

基于可靠性统计分析法的制导弹药储存寿命评估

高萌¹, 王金柱¹, 何学广²

(1. 军械工程学院, 石家庄 050003; 2. 中国人民解放军62195部队, 河南 灵宝 472533)

摘要: 针对制导弹药价格昂贵而无法采用大规模性能试验和实弹射击方法进行可靠性研究的问题, 采用可靠性统计分析法对制导弹药储存寿命进行评估。通过建立制导弹药可靠储存寿命模型, 并以制导弹药火工品中的待发程控装置为研究对象, 运用Bayes法对试验数据出现的“倒挂”现象进行了修正。依据修正后的试验数据进行计算, 得到了在一定置信度下待发程控装置的储存寿命。

关键词: 可靠性统计; 寿命评估; Bayes法; 储存寿命

DOI: 10.7643/issn.1672-9242.2013.04.026

中图分类号: TJ410.89 **文献标识码:** A

文章编号: 1672-9242(2013)04-0110-04

Evaluation of Guided Ammunition Storage Life Based on Reliability Statistics

GAO Meng¹, WANG Jin-zhu¹, HE Xue-guang²

(1. Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China; 2. Unit 62195 of PLA, Lingbao 472533, China)

Abstract: Owing to the high price of guided ammunition, it is unpractical to estimate storage life of guided ammunition through large scale performance test and firing test. Storage life of guided ammunition was evaluated based on reliability statistics. Guided ammunition reliable storage life model was established. Ready-to-fire program control device of guided ammunition was taken as object. The data of reliability test which had upside down phenomenon was corrected by Bayes method. The corrected data was calculated and the storage life of ready-to-fire program control device under a certain confidence level was obtained.

Key words: reliability statistics; life estimation; Bayes method; storage life

精确制导弹药在现代战争中发挥了巨大的威力和作用, 已成为各个国家不可或缺的武器。然而, 随着储存时间的变长, 制导弹药的储存性能不断下降, 掌握其质量变化规律成为各国急需解决的问题。为了准确得到制导弹药质量随时间的变化规律和评估

制导弹药的储存寿命, 需要进行大量的实弹可靠性试验^[1], 但考虑到制导弹药价格昂贵, 用于可靠性试验的数目非常少, 所以应用可靠性统计分析法就试验方案、可靠储存寿命模型、试验数据的处理和储存寿命预测等方面进行了探讨。

收稿日期: 2013-04-03

作者简介: 高萌(1989—), 男, 河北石家庄人, 硕士研究生, 主要研究方向为火炮、自动武器与弹药工程。

1 试验方案

可靠性统计分析法是基于可靠性试验和统计分析方法预测产品储存可靠寿命的一种方法,这种方法的关键是找出作为抽样的制导弹药样本。通常分批次选取不同储存时间的制导弹药,在此基础上进行抽样,通过对抽样样本进行试验来得出试验数据。基本步骤是:首先确定试验样品和样本量,然后建立储存可靠性数学模型,通过获得的试验数据计算得到可靠性参数值,再对储存可靠度和储存可靠寿命做出预测^[2]。

制导弹药中的火工品和电子元件等产品的性能试验属于成败型试验,试验结果只有成功或失败两种可能,所以采用可靠性统计分析法是合理的。确定试验方案首先需要考虑试验样品的选取和样本量的大小。

1.1 试验样品的选取

每个检测年份点上抽取的试验产品来自同一批产品,所有各年份点上抽取的样品应满足以下原则:1)按同一图纸、在大致相同的生产条件下生产的产品;2)储存在同一仓库或同地区同库型的产品。

1.2 样本量的确定

样品量的大小在保证抽样检验结果具有一定置信度、可靠度的前提下,应尽可能的小。调查当年不少于10批的出厂验收检验数据,设累计样本量为 n' , n' 中不合格数为 x ,则 p_0 满足:

$$\sum_{x=0}^{n'} \binom{n'}{x} p_0^x (1-p_0)^{n'-x} = 1-\gamma \quad (1)$$

式中: p_0 为不合格品率; n 为试验样本量; γ 为置信度。如果得不到出厂验收检验数据,则根据经验得到的 $p_0^{[2]}$,确定 n ,见式(2)。

$$n = \frac{Z_{1-\gamma/2}^2 (p_0 - p_0^2) / d^2}{1 + \frac{1}{N} [Z_{1-\gamma/2}^2 (p_0 - p_0^2) / (d^2 - 1)]} \quad (2)$$

式中: d 为绝对误差; $Z_{1-\gamma/2}$ 为正太分位点; N 为样本总量。

按式(2)确定的样本量应满足要求:

$$P(\hat{p} + d \geq p_{\text{真}} \geq \hat{p} - d) = \gamma \quad (3)$$

式中: $p_{\text{真}}$ 为不合格率真值; $\hat{p}$ 为试验所得到的不合格品率估计值; P 为概率符号。

2 数学模型

制导弹药系统主要是由大量的火工品和电子元件组成。经研究表明,它们的储存寿命都服从或近似服从威布尔分布。

2.1 储存可靠性数学模型

制导弹药储存可靠性试验数据和外场数据均可以写成成败型数据(定量型数据通过规定的判据亦可转换为成败型数据),因此制导弹药及制导弹药元件的试验数据见式(4)。

$$(t_i, n_i, f_i) \quad (i=1, 2, \dots, k) \quad (4)$$

式中: t_i 为制导弹药储存时间; $a; n_i$ 为从储存了 a 年的制导弹药中抽取的试验样本量; f_i 为 n_i 发制导弹药中出现的失效数; k 为年份点数目。

寿命试验中,若在某测试时间间隔 (t_{i-1}, t_i) 内的失效数为 f_i ,则第 i 个测试间隔内第 j 个样品的失效时间见式(5)。

$$t_{ij} = t_{i-1} + j \frac{t_i - t_{i-1}}{r_i + 1} \quad (i=1, 2, \dots, f_i) \quad (5)$$

在 $(t_i, n_i, f_i) (i=1, 2, \dots, k)$ 数据中,记第 i 组的 n_i 个样品储存寿命依次为 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in}$,即第 i 组的第 j 个样品的储存寿命为 $X_{ij} (j=1, 2, \dots, n_i)$,记 X_{ij} 分布为 $F(t, \theta)$,其中 θ 是分布参数。

由于制导弹药失效时间是无法准确观察到的,当制导弹药储存 t 年时,进行性能试验,其试验结果仅显示所试制导弹药已经失效或合格,不可能准确判定制导弹药的失效时刻^[3]。令:

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1, & X_{ij} \leq t_i \\ 0, & X_{ij} > t_i \end{cases} \quad (6)$$

0代表制导弹药未失效,1代表制导弹药失效。 Y_{ij} 有下列性质:1) $\{Y_{ij}; 1 \leq j \leq n_i, 1 \leq i \leq k\}$ 相互独立;2) $Y_{i1} \dots Y_{im}$ 独立同分布, $P(Y_{ij}=1)=F(t_i, \theta)$, $P(Y_{ij}=0)=1-F(t_i, \theta)$;3) $f=\sum Y_{ij}$ 服从二项分布 $B(n_i, P_i)$,其中 $P_i=F(t_i, \theta)$ 。

2.2 不可靠度的评定

弹药储存可靠性试验数据为成败型,数据结构

见式(6)。记 $p_i = f_i/n_i$ 为 t_i 时刻的累计失效比率, 由于弹药储存可靠度随着时间的增长而降低^[4], 故有:

$$p_0 \leq p_1 \leq \dots \leq p_k \quad (7)$$

由于抽样的随机性, 可能出现数据的“倒挂”现象, 需要对数据进行修正。Bayes法可以有效地修正“倒挂”数据, 它的关键在于验前分布的选择, 为了计算方便, 假设 t_i 时刻的失效率比服从均匀分布。选取两端较为可靠的一端数据作为基准, 假设 t_i 时刻的数据比较可靠, 则以失效率比 p_i 为准, 修正 t_i 时刻以后的数据; 若 t_j 为试验结束时刻, 则取 p_{i+1} 的先验分布为 $(p_i, 1)$ 上的均匀分布, 若 t_j 不是试验的结束时刻, 则取 p_{i+1} 的先验分布为 (p_i, p_{i+1}) 上的均匀分布。记为 t_{i+1} 时刻从总体中随机抽取的样本试验结果, 则总体分布见式(8)。

$$P(X|P_{i+1}) = P_{i+1}^X (1 - P_{i+1})^{1-X}, X=0, 1 \quad (8)$$

当 t_j 为试验结束时刻, p_{i+1} 的先验分布见式(9)。

$$\pi P(X|P_{i+1}) = \frac{P_i^{f_{i+1}+1} (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}}}{\int_{p_i}^1 P_i^{f_{i+1}} (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}} dP} \quad (9)$$

从而 p_{i+1} 的 Bayes 估计为:

$$\hat{p}_{i+1} = \frac{f_{i+1} + 1}{n_{i+1} + 2} + \frac{P_i^{f_{i+1}+1} (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}+1}}{(n_{i+1} + 2) \int_{p_i}^1 (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}} dP} \quad (10)$$

式中: $\hat{p}_{i+1}$ 为修正后的失效比率。类似地, 当 t_j 不是试验结束时刻, p_{i+1} 的 Bayes 估计见式(11)。

$$\hat{p}_{i+1} = \frac{\int_{p_i}^{p_{i+1}} P_i^{f_{i+1}+1} (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}} dP}{\int_{p_i}^{p_{i+1}} P_i^{f_{i+1}} (1 - P_i)^{n_{i+1}-f_{i+1}} dP} \quad (11)$$

因此修正后的失效数为:

$$\hat{f}_{i+1} = n_{i+1} \cdot \hat{p}_{i+1} \quad (12)$$

以 $\hat{p}_{i+1}$ 为基准重复, 直至求出 $\hat{f}_i$ 和 $\hat{p}_i$ 。

若在时间段上处理的“倒挂”数据中时刻的数据更为可靠, 则以失效比率为准, 修正时刻以前的数据。若 $i=1$, 按式(13)修正; 若 $i \neq 1$, 按式(14)修正。

$$\hat{p}_{j-1} = \frac{f_{j-1} + 1}{n_{j-1} + 2} + \frac{P_j^{f_{j-1}+1} (1 - P_j)^{n_{j-1}-f_{j-1}+1}}{(n_{j-1} + 2) \int_0^{p_j} P_j^{f_{j-1}+1} (1 - P_j)^{n_{j-1}-f_{j-1}+1} dP} \quad (13)$$

$$\hat{p}_{j-1} = \frac{\int_{p_{i-1}}^{p_j} P_i^{f_{j-1}+1} (1 - P)^{n_{j-1}-f_{j-1}} dP}{\int_{p_{i-1}}^{p_j} P_i^{f_{j-1}} (1 - P)^{n_{j-1}-f_{j-1}} dP} \quad (14)$$

t_{j-1} 时刻修正后的失效数见式(15)。

$$\hat{f}_{j-1} = n_{j-1} \cdot \hat{p}_{j-1} \quad (15)$$

以 $\hat{p}_{j-1}$ 为基准重复, 直至求出 $\hat{f}_i$ 和 $\hat{p}_i$ 。以修正后的数据 $(t_i, n_i, \hat{f}_i)$ 代替原数据即可得到单调数据序列。

2.3 参数估计

火工品和电子元件的寿命分布为 $F(t, \theta)$, θ 为待估参数。已推知, Y_{ij} 的概率分布是指数分布, 且 Y_{ij} 的数学期望可以写成 $h(x_i^T \beta)$ 的形式^[5]。取 $F(t, \theta)$ 为威布尔分布, 即 $\theta = (\eta, m)$, 由前述可知:

$$EY_{i1} = 1 - \exp\{-\exp(x_i^T \beta)\} = h(x_i^T \beta) \quad (16)$$

因此便可以广义线性模型中迭代最小二乘法求 β 的极大似然估计, 由于 $\beta = (-\ln \eta, m)^T$, 所以求出 β 估计后, 即求得了 $\hat{\theta}, \hat{m}, \hat{\eta}$ 。

3 储存寿命预测

给定储存可靠度下限 R_L , 置信水平 $(1 - \alpha)$, 对储存寿命 T 进行区间估计, 使:

$$P\{R(T) \geq R_L\} = 1 - \alpha \quad (17)$$

当样品量较大, 可认为 $R(T)$ 近似服从均值为 $R(t)$ 、方差为 $R(t)[1 - R(t)]/n$ 的正态分布^[6]。由正态分布求置信限的方法, 见式(17)。

$$P\{[R(t) - R(T)]/\sigma(t) \leq [R(t) - R_L]/\sigma(t) = 1 - \alpha\} \quad (18)$$

记 $\mu(1 - \alpha)$ 为标准正态分布 $1 - \alpha$ 的分位点, 可求出一定置信水平下制导弹药的可靠存储寿命 T , 见式(19)。

$$[R(T) - R(t)]/\sigma(t) = 1 - \mu \quad (19)$$

4 实例分析

选取同一储存地区、同一批的制导弹药为试验样品, 对其核心部件待发程控装置进行储存可靠性试验。样本量根据式(2)计算为 25 发, 试验结果记

录见表1。

表1 待发程控装置储存可靠性试验结果

Table 1 Storage reliability test result of ready-to-fire program control device

储存时间/a	样本量/发	失效数/发
8	25	1
10	25	0
14	25	2

根据式(13)—(15),对表1的失效数据进行修正,修正后结果见表2。

表2 待发程控装置储存可靠性试验修正结果

Table 2 Corrected storage reliability test result of ready-to-fire program control device

储存时间/a	样本量/发	失效数/发
8	25	1
10	25	1.413
14	25	3.171

取待发程控装置的置信水平为90%,储存可靠度下限为95%,计算得到其可靠储存寿命为19 a,即制导弹药储存19 a,待发程控装置的可靠度仍可保证在0.95以上。

5 结论

应用可靠性统计分析法确定了试验方案,建立了制导弹药的可靠储存寿命模型,并且通过对储存试验数据的处理,得出了在一定置信水平和可靠度下限的制导弹药火工品中的待发程控装置可靠储存寿命,为研究制导弹药质量变化规律,对其质量监控和储存管理,确保其储存可靠性和使用可靠性都具有重大的意义。

参考文献:

- [1] 李淦,郑波. 基于步进应力加速寿命试验的某新型制导弹药储存寿命评估[J]. 弹箭与制导学报,2007,27(2): 307—308.
- [2] 刘传模. 弹药可靠性工程基础[M]. 石家庄:军械工程学院,1996:81—82.
- [3] 郑波,梁兵,方兴桥. 湿热环境下某引信储存寿命评估[J]. 装备环境工程,2011,8(6):1—3.
- [4] 赵志会. 高原环境弹药储存可靠性及评估方法研究[D]. 南京:南京理工大学,2008:39—42.
- [5] 李明伦,李东阳,郑波. 弹药贮存可靠性[M]. 北京:国防工业出版社,1997:63—97.
- [6] 总装备部通用装备保障部. 弹药质量管理学[M]. 北京:国防工业出版社,2007:118—120.

(上接第79页)

螺温度特性验证试验、参数偏移验证试验、子样可靠度验证试验;6)系统环境与可靠性试验;7)光纤陀螺寿命试验;8)光纤陀螺关键组件高应力、高加速验证试验。

4 结论

光纤陀螺作为空间飞行器的“眼睛”,其可靠性水平直接决定了飞行器的可靠性。采用冗余设计可以进一步提高系统可靠性。长寿命、高可靠卫星是我国今后航天技术重点发展的方向之一,是国民经济和社会发展的迫切要求。光纤陀螺作为卫星的一

项关键部件,是目前制约我国卫星寿命和可靠性的主要瓶颈之一。光纤陀螺在长寿命和可靠性方面具备在空间应用的特点,国外已开展了大量研究工作,并且获得了空间的实际应用。我国在光纤陀螺研究领域已进行了大量研究,并已成功进行了在轨应用。进一步推动光纤陀螺高可靠、长寿命研究,将为提高我国航天产品的寿命和可靠性做出贡献。

参考文献:

- [1] 马静,辛波. 基于空间应用环境的光纤陀螺可靠性分析[J]. 中国惯性技术学报,2006,14(6):81—85.
- [2] 张峰. 光纤陀螺组合正样设计报告[R]. 北京:时代光纤,2011.