

# 基于发动机试车时序的某钝感 点火器燃烧时间可靠性评估

袁洁, 潘亮

(北京航天动力研究所, 北京 100076)

**摘要:** 针对新一代火箭上面级膨胀循环发动机使用的钝感点火器, 为评估点火器的可靠性水平, 通过点火器验收试验获取的强烈燃烧时间数据和膨胀循环发动机试车获取的启动加速性数据, 利用假设检验的方法证明发动机建压时间  $S$  和点火器强烈燃烧时间  $r$  都呈正态分布状态, 根据概率统计理论, 其差  $r-s$  也为正态分布。采用应力-强度分布干涉理论, 分析计算点火器基于发动机试车时序的点火可靠性为 0.999 970。根据本文的分析和计算, 认为验收的点火器发火性能可靠, 能够保证发动机建压的可靠性, 点火器强烈燃烧时间能满足发动机系统要求。

**关键词:** 钝感点火器; 可靠性评估; 正态分布

**中图分类号:** V434-34    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1672-9374 (2015) 03-0087-06

## Reliability assessment of a certain insensitive igniter based on startup time-sequence of rocket engine

YUAN Jie, PAN Liang

(Beijing Aerospace Propulsion Institute, Beijing 100076, China)

**Abstract:** To evaluate reliability of the insensitive igniter used in upper stage expander-cycle engine of a new generation launch vehicle, according to high-intensity combustion time data obtained in igniter acceptance test and start-accelerating performance data got during the trial test of expander-cycle engine, the hypothesis testing method was used to prove that pressure-building time  $S$  and high-intensity combustion time  $r$  are both distributed as normal distribution, and the difference between  $S$  and  $r$  is also distributed as normal distribution. With stress-strength interference theory, the igniter reliability from calculation based on engine trial test time-sequence is 0.999 970. According to analysis and calculation in this paper, it is considered that the ignition ability of the accepted igniter is reliable, which can guarantee the pressure-building reliability of engine, and igniter high-intensity combustion time is able to meet requirements of engine system.

收稿日期: 2014-08-12; 修回日期: 2015-01-09

作者简介: 袁洁 (1977—), 女, 工程师, 研究领域为液体火箭发动机总装及火工品设计

**Keywords:** insensitive igniter; reliability assessment; normal distribution

## 0 引言

随着航天事业的发展,液体火箭发动机火工装置的技术水平有了很大提高,改进和完善第一代火工装置,研制新型的安全性更高、“三防”性能更好的钝感火工装置成为一种必然。

以 CZ-3A 系列火箭三级发动机上使用的点火器为原型,用桥带式钝感发火元件替代敏感的桥丝式电发火头,对电发火系统、主装药配置等主要设计参数进行试验验证和参数调整。通过一系列点火试验,设计出满足新一代火箭上面级发动机系统要求的钝感点火器。该点火器用于某膨胀循环发动机推力室内气氢液氧推进剂混合物的点火。

点火器的强烈燃烧时间定义为对点火器施加刺激,从开始燃烧至装药燃烧火焰开始回缩的时间。发动机的起动加速性通常用从发出起动指令到发动机推力(或室压、转速)增长到 90%额定值所需要的时间来表征,这段时间包括了充填、点火和推力增长的整个过程。对于本发动机,把起动加速性定义为从发出氢主阀动作指令到发动机推力室室压增长到 90%额定值的时间,用推力室建压时间来表示。强烈燃烧时间与发动机推力室建压时间的匹配至关重要。

新研制的钝感点火器要求火焰长度 $\geq 370$  mm 的强烈燃烧时间为  $3_{-0.5}^{+0.7}$  s。到目前为止产品共交付了三个批次(0903 批、1001 批和 1101 批)。通过对三批产品发火性能试验进行分析,判别发动机起动点火的可靠性。

## 1 点火器强烈燃烧时间及发动机建压时间

点火器共交付了三个批次,强烈燃烧时间数据列出最大、最小值,具体见表 1,表 2 和表 3。其中 0903 批为鉴定批,验收试验加倍抽检数量,

共 54 发,其余验收试验抽检数量为 27 发。每批产品均分为高温试验、低温试验、温度循环试验和跌落试验 4 个试验测试项目。

表 1 0903 批点火器验收试验强烈燃烧时间数据

Tab. 1 Blazing-burning time data of igniter in 0903 checkout experimentation

试验项目	批次	强烈燃烧时间/s
高温试验后 发火试验	0903 批 (18 发)	3.60 (最大值)
		2.80 (最小值)
低温试验后 发火试验	0903 批 (18 发)	3.68 (最大值)
		3.24 (最小值)
温度循环试验后 发火试验	0903 批 (8 发)	3.68 (最大值)
		3.00 (最小值)
跌落试验后 发火试验	0903 批 (10 发)	3.44 (最大值)
		3.00 (最小值)

表 2 1001 批点火器验收试验强烈燃烧时间数据

Tab. 2 Blazing-burning time data of igniter in 1001 checkout experimentation

试验项目	批次	强烈燃烧时间/s
高温试验后 发火试验	1001 批(9 发)	3.64(最大值)
		2.88(最小值)
低温试验后 发火试验	1001 批(9 发)	3.64(最大值)
		3.12(最小值)
温度循环试验后 发火试验	1001 批(4 发)	3.64(最大值)
		3.28(最小值)
跌落试验后 发火试验	1001 批(5 发)	3.28(最大值)
		2.88(最小值)

表 4 列出了推力室建压时刻 ( $T_1$ ),即以氢主阀打开时间设定为零点,发动机达到 90%室压的时间;点火器点火时刻 ( $T_0$ ),即以氢主阀打开时

间设定为零点,点火器在氢主阀打开前 0.1 s 或 0.5 s 点火 (0.1 s 或 0.5 s 为系统根据发动机性能设定的点火时刻);两者之差即实际点火时间。 $T_2-T_0$  的值表示发动机从点火器发火到推力室建压的时间,即发动机实际点火时间。 $T_2-T_0$  的最大值为 2.2 s,最小值为 1.44 s。

表3 1101批点火器验收试验强烈燃烧时间数据

Tab. 3 Blazing-burning time data of igniter in 1101 checkout experimentation

试验项目	批次	强烈燃烧时间/s
高温试验后 发火试验	1101 批(9 发)	3.24(最大值)
		2.60(最小值)
低温试验后 发火试验	1101 批(9 发)	3.20(最大值)
		2.64(最小值)
温度循环试验后 发火试验	1101 批(4 发)	2.84(最大值)
		2.68(最小值)
跌落试验后 发火试验	1101 批(5 发)	3.28(最大值)
		2.72(最小值)

表4 发动机建压时间数据

Tab. 4 Pressure-building time data of engine

名称	点火器点火 时间 $T_0$	推力室建压 时间 $T_2$	实际点火建压 时间 $T_2-T_0$
最大值	-0.5	1.7	2.2
最小值	-0.1	1.34	1.44

在没有真实分布的条件下,一般可假设为正态分布。正态分布通常可作为真实分布的良好近似。下面先对其正态性假设予以证明。

## 2 正态性假设检验

### 2.1 点火器强烈燃烧时间数据的正态性检验

设  $H_0$  为验收试验数据符合正态分布,分布函数为

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \quad (1)$$

式中:  $F(x)$  为分布函数;  $x$  为随机变量;  $\mu$  为均值;  $\sigma$  为均方差。

在没有真实分布及参数的情况下,一般应估计参数。这里用极大似然估计法进行估计。经表1、表2和表3分别计算3个批次产品的均值和均方差。

对于 0903 批产品计算得

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = 3.39 \quad (2)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0.04 \quad (3)$$

$$\hat{\sigma} = 0.208$$

对于 1001 批产品计算得

$$\hat{\mu} = 3.34$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0.05$$

$$\hat{\sigma} = 0.227$$

对于 1101 批产品计算得

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = 2.88$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0.03$$

$$\hat{\sigma} = 0.182$$

式中:  $\hat{\mu}$  为均值估计值;  $n$  为样本个数;  $X_i$  为随机变量;  $\hat{\sigma}$  为均方差估计值;  $x_i$  为样本;  $\bar{x}$  为样本平均值。

从3个批次的计算结果看,1001批产品燃烧时间的均方差最大,其与均值的偏离也较大,因此用1001批的验收试验数据来判别点火器发火的可靠性。

1001批产品有27个数据,其中最小的是2.88,最大的是3.64,以3.12,3.24,3.36,3.56这4个数据为分点,将实轴 $(-\infty \sim +\infty)$ 分为5个区间,即 $(-\infty, 3.12]$ ,  $(3.12, 3.24]$ ,  $(3.24, 3.36]$ ,  $(3.36, 3.56]$ ,  $(3.56, +\infty)$ ,沿实轴从左到右5个区间依次包含样本个数为:5,5,5,6,6。

当  $H_0$  成立时,计算  $p_i$  ( $i=1,2,3,4,5$ ) 的值。用  $F(x)$  表示  $N(3.34, 0.227^2)$  的分布函数,则

$$\left. \begin{aligned} p_1 &= F(a_1) \\ p_2 &= F(a_2) - F(a_1) \\ p_3 &= F(a_3) - F(a_2) \\ p_4 &= F(a_4) - F(a_3) \\ p_5 &= 1 - F(a_4) \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

利用标准正态分布表可计算  $F(a_i)$  的值, 此时

$$F(a_1) = \Phi\left(\frac{3.12-3.34}{0.227}\right) = \Phi(-0.97) = 0.166$$

$$F(a_2) = \Phi\left(\frac{3.24-3.34}{0.227}\right) = \Phi(-0.44) = 0.330$$

$$F(a_3) = \Phi\left(\frac{3.36-3.34}{0.227}\right) = \Phi(0.09) = 0.5359$$

$$F(a_4) = \Phi\left(\frac{3.56-3.34}{0.227}\right) = \Phi(0.97) = 0.834$$

故得  $p_1=0.166$ ,  $p_2=0.164$ ,  $p_3=0.2059$ ,  $p_4=0.2981$ ,  $p_5=0.166$ , 称  $np_i$  为理论频数。

根据概率与频率的关系知道, 如果  $H_0$  成立, 那么  $\frac{f_i}{n}$  与  $p_i$  近似, 也就是  $\left(\frac{f_i}{n} - p_i\right)^2$  应该比较小, 于是

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{f_i}{n} - p_i\right)^2 \cdot \frac{n}{p_i} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} \quad (5)$$

式中:  $\chi^2$  为统计量;  $f_i$  为  $x_1, \dots, x_n$  落入第  $i$  个区间的个数 ( $i=2,3,\dots,k$ ), 称为实际频数;  $\frac{f_i}{n}$  为频率;  $p_i$  为概率, 也应该比较小, 这里的因子  $\frac{n}{p_i}$  起平衡作用。

由样本计算  $\chi^2$  的值。为便于检查, 列表 5 如下:

表 5 计算结果列表

Tab. 5 List of calculational results

组号	$f_i$	$p_i$	$np_i$	$f_i - np_i$	$(f_i - np_i)^2$	$(f_i - np_i)^2 / np_i$
1	5	0.1660	4.482	0.518	0.268	0.060
2	5	0.164	4.428	0.572	0.327	0.074
3	5	0.2059	5.559	-0.559	0.313	0.056
4	6	0.2981	8.049	-2.049	4.198	0.522
5	6	0.1660	4.482	1.518	2.304	0.514

根据表 5 所列出的计算结果, 得到

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^5 \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} = 1.226$$

参考文献 [1] 证明了, 不论总体  $X$  服从什么分布, 统计量  $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i}$  近似地服从自由度为  $k-r-1$  的  $\chi^2$  分布。这里的  $r$  是估计总体参数的个数。

因此, 对于给定的水平  $\alpha=0.05$ , 使  $P\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(k-r-1)\} = \alpha$

即事件  $\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(k-r-1)\}$  是一小概率事件。

查  $\chi^2$  分布表, 得

$$\chi_{\alpha}^2(k-r-1) = \chi_{0.05}^2(5-2-1) = \chi_{0.05}^2(2) = 5.991$$

显然,  $\chi^2 = 1.226 < 5.991 = \chi_{\alpha}^2(k-r-1)$ , 故接受  $H_0$ , 即认为延寿试验数据是正态分布  $N(3.34, 0.227^2)$

## 2.2 发动机建压时间数据的正态性检验

设  $H_0$  为试车数据符合正态分布, 分布函数为

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

由于没有给出总体的均值和方差, 因此需先估计参数, 这里用极大似然估计法进行估计。经过表 4 数据计算知道

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = 1.862 \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0.084 \quad (7)$$

$$\hat{\sigma} = 0.29$$

现在有 26 个数据, 其中最小的是 1.44, 最大的是 2.1, 以 1.5, 1.7, 1.9, 2.1 这 4 个数据为分点, 将实轴  $(-\infty \sim +\infty)$  分为 5 个区间, 即  $(-\infty, 1.5]$ ,  $(1.5, 1.7]$ ,  $(1.7, 1.9]$ ,  $(1.9, 2.1]$ ,  $(2.1, +\infty)$ , 沿实轴从左到右 5 个区间依次包含样本个数为: 5, 5, 6, 5, 5。

当  $H_0$  成立时, 计算  $p_i$  ( $i=1, 2, 3, 4, 5$ ) 的值。

用  $F(x)$  表示  $N(1.862, 0.29^2)$  的分布函数,

则

$$\left. \begin{aligned} p_1 &= F(a_1) \\ p_2 &= F(a_2) - F(a_1) \\ p_3 &= F(a_3) - F(a_2) \\ p_4 &= F(a_4) - F(a_3) \\ p_5 &= 1 - F(a_4) \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

利用标准正态分布表可计算  $F(a_i)$  的值, 此时

$$F(a_1) = \Phi\left(\frac{1.5-1.862}{0.29}\right) = \Phi(-1.25) = 0.1056$$

$$F(a_2) = \Phi\left(\frac{1.7-1.862}{0.29}\right) = \Phi(-0.56) = 0.2877$$

$$F(a_3) = \Phi\left(\frac{1.9-1.862}{0.29}\right) = \Phi(0.13) = 0.5517$$

$$F(a_4) = \Phi\left(\frac{2.1-1.862}{0.29}\right) = \Phi(0.82) = 0.7939$$

故得  $p_1=0.1056$ ,  $p_2=0.1821$ ,  $p_3=0.264$ ,  $p_4=0.2422$ ,  $p_5=0.2061$ , 称  $np_i$  为理论频数。

根据概率与频率的关系知道, 如果  $H_0$  成立, 那么  $\frac{f_i}{n}$  与  $p_i$  差不多, 也就是  $\left(\frac{f_i}{n} - p_i\right)^2$  应该比较小, 于是

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{f_i}{n} - p_i\right)^2 \cdot \frac{n}{p_i} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} \quad (9)$$

也应该比较小, 这里的因子  $\frac{n}{p_i}$  起平衡作用。

由样本计算  $\chi^2$  的值。为便于检查, 列表 6 如下:

表 6 计算结果列表  
Tab. 6 List of calculational results

$f_i$	$p_i$	$np_i$	$f_i - np_i$	$(f_i - np_i)^2$	$(f_i - np_i)^2 / np_i$
5	0.1056	2.7456	2.2544	5.082	1.851
5	0.1821	4.7346	0.2654	0.07	0.015
6	0.264	6.864	-0.864	0.746	0.109
5	0.2422	6.2972	-1.2972	1.683	0.267
5	0.2061	5.3586	-0.3586	0.129	0.024

根据表 6 所列出的计算结果, 得到

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^5 \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} = 2.266$$

参考文献 1 证明了, 不论总体  $X$  服从什么分

布, 统计量  $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i}$  近似地服从自由度

为  $k-r-1$  的  $\chi^2$  分布。这里的  $r$  是估计总体的参数的个数。

因此, 对于给定的水平  $\alpha=0.05$ , 使  $P\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(k-r-1)\} = \alpha$

即事件  $\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(k-r-1)\}$  是一小概率事件。

查  $\chi^2$  分布表, 得

$$\chi_{\alpha}^2(k-r-1) = \chi_{0.05}^2(5-2-1) = \chi_{0.05}^2(2) = 5.991$$

显然,  $\chi^2 = 2.266 < 5.991 = \chi_{\alpha}^2(k-r-1)$ , 故接受  $H_0$ ,

即认为试车数据是正态分布  $N(1.862, 0.29^2)$ 。

### 3 应力-强度干涉理论的应用

由上述检验可知表 2 及表 4 中的数据均可用正态分布描述。即其随机变量  $X$  的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad -\infty < x < +\infty \quad (10)$$

对于表 2 点火器强烈燃烧时间数据, 有

$$\sigma_t = 0.227, \quad \mu_t = 3.34$$

对于表 4 发动机建压时间数据, 有

$$\sigma_s = 0.29, \quad \mu_s = 1.862$$

分别将上述两组数据代入公式 (10), 可以得到两组数据概率密度的正态分布曲线 (如图 1 所示)。

从应力分布和强度分布的干涉理论出发, 可靠性是“强度大于应力的概率”可以表示为

$$R(t) = P(r > S) = P(r - S > 0) = P(r/S > 1) \quad (11)$$

式中:  $t$  为工作时间;  $r$  和  $S$  分别为强度、应力分布。类验收试验, 取  $r$  和  $S$  分别表示点火器强烈燃烧时间、发动机建压时间。如能满足  $r > S$ , 则可保证成功点火, 否则可能点不着火。

由以上应力-强度分布干涉理论得出: 需要

研究的是两个分布发生干涉的部分。因此,应对建压时间-点火器强烈燃烧时间分布干涉模型进行分析(如图1所示)。发动机建压时间 $S$ 和点火器强烈燃烧时间 $r$ 都呈正态分布状态。当两个分布尾部发生重叠即干涉时, $r < S$ 部分可以定性地表示构件的失效概率,即不可靠度。

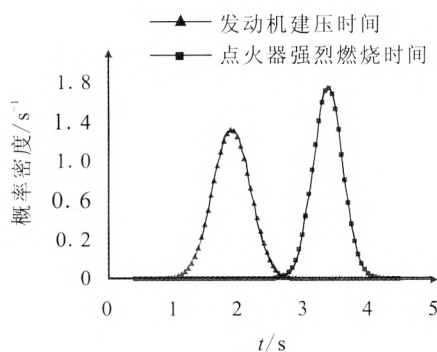


图1 正态分布曲线

Fig. 1 Curve of normal distribution

呈正态分布的建压时间和点火器强烈燃烧时间概率密度函数分别为

$$f(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_s} e^{-\frac{(s-\mu_s)^2}{2\sigma_s^2}} \quad (12)$$

$$f(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_r} e^{-\frac{(r-\mu_r)^2}{2\sigma_r^2}} \quad (13)$$

可靠度是点火器强烈燃烧时间大于建压时间的概率,即

$$R(t) = P(r-s > 0) \quad (14)$$

如令  $Z=r-s$ , 则可靠度  $Z>0$  的概率,即

$$R(t) = P(Z > 0) \quad (15)$$

由于点火器强烈燃烧时间和建压时间均为正态分布,根据概率统计理论,其差  $Z$  也为正态分布, $Z$  的概率密度函数  $f(Z)$  可用(16)式表示。

$$f(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_z} e^{-\frac{(Z-\mu_z)^2}{2\sigma_z^2}} \quad (16)$$

在式(16)中,

$$\mu_z = \mu_r - \mu_s \quad (17)$$

$$\sigma_z = (\sigma_r^2 + \sigma_s^2)^{\frac{1}{2}} \quad (18)$$

可靠度可用式(19)表示:

$$R(t) = \int_0^\infty f(Z) dZ = \frac{1}{\sigma_z \sqrt{2\pi}} \int_{z_0}^\infty \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{Z-\mu_z}{\sigma_z}\right)^2\right] dZ \quad (19)$$

如将式(19)化为标准正态分布,则

$$R(t) = \int_0^\infty f(Z) dZ = \int_0^\infty \Phi(z) dz = 1 - \Phi(z_0) \quad (20)$$

式中:

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad (21)$$

$$z = \frac{Z - \mu_z}{\sigma_z} \quad (22)$$

$$z_0 = -\frac{\mu_z}{\sigma_z} \quad (23)$$

根据式(17)和(18),可将式(23)改写成为

$$z_0 = -\frac{\mu_z}{\sigma_z} = -\frac{\mu_r - \mu_s}{\sqrt{\frac{\sigma_r^2}{2} + \frac{\sigma_s^2}{2}}} \quad (24)$$

由此可见,式(24)把点火器强烈燃烧时间分布参数、建压时间分布参数和可靠度三者联系起来,故称为“连接方程”, $z_0$ 称为连接系数或可靠性系数。

现定义

$$\beta = \frac{\mu_z}{\sigma_z} = \frac{\mu_r - \mu_s}{\sqrt{\frac{\sigma_r^2}{2} + \frac{\sigma_s^2}{2}}}$$

代入  $\sigma_r=0.227$ ,  $\mu_r=3.34$ ;  $\sigma_s=0.29$ ,  $\mu_s=1.862$ , 可计算得到  $\beta=4.01$ 。根据标准正态分布表查得其可靠度  $R=0.999\ 970$ 。

## 4 结论

根据本文的分析和计算,验收的点火器发火性能可靠,能够保证发动机建压的可靠性,点火器强烈燃烧时间能满足发动机系统要求。

(下转第97页)

- 京: 北京航空航天大学出版社, 2005.
- [7] 王璘, 计忠瑛. 热真空环境中超亮白 LED 发光强度性能研究[J]. 半导体光电, 2006 (27): 20-22.
- [8] 任清梅, 刘一鸣. 热防护系统热真空模拟试验技术[J]. 装备环境工程, 2009 (6): 64-68.
- [9] 张磊, 丁文静. 热真空试验设备热沉调温系统的技术研究[J]. 真空与低温, 2011 (8): 595-599.
- [10] 刘畅, 王奕荣. 真空热试验测控软件系统架构设计[J]. 航天器环境与工程, 2010 (27): 324-327.
- [11] 李星, 邓军. 航天滑环热真空试验检测系统设计[J]. 工程与试验, 2012 (52): 50-52.
- [12] 李鹏, 来新泉. 基于双轨热备的航天发动机控制器设计[J]. 火箭推进, 2010, 36(3): 58-62.  
LI Peng, LAI Xin-quan. Design of dual-processor hot standby aerospace engine controller[J]. Journal of Rocket Propulsion, 2010, 36(3): 58-62.
- [13] 施先旺. 基于 DSP/BIOS 实现发动机实时在线状态检测[J]. 火箭推进, 2010, 36(5): 54-57.  
SHI Xian-wang. Real-time on-line state monitoring of an engine based on DSP/BIOS[J]. Journal of Rocket Propulsion, 2010, 36(5): 54-57.

(编辑: 陈红霞)

(上接第 92 页)

参考文献:

- [1] 萧亮壮, 郭绍建, 张福渊. 概率统计及随机过程[D]. 北京: 北京航空航天大学, 1990.
- [2] 洪其麟. 机械结构可靠性[M]. 北京: 航空工业出版社, 1993.
- [3] 曾声奎, 赵廷弟. 系统可靠性设计分析教程[M]. 北京: 北京航空航天大学出版社, 2000.
- [4] 夏建才, 刘丽梅. 火工品制造[M]. 北京: 北京理工大学出版社, 2009.
- [5] 刘国球. 液体火箭发动机原理[M]. 北京: 中国宇航出版社, 2005.
- [6] 朱宁昌. 液体火箭发动机设计(上)[M]. 北京: 中国宇航出版社, 2005.
- [7] INGRAM G E. A basic approach for structural reliability [C]// Proceedings of Eleventh National Symposium on Reliability and Quality Control. USA: ARINC Rrinc Research Corp, 1964: 200-206.
- [8] 周源泉, 翁朝曦. 可靠性评定[M]. 北京: 科学出版社, 1990.

(编辑: 王建喜)