一种评估库存发射药安全贮存寿命的方法

郑 波, 宋新民, 姜志保, 李 明
(军械技术研究所, 河北 石家庄 050000)

摘 要: 为了科学评估库存发射药的安全贮存寿命, 通过对库存弹药(发射药)长期贮存试验研究, 得到了在库存环境下贮存30多年部分发射药的DPA含量试验数据, 建立了相应的数据处理数学模型和安全贮存寿命预测方法。依据试验结果和该数据处理方法, 计算出该发射药在置信水平为90%的条件下, 安全贮存寿命不低于56年。经试验验证, 该评估结果与实际情况基本相符, 表明提出的估算库存发射药安全寿命的方法是可以接受的。

关键词: 可靠性分析; 发射药; 贮存寿命; 评估方法
中图分类号: TJ 55; TQ 562 **文献标识码**: A **文章编号**: 1007-7812(2005)02-0029-03

A Kind of Method on Estimating the Safe Storage Life of Propellant in Depot Storage

ZHENG Bo, SONG Xin-min, JIANG Zhi-bao, LI Ming
(Ordnance Technology Research Institute, Shijiazhuang 050000, China)

Abstract: In order to estimate scientifically the safe storage life of propellant in the depot storage, the long time storage test of propellant is performed. The data of diphenylamine (DPA) content in some propellant stored in the depot environment for more than 30 years is acquired. A corresponding mathematical model for the data processing and a prediction method of safe storage life of single base propellant are established. Based on the tested and calculated results by data processing method, we concluded that the safe storage life of the propellant will exceed 56 years with 90 percent confidence level. The results obtained by test verification prove that the conclusion is accord with the actual situation on the whole, showing that the method of estimating the safe storage life of propellant in depot storage presented in this work is acceptable.

Key words: reliability analysis; gun propellant; storage life; estimating method

引 言

发射药在贮存过程中, 由于贮存环境应力的影响, 质量会发生变化, 变化到一定程度时将发生安全事故(如自燃、自爆等), 造成财产损失和人员伤亡。处于库存环境下的发射药, 其性能变化规律和安全贮存寿命是人们普遍关注的问题。为解决上述问题, 作者单位在1958～1990年, 曾对库存发射药进行了长达30多年的性能跟踪试验研究, 收集了部分发射药安全性能方面的试验数据, 研究摸索出了一种评估库存发射药安全贮存寿命的方法。该方法应用现代统计理论, 建立了发射药中DPA含量变化的数学模型, 给出了库存发射药安全贮存可靠性和可靠贮存寿命的计算公式。可以相信, 随着新型发射药不断装备我军部队, 发射药安全贮存寿命研究也将持续开展, 因此科学合理地确定库存发射药安全贮存寿命评估方法具有广阔的应用前景。

1 理论推导

对发射药而言, DPA是反应发射药化学安定性的重要指标, 一般以DPA含量来评估发射药的安全贮存寿命[2, 3]。从工程上讲, 当DPA含量低于0.3%时, 发射药的安定性较差, 继续贮存极易产生安全事故。

记 t 为发射药的贮存时间, $X(t)$ 为发射药贮存到 t 时刻的DPA含量, 则试验数据的结构形式为:

$$(X(t_i), t_i) \qquad i = 1, 2, \cdots, n$$

对于固定的 t 值, $X(t)$ 是服从某种统计规律的随机变量。

1.1 基本假定

收稿日期: 2004-06-14
作者简介: 郑波(1962-), 男, 高级工程师, 主要从事弹药贮存可靠性研究。

由于发射药DPA 含量$X(t)$, 对于固定的t值, 观察值只有一个, 因此可作如下基本假定[1,2]: 对于固定的t, $X(t)$服从正态分布$N(\mu(t), \sigma^2(t))$; $X(t)$的均值$\mu(t)$随贮存时间变化, 但标准差不随时间变化。

第一个假定a是性能参数估计时的一般做法, 而第二个假定即标准差σ在贮存过程中不变偏于保守, 因为所考虑的各种性能参数的σ随贮存时间的增加, 其检测值变化范围将越来越小, 即波动范围减小。

1.2 数据处理[4,5,6]

设DPA 含量的均值随时间呈线性变化, 即

$$\mu(t) = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_i$$

(ϵ为误差项, $i = 1, 2, \cdots, n$)

对于固定的t, 有

$$X(t) \sim N(\beta_0 + \beta_1 t, \sigma^2)$$

式中, β_0, β_1和σ为待估参数。

1.2.1 参数估计

考虑一般的观测数据, 对贮存时刻t_i, 观测$X(t_i)$, n_i次, 观测结果记为X_{ij}, $j = 1, \cdots, n_i$, $i = 1, \cdots, m$。参数β_0、β_1的最小二乘估计记为$\hat{\beta}_0$和$\hat{\beta}_1$, 有

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i}(t_i - \bar{t})(X_{ij} - \bar{X})/nS_t^2 \quad (1)$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{X} - \hat{\beta}_1 \bar{t} \quad (2)$$

式中,

$$S_t^2 = \sum_{i=1}^{m} n_i (t_i - \bar{t})^2/n$$

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}/n$$

$$\bar{t} = \sum_{i=1}^{m} n_i t_i/n, \quad n = \sum_{i=1}^{m} n_i$$

从全部数据的总变差(记为$S_{总}^2$)来看, 可以进行如下分解:

$$S_{总}^2 = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij} - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij} - \bar{X}_i)^2 + \sum_{i=1}^{m} n_i(\bar{X}_i - \bar{X})^2 = S_e^2 + S_R^2$$

式中, $\bar{X}_i = \frac{1}{n_i}\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}$, $i = 1, 2, \Lambda, m$

S_e^2是由数据误差造成的, 它是$\sum_{i=1}^{m}\epsilon_i^2$的最小值。

令: $$s_e^2 = \frac{S_e^2}{n-m} \quad (3)$$

由线性模型的一般理论, 得出以下结论[7]:

(1) $\hat{\beta}_0$、$\hat{\beta}_1$分别是β_0、β_1的最小二乘估计, 也是极大似然估计, 且是无偏的;

(2) $\hat{\beta}_0$、$\hat{\beta}_1$均服从正态分布, 且

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{nS_e^2}, \quad Var(\hat{\beta}_0) = \frac{\sigma^2}{n}\left(1 + \frac{\bar{t}^2}{S_e^2}\right) \quad (4)$$

(3) $\bar{X}$、S_e^2、$\hat{\beta}_1$相互独立, 且S_e^2服从自由度为$n-m$的χ^2的分布。

1.2.2 安全贮存可靠性和可靠寿命置信下界

贮存t时间后的可靠性函数记作$R(t)$, 则

$$R(t) = P(X(t) \geq k_0) = 1 - \Phi\left(\frac{k_0 - \mu(t)}{\sigma}\right) \quad (5)$$

式中, $\mu(t) = \beta_0 + \beta_1 t$, k_0为DPA 临界值。因此, 可靠性为R的安全贮存寿命$t(R)$为:

$$t(R) = \frac{k_0 - \sigma\Phi^{-1}(1-R) - \beta_0}{\beta_1} \quad (6)$$

式中, Φ为标准正态分布函数, Φ^{-1}为其反函数。$\mu(t)$、σ^2的无偏估计是:

$$\hat{\mu}(t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t = \bar{X} + \hat{\beta}_1(t - \bar{t}) \quad (7)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{S_e^2}{n-m} = s_e^2 \quad (8)$$

$$Var(\hat{\mu}(t)) = \left(1 + \frac{(t-\bar{t})^2}{s_e^2}\right)\frac{\sigma}{n} \quad (9)$$

安全贮存可靠性$R(t)$和安全贮存寿命$t(R)$的极大似然估计分别是:

$$\hat{R}(t) = 1 - \Phi\left(\frac{k_0 - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 t}{s_e}\right) \quad (10)$$

$$t(\hat{R}) = \frac{k_0 - s_e\Phi^{-1}(1-R) - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1} = \bar{t} + \frac{k_0 - \bar{X}}{\hat{\beta}_1} - \frac{s_e}{\hat{\beta}_1}\Phi^{-1}(1-R) \quad (11)$$

现在求$R(t)$及$t(R)$的置信下界。由前面公式:

$$k_0 = \sigma\Phi^{-1}(1 - R(t)) + \mu(t) = s_e\Phi^{-1}(1 - \hat{R}(t)) + \hat{\mu}(t)$$

于是

$$\frac{\Phi^{-1}(1-\hat{R}(t))}{\sqrt{\frac{Var(\hat{\mu}(t))}{\sigma}}} = \frac{\dfrac{\frac{\mu - \hat{\mu}(t)}{\sigma}}{\sqrt{\frac{Var(\hat{\mu}(t))}{\sigma}}} + \dfrac{\Phi^{-1}(1-R(t))}{\sqrt{\frac{Var(\hat{\mu}(t))}{\sigma}}}}{\frac{s_e}{\sigma}} \quad (12)$$

服从自由度为$n-m$的非中心t-分布, 非中心参数为

$$\delta_n(R(t)) = \frac{\sqrt{n}\,\Phi^{-1}(1-R(t))}{\sqrt{\left(1 + \frac{(t-\bar{t})^2}{s_e^2}\right)}} \quad (13)$$

对给定显著水平α, 记$t_{\alpha,m}(\delta)$是自由度为m、中心参数为δ的非中心t-分布的α分位点, 则

$$P\left\{\frac{\sqrt{n}\,\Phi^{-1}(1-\hat{R}(t))}{\sqrt{(1+\frac{(t-\bar{t})^2}{S_e^2})}}\leq t_{\alpha,n-m}(\delta_n(R(t)))\right\}=\alpha \tag{14}$$

由(7)、(10)式, 得

$$\Phi^{-1}(1-\hat{R}(t))=\frac{k_0-\hat{\mu}(t)}{S_e}\equiv\lambda(t)$$

所以 $P\left\{\frac{\sqrt{n}\,\lambda(t)}{\sqrt{(1+\frac{(t-\bar{t})^2}{S_e^2})}}\leq t_{\alpha,n-m}(\delta_n(R(t)))\right\}=\alpha$

故 $\left\{R:\frac{\sqrt{n}\,\lambda(t)}{\sqrt{(1+\frac{(t-\bar{t})^2}{S_e^2})}}\leq t_{\alpha,n-m}(\delta_n(R))\right\}$

是置信度为 $1-\alpha$ 的 $1-R(t)$ 的置信集。由于非中心 t-分布的分位点是非中心参数的增函数, 所以该置信集是线段 $[0, 1-R(t)]$, $R(t)$ 由下式确定:

$$\frac{\sqrt{n}\frac{k_0-\hat{\mu}(t)}{S_e}}{\sqrt{(1+\frac{(t-\bar{t})^2}{S_e^2})}}=t_{\alpha,n-m}(1-R(t)) \tag{15}$$

这样, $R(t)$ 的置信集为 $[\underline{R}(t), 1]$。以同样的方法, 可靠性为 R 的安全贮存寿命 $t(R)$ 的置信下界 $\underline{t}(R)$ 由下式确定:

$$\frac{k_0-\hat{\mu}(t(R))}{S_e}=\frac{1}{\sqrt{n}}\sqrt{(1+\frac{(t-\bar{t})^2}{S_e^2})}\cdot t_{\alpha,n-m}(1-R) \tag{16}$$

2　应用情况

通过对部分库存发射药进行长贮试验性能检测, 收集了部分发射药安全性能方面的试验数据, 表 1 列出了某单基发射药 DPA 含量在不同贮存年份的试验结果。

由表 1 可以看出, 尽管其中一些年份点数据由于抽样试验原因出现倒挂现象, 但该发射药 DPA 含量总体趋势是随贮存时间增加而减小的。针对表 1 中的试验结果, 设置信度 $1-\alpha=0.90$, 安全贮存可靠度下限 $\underline{R}(t)=0.99$, 则依据上述数据处理方法, 计算出该发射药安全贮存寿命为 56.3 年。这意味着在置信水平为 90% 的条件下, 该发射药在自然条件下贮存 56 年, 其安全贮存可靠性不低于 0.99。

表 1　某单基发射药 DPA 含量在不同贮存时间的试验结果

Table 1　The DPA content in single base propellant with different storage time

贮存时间/年	0	3	6	11	16	21	26	31
DPA/%	1.58	1.42	1.54	1.47	1.52	1.43	1.10	0.76

3　结　论

使用库存发射药安全贮存寿命评估方法对部分库存发射药的安全性能进行了评估, 其结果经多次验证以及与加速寿命试验结果对比[7], 与实际情况基本一致。需要注意的是, 上述方法仅仅是评估库存发射药安全贮存寿命方法其中之一, 还应从其他角度探讨库存发射药安全贮存寿命评估方法, 如: 分布函数评估法, 即先确定库存发射药安全贮存寿命分布函数类型, 然后进行分布函数参数估计, 最后计算库存发射药在一定置信水平下的可靠安全贮存寿命。

参考文献:

[1] 易建政, 安振涛. 弹药贮存与质量监控[M]. 北京: 解放军出版社, 1993.

[2] 王德才. 火药学[M]. 南京: 南京理工大学出版社, 1988.

[3] 窦磊, 翁春生, 金志明. 火药破碎敏感度的数值计算[J]. 火炸药学报, 2003, 26(2).

[4] 茆诗松, 王玲玲. 可靠性统计[M]. 上海: 华东师范大学出版社, 1984.

[5] 冯德成, 翁春生, 王继统. 火药起始参量对最大膛压影响的方差分析[J]. 火炸药学报, 2004, 27(3).

[6] 戴树森. 可靠性试验及其统计分析[M]. 北京: 国防工业出版社, 1984.

[7] 张余清. 发射药贮存安全性研究试验报告[R]. 济南: 济南军区军械雷达修理所, 2002.