

## 基于保序回归的某型加速度计贮存寿命预测

王永南<sup>1</sup>, 穆希辉<sup>2</sup>, 牛跃听<sup>2</sup>, 王琦<sup>1</sup>

(1. 军械工程学院, 石家庄 050003; 2. 军械技术研究所, 石家庄 050003)

**摘要:** 某型加速度计是影响火箭弹控制舱贮存寿命的薄弱环节, 针对历年统计的加速度计的成败型不完全故障数据, 将“保序回归”和“变样本 Pearson  $\chi^2$  拟合优度检验与极小卡方估计”相结合, 解决了加速度计失效频率的“倒挂”问题, 给出了分布参数并对分布函数进行了 Pearson 拟合优度检验。结果显示, I 型极大值和威布尔分布适用于加速度计的寿命分布, 但 I 型极大值不具有可加速性, 因而选择威布尔分布作为寿命分布。得到了置信度 0.90、可靠度 0.95 时加速度计自然贮存寿命。加速度计在 90 °C 下的加速系数  $K=7.2695$ , 预估了部分批次加速度计加速寿命试验时间, 对加速寿命试验时间规划、经费预算具有工程实际意义。

**关键词:** 加速度计; 加速寿命试验; 自然贮存; 成败型; 保序回归; 加速系数

**中图分类号:** TJ410 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-637X(2016)07-0079-04

## Storage Life Prediction of a Certain Accelerometer Based on Isotonic Regression

WANG Yong-nan<sup>1</sup>, MU Xi-hui<sup>2</sup>, NIU Yue-ting<sup>2</sup>, WANG Qi<sup>1</sup>

(1. Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China; 2. Ordnance Engineering Institute, Shijiazhuang 050003, China)

**Abstract:** A certain type of missile-borne accelerometer is the vulnerable spot that affects the storage life of the rocket control cabin. Considering that the statistical data of accelerometer is binomial and incomplete, we used isotonic regression, variable sample Pearson  $\chi^2$  test of goodness of fit together with minimum  $\chi^2$  estimation, to solve the “reversal” problem of failure frequency. The distribution parameters were given, and Pearson test of goodness of fit was made to the distribution function. The result showed that; both I maximum distribution and Weibull distribution were sui, and Weibull distribution was selected as the life distribution because the former one had no accelerating ability. In the end, the natural storage life under confidence level of 0.90 and reliability of 0.95 was obtained. The acceleration factor under 90 °C is 7.2695. Thus the Accelerated Life Time (ALT) of certain batches of accelerometer was obtained. The study is of engineering significance for ALT plan of and budget.

**Key words:** accelerometer; accelerated life test; natural storage; binomial; isotonic regression; acceleration factor

### 0 引言

加速度计是为武器惯导平台提供运动载体加速度信息的关键部件, 其显著特点是长期贮存, 一次使用。对武器系统关键部、组件贮存寿命的评估问题是近年来研究的热点之一。由于研制进度和研制经费等因素的制约, 应用于我国某火箭弹控制舱上的加速度计并

未进行系统科学的寿命试验, 致使不能准确掌握其寿命变化规律。历经 9 a 的检测数据统计证明: 加速度计是影响该火箭弹控制舱贮存寿命的薄弱环节, 迫切需要在其自然贮存检测数据分析的基础上, 开展加速寿命试验。

如果没有长期贮存期间的检测数据, 通常在一些假设前提下, 采用加速寿命试验的方法预估其寿命<sup>[1-5]</sup>。某型加速度计贮存于我国亚湿热、亚干热、温和、干燥、寒冷 5 个典型气候环境区域的多个仓库, 至今已贮存 9 a, 期间积累了大量的检测数据。自然贮存使加速度计受到各种环境因素的综合作用, 可以真实、

收稿日期: 2015-06-18

修回日期: 2015-08-21

基金项目: 国家自然科学基金(61471385)

作者简介: 王永南(1990—), 男, 山西大同人, 硕士生, 研究方向为弹药可靠性评估。

直观地反映其在多环境应力作用下的性能变化规律。因此,基于自然贮存数据分析的加速寿命试验方法更为科学准确<sup>[6]</sup>。

本文从加速度计自然贮存检测数据分析中得到其寿命分布函数,同时结合贮存应力影响因素预估其加速系数,为其加速寿命试验奠定基础。

## 1 数据描述

本研究中,加速度计的检测数据属于成组型不完全数据,数据类型可以等效如下<sup>[7]</sup>:记  $t = (t_1, \dots, t_k)$  为检测时间点,在贮存了时间  $t_i$  之后,抽取  $n_i$  件加速度计进行试验,发现  $X_i$  件失效,从而得到数据  $(t_i, n_i, X_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ 。其中,  $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_k$ , 各次试验相互独立。

在实际工作中:一方面受时间和费用等约束,检测试验开展得不够彻底,因此试验结果受试验的随机性影响很大;另一方面,加速度计属于高可靠性产品,失效率很低,故虽然检测样本量很大,但失效数很少,有时会出现  $X_{i+1}/n_{i+1} \ll X_i/n_i$  的情况,这与失效率随时间增加而降低的特性不符合,工程上称之为数据的“倒挂”,严重的倒挂会使计算结果产生很大偏差。

## 2 评估方法

针对加速度计的不完全贮存寿命试验数据,采用极小卡方估计法(IRMCE)进行评估。在极小卡方估计法运用过程中,将保序回归的思想应用于加速度计贮存寿命试验数据的分析,用于调整失效频率由于随机性而产生的“倒挂”,并结合 Pearson 拟合优度理论处理试验数据,给出分布参数及可靠寿命的估计,同时对分布函数进行检验。假设其寿命分布的可能形式有指数分布族、威布尔分布族、极值分布族、对数正态分布族。

### 2.1 失效频率 $f_i$ 的保序回归

在贮存寿命试验中,  $t_i$  时刻样本的失效频率  $f_i = \frac{X_i}{n_i}$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ 。

令  $T = \{t_1, t_2, \dots, t_k\}$  为一个有限集合,  $f = (f_1, \dots, f_k)'$  为定义在  $T$  上的一有界函数。若  $T$  上又定义了一种半序关系“ $<$ ”,且对  $t_i \in T, t_j \in T, t_i < t_j$ , 均有  $f_i^* = f^*(t_i) \leq f_j^* = f^*(t_j)$  成立,则称函数  $f^* = (f_1^*, \dots, f_k^*)'$  为定义在  $T$  上相对于“ $<$ ”的保序函数。记  $G$  为保序函数的全体,若存在  $f^* \in G$  满足

$$\sum_{i=1}^k (f_i - f_i^*)^2 \omega_i = \min_{f^* \in G} \sum_{i=1}^k (f_i - g_i)^2 \omega_i \quad (1)$$

则称  $f^* = (f_1^*, \dots, f_k^*)'$  为  $f$  的保序回归,其中,  $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_k)'$ ,  $\omega_i > 0$ , 是一个给定的权函数。

通过保序回归的计算方法,可以将可能存在“倒

挂”的原始频率调整为满足序约束的频率值<sup>[8-10]</sup>。

### 2.2 极小卡方估计与变样本 Pearson $\chi^2$ 拟合优度检验

极小卡方估计是指将极小化 Pearson  $\chi^2$  统计量所得到的参数  $\tilde{\lambda}$  作为真值  $\bar{\lambda}$  的最佳估计,即

$\chi^2(\tilde{\lambda}) = \min \{ \chi^2(\bar{\lambda}) : \bar{\lambda} \in \Lambda \}$ 。Fisher 也指出,  $\tilde{\lambda}$  和  $\hat{\lambda}$  等价,即  $\chi^2(\tilde{\lambda})$  与  $\chi^2(\hat{\lambda})$  具有相同的极限分布。

通过解方程组  $\frac{\partial \chi^2(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} = 0, j = 1, 2, \dots, s$ , 即可求得

$\bar{\lambda}$  的极小卡方估计,即

$$\begin{aligned} \frac{\partial \chi^2(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} &= \sum_{i=1}^k \left[ -\frac{2n_i(X_i - n_i p_i(\bar{\lambda}))}{n_i p_i(\bar{\lambda})} - \frac{(X_i - n_i p_i(\bar{\lambda}))^2}{n_i p_i^2(\bar{\lambda})} \right] \\ \frac{\partial p_i(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} &= \sum_{i=1}^k \frac{-X_i + n_i p_i^2(\bar{\lambda})}{n_i p_i^2(\bar{\lambda})} \cdot \frac{\partial p_i(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} = \\ &= \sum_{i=1}^k \left[ 1 - \left( \frac{f_i}{p_i(\bar{\lambda})} \right)^2 \right] \cdot \frac{n_i \cdot \partial p_i(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} \end{aligned} \quad (2)$$

故  $\bar{\lambda}$  的极小卡方估计  $\tilde{\lambda}$  是下面方程的解

$$\sum_{i=1}^k \left[ 1 - \left( \frac{f_i}{p_i(\bar{\lambda})} \right)^2 \right] \cdot \frac{n_i \cdot \partial p_i(\bar{\lambda})}{\partial \lambda_j} = 0 \quad j = 1, 2, \dots, s \quad (3)$$

在拟合优度检验的相关理论中, Pearson 提出了  $\chi^2$  统计量用于检验一组独立样本的共同分布是否属于某一具有特定性质的分布族,其中变样本复合 Pearson  $\chi^2$  统计量的形式为<sup>[11]</sup>

$$\chi^2(\bar{\lambda}) = \sum_{i=1}^k \frac{(X_i - n_i p_i(\bar{\lambda}))^2}{n_i p_i(\bar{\lambda})} \quad (4)$$

式中,  $\bar{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_2, \dots)$  代表参数向量。

Pearson  $\chi^2$  统计量描述了期望频数与观察频数之间的差异。当  $n_i \rightarrow \infty$  时,  $\chi^2(\bar{\lambda})$  的极限分布是自由度为  $k-1$  的  $\chi^2$  分布,即  $\chi^2(\bar{\lambda}) \sim \chi_{k-1}^2$ 。在进行检验时,  $\bar{\lambda}$  真值未知,一个自然的想法是用  $\bar{\lambda}$  的估计量  $\hat{\lambda}$  代替  $\bar{\lambda}$ , 计算  $\chi^2(\hat{\lambda})$ , 即用

$$\chi^2(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^k \frac{(X_i - n_i p_i(\hat{\lambda}))^2}{n_i p_i(\hat{\lambda})} \quad (5)$$

作为检验统计量, Fisher 证明了当  $\hat{\lambda}$  为  $\bar{\lambda}$  的相合估计时,  $\chi^2(\hat{\lambda})$  的极限分布是  $\chi_{k-s-1}^2$ , 其中,  $s$  为参数  $\bar{\lambda}$  的维数。

因此,若给定显著性水平  $\alpha$ , 则有  $P(\chi^2(\hat{\lambda}) \geq \chi_{k-s-1}^2(1-\alpha) | H_0) \leq \alpha$ , 当  $\chi^2(\hat{\lambda}) \geq \chi_{k-s-1}^2(1-\alpha)$  成立时,小概率事件发生,拒绝原假设。

## 3 自然贮存加速度计故障统计分析

对自然环境中贮存 9 a, 8 a, 7 a, 6 a, 5 a, 4 a, 3 a 的

加速度计样本进行性能检测,检测结果见表 1,数据处理结果见表 2。

表 1 加速度计故障统计表

Table 1 Statistics of accelerometer failure

原始数据				倒挂处理		原始数据				倒挂处理	
贮存时间/月	检测样本	失效数	失效比率	权重一	权重二	贮存时间/月	检测样本	失效数	失效比率	权重一	权重二
30	$X_1$	$Y_1$	0.000353	0.0002	0.0004	74	$X_8$	$Y_8$	0.000434	0.0015	0.0022
33	$X_2$	$Y_2$	0	0.0002	0.0004	78	$X_9$	$Y_9$	0.004022	0.0025	0.0031
36	$X_3$	$Y_3$	0	0.0002	0.0004	81	$X_{10}$	$Y_{10}$	0.001001	0.0025	0.0031
48	$X_4$	$Y_4$	0	0.0002	0.0004	85	$X_{11}$	$Y_{11}$	0	0.0025	0.0031
54	$X_5$	$Y_5$	0.002703	0.0015	0.0022	88	$X_{12}$	$Y_{12}$	0.00308	0.0025	0.0031
59	$X_6$	$Y_6$	0.001662	0.0015	0.0022	102	$X_{13}$	$Y_{13}$	0.001645	0.0025	0.0031
63	$X_7$	$Y_7$	0	0.0015	0.0022	113	$X_{14}$	$Y_{14}$	0.009269	0.0093	0.0093

表 2 加速度计数据分析结果

Table 2 Analysis of accelerometer data

	分布类型	统计量	分布参数	拟合优度	寿命预测/a
权重一	$F(t) = 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$	10.9546	$\hat{\theta} = 1859.34$	0.0523	$t_{0.95} = 95.37$
	$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right]$	3.9833	$\hat{\eta} = 86.7149$ $\hat{m} = 2.1871$	0.4083	$t_{0.95} = 22.230$
	$F(t) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{t-\mu}{\sigma}\right)\right]$	5.2924	$\hat{\mu} = 35.0151$ $\hat{\sigma} = 16.3557$	0.2586	$t_{0.95} = 17.8119$
	$F(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{-m}\right]$	3.4751	$\hat{\eta} = 627.3539$ $\hat{m} = 0.3785$	0.4817	$t_{0.95} = 34.5611$
权重二	$F(t) = 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$	10.0461	$\hat{\theta} = 1737.22$	0.0739	$t_{0.95} = 89.10$
	$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right]$	4.1599	$\hat{\eta} = 103.2695$ $\hat{m} = 2.0191$	0.3848	$t_{0.95} = 23.72$
	$F(t) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{t-\mu}{\sigma}\right)\right]$	5.6908	$\hat{\mu} = 36.6539$ $\hat{\sigma} = 17.4443$	0.2235	$t_{0.95} = 17.5142$
	$F(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{-m}\right]$	3.5471	$\hat{\eta} = 797.5571$ $\hat{m} = 0.3567$	0.4708	$t_{0.95} = 36.8042$
结论	极值分布: $\hat{\mu} = 35.0151, \hat{\sigma} = 16.3557$ ; 可靠寿命: 17.8119 a				
	威布尔分布: $\hat{\eta} = 86.7149, \hat{m} = 2.1871$ ; 可靠寿命: 22.2997 a				

#### 4 寿命失效分布函数

从上文分析可以看出,寿命分布服从威布尔分布和 I 型极大值分布时得到的分布参数以及可靠寿命更符合实际。下面对威布尔分布和 I 型极大值分布的可加速性进行验证。对于寿命模型,加速系数存在,才具有可加速性。

设加速应力水平为  $S_1 < S_2 < \dots < S_l$ , 对于给定的可靠度  $R, S_i (i=0, 1, 2, \dots, l)$  下加速度计的可靠寿命记为  $t_{R,i}$ , 则比值

$$K_{ij} = \frac{t_{R,j}}{t_{R,i}} \quad 0 \leq j < i \leq l \quad (6)$$

称为在加速应力水平  $S_i$  对应应力水平  $S_j$  的  $R$  可靠寿命的加速系数,简称加速系数。

由定义可知,加速系数不仅与  $S_i, S_j$  下产品的分布参数有关,而且还与所选的可靠度  $R$  有关。但是真正能用于工程实践的有效加速寿命试验会非常自然地要

求加速系数是与  $R$  无关的(仅由  $S_i, S_j$  下产品的分布参数确定)常数。否则,随着试验的进展,工作时间的延长,  $R$  逐渐变小,加速系数就会变化,这样的加速系数就失去了工程实践价值。

1) 寿命  $t$  服从威布尔分布(威布尔分布为 III 型极小值分布的特殊情况)时,累计失效函数为

$$F(t) = 1 - \exp[-(t/\eta)^m] \quad (7)$$

式中:  $\eta$  为特征寿命;  $m$  为形状参数。

令  $y = \ln t$ , 则转化为 I 型极小值分布,其累积失效函数为

$$F(t) = 1 - \exp[-\exp((y-\mu)/\sigma)] \quad (8)$$

式中:位置参数  $\mu = \ln \eta$ ; 尺度参数  $\sigma = 1/m$ 。

对于 I 型极小值分布,可靠寿命为  $t_R = \exp(\mu + \sigma \ln \ln(1/R))$ , 加速系数为

$$K_{ij} = \frac{\exp(\mu_j + \sigma_j \ln \ln(1/R))}{\exp(\mu_i + \sigma_i \ln \ln(1/R))} = \exp[(\mu_j - \mu_i) + (\sigma_j - \sigma_i) \ln \ln(1/R)] \quad (9)$$

要求加速系数与可靠度  $R$  无关,即要求  $\sigma_i =$  常数,  $i=0,1,2,\dots,l$ ;加速系数为  $K_{ij} = \exp(\mu_j - \mu_i)$ 。

2) 寿命  $t$  服从 I 型极大值分布,其累积失效函数为

$$F(t) = \exp[-\exp(-(t-\mu)/\sigma)] \quad (10)$$

可靠寿命为  $t_R = \mu - \sigma \ln \ln(1/(1-R))$ ,加速系数为

$$K_{ij} = \frac{\mu_j - \sigma_j \ln \ln(1/(1-R))}{\mu_i - \sigma_i \ln \ln(1/(1-R))} \quad (11)$$

要求加速系数与可靠度  $R$  无关,即要求  $\sigma_i = 0, i=0,1,2,\dots,l$ 。

故 I 型极大值分布的加速系数不存在,不能应用于加速寿命备选分布。

综上所述,选取威布尔分布为加速度计寿命分布函数为

$$F(t) = 1 - \exp[-(t/86.7149)^{2.1871}] \quad (12)$$

### 5 加速模型

加速度计贮存仓库的温度范围为(5 ~ 30 ℃),其在不同温度应力下的失效有一定规律性,加速度计的寿命模型选择威布尔函数作为分布函数。

由本文上述分析方法可以得到,加速度计在不同温度下的威布尔分布参数  $\hat{\eta}$  以及可靠寿命  $t_{0.95}$ ,即 6.78 ℃ 时  $\hat{\eta} = 309.8579, t_{0.95} = 45.1523$ ; 14.8825 ℃ 时  $\hat{\eta} = 729.3265, t_{0.95} = 76.5709$ ; 21.3825 ℃ 时  $\hat{\eta} = 169.5979, t_{0.95} = 23.1938$ 。

设  $\ln t_{0.95} = a + b/T$ ,过线性拟合可以得到如图 1 所示曲线。

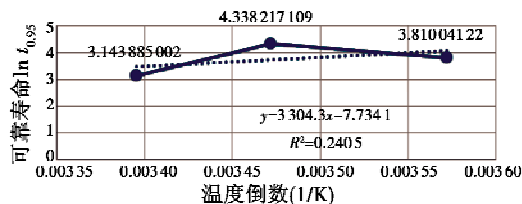


图 1 加速度计可靠寿命随温度变化曲线

Fig.1 The change of accelerometer's reliable life with temperature

即加速度计的加速方程为 Arrhenius 方程

$$\ln t_{0.95} = -7.7341 + \frac{3304.3}{T} \quad (13)$$

当常温选 25 ℃,加速寿命试验的温度应力分别选 90 ℃,110 ℃,135 ℃ 时,不难得到其加速系数为

$$\begin{cases} \frac{t_{0.95}(25)}{t_{0.95}(90)} = e^{b(\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_2})} = e^{3304.3(\frac{1}{298} - \frac{1}{323})} = 7.2695 \\ \frac{t_{0.95}(25)}{t_{0.95}(110)} = e^{b(\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_2})} = e^{3304.3(\frac{1}{298} - \frac{1}{333})} = 11.6889 \\ \frac{t_{0.95}(25)}{t_{0.95}(135)} = e^{b(\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_2})} = e^{3304.3(\frac{1}{298} - \frac{1}{338})} = 19.8237 \end{cases}$$

厂家给出加速度计在常温下的贮存寿命为 10 a,

那么其在 90 ℃ 的条件下,加速寿命试验的时间大约为 16.5073 月。

经专家论证,加速度计的试验样本取自分布于我国不同气候区的控制舱最为科学<sup>[12]</sup>。例如,预计 2009 年和 2011 年生产的加速度计的加速寿命试验时间见表 3。

表 3 加速寿命试验时间

Table 3 Test time of ALT

生产年份	已贮存时间/月	预计加速寿命试验时间/月	加速系数
2009	60	8.25	7.2695
2011	36	11.56	7.2695

在制定详细的加速寿命试验方案时,应参考以上的预估结果,以便合理选择应力水平,预估试验时间和费用。

### 6 结论

针对加速度计失效频率“倒挂”问题,提出了基于保序回归思想修正失效频率,并利用极小卡方估计与变样本 Pearson  $\chi^2$  拟合优度检验方法确定了加速度计的寿命分布函数,确定了加速寿命试验模型,并预测了部分批次加速度计加速寿命试验时间,具有一定的现实指导意义。

### 参考文献

- [1] 袁宏杰,李楼德,段刚,等. 加速度计贮存寿命与可靠性的步进应力加速退化试验评估方法[J]. 中国惯性技术学报, 2012, 20(1): 113-116. (YUAN H J, LI L D, DUAN G, et al. Storage life and reliability evaluation of accelerometer by step stress accelerated degradation testing[J]. Journal of Chinese Inertial Technology, 2012, 20(1): 113-116.)
- [2] JINSUK L, RONG P. Analyzing step-stress accelerated life testing data using generalized linear models[J]. IIE Transactions, 2010, 42(8): 589-598.
- [3] SUK J B, KIM S J, PARK J I, et al. Lifetime prediction through accelerated degradation testing of membrane electrode assemblies in direct methanol fuel cells[J]. International Journal of Hydrogen Energy, 2010, 35(17): 9166-9167.
- [4] WOHLGEMUTH J H, SARAH K. Using accelerated testing to predict module reliability[C]//37th IEEE Photovoltaic Specialists Conference (PVSC '11), Seattle, 2011: 19-24.
- [5] LI X Y, JIANG T M. Optimal design for step-stress accelerated degradation with competing failure modes[C]// Annual Reliability and Maintainability Symposium, 2009: 64-68.

(下转第 92 页)

- 2012,33(8):1483-1490. (XU Y L, SUN J Z, CHEN X H, et al. Electronic equipment fault prediction method based on accelerated degradation testing and particle filter [J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2012, 33(8):1483-1490. )
- [3] 方甲永,肖明清,周越文,等. 电子产品动态损伤最优估计与寿命预测[J]. 仪器仪表学报, 2011, 32(4):807-812. (FANG J Y, XIAO M Q, ZHOU Y W, et al. Optimal dynamic damage assessment and life prediction for electronic products [J]. Chinese Journal of Scientific Instrument, 2011, 32(4):807-812. )
- [4] 苗强,崔恒娟,谢磊,等. 粒子滤波在锂离子电池剩余寿命预测中的应用[J]. 重庆大学学报, 2013, 36(8):47-52. (MIAO Q, CUI H J, XIE L, et al. Remaining useful life prediction of the lithium-ion battery using particle filtering [J]. Journal of Chongqing University, 2013, 36(8):47-52. )
- [5] 罗悦. 基于粒子滤波的锂离子电池剩余寿命预测方法研究[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2012. (LUO Y. Research on remaining useful life prediction of the lithium-ion battery with particle filtering [D]. Harbin: Harbin Institute of Technology, 2012. )
- [6] DALAL M, MA J, HE D. Lithium-ion battery life prognostic health management system using particle filtering framework[J]. Journal of Risk and Reliability, 2011, 225(1):81-90.
- [7] 许喆平,郎荣玲,邓小乐. 飞机性能参数预测的不确定性处理[J]. 航空学报, 2012, 33(6):1100-1107. (XU Z P, LANG R L, DENG X L. Uncertainty analysis of aircraft flight parameters prediction [J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2012, 33(6):1100-1107. )
- [8] CARNEY J, CUNNINGHAM P, BHAGWAN U. Confidence and prediction intervals for neural network ensembles [C]//IJCNN99, International Joint Conference on Neural Networks, Washington DC, 1999:1215-1218.
- [9] NIX D, WEIGEND A. Estimating the mean and the variance of the target probability distribution [C]//Neural Networks, IEEE World Congress on Computational Intelligence, Orlando, 1994:55-60.
- [10] ZOUBIR A M, BOASHASH B. The bootstrap and its application in signal processing[J]. IEEE Signal Processing Magazine, 1998, 15(1):56-76.
- [11] BARALDI P, COMPARE M, SAUCO S, et al. Ensemble neural network-based particle filtering for prognostics [J]. Mechanical System and Signal Processing, 2013, 41(1):288-300.
- [12] ZHOU Z H, WU J X, TANG W. Ensembling neural networks; many could be better than all[J]. Artificial Intelligence, 2002, 137(2):239-263.
- [13] DAWN A, CHIO J H, KIM N H. Prognostics 101: a tutorial for particle filter-based prognostics algorithm using Matlab [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2013, 115:161-169.
- (上接第 82 页)
- [6] 牛跃昕,穆希辉,姜志保,等. 自然贮存环境下某型加速度计贮存寿命评估[J]. 中国惯性技术学报, 2014, 22(4):552-556. (NIU Y T, MU X H, JIANG Z B, et al. Storage life assessment of an accelerometer under natural storage environment[J]. Journal of Chinese Inertial Technology, 2014, 22(4):552-556. )
- [7] 杨振海,安保社. 基于成败型不完全数据的参数估计[J]. 应用概率统计, 1994, 10(2):142-147. (YANG Z H, AN B S. Parameter estimation based on binomial incomplete data[J]. Chinese Journal of Applied Probability and Statistics, 1994, 10(2):142-147. )
- [8] 史宁中. 保序回归与最大似然估计[J]. 应用概率统计, 1993, 9(2):203-214. (SHI N Z. Isotonic regression and estimation of normal distribution[J]. Acta Mathematicae Applicatae Sinica, 1993, 9(2):203-214. )
- [9] 张尧庭,刘鸿翔. 可靠性统计分析中“倒挂”数据的处理方法[J]. 应用数学, 1991, 4(4):22-28. (ZHANG Y T, LIU H X. Reliability statistical analysis method in the “reversal” data [J]. Mathematica Applicata, 1991, 4(4):22-28. )
- [10] NARAYANASWAMY B, ERIC B, MARIA K. Order restricted inference for exponential step-stress models[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2009, 58(1):132-142.
- [11] 杨振海,程维虎,张军舰. 拟合优度检验[M]. 北京: 科学出版社, 2011. (YANG Z H, CHENG W H, ZHANG J J. Goodness of fit [M]. Beijing: The Science Press, 2011. )
- [12] 李东阳. 弹药储存可靠性分析与试验评估[M]. 北京: 国防工业出版社, 2013. (LI D Y. Design and test evaluation of ammunition storage reliability analysis [M]. Beijing: National Defense Industry Press, 2013. )