的准确性。文献[6-7]指出航天电连接器接触失效寿命服从两参数威布尔分布。王军生等^[8]假设导弹贮存寿命服从指数分布。叶红波等^[9]使用分布检验验证了氨氮监测仪伪寿命服从威布尔分布。WANG等^[10]在电连接器可靠性评估中使用Anderson-Darling拟合优度检验方法比较了各种分布类型的拟合情况,确定出了对数正态分布为产品的寿命分布类型。

上述研究通常是在假定分布类型已知的条件下进行,或通过分布检验的方法确定,容易导致分布类型错误指定。

为解决上述问题,笔者设计机电产品加速贮存试验方案,通过加速贮存预试验得到产品的高温耐久极

限,进而通过正式试验获取产品的加速贮存数据;建立产品性能参数的非线性退化模型,计算得到产品伪寿命,使用似然比检验确定产品伪寿命分布类型,并使用阿伦尼斯模型通过试验温度下的寿命外推出产品常温贮存寿命,以及加速因子和激活能等可靠性评估结果;通过失效机理一致性检验验证方法的准确性;最后使用上述方法对某机电产品的贮存寿命进行可靠性评估。

1 加速贮存试验设计

本文的加速贮存试验分为预试验和正式试验两部分。预试验目的是获取产品的高温耐久极限 T_L ,为确定正式试验的最高温度点提供依据;正式试验目的是评估产品贮存寿命,计算激活能、加速因子等贮存特征数据。

1.1 预试验

预试验包括高温短时极限获取试验和高温耐久极限验证试验两部分。首先通过高温短时极限获取试验得到产品的高温短时极限 T_S ;其次,通过高温耐久极限验证试验,得到产品的高温耐久极限 T_L ,为正式试验中应力的选择提供依据。

高温短时极限获取试验采用步进温度应力试验方法,抽取一件产品进行,其试验流程如图1所示。

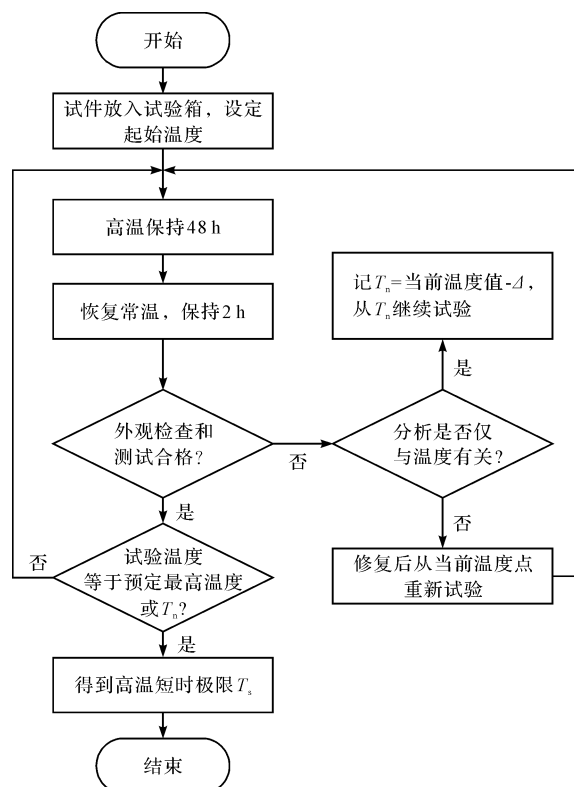


图1 高温短时极限获取试验流程图

高温耐久极限验证试验采用高温贮存循环试验方法,其试验流程如下:

步骤 1:完成高温短时极限获取试验后,抽取另一只样品,进行高温耐久极限的有效性验证试验,以确定高温耐久极限 T_L ,保证样品在高温下失效机理不会出现变化。最高温度应力为高温短时极限 T_S (可视情况适当调整)。试验共计 200 h,每 100 h 作为一个循环,共两个循环。

试验剖面图如图 2 所示。

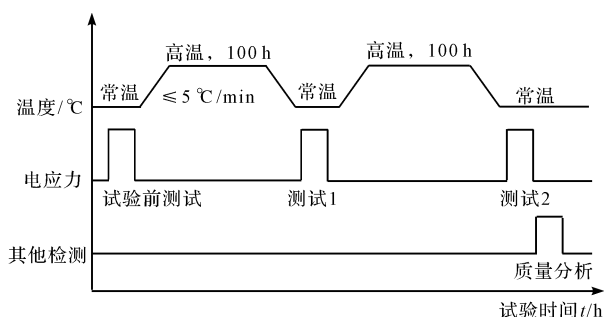


图 2 高温耐久极限验证试验剖面图

步骤 2:试验开始前的常温阶段应进行试验前检测,在每个循环的高温阶段结束之后降至常温,再进行检测(测试 1 和测试 2),检测前产品至少在常温下保持 2 h 以使温度达到稳定,检测项目为参数测试及外观检查;

步骤 3:在 200 h 高温阶段结束,且测试完成后(测试 2 后),对样品开展质量分析;

步骤 4:若产品外观检查、参数测试及质量分析均正常,则将高温耐久极限 T_L 定为 T_S ;

步骤 5:若产品检测不正常,则将温度循环的最高应力降低 10 °C,采用另一样品继续进行试验,直到找出产品的高温耐久极限 T_L 。

1.2 正式试验

本文的加速贮存正式试验采用步降应力法进行,主要应考虑应力等级的个数,以及各应力下的试验时间。

温度应力等级一般为 2 个~4 个,原则上加速贮存试验的最高温度应力不能超过产品的高温耐久极限 T_L ,以防止引入新的失效模式;在此基础上尽可能提高应力水平,从而保证在最短时间内获取试验结果。具体的应力水平数量应根据试验中参数退化情况确定。

试验中应使各温度应力等间隔分布。此处以三应力水平的加速贮存试验为例,各温度应力 T_1 、 T_2 、 T_3 之间有如下关系:

$$\begin{cases} T_3 = T_4 - \Delta \\ T_2 = T_3 - \Delta \\ T_1 = T_2 - \Delta \end{cases} \quad (1)$$

式中: T_4 —最高贮存温度, $T_4 = T_L - 10$ °C; $\Delta = 10$ °C。

确定试验时间间隔应遵循以下原则:

(1)根据产品性能、应力水平和各应力下的试验时间,确定测试时间,每个应力水平下的试验应不少于 3 个测试周期;

(2)按照一次测试为 300 h 的间隔进行试验。

2 基于伪寿命分布的可靠性评估

通过上述加速贮存试验得到产品的试验数据后,需要进行数据处理及评估得到元器件的加速因子、激活能以及贮存寿命。常用的数据分析方法大多是基于加速退化模型的方法^[11-14]。基于伪寿命分布模型的方法首先需要拟合出产品的退化轨迹,可以直观地反映出产品性能退化趋势,也是目前常用的一种建模方法。

本文采用基于伪寿命分布模型的方法,对产品的加速退化试验数据进行了分析,建立了产品性能的非线性退化模型,计算得到不同应力下的伪寿命,对产品的激活能、加速因子等指标以及贮存寿命进行了可靠性评估。

2.1 性能退化模型

产品在同一应力下的退化轨迹一般为直线型、指数型、幂律型等。航空机电产品的种类繁多,且内部结构较为复杂,难以通过分析失效机理确定出退化轨迹类型。为不失一般性,此处将退化轨迹函数设为幂律型:

$$y_{ijk} = d_{ij} \cdot \tau_{ijk}^{p_{ij}} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

式中: τ_{ijk} —第 i 个产品在第 j 个应力水平下的第 k 次检测时间; y_{ijk} — τ_{ijk} 时刻的性能退化量; p_{ij} , d_{ij} —待估参数,其中 d_{ij} 代表第 i 个产品在第 j 个应力水平下的退化速率; ε_{ij} —测量误差,且 $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{ij}^2)$ 。

对于试验中的每一个产品,可通过其测量值和测试时间,对式(2)中的参数 d_{ij} 和 p_{ij} 进行参数估计。

由式(2)可知 $(y_{ijk} - d_{ij} \cdot \tau_{ijk}^{p_{ij}}) \sim N(0, \sigma_{ij}^2)$, 据此对每个产品建立似然函数:

$$L(d_{ij}, k_{ij}, \sigma_{ij}) = \prod_{k=1}^{n_{ij}} \frac{\exp\left[-\frac{(y_{ijk} - d_{ij} \cdot \tau_{ijk}^{p_{ij}})^2}{2\sigma_{ij}^2}\right]}{\sqrt{2\pi\sigma_{ij}^2}} \quad (3)$$

通过上式可求得估计值 $\hat{d}_{ij}$ 和 $\hat{p}_{ij}$ 。

若产品失效阈值为 y_f , 初始值为 y_0 , 则第 i 个产品在第 j 个应力水平下的伪寿命为:

$$t_{ij} = \left(\frac{y_f - y_0}{\hat{d}_{ij}} \right)^{\frac{1}{\hat{p}_{ij}}} \quad (4)$$

2.2 伪寿命分布模型及参数估计

对数正态分布和威布尔分布在可靠性工程中广泛应用,尤其适用于机电产品的寿命分布。下面给出两种分布参数的最小二乘估计方法。

对数正态分布的分布函数为:

$$F(t) = \Phi\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right), t > 0 \quad (5)$$

式中: μ, σ —伪寿命对数的均值及标准差; $\Phi(z)$ —标准正态分布的分布函数, $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{z^2}{2}} dz$ ($-\infty < z < +\infty$)。

令 $Z = \frac{\ln t - \mu}{\sigma}$, 则 $\ln t = \sigma Z + \mu$, 对于 $\ln t$ 和 Z 的一组数据, 可用最小二乘法求得回归系数 k, b 和相关系数 r , 并得到对数正态分布参数的最小二乘估计值^[15]:

$$\hat{\mu} = b, \hat{\sigma} = k \quad (6)$$

三参数威布尔分布模型结构复杂, 计算较为繁琐, 在实际工程中应用较少^[16], 本文采用两参数威布尔分布模型进行拟合和评估。

两参数威布尔分布的分布函数为:

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m} & t \geq 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases} \quad (7)$$

式中: m —形状参数; η —尺度参数。

式(7)可化为:

$$\ln\left(\ln \frac{1}{1 - F(t)}\right) = m \ln t - m \ln \eta \quad (8)$$

令 $y = \ln\left(\ln \frac{1}{1 - F(t)}\right)$, $x = \ln t$, $B = -m \ln \eta$, 对于 y 和 x 的一组数据, 可以用最小二乘法求得回归系数 m, B 和相关系数 r , 并得到威布尔分布参数的最小二乘估计值:

$$\hat{m} = m, \hat{\eta} = e^{-\frac{B}{m}} \quad (9)$$

比较两种分布的相关系数 r (r 较大代表拟合优度更好), 可初步判断产品伪寿命的分布类型, 但精度较低, 不宜作为最终的判断依据。

分布检验的方法是数据统计分析中常用的方法, 可用来判断一组样本数据是否服从指定分布类型。对于某些性能加速退化数据, 若采用传统的拟合优度检验, 会出现多种分布类型都能通过检验的情况。因此, 笔者使用似然比检验判断产品伪寿命分布类型。

通过两种分布的概率密度构造一对假设:

$$\begin{cases} H_0: f_0(t; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma t} e^{-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}}, & t > 0 \\ H_1: f_1(t; m, \eta) = \frac{m}{\eta} \left(\frac{x}{\eta}\right)^{m-1} e^{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m}, & t > 0 \end{cases} \quad (10)$$

其极大似然比统计量为:

$$\lambda = \frac{\left(\frac{\hat{m}}{\eta}\right)^n \prod_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\eta}\right)^{\hat{m}-1} \exp\left[-\left(\frac{t_i}{\eta}\right)^{\hat{m}}\right]}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}}\right)^n \prod_{i=1}^n \frac{1}{t_i} \exp\left[-\frac{(\ln t_i - \hat{\mu})^2}{2\hat{\sigma}^2}\right]} = (2\pi e \hat{\sigma}^2)^{\frac{n}{2}} \prod_{i=1}^n t_i f_1(t_i; \hat{m}, \hat{\eta}) \quad (11)$$

式中: $\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2$ — μ 和 σ^2 的极大似然估计, $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln t_i$, $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln t_i - \hat{\mu})^2$; $\hat{m}, \hat{\eta}$ — m 和 η 的极大似然估计; t_i —伪寿命统计量。

$\hat{m}$ 和 $\hat{\eta}$ 无法通过具体表达式写出, 可以使用数值方法对极大似然方程组迭代求解得到, 即:

$$\begin{cases} \hat{\eta} \frac{1}{\hat{m}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i^{\hat{m}} \\ \sum_{i=1}^n t_i^{\hat{m}} \ln t_i - \frac{1}{\hat{m}} \sum_{i=1}^n t_i^{\hat{m}} = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \ln t_i \right) \left(\sum_{i=1}^n t_i^{\hat{m}} \right) \end{cases} \quad (12)$$

在迭代求解过程中, 可将式(9)中 m 和 η 的最小二乘估计作为迭代初值, 加快收敛速度。

将 $\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{m}, \hat{\eta}$ 代入式(11), 并化简可得到:

$$E = \lambda^{\frac{1}{n}} = (2\pi e \hat{\sigma}^2)^{\frac{1}{2}} \left[\prod_{i=1}^n t_i f_1(t_i; \hat{m}, \hat{\eta}) \right]^{\frac{1}{n}} \quad (13)$$

通过式(13)可以得到统计量 E 的观测值。

对于给定的显著性水平 α , 检验的临界值 E_α 可通过查表获得, 部分情况下似然比检验临界值 E_α 的值如表1所示。

表1 似然比检验临界值 E_α

样本个数	$\alpha=0.20$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$
20	1.015	1.038	1.082	1.144
30	0.995	1.020	1.044	1.095
40	0.984	1.007	1.028	1.070
50	0.976	0.998	1.014	1.054

当 $E > E_\alpha$ 时, 拒绝 H_0 , 接受 H_1 , 即认为伪寿命样本更接近威布尔分布; 当 $E < E_\alpha$ 时, 接受 H_0 , 拒绝 H_1 , 即认为伪寿命样本更接近对数正态分布。

确定出产品伪寿命分布类型后, 通过分布函数即可求出各温度应力下产品的寿命。

2.3 贮存寿命预测

产品从出厂经过贮存、运输、使用到失效的全寿命周期, 均在进行着缓慢的物理化学变化。实践证明, 当温度升高以后, 产品退化的物理化学反应加快, 失效过程加速^[17]。

该试验以温度作为加速应力, 故采用阿伦尼斯模型作为加速模型。阿伦尼斯模型总结了由温度应力决

定的化学反应速率依赖关系的规律,为加速试验提供了理论依据^[18],其一般方程式为:

$$d(T) = a \cdot \exp\left(-\frac{E_a}{k_0 \cdot T}\right) \quad (14)$$

式中: $d(T)$ —产品参数的退化速率; T —热力学温度, K; k_0 —波尔兹曼常数, $k_0 = 8.617 \times 10^{-5} \text{ eV/K}$; E_a —激活能,与产品材料有关, eV; a —与产品自身特性有关的常数。

由式(14)可以推导出,产品在某一温度应力下的对数寿命 $\ln t$ 与 $\frac{1}{T}$ 具有如下线性关系:

$$\ln t = \ln \frac{y_f - y_0}{d(T)} = \frac{E_a}{k_0} \cdot \frac{1}{T} + \ln\left(\frac{y_f - y_0}{a}\right) \quad (15)$$

令 $y = \ln t, x = \frac{1}{T}$, 式(15)可化为 $y = kx + b$ 的线性形式,可用最小二乘法计算拟合直线的斜率和截距,进而计算出激活能 E_a 为:

$$E_a = k \cdot k_0 \quad (16)$$

加速因子为一个不随时间变化的常数,仅由加速应力水平决定^[19]。假设产品在温度应力 T_k 和 T_h 下的寿命分别为 t_k 和 t_h , 则 T_k 和 T_h 两应力之间的加速因子为:

$$A_{kh} = \frac{t_k}{t_h} = \exp\left[\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_k} - \frac{1}{T_h}\right)\right] \quad (17)$$

利用加速因子和试验温度下的伪寿命评估值,可计算得出产品的常温贮存寿命。

2.4 失效机理一致性检验

基于加速贮存试验的可靠性评估理论是建立在加速应力水平下产品失效机理一致基础上的,否则会无法正确外推产品在常温应力下的寿命信息,并严重降低分析结果的合理性和有效性。

假设第 i 个产品在第 j 个加速应力水平下的伪寿命 t_{ij} 服从如下对数正态分布:

$$t_{ij} \sim LN(\mu_j, \sigma_j^2) \quad (18)$$

式中: $i = 1, 2, \dots, n_j, n_j$ —第 j 个应力水平下参与试验的样品个数; $j = 1, 2, \dots, M, M$ —加速应力水平个数。

则样本对数寿命的均值 $\ln \bar{t}_j$ 和方差 s_j^2 即为 μ_j 和 σ_j^2 的无偏估计:

$$\ln \bar{t}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \ln t_{ij} \quad (19)$$

$$s_j^2 = \frac{1}{n_j - 1} \sum_{i=1}^{n_j} (\ln t_{ij} - \ln \bar{t}_j)^2 \quad (20)$$

对于两应力水平 S_1, S_2 , 构造检验统计量:

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad (21)$$

F 服从自由度为 $n_1 - 1$ 和 $n_2 - 1$ 的 F 分布:

$$F \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1) \quad (22)$$

若两应力水平下失效机理一致,应有如下假设成立:

$$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 \quad (23)$$

在给定的显著性水平 α 下, H_0 的拒绝域可由下式给出:

$$F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) \text{ 或 } F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) \quad (24)$$

式中: $F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ —分布的上 α 分位数。

如果式(24)成立,可认为两加速应力水平 S_1, S_2 下的失效机理存在差异。

假设第 i 个产品在第 j 个加速应力水平下的伪寿命 t_{ij} 服从如下威布尔分布:

$$t_{ij} \sim W(m_j, \eta_j) \quad (25)$$

令 $X_{ij} = \ln t_{ij}$, 则寿命对数 X_{ij} 服从极值分布,其分布函数为:

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\exp\left(\frac{x - \mu_j}{\sigma_j}\right)\right], -\infty < x < +\infty \quad (26)$$

式中: μ_j —极值分布的位置参数, $\mu_j = \ln \eta_j$; σ_j —极值分布的尺度参数, $\sigma_j = \frac{1}{m_j}$ 。

通过式(26),可用样本均值 $\bar{X}_j$ 和方差 s_j^2 估计总体分布参数:

$$\begin{cases} \sigma_j = s_j / 1.28257 \\ \mu_j = \bar{X}_j + 0.5772\sigma_j \end{cases} \quad (27)$$

如果两应力水平 S_1, S_2 下的失效机理一致,应满足 $m_1 = m_2$, 即式(23)中的假设成立。同理,若式(24)成立,则可认为两加速应力水平 S_1, S_2 下的失效机理存在差异。

3 应用案例

本节采用第2节中所述加速贮存试验方案及数据分析方法,对某型高速电机开展步降应力加速贮存试验,并进行贮存寿命评估。

3.1 加速贮存试验实施

通过高速电机加速贮存预试验,获得了高速电机高温耐久极限 $T_L = 120^\circ\text{C}$, 高温试验时间约为 4 300 h。根据该计算结果,结合实际确定试验总时间为 4 000 h ~ 6 000 h。正式试验按照一次测试 300 h 的间隔进行,完成全部试验共有 21 次测试。试验中每个温度下试验结束后抽取一只进行破坏性物理分析。

在总试验时间和测试次数给定的条件下,应力水平数越少,各应力下的高温贮存时间越长,可以得到明显的退化趋势,计算出的常温寿命越精确。而当试验方案仅有两个应力水平时,任意一个应力水平下退化模型参数估计稍有偏差,都可能对退化方程造成较大估计误差。考虑到趋势检测的难度,在使每个温度应力下充分显现参数变化的前提下提高准确度,试验中采用了 3 个温度应力水平。

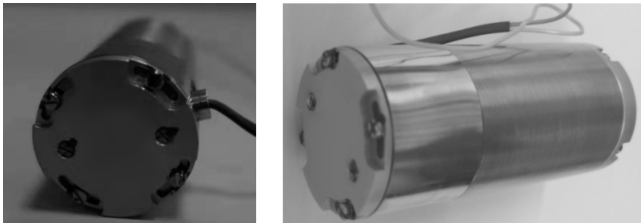
根据该型高速电机的产品规范,结合贮存故障模式及影响分析,能够表征贮存寿命的性能参数应为启动电压、空载转速、启动力矩。

加速贮存试验共进行 6 000 h,各温度应力等级下的样本数量、时间间隔、检测次数等内容如表 2 所示。

表 2 加速贮存试验方案实施情况

试验温度/℃	样本数量/只	时间间隔/h	检测次数
110	40	300	6
100	39	300	7
90	38	300	8

试验前后产品外观无明显变化,外观对比图如图 3 所示。



(a) 试验前外观 (b) 试验后外观

图 3 试验前后高速电机外观对比图

3.2 基于伪寿命分布模型的数据分析方法

启动电压、空载转速和启动力矩参数的试验数据折线图如图 4 所示。

根据该型高速电机的技术要求,启动电压参数的失效阈值为 2 V,空载转速参数的失效阈值为 6 300 r/min。试验中所有样品在试验过程中均未发生失效,且启动电压随着加速贮存试验时间变长逐渐增大,空载转速逐渐减小,都有明显的退化趋势,均可作为高速电机的失效标准,因此可用性能退化模型对该产品进行可靠性评估。由于启动电压和空载转速参数的数据分析方法完全相同,本文仅以启动电压为例进行详细计算和说明。

将数据剔除异常值后,针对每个样品计算退化模型参数的极大似然估计值,得出退化方程,结合样品的

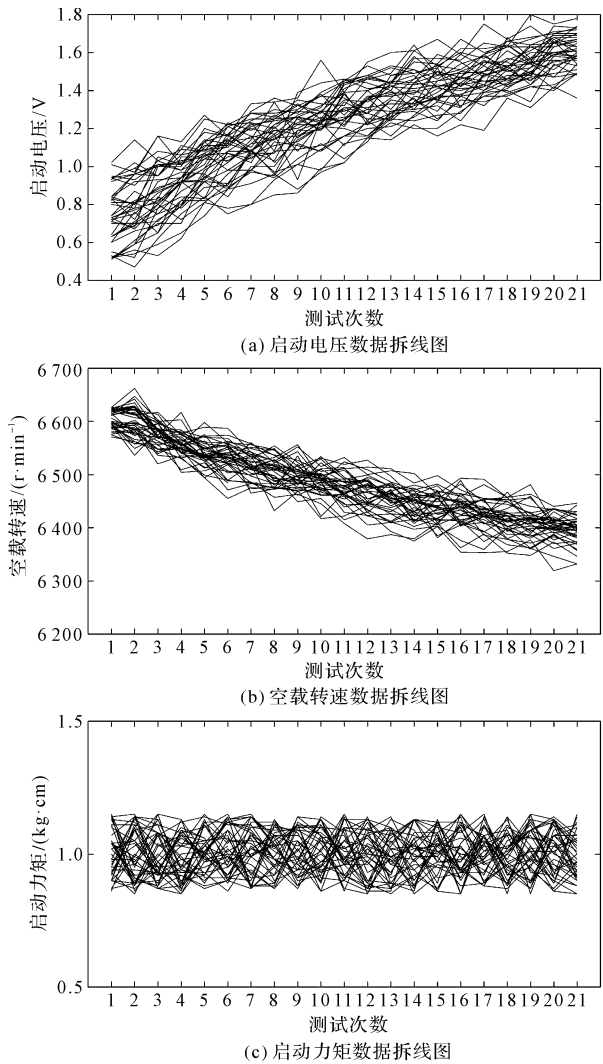


图 4 高速电机试验数据折线图

初始值和失效阈值计算出各试验温度下的伪寿命,如表 3 所示。

表 3 各样品伪寿命值

样品编号	110 ℃	100 ℃	90 ℃
1	7 772.35	10 693.35	13 746.40
2	6 608.39	8 503.48	15 793.87
3	8 676.12	8 596.61	12 685.19
4	7 591.22	8 394.77	15 141.51
...	...	...	...
40	6 672.08	8 457.62	9 835.15

各温度下产品伪寿命相对于两种分布的相关系数如表 4 所示。

表 4 相关系数 r 计算结果

温度/℃	对数正态分布	威布尔分布
110	0.994 6	0.975 3
100	0.995 4	0.969 0
90	0.989 0	0.975 7

分布参数的极大似然估计如表 5 所示。

表 5 极大似然估计结果

温度/℃	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{m}$	$\hat{\eta}$
110	8.69	0.197 1	5.31	6 527.25
100	9.04	0.187 9	4.61	9 261.33
90	9.44	0.186 6	4.55	13 697.25

3 种应力下似然比检验统计量 $E_1 = 0.949\ 4$, $E_2 = 0.839\ 7$, $E_3 = 0.950\ 9$, 在显著性水平 $\alpha = 0.2$ 的情况下, 均小于相应的临界值 E_α , 因此产品伪寿命更符合对数正态分布。

各试验温度下的寿命如表 6 所示。

表 6 高速电机在各试验温度下的寿命

温度/℃	0.5 可靠度 下寿命/h	0.9 可靠度 下寿命/h	0.99 可靠度 下寿命/h	0.999 可靠度 下寿命/h
110	5 922.80	4 600.47	3 744.11	3 220.67
100	8 399.35	6 601.67	5 424.81	4 699.39
90	12 545.20	9 876.47	8 126.74	7 046.93

3.3 常温应力下贮存寿命评估

使用各试验温度下的寿命, 通过式 (15) 进行最小二乘拟合; 其中, 斜率 $l = 5\ 223.44$, 截距 $b = -4.95$, 激活能 $E_a = 0.45$, 拟合直线如图 5 所示。

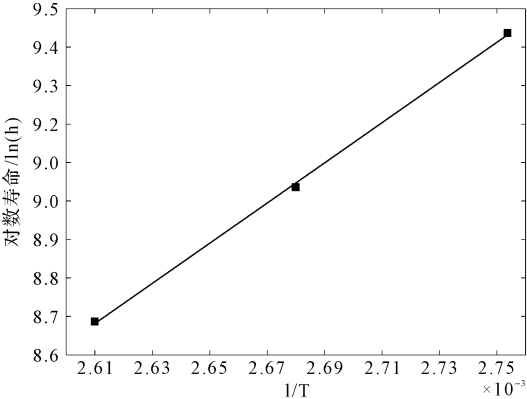


图 5 高速电机启动电压的阿伦尼斯拟合直线图

各试验温度相对于常温 25 ℃ 和 21 ℃ 的加速因子如表 7 所示。

表 7 各试验温度相对于常温的加速因子

温度/℃	25 ℃	21 ℃
110	55.67	71.22
100	38.15	48.81
90	25.61	32.76

高速电机的常温贮存寿命如表 8 所示。

表 8 根据启动电压数据计算出的贮存寿命

温度/℃	0.5 可靠度 下寿命 /年	0.9 可靠度 下寿命 /年	0.99 可靠度 下寿命 /年	0.999 可靠度 下寿命 /年
25	32.96	25.60	20.83	17.92
21	41.82	32.49	26.44	22.74

同理, 可根据空载转速参数的退化数据, 计算出高速电机的贮存寿命, 如表 9 所示。

表 9 根据空载转速数据计算出的贮存寿命

温度/℃	0.5 可靠度 下寿命 /年	0.9 可靠度 下寿命 /年	0.99 可靠度 下寿命 /年	0.999 可靠度 下寿命 /年
25	36.69	28.60	23.35	20.13
21	46.94	36.60	29.87	25.75

根据木桶原理^[20], 结合启动电压和空载转速参数的寿命评估结果, 此处笔者选择寿命评估值较低的启动电压参数作为高速电机的贮存寿命评估值。

高速电机在 25 ℃ 和 21 ℃ 下 0.5 的可靠度曲线如图 6 所示。

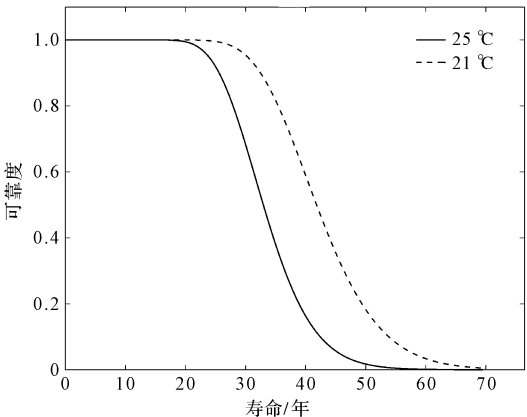


图 6 高速电机常温下的可靠度曲线

3.4 失效机理一致性检验

由 3.2 节分析可知, 产品伪寿命服从对数正态分布, 在 3 种应力下产品伪寿命对数的均值 $\ln \bar{t}$ 和方差 s^2 如表 10 所示。

表 10 各试验温度下产品伪寿命对数的均值与方差

温度/℃	均值	方差
110	8.663	0.038
100	9.045	0.035
90	9.454	0.036

3 个应力下的样本数量分别为 $n_1 = 40$, $n_2 = 39$, $n_3 = 38$ 。当显著性水平为 0.05 时, 查 F 分布表可得到拒绝域边界, 逐一对任意两应力下的样本进行一致性检验, 检验结果如表 11 所示。

表 11 一致性检验结果

项目	检验样本		
	S_1, S_2	S_2, S_3	S_1, S_3
拒绝域下边界	0.532	0.527	0.530
拒绝域上边界	1.885	1.901	1.896
F 统计量值	1.077	0.983	1.059
是否接受 H_0	接受	接受	接受

由表 11 可知:产品在 3 个试验应力下的失效机理具有一致性。由此可见,采用对数正态分布拟合产品的伪寿命分布具有合理性。

4 结束语

针对具有长寿命和高可靠性的机电产品,本文设计了一种预试验与正式试验相结合的加速贮存试验方案,建立了性能退化数据的非线性退化模型,并基于伪寿命分布模型的数据分析方法对贮存寿命进行了预测;通过某机电产品加速贮存试验设计及贮存寿命评估实例,验证了该方法的有效性。研究结论如下:

(1) 加速贮存试验方案首先通过预试验获取元器件的高温耐久极限,为正式试验的最高温度点提供依据,其次通过正式试验得到产品性能参数的退化数据,可以大幅缩短试验时间,降低试验成本,提高试验效率和准确性;

(2) 在性能退化数据分析过程中,首先建立了性能参数的非线性退化模型,计算出产品的伪寿命;其次使用似然比检验判断产品寿命的分布类型;最后通过失效机理一致性检验,验证了该加速贮存试验方案的有效性,计算得到的常温贮存寿命及激活能、加速因子等可靠性指标具有可信性。

参考文献 (References):

- [1] 张志慧,马润梅,李双喜,等. 镶装式机械密封端面变形加速方法的数值研究[J]. 机电工程,2020,37(1):1045-1050.
- [2] 董宝旭. 继电器类单机加速贮存试验及可靠性评价研究[D]. 哈尔滨:哈尔滨工业大学电气学院,2016.
- [3] 陆博. 基于加速退化试验的 RV 减速器寿命预测方法[D]. 哈尔滨:哈尔滨理工大学机械动力工程学院,2017.
- [4] 查国清,黄小凯,康锐. 基于多应力加速试验方法的智能电表寿命评估[J]. 北京航空航天大学学报,2015,41(12):2217-2224.
- [5] ZHANG Xuan-gong, MU Xi-hui, FENG Jing, et al. Priori information analysis of optocoupler accelerated degradation experiment based on failure mechanism verification test[J]. *Defence Technology*, 2020, 16(2):392-400.
- [6] 潘骏,刘红杰,陈文华,等. 基于步进加速退化试验的航天电连接器接触可靠性评估[J]. 中国机械工程,2011,22(10):1197-1200.
- [7] 马济乔,陈均,刘海涛. 基于加速退化数据的液压泵寿命预测与可靠性分析[J]. 计算机与数字工程,2019,47(7):1613-1617.
- [8] 王军生,徐胜红,徐智明. 导弹贮存可靠性预测建模方法[J]. 战术导弹技术,2007(6):28-32.
- [9] 叶红波,缪建,沈广月,等. 氨氮水质监测仪步进应力加速退化试验研究[J]. 机电工程,2016,33(7):843-847.
- [10] WANG Hao-wei, XU Ting-xue. Reliability assessment of degradation product based on accelerated factor[C]. *Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering (QR2MSE)*, 2013 International Conference on. Chengdu: [s. n.], 2013.
- [11] MEEKER W Q, ESCOBAR A E. Statistical methods of reliability data[M]. New York: John Wiley & Sons, 1998.
- [12] NELSON W. Analysis of performance-degradation data from accelerated tests[J]. *IEEE Transactions on Reliability*, 1981, R-30(2):149-155.
- [13] SUN Li-wei, WANG Xiao-hui, ZHANG Gui-lin, et al. Life assessment of organic coating based on accelerated degradation test and modeling[C]. *IEEE International Conference on Industrial Engineering & Engineering Management*. Singapore: IEEE, 2015.
- [14] 彭宝华. 基于 Wiener 过程的可靠性建模方法研究[D]. 长沙:国防科技大学信息系统与管理学院,2010.
- [15] 茆诗松,汤银才,王玲玲. 可靠性统计[M]. 北京:高等教育出版社,2008.
- [16] 徐微,胡伟明,孙鹏. 基于两参数威布尔分布的设备可靠性预测研究[J]. 中国工程机械学报,2013(2):112-116.
- [17] 张峻,孙晓峰,张彬彬,等. 极限温度环境对电子材料及元器件性能的影响[J]. 航天器环境工程,2018,35(6):41-48.
- [18] 茆诗松. 加速寿命试验的加速模型[J]. 质量与可靠性, 2003(2):15-17.
- [19] 王浩伟,徐廷学,杨继坤,等. 基于加速因子的退化型产品可靠性评估方法[J]. 战术导弹技术,2013(6):36-41.
- [20] LUO Wei, ZHANG Chun-hua, CHEN Xun, et al. Accelerated reliability demonstration under competing failure modes[J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 2015, 136(4):75-84.

[编辑:李辉]

本文引用格式:

张文广,贺东旭,李浩瀚,等. 机电产品加速贮存试验与寿命评估方法研究[J]. 机电工程,2021,38(5):528-535.

ZHANG Wen-guang, HE Dong-xu, LI Hao-han, et al. Accelerated storage test and life evaluation method of electromechanical products[J]. *Journal of Mechanical & Electrical Engineering*, 2021, 38(5):528-535.

《机电工程》杂志: <http://www.meem.com.cn>