

文章编号:1000-8055(2011)03-0611-06

基于贮存退化机理的长贮产品序贯检测方法

冯 静

(国防科学技术大学 信息系统与管理学院, 长沙 410073)

摘 要: 为了确定发动机等长贮产品满足一定贮存可靠度要求的最优检测方式,提出了基于贮存退化机理的序贯检测方法. 分析了长贮产品贮存寿命的退化机理,即不可修部件的自然老化和可修部件的检测均可能造成贮存寿命的退化;然后基于贮存退化机理给出了 Weibull 分布产品贮存可靠度模型及模型参数估计的最小二乘方法;进一步,根据贮存可靠度要求,给出了基于虚拟贮存寿命的序贯检测间隔期的确定方法,最后通过仿真实例验证了方法的有效性.

关 键 词: 长贮产品; 序贯检测; 贮存退化机理; 虚拟贮存寿命; 贮存可靠度; Weibull 分布

中图分类号: TB114.3

文献标识码: A

Sequential inspection method for long-storage-products based on storage degradation mechanism

FENG Jing

(College of Information Systems and Management,
National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract: In order to specify the optimal inspection way for long-storage-products, such as engine, under storage reliability requirement, the sequential inspection method based on storage degradation mechanism was proposed. The storage degradation mechanism covers the aging of non-repairable components and degradation of repairable components despite of the inspection and maintenance. The storage reliability model for Weibull products and its parameters estimation methods with least square errors were proposed. Sequential inspection time was confirmed based on storage reliability request and virtual storage life. At last, a simulation example was given to illustrate the validity of the method.

Key words: long-storage-products; sequential inspection;
storage degradation mechanism; virtual storage life;
storage reliability; Weibull distribution

发动机等航空航天关键产品,生产完成以后,在投入运行之前,要在规定的条件下贮存较长的时间,称之为长贮产品(本文中亦简称为产品).这类产品在贮存过程中,由于受到各种环境因素(温度应力、湿度应力、化学应力、机械应力和重力应力等)的影响,其内部材料性能会逐渐发生变化,如电子设备内的一些电子元件的焊接点会产生氧

化膜或染上杂质,机械零部件会产生腐蚀或生锈,轴承用润滑油会氧化变质,橡胶件等材料会老化变脆,支撑结构材料微裂纹扩大等,这些都会导致产品的可靠性逐渐下降^[1].为了保证产品具有较高的可靠性,采用定期检测的方法,对部分易损零部件进行更换或修复,是提高其可靠性的有效途径之一.但是如果检测周期过短,既增加了贮存成

收稿日期:2010-02-25; 修订日期:2010-04-30

基金项目:国家自然科学基金(60804054)

作者简介:冯静,(1975—),女,安徽芜湖人,副教授,博士,主要研究方向为复杂系统可靠性评估,小子样理论,信息融合.

本,又可能对产品造成意外损坏;若检测周期过长,故障零部件得不到及时更换,可能使得产品的可用性达不到要求,因而,确定一个合理的检测间隔期,是保证长贮产品科学贮存和使用的迫切要求。

目前,长贮产品的检测方式主要包括周期检测^[1-2]和连续检测^[3-4],其中,连续检测对检测技术和设备的要求较高,只适用于部分特殊产品或可以监测贮存状态的重要零部件,而周期检测则实行简便,得到了普遍的应用.文献[1,5-8]等以费用、可用度为约束,针对贮存寿命分布为指数分布的产品,确定了最优固定检测周期,而实际上,大量的航天机电产品,各检测间隔期内故障率不是恒定不变的,贮存寿命为指数分布的假设往往很难满足.文献[9]根据产品贮存过程中失效率的变化规律,分三个贮存阶段分别确定检测周期,但阶段的划分具有一定的主观性,不足以适应产品贮存状态变化的复杂规律^[6].文献[9-11]给出了产品预防维修的序贯检测策略,可以根据检测前次检测结果序贯地给出下一次检测时刻,但所给出的模型没有充分考虑产品可靠性退化机理.事实上,对于长贮产品,其贮存状态变化的机理是多方面的,不可修部件的老化和可修部件的维修或更换均可能造成的贮存寿命的退化,因此需要根据贮存状态的变化,找到一种动态调整检测间隔期的方法.在贮存寿命为 Weibull 分布的假设下,根据贮存可靠性退化机理,建立贮存可靠度模型;根据贮存可靠度水平与贮存时间的对应关系确定虚拟贮存时间;再根据贮存可靠度要求和虚拟贮存时间,采用序贯的方法确定检测间隔期。

1 贮存可靠度模型

1.1 长贮产品贮存可靠度变化规律

长贮产品在自然贮存状态下,贮存寿命服从两参数 Weibull 分布.长贮产品的贮存可靠性,分成两部分来考虑^[12]:一是产品在出厂或开始贮存时可靠性 R_0 ;二是在假定贮存前产品完好无损的情况下,其可靠性因贮存时间 t 影响而发生变化的条件贮存可靠性 $R_s(t; \theta)$.因此,长贮产品贮存可靠性为 $R(t; \theta) = R_0 R_s(t; \theta)$, $\theta \in \Theta$.

进一步,为了考查 $R_s(t; \theta)$ 的变化规律,将贮存产品看作由两个子系统构成^[12],其中子系统 1 在贮存过程中无法检测,存在连续老化现象;子系统 2 在贮存过程中按一定的方式进行检测,并根

据检测的结果进行更换或维修.由于老化和检测的共同影响,长贮产品的贮存可靠度随贮存时间的变化规律如图 1 所示.为了保证长贮产品在有效贮存期内的贮存可靠度满足要求,需要每隔一段时间对贮存产品进行一次检测,设第 k 次检测时刻为 τ_k , $k = 0, 1, 2, \dots$,若检测和修理所消耗时间相对于贮存时间忽略不计,考虑到维修的检测和维修的有效性,则第 k 次检测前即刻的可靠度 $R^-(\tau_k)$ 与第 k 次检测后即刻的可靠度 $R^+(\tau_k)$ 满足 $R^+(\tau_k) > R^-(\tau_k)$.

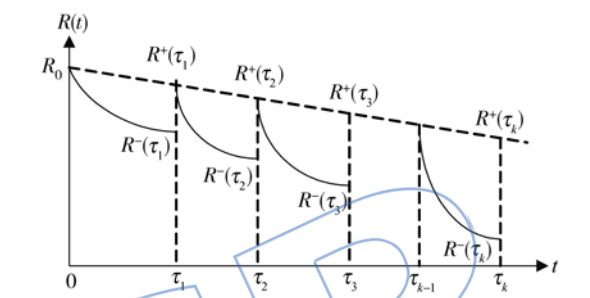


图1 长贮产品贮存可靠度变化规律

Fig. 1 Reliability changing rule for long-storage products

由于产品中不可修部件退化失效模式的存在,则

$$R_0 \geq R^+(\tau_1) \geq R^+(\tau_2) \geq \dots \geq R^+(\tau_k) \geq R^+(\tau_{k+1}) \geq \dots$$

同时,考虑到检测和维修对长贮产品造成的不良影响,设第 k 个检测间隔期 $[\tau_{k-1}, \tau_k]$ 内的可靠度函数为 $R_k(t)$,则 $R_{k+1}(t)$ 随时间的下降速度比 $R_k(t)$ 的下降速度快。

所谓序贯检测方法,就是根据长贮产品在 τ_k 时刻检测得到的贮存状态信息,确定下一次检测时刻 τ_{k+1} .即首先根据贮存可靠性退化机理确定贮存可靠度模型;然后根据产品在 τ_k 时刻检测得到的贮存状态信息确定模型参数;再根据 $R^+(\tau_k)$ 确定 Weibull 分布虚拟贮存时间;进一步根据虚拟贮存时间和贮存可靠度要求确定下一次检测时刻 τ_{k+1} .

1.2 根据贮存可靠性退化机理建立贮存可靠度模型

1.2.1 不可修部件的连续老化对贮存可靠度的影响

根据工程经验,长贮产品在长期贮存过程中,产品的一些组成成分会有缓慢的退化,而就整个产品来讲,更换或修复的只是局部的某几个故障

部件,因此,不可能达到原来的可靠度水平.将这些不可更换的部件看作子系统1,其可靠度用 R_1 表示,由于不可更换部分的组成非常复杂,有电子部件、机械部件、机电部件等,并且均经过了老炼筛选,消除了早期故障,基本控制在偶然故障阶段,故可以将其看作是服从指数分布的复杂系统,其可靠度以指数形式下降^[12],即

$$R_{s1}(t) = \exp(-\delta_1 t) \quad (1)$$

其中 $\delta_1 > 0$ 表示系统1的老化而引起的产品贮存寿命退化系数.

1.2.2 可修部件的检测和不完全维修对长贮产品可靠度的影响

子系统2表示可修部件,设子系统2在开始贮存时服从参数为 (m, η) 的Weibull分布,为了保持长贮产品的贮存可靠度,在贮存期间要经常对其进行检测和修复.

由于每次检测时,要进行通-断电循环测试等操作,这些会对子系统2的贮存寿命有一定的影响,影响程度显然与检测次数有关;同时,对于子系统2中被检测发现的故障部件,如果进行换件维修,则新换件处于早期故障期,故障率偏高;如果是原件维修,也必然使修复后的产品故障率比前次检修后的故障率大.因此,考虑检测和维修的综合影响,则子系统2经历 k 次检修后的贮存寿命服从参数为 (m, η_k) 的Weibull分布,且

$$\eta_k \geq \eta_{k-1} \geq \dots \geq \eta_1 \geq \eta_0, \text{不妨} \quad (2)$$

$$\eta_k = \eta_0 e^{-k\delta_2}, \quad k = 1, 2, \dots$$

其中 $\delta_2 > 0$ 为检测和维修的综合效应所引起的产品贮存寿命退化因子.

1.2.3 长贮产品贮存可靠度模型

由上文的分析可知,长贮产品在第 k 次检测前即刻的可靠度 $R^-(\tau_k)$ 为

$$R^-(\tau_k) = R_0 \exp(-\delta_1 \tau_k) \exp\left[-\left(\frac{\tau_k - \tau_{k-1}}{\eta_0 e^{-(k-1)\delta_2}}\right)^m\right] \quad (3)$$

$$k = 1, 2, \dots$$

长贮产品在第 k 次检测后即刻的可靠度 $R^+(\tau_k)$ 为

$$R^+(\tau_k) = R_0 \exp(-\delta_1 \tau_k) \quad k = 1, 2, \dots \quad (4)$$

2 贮存可靠度模型中的参数估计

上述根据贮存退化机理建立的贮存可靠度模型中,需要估计的参数是 $R_0, m, \eta, \delta_1, \delta_2$.其中, R_0 表示贮存初始可靠度,可以根据出厂时的检验结果确定;参数 m, η 表示长贮产品在自然状态下贮存寿命分布参数,可以根据类似产品的首次检

测结果确定;参数 δ_1, δ_2 表示当前长贮产品的退化机理,需要根据检测结果实时确定.

2.1 贮存初始可靠度 R_0 的估计

设长贮产品在出厂或开始贮存时的检测结果为 $\{N_0, n_0, s_0\}$,即一批产品的总数为 N_0 个,从中抽取 n_0 个产品进行检验,发现合格产品的个数为 s_0 个.下面采用Bayes方法确定贮存初始可靠度 R_0 的值.设关于长贮产品的合格品率无任何验前信息,即 R_0 的验前分布 $\pi(R_0)$ 为 $[0, 1]$ 区间上的均匀分布,而 R_0 的似然函数为

$$L(R_0 | n_0, s_0) = C_{n_0}^{s_0} R_0^{s_0} (1 - R_0)^{n_0 - s_0}$$

根据Bayes公式, R_0 的验后分布 $\pi(R_0 | n_0, s_0)$ 为

$$\pi(R_0 | n_0, s_0) \propto \pi(R_0) L(R_0 | n_0, s_0)$$

于是, R_0 的Bayes估计为

$$\hat{R}_0 = (s_0 + 1) / (n_0 + 2)$$

2.2 根据历史数据估计模型参数 m, η

设类似型号长贮产品首次检测时得到结果为 (N_i^1, S_i^1, τ_i^1) ,其中 S_i^1 表示对第 i 批批量为 N_i^1 的产品在 τ_i^1 时刻进行首次检测时发现的未故障产品数, $i = 1, 2, \dots, n_1$,则产品在 τ_i^1 时刻的可靠度为

$$\hat{R}(\tau_i^1) = \frac{S_i^1 + 1}{N_i^1 + 2} \quad i = 1, 2, \dots, n_1 \quad (5)$$

已知该型长贮产品在自然贮存下的贮存寿命服从参数为 m, η 的Weibull分布,将可靠度函数

$$R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta_0}\right)^m\right] \text{线性化,得到}$$

$$\ln \ln[1/R(t)] = m \ln t - m \ln \eta_0,$$

令

$$Y = \ln \ln[1/R(t)], \quad X = \ln t,$$

$$c_0 = -m \ln \eta_0, \quad c_1 = m,$$

可得简化的线性方程 $Y = c_0 + c_1 X$,根据数据对 $(\tau_i^1, \hat{R}(\tau_i^1))$, $i = 1, 2, \dots, n_1$,采用最小二乘拟合方法,得到参数 c_0, c_1 的估计 $\hat{c}_0, \hat{c}_1$,进一步可以得到参数 m, η_0 的最小二乘估计 $\hat{m}, \hat{\eta}_0$.

2.3 确定前两次检测时刻 τ_1, τ_2

为了序贯地估计 δ_1, δ_2 ,至少需要两次检测的状态信息,因此首先要确定第1次和第2次检测时刻.为简化起见,令 $\tau_2 = 2\tau_1$,采用保守原则,即假设修旧如旧,则 $R^-(\tau_1) = R^+(\tau_1)$,于是,在 $[0, \tau_2]$ 时间内,产品的贮存可靠度函数为 $R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta_0}\right)^{\hat{m}}\right]$.设长贮产品在有效贮存期内的贮存可靠度要求不小于 q ,则第2次检测时刻 τ_2

需满足 $R_0 \cdot R(t) = q$, 于是,

$$\tau_2 = \hat{\eta}_0 \cdot [\ln(R_0/q)]^{\frac{1}{m}} \quad (6)$$

则 $\tau_1 = \tau_2/2$.

2.4 由前 k 次检测结果确定参数 δ_1, δ_2 的最小二乘估计 ($k \geq 2$)

设第 i 次检测结果为 (N_i, S_i, τ_i) , 其中 S_i 表示在 τ_i 时刻总长贮产品数 N_i 中未故障产品数量 (这里的故障产品, 是指对产品的可修部件进行了更换或修复), $i = 1, 2, \dots, k$; 根据成败型数据 (N_i, S_i, τ_i) , 由 Bayes 估计, 得到第 i 次检测前即刻产品的可靠度 $R^-(\tau_i)$ 为

$$R^-(\tau_i) = (S_i + 1)/(N_i + 2) \\ i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

根据式(3), 可得

$$\ln \frac{R_0}{R^-(\tau_i)} = \delta_1 \tau_i + \left[\frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{\eta_0} \right]^m \exp[(i-1)\delta_2 m] \\ i = 1, 2, \dots, k$$

显然该式不具有线性形式, 而 $\exp[(i-1)\delta_2 m]$ 的一阶 Peano 型余项的 Maclaurin 展开式^[12]为

$$\exp[(i-1)\delta_2 m] = \\ 1 + (i-1)\delta_2 m + o[(i-1)\delta_2 m]$$

从而有

$$\ln \frac{R_0}{R^-(\tau_i)} = \left[\delta_1 \tau_i + \left[\frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{\eta_0} \right]^m (1 - \delta_2 m) \right] + \\ \left[\left[\frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{\eta_0} \right]^m \delta_2 m \right] i \quad (8)$$

令

$$X = i, Y = \ln \frac{R_0}{R^-(\tau_i)}, \\ a = \delta_1 \tau_i + \left[\frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{\eta_0} \right]^m (1 - \delta_2 m), \\ b = \left[\frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{\eta_0} \right]^m \delta_2 m,$$

从而式(10)可简化为一元线性回归形式 $Y = a + bX$, 根据数据对序列

$$\{(i, R^-(\tau_i)), i = 1, 2, \dots, k\}$$

可得参数 a, b 的最小二乘估计 $\hat{a}, \hat{b}$. 进一步, 得到参数 δ_1, δ_2 的最小二乘估计 $\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2$.

3 序贯检测间隔期的确定

3.1 确定第 k 次检测后即刻系统的虚拟贮存时间 ($k \geq 2$)

将 $\hat{R}_0, \hat{\delta}_1$ 代入式(5), 得到第 k 次检测后即刻的可靠度 $\hat{R}^+(\tau_k)$ 为

$$\hat{R}^+(\tau_k) = \hat{R}_0 \exp(-\hat{\delta}_1 \tau_k)$$

在两次检测间隔期间, 长贮产品的贮存可靠度是贮存时间的单调递减函数. 而产品在时间区间 $[\tau_{k-1}, \tau_k]$ 内的可靠度函数 $R_k(t)$ 为

$$R_k(t) = \exp \left[- \left(\frac{t}{\hat{\eta}_0 e^{-k\hat{\delta}_2}} \right)^{\hat{m}} \right] \\ 0 \leq t \leq \tau_{k+1} - \tau_k$$

第 k 次检测后即刻的可靠度水平 $\hat{R}^+(\tau_k)$ 不为 1, 即长贮产品不可能修复如新, 而是相当于已经贮存了一段时间 t_k^* , 令

$$\hat{R}^+(\tau_k) = \exp \left[- \left(\frac{t}{\hat{\eta}_0 e^{-k\hat{\delta}_2}} \right)^{\hat{m}} \right]$$

解得满足该方程的虚拟贮存时间 t_k^* 为

$$t_k^* = \left[\ln \frac{1}{\hat{R}^+(\tau_k)} \right]^{\frac{1}{\hat{m}}} \cdot \hat{\eta}_0 \cdot e^{-k\hat{\delta}_2}$$

即长贮产品在第 k 次检测后即刻的可靠性水平 $\hat{R}^+(\tau_k)$, 相当于在自然状态下贮存寿命为 Weibull(m, η_k) 分布的产品贮存了 t_k^* 时间的可靠性水平, 而该批产品此刻的实际贮存时间为 τ_k , 故称 t_k^* 为虚拟贮存时间.

3.2 确定第 $k+1$ 次检测时刻 τ_{k+1} ($k \geq 2$)

设第 k 次检测和第 $k+1$ 次检测的间隔期为 x_k , 即 $\tau_{k+1} - \tau_k = x_k$, 根据长贮产品贮存可靠度要求, 已经正常贮存了 t_k^* 时间的产品, 再继续贮存 x_k 时间不出故障的概率为 q , 设 T 为贮存寿命, 则

$$P(T \geq t_k^* + x_k | T \geq t_k^*) = \frac{R_k(t_k^* + x_k)}{R_k(t_k^*)} \geq q$$

找到满足上述条件的最小值 x_k , 于是, 第 $k+1$ 次检测时刻为

$$\tau_{k+1} = \tau_k + x_k$$

4 仿真实例

某型发动机新入库产品 $N_0 = 100$ 台, 经抽样, 确定该批产品的合格率即贮存初始可靠度为 $\hat{R}_0 = 0.95$, 若要求贮存可靠度不低于 $q = 0.8$, 试确定各次检测时刻.

首先根据历史类似型号长贮产品首次检测数据确定贮存寿命所服从的 Weibull 分布参数 m, η_0 的最小二乘估计为 $\hat{m} = 1.1, \hat{\eta}_0 = 120$; 再由式(6)得到第 2 次检测时刻 $\tau_2 = 24.2 \approx 24$ 月, 则 $\tau_1 = 12$ 月; 用序贯方法确定出的各次检测时刻列于表 1 第 2 行. 表 1 第 3 行为确定了检测时刻后得到的检测结果 (N_k, S_k) . 表 1 中数据的计算过

表1 序贯检测间隔期计算过程(时间单位:月)

Table 1 Calculating process of sequential inspection interval (time unit: month)

	检测序号 k					
	1	2	3	4	5	6
检测时间 τ_k /月	12	24	31	36	37.5	45
检测结果 (N_k, S_k)	(100,87)	(100,83)	(100,82)	(100,80)	(100,87)	(100,68)
第 k 次检测前即刻的可靠度 $R^-(\tau_k)$	0.871	0.832	0.828	0.828	0.871	0.683
老化引起的贮存退化因子 $\hat{\delta}_1$		0.0001	0.002	0.002	0.003	0.0007
检测和维修引起的贮存退化因子 $\hat{\delta}_2$		0.71	0.57	0.73	0.26	0.59
第 k 次检测后即刻的可靠度 $R^+(\tau_k)$		0.947	0.901	0.889	0.850	0.918
检测后即刻的虚拟贮存寿命 t_k^*		2.08	2.79	0.91	6.31	0.37
第 k 次和第 $k+1$ 次检测间隔时间 x_k	12	7	5	1.5	7.5	1

程是:当 $k=2$ 时,由 (N_k, S_k) 确定 $R^-(\tau_k)$, 根据 $\{R^-(\tau_i), i=1, 2, \dots, k\}$ 采用最小二乘估计确定退化因子 $\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2$, 确定第 k 次检测后即刻可靠度 $R^+(\tau_k)$, 根据 $R^+(\tau_k)$ 确定虚拟贮存时间 t_k^* , 根据贮存可靠度要求确定检测间隔 $x_k, \tau_{k+1} = \tau_k + x_k$; $k=3$ 时得到 τ_3 ; $k=4$ 时得到 τ_4 ; $\dots$.

由仿真实例可以得到如下结果:

1) 若长贮产品处于自然贮存状态,即在贮存过程中不进行检测和维修,则在贮存可靠度要求为 0.8 时,贮存寿命为 24 个月.若在产品的贮存过程中,采用序贯检测的方式,在第 6 次检测后发现,产品的可靠度为 0.683,显然已经不满足贮存可靠度要求,因此,在贮存可靠度要求为 0.8 时,产品的有效贮存寿命约 37.5 个月.由此可见,序贯检测可以有效延长产品的有效贮存寿命.

2) 由表 1 中的数据可见,序贯检测间隔期不是等间距的.因此,对于存在复杂退化机理的长贮产品,若采用周期检测方式,往往会出现维修不足或维修过度的现象.

3) 若要求贮存可靠度不低于 $q=0.85$,其余条件保持不变,采用与上述过程类似的计算,可以得到各检测时刻分别为 $\{8, 16, 21, 24.5, 25.5\}$,长贮产品的有效贮存寿命约为 25.5 个月;若初始可靠度为 $\hat{R}_0=0.98$,其余条件保持不变,采用与上述过程类似的计算,可以得到各检测时刻分别为 $\{14, 28, 35, 43\}$,长贮产品的有效贮存寿命约为 43 个月.由此可见,序贯检测时刻和有效贮存寿命与长贮产品的初始可靠度和贮存可靠度要求密切相关.

5 结 论

1) 长贮产品在贮存过程中,贮存可靠性退化机理复杂,既有不可修部件的老化引起的退化,又有检测和维修引起的退化,采用基于虚拟贮存寿命的序贯检测方法可以自适应地根据产品贮存状态的变化确定下一次检测时刻,既可保证产品贮存可靠度要求,又避免了传统等间距周期检测所可能引起的检测过度或检测不足的问题.

2) 与传统的周期检测相比,序贯检测间隔期和有效贮存寿命受长贮产品贮存初始状态和贮存可靠度要求影响更加显著.

3) 对于贮存寿命服从 Weibull 分布的长贮产品,形状参数 m 表示产品的失效机理.长贮产品在贮存早期、贮存中期和贮存后期可能具有不同的失效机理,即 m 的取值可能会有较大的差异,而本文的研究是在 m 保持不变的前提下给出的,因此,如何根据贮存阶段的不同,确定不同的检测策略,这是一个今后需要进一步研究的问题.

参考文献:

- [1] 孙亮,徐廷学,代莹.基于定期检测的导弹贮存可靠性预测模型[J].战术导弹技术,2004(4):16-19.
SUN Liang, XU Tingxue, DAI Ying. Models of storage reliability prediction based on periodical test for missiles[J]. Tactical Missile Technology, 2004(4): 16-19. (in Chinese)
- [2] Yang Y, Klutke G A. Improved inspection schemes for deteriorating equipment[J]. Probability in the Engineering and Informational Sciences, 2000, 149(3): 445-460.
- [3] Baker C T, Newby M J. Optimal non-periodic inspection for a multivariate degradation model[J]. Reliability Engineering and System Safety, 2009, 94(1): 33-43.

- [4] WANG Wenbin. An inspection model for a process with two types of inspections and repairs[J]. Reliability Engineering and System Safety, 2009, 94(2): 526-533.
- [5] Ito K, Nakagawa T. An optimal inspection policy for a storage system with high reliability[J]. Microelectron Reliability, 1995, 35(6): 875-882.
- [6] 徐英, 夏良华, 王忠强. 确定长贮装备定检周期的一种方法[J]. 火炮发射与控制学报, 2002(2): 54-57.
XU Ying, XIA Lianghua, WANG Zhongqiang. A method to calculate the inspection cycle for long storage equipment[J]. Gun Launch & Control Journal, 2002(2): 54-57. (in Chinese)
- [7] 杨军, 于丹. 一种基于可用度的装备贮存模型及其应用[J]. 系统工程理论与实践, 2004, 24(7): 111-115.
YANG Jun, YU Dan. One kind of modified repaired as old storage model and it's application[J]. System Engineering Theory & Practice, 2004, 24(7): 111-115. (in Chinese)
- [8] 李正, 宋保维, 卢军, 等. 基于可靠度确定长贮装备最优检测周期的模型[J]. 机械设计与制造, 2004(5): 1-2.
LI Zheng, SONG Baowei, LU Jun, et al. Testing period optimal model about storage reliability of equipment[J]. Machinery Design & Manufacture, 2004(5): 1-2. (in Chinese)
- [9] 史连艳, 张睿, 宋文渊. 导弹武器系统贮存期间检测周期的确定方法[J]. 战术导弹技术, 2004(3): 22-25.
SHI Lianyan, ZHANG Rui, SONG Wenyuan. Method of determining check period during storage of missile weapon sysetm[J]. Tactical Missile Technology, 2004(3): 22-25. (in Chinese)
- [10] Cui L R, Loh H T, Xie M. Sequential inspection strategy for multiple systems under availability requirement [J]. European Journal of Operational Research, 2004, 155(2): 170-177.
- [11] Bartholomew B M, Zuo M J, Li X H. Modelling and optimizing sequential imperfect preventive maintenance [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2009, 94(1): 53-62.
- [12] 张永进, 赵明. 基于定期检测的贮存可靠性模型及其参数估计[J]. 系统工程理论与实践, 2008, 28(10): 82-88.
ZHANG Yongjin, ZHAO Ming. Storage reliability model and parameter assessment base on period inspection[J]. System Engineering Theory & Practice, 2008, 28(10): 82-88. (in Chinese)