

# 小子样复杂装备系统测试性评估中的 验前参数值确定方法

张西山<sup>1</sup>, 黄考利<sup>2</sup>, 闫鹏程<sup>2</sup>, 连光耀<sup>2</sup>, 王韶光<sup>2</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:** 针对当前小子样测试性评估中对验前信息处理不规范、结果可信度差的问题,研究了由专家经验信息、子系统试验信息和虚拟仿真信息确定系统测试性验前参数值的方法. 根据不同来源的测试性验前信息,分别提出了模糊不确定性加权、分系统数据折合和基于相似度量的 Dempster-Shafer(D-S)证据融合方法估计系统测试性验前参数值. 实例分析表明:该方法计算测试性评估中的验前参数值比其他文献方法的计算结果低约 0.8%.

**关键词:** 测试性评估; 复杂装备系统; 小子样; 验前信息; 测试性验前估计值

中图分类号: V233; TP114

文献标志码: A

## Method of confirming prior parameters value during complexity equipment system testability evaluation with small sample

ZHANG Xi-shan<sup>1</sup>, HUANG Kao-li<sup>2</sup>, YAN Peng-cheng<sup>2</sup>,  
LIAN Guang-yao<sup>2</sup>, WANG Shao-guang<sup>2</sup>

(1. Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China;

2. Ordnance Technological Research Institute, Shijiazhuang 050003, China)

**Abstract:** In order to overcome non-standard prior information processing and poor result credibility during the testability evaluation under small sample test, the method of confirming system testability prior parameters value from expert experience information, sub-system testability information and virtual simulation information was investigated. The testability parameters' prior value was estimated by the weighted fuzzy uncertainty method, sub-system data conversion and Dempster-Shafer (D-S) evidence fusion method based on the similarity measure respectively, according to different kinds of testability prior information. The example analysis shows that the prior parameters value during testability evaluation by the proposed method are lower than that of methods from literatures about 0.8%.

**Key words:** testability evaluation; complexity equipment system; small sample; prior information; testability prior estimated value

在复杂装备系统测试性评估过程中,由于现场试验样本量小,需要运用小子样理论进行分析评估. 而运用小子样理论的关键问题在于验前信

息的获取与验前参数值的确定.

大量可信的验前信息是小子样统计推断优良性的重要保证. 对于复杂装备来说,在装备投入使

用之前,存在大量的子系统试验信息、专家经验信息和虚拟仿真信息可供利用<sup>[1-5]</sup>.文献[6]提出了由分系统验后矩确定系统测试性验前矩的方法;文献[7]对专家信息的规范化描述进行了分析;文献[8]对基于仿真数据的小子样武器性能评估进行了研究.

从现有文献情况看,人们都非常重视验前信息的收集和应用,但对确定测试性验前参数值的方法和步骤没有系统明确的说明,这就造成在运用 Bayes 方法进行测试性评估时对验前信息的处理不规范,结果可信度差.因此,本文对小子样复杂装备系统测试性评估中的验前信息进行分析,然后系统研究确定其验前参数值的方法,为小子样条件下测试性评估奠定基础.

### 1 测试性评估参数

测试性评估参数是对装备测试性特性的描述,对装备的测试性评估其实就是对测试性参数的评估.装备测试性评估参数主要包括<sup>[6,9]</sup>:故障检测率(FDR)、故障检测时间(FDT)、故障覆盖率(FCR)、故障隔离率(FIR)、故障隔离时间(FIT)、虚警率(FAR)、重测合格率(RTOKR)等,在复杂装备系统测试性评估中,主要是对 FDR, FIR 和 FAR 三个主要测试性评估参数进行评价.下面均以 FDR 为例进行测试性评估参数验前值的确定,其他参数的确定类似.

## 2 基于专家经验信息的测试性验前参数值确定

### 2.1 模糊集合隶属度函数描述

设  $\tilde{A}$  是论域  $X$  到  $[a, d]$  的一个映射,即

$$\tilde{A}: X \rightarrow [a, d] \quad x \rightarrow \tilde{A}(x)$$

称  $\tilde{A}$  是  $X$  上的模糊集,而函数  $\tilde{A}(\cdot)$  称为模糊集  $\tilde{A}$  的隶属度函数, $\tilde{A}(x)$  称为  $x$  对模糊集  $\tilde{A}$  的隶属度.选择梯形函数作为隶属度函数<sup>[10-12]</sup>,如图 1 所示.当  $P_2 = P_3$  时,梯形隶属度函数转变为三角隶属度函数,三角隶属度函数是梯形隶属度函数的特例.

对于上述梯形隶属度函数,专家经验信息的标准化描述格式为:某产品的故障检测率的梯形模糊数为  $\tilde{P}(P_1, P_2, P_3, P_4; \delta)$ ,  $\delta(0 \leq \delta \leq 1)$  为该评价的可信度<sup>[13-15]</sup>,其隶属度函数如式(1)所示.

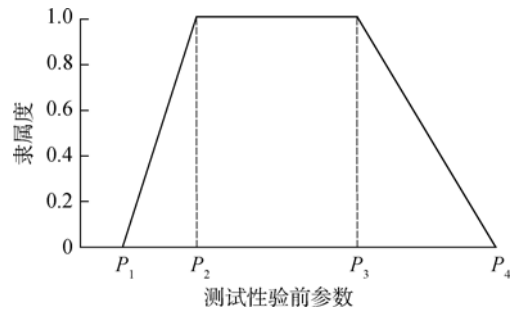


图 1 梯形隶属度函数

Fig. 1 Ladder-shaped membership function

$$A(P) = \begin{cases} \frac{P - P_1}{P_2 - P_1} & P_1 \leq P \leq P_2 \\ 1 & P_2 \leq P \leq P_3 \\ \frac{P_4 - P}{P_4 - P_3} & P_3 \leq P \leq P_4 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

式中  $P$  为任意一个测试性参数.

### 2.2 基于模糊不确定性加权的验前参数值确定

设共有  $n$  位专家,第  $i$  位专家针对评判对象所作出的评价为模糊数  $\tilde{A}_i(P)$ ,可信度为  $\delta_i$ ,则测试性验前参数值确定的步骤如下:

1) 得到  $n$  位专家评判的梯形模糊数  $\tilde{P}_1(e_1, f_1, g_1, h_1; \delta_1), \tilde{P}_2(e_2, f_2, g_2, h_2; \delta_2), \dots, \tilde{P}_n(e_n, f_n, g_n, h_n; \delta_n)$ .

2) 由每位专家的可信度,可将每位专家的权重定义为

$$\omega_i = \frac{\delta_i}{\sum_{i=1}^n \delta_i} \quad (2)$$

3) 梯形模糊数加权.根据模糊数的加法运算法则

$$\tilde{M} \oplus \tilde{N} = (k_1, l_1, m_1, n_1) + (k_2, l_2, m_2, n_2) = (k_1 + k_2, l_1 + l_2, m_1 + m_2, n_1 + n_2) \quad (3)$$

可得加权以后的梯形模糊数为

$$\begin{aligned} \tilde{P} &= \omega_1 \tilde{P}_1 + \omega_2 \tilde{P}_2 + \dots + \omega_n \tilde{P}_n = \\ &[(\omega_1 e_1 + \omega_2 e_2 + \omega_3 e_3 + \dots + \omega_n e_n), \\ &(\omega_1 f_1 + \omega_2 f_2 + \omega_3 f_3 + \dots + \omega_n f_n), \\ &(\omega_1 g_1 + \omega_2 g_2 + \omega_3 g_3 + \dots + \omega_n g_n), \\ &(\omega_1 h_1 + \omega_2 h_2 + \omega_3 h_3 + \dots + \omega_n h_n)] = \\ &(e, f, g, h) \end{aligned} \quad (4)$$

4) 模糊概率解模糊.梯形模糊数  $(e, f, g, h)$  去模糊值为

$$\bar{P} = \frac{e + f + g + h}{4} \quad (5)$$

### 3 基于子系统试验信息的测试性验前参数值确定

#### 3.1 基于 Bayes 方法的子系统测试性验前参数值确定

对装备子系统进行测试性试验,注入故障数为  $n_i$ ,被成功检测数为  $X_i$ ,在给定故障检测率  $p_i$  下,  $X_i$  服从二项分布  $X_i \sim B(n_i, p_i)$ . 对于服从二项分布的总体,工程应用中常用  $B(\alpha, \beta)$  分布作为其验前分布,即

$$B(p_i; \alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} p_i^{\alpha-1} (1 - p_i)^{\beta-1} \quad 0 \leq p_i \leq 1 \quad (6)$$

结合子系统少量的成败型试验数据  $(n_i, f_i)$ , 利用 Bayes 公式计算得  $p_i$  的验后分布,即

$$B(p_i; \alpha + n_i - f_i, \beta + f_i) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta + n_i)}{\Gamma(\alpha + n_i - f_i)\Gamma(\beta + f_i)} p_i^{\alpha+n_i-f_i-1} (1 - p_i)^{\beta+f_i-1} \quad (7)$$

基于 Bayes 方法求得故障检测率  $p_i$  的验后均值和方差为

$$E_{\text{after}}(p_i) = \frac{\alpha + n_i - f_i}{\alpha + \beta + n_i} \quad (8)$$

$$D_{\text{after}}(p_i) = \frac{(\alpha + n_i - f_i)(\beta + f_i)}{(\alpha + \beta + n_i + 1)(\alpha + \beta + n_i)^2} \quad (9)$$

测试性参数的先验信息通常以连续区间的形式给出. 例如,根据专家经验或类似装备信息,可给出第  $i$  个子系统的故障检测率  $p_i \in (p_{i,l}, p_{i,h})$ . 首先以均匀分布描述装备的验前信息,然后以测试性验前参数作为变量,方差作为目标,均值作为约束,利用最优化方法求出与该均匀分布最为接近的 Beta 分布,作为子系统的验前分布. 采用均匀分布作为第  $i$  个子系统的验前信息,则  $p_i$  的验前均值和方差为

$$E_{\text{before}}(p_i) = \frac{p_{i,l} + p_{i,h}}{2} \quad (10)$$

$$D_{\text{before}}(p_i) = \frac{(p_{i,h} - p_{i,l})^2}{12} \quad (11)$$

利用下面的最优化模型即可解出能够准确描述验前信息的验前测试性参数.

$$\begin{aligned} & \min [D_{\text{before}} p_i - D(\alpha, \beta)]^2 \\ & \text{s. t. } \begin{cases} E(\alpha, \beta) = E_{\text{before}}(p_i) \\ \alpha > 0 \quad \beta > 0 \end{cases} \quad (12) \end{aligned}$$

其中  $E(\alpha, \beta)$  为  $B(\alpha, \beta)$  分布均值,  $D(\alpha, \beta)$  为  $B(\alpha, \beta)$

$\beta$ ) 分布的方差,联合以上公式可求得超参数  $\alpha, \beta$ , 从而求得第  $i$  个子系统故障检测率  $p_i$  的验后均值和方差.

#### 3.2 系统测试性验前参数值确定

测试性评估中,可以从底层单元出发直至系统级,将信息一级一级向上折合、综合,最终得到系统的测试性验前信息,由此对系统的测试性指标进行评估<sup>[16]</sup>. 首先,要对单元或子系统进行 Bayes 评估,然后将单元或子系统测试性信息折合到系统级作为系统测试性评估的验前信息,最后结合系统的现场试验信息进行测试性综合评估. 整个流程如图 2 所示.

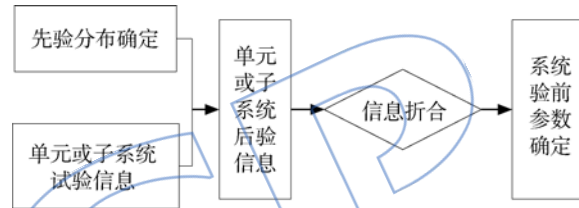


图 2 子系统信息向系统级验前信息的转化  
Fig. 2 Subsystem information converts to system prior information

对任意复杂系统,其测试性参数都可以表示为子系统测试性参数的函数,记为

$$p = \varphi(p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (13)$$

设装备系统的故障检测率为  $p_s$ ,则由子系统的故障检测率  $p_i$  计算  $p_s$  的公式如下:

$$p_s = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i p_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \quad (14)$$

其中  $\lambda_i$  为第  $i$  个子系统的故障率,  $p_i$  为第  $i$  个子系统的故障检测率. 随着装备研制阶段的进行,子系统的故障率值应及时更新. 至此,可以利用子系统试验数据求得系统的测试性验前参数值,作为测试性综合评估的验前信息.

### 4 基于虚拟仿真信息的测试性验前参数值确定

测试性虚拟仿真试验能够产生大量的测试性信息,有效地使用这些仿真数据参与系统的测试性评估,可以弥补小子样条件下现场试验数据的不足. 假设虚拟仿真试验数据  $X = (X_1, X_2, \dots, X_i, \dots, X_m)$  经过一致性检验,每批仿真试验数据的可信度为  $\chi_i$ <sup>[17]</sup>. 对于二项分布来说,由以下两个方

程来确定  $p$  的置信下限  $p_l$  和置信上限  $p_u$ , 即

$$\sum_{i=0}^F \binom{n}{i} p_l^{n-i} (1-p_l)^i = 1 - \frac{1}{2}(1+C) \quad (15)$$

$$\sum_{i=0}^{F-1} \binom{n}{i} p_u^{n-i} (1-p_u)^i = \frac{1}{2}(1+C) \quad (16)$$

式中  $C$  为置信水平,  $n$  为一次仿真试验注入故障样本量,  $F$  为检测失败数。

利用上述公式可以求出试验产品的  $m$  个置信区间  $(p_l^i, p_u^i)$ 。下面利用 D-S 证据融合方法求试验产品的故障检测率置信区间  $(p_l, p_u)$ 。具体步骤如下:

1) 记  $m$  组仿真试验的故障检测率估计区间为  $(p_l^1, p_u^1), (p_l^2, p_u^2), \dots, (p_l^m, p_u^m)$ , 记为  $H_1, H_2, \dots, H_m$ 。

2) 基于区间欧氏距离的区间相似性度量, 定义两区间的距离为

$$d_{ij} = d_{ji} = \sqrt{(p_l^i - p_l^j)^2 + (p_u^i - p_u^j)^2} \quad (17)$$

距离是度量证据间冲突的一种方法, 若两证据间的距离越大, 表示其冲突越大, 其相似性越小, 反之亦然。

3) 构造相似度矩阵。两区间的相似度可表示为

$$S(H_i, H_j) = S(H_j, H_i) = 1 - d_{ij} = 1 - d_{ji} \quad (18)$$

则相似度矩阵可表示为

$$S_{m \times m} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1m} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{m1} & S_{m2} & \dots & S_{mm} \end{bmatrix} \quad (19)$$

4) 求解每个证据区间的置信度。首先, 每个证据区间的支持度可表示为

$$\Phi(H_i) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m S_{ij} \quad (20)$$

对于证据区间  $H_i$  的置信度可表示为

$$\mu(H_i) = \frac{\Phi(H_i)}{\sum_{i=1}^m \Phi(H_i)}$$

$$\sum_i \mu(H_i) = 1 \quad (21)$$

5) 求解产品的置信区间。将置信度  $\mu(H_i)$  作为区间  $H_i$  的权重, 记为  $\omega_i$ , 则融合后的置信区间为

$$p_l = \sum_{i=1}^m \omega_i p_l^i \quad p_u = \sum_{i=1}^m \omega_i p_u^i \quad (22)$$

设  $n_i$  为第  $i$  批虚拟仿真试验的故障样本总数,  $s_i$  为故障检测成功样本总数。则第  $i$  批仿真试验的故障检测率点估计值为

$$\hat{P}_i = \frac{s_i}{n_i} \quad (23)$$

则系统的故障检测率的验前点估计值和方差为

$$\hat{P} = \sum_{i=1}^m \omega_i P_i \quad (24)$$

$$S_p^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (P_i - \hat{P})^2 \quad (25)$$

### 5 实例分析

某装备由 4 个子系统串联组成, 如图 3 所示。下面以此系统为例说明 3 种求解测试性验前参数值的过程。

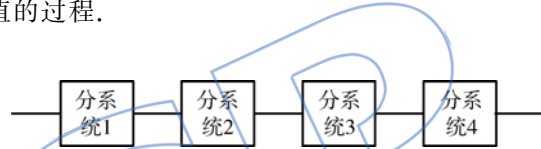


图 3 某装备测试性结构模型

Fig. 3 Testability structure model of a certain equipment

#### 5.1 由专家经验信息确定系统测试性验前参数值

将 3 位专家给出的此系统的测试性评价信息  $(0.89, 0.91, 0.94, 0.96; 0.78)$ ,  $(0.91, 0.93, 0.95, 0.97; 0.86)$ ,  $(0.89, 0.92, 0.96, 0.98; 0.93)$  代入式(2)、式(4)、式(5)得系统测试性参数 FDR 验前估计值为:  $\omega_1 = 0.30, \omega_2 = 0.33, \omega_3 = 0.37, \tilde{P} = (0.90, 0.92, 0.95, 0.97), \bar{P} = 0.94$ 。

#### 5.2 由子系统试验信息确定系统测试性验前参数值

首先由专家给出各个子系统的测试性先验区间估计, 利用式(12)所示的优化模型求得各个子系统的 FDR 所服从的验前 Beta 分布, 然后结合少量的子系统测试性试验数据, 代入式(8)和式(9)可求得子系统 FDR 的验后均值和方差, 结果如表 1 所示。

将各个子系统的 FDR 验后均值和相应的故障率数据代入式(14), 可得到该装备系统 FDR 的验前估计值为 0.952。

#### 5.3 由虚拟仿真信息确定测试性验前参数值

对该装备系统进行了 5 次仿真试验, 取每次试验的置信水平均为 0.9, 结果如表 2 所示。

表 1 某装备子系统 FDR 试验信息

Table 1 FDR experiment information of a certain equipment subsystem

试验信息	子系统 1	子系统 2	子系统 3	子系统 4
验前估计	(0.932,0.968)	(0.923,0.954)	(0.945,0.972)	(0.936,0.982)
验前分布 ( $n_i, f_i$ )	B(82.28,3.15) (50,2)	B(112.72,6.81) (52,3)	B(27.55,1.82) (48,2)	B(93.61,2.88) (51,2)
验后分布	B(130.28,5.15)	B(161.72,9.81)	B(73.55,3.82)	B(142.61,4.88)
验后均值	0.962	0.943	0.951	0.967
故障率( $10^{-6}/h$ )	1.0	2.36	3.58	1.06

表 2 测试性虚拟仿真 FDR 区间估计

Table 2 FDR interval estimate of testability virtual simulation

序号	注入故障数	正确检测到故障数	FDR 点估计	FDR 区间估计
1	63	61	0.968	[0.928,0.987]
2	65	63	0.969	[0.932,0.984]
3	60	56	0.933	[0.896,0.962]
4	61	58	0.951	[0.912,0.975]
5	68	66	0.971	[0.943,0.989]

将表中数据代入式(17)~式(19)可得

$$S_{5 \times 5} = \begin{bmatrix} 1.000 & 0.995 & 0.959 & 0.980 & 0.985 \\ 0.995 & 1.000 & 0.958 & 0.978 & 0.988 \\ 0.959 & 0.958 & 1.000 & 0.934 & 0.946 \\ 0.980 & 0.978 & 0.934 & 1.000 & 0.966 \\ 0.985 & 0.988 & 0.946 & 0.966 & 1.000 \end{bmatrix}$$

将相似度矩阵  $S_{5 \times 5}$  中的数据代入式(20)和式(21)得各个仿真数据的权重为  $\omega_1 = 0.202, \omega_2 = 0.202, \omega_3 = 0.196, \omega_4 = 0.199, \omega_5 = 0.201$ , 则融合后的验前置信区间估计值和点估计值分别为 [0.922,0.979], 0.959.

另外,利用其他文献提出的方法与本文提出的方法进行对比,计算结果如表 3 所示.

表 3 不同方法计算结果对比

Table 3 Calculational result comparison with different methods

验前信息来源	本文方法	本文方法计算的 系统 FDR 验前值	其他文献方法	其他文献方法计算的 系统 FDR 验前值
专家经验信息	模糊不确定性加权方法	0.940	文献[6]方法	0.948
子系统试验信息	分系统数据折合方法	0.952	文献[7]方法	0.960
虚拟仿真信息	基于相似度量的 D-S 证据融合方法	0.959	文献[8]方法	0.965

从表 3 可以鲜明地看出在同一种验前信息的情况下,基于本文方法的系统 FDR 验前值计算结果相对于其他文献方法的计算结果低约 0.8%,这充分说明了本文提出的方法考虑因素更加全面,避免了计算结果的冒进,测试性验前参数值计算更加合理、更加有效.

## 6 结论

本文对基于专家经验信息、子系统试验信息

和虚拟仿真信息的测试性验前参数值确定方法进行了研究,分别提出了模糊不确定加权、分系统数据折合和基于相似度的 D-S 证据融合方法确定其验前参数值,为小子样测试性评估中验前分布的确定奠定了坚实基础.需要指出的是:

1) 对于研制初期的装备来说,由于没有相关的试验数据,导致专家对装备的 FDR/FIR 到底为多少把握不大,给出的区间估计长度较大;随着试验的开展,专家给出的区间估计变得更为准确,

区间长度逐渐减小。

2) 本文实例应用中为了计算方便,假设每次虚拟仿真试验数据的置信水平都是相同的,实际上由于每次试验数据的可信度不同,置信水平也就不一样。

## 参考文献:

- [1] 冯静,周经伦.基于Bayes-模糊逻辑算子的小子样可靠性信息融合方法[J].航空动力学报,2008,23(9):1633-1636.  
FENG Jing,ZHOU Jinglun. Small-sample reliability information fusion approach based on Bayes-fuzzy logistic operator[J]. Journal of Aerospace Power, 2008, 23(9): 1633-1636. (in Chinese)
- [2] 李天梅,邱静,刘冠军.基于Bayes变动统计理论的测试性外场统计验证方法[J].航空学报,2010,31(2):335-341.  
LI Tianmei, QIU Jing, LIU Guanjun. Research on testability field statistics verification based on Bayes theory of dynamic population [J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2010, 31(2): 335-341. (in Chinese)
- [3] 常春贺,杨江平,胡亮.基于Bayes理论的复杂装备测试性评估方法[J].火力与指挥控制,2012,37(11):173-176.  
CHANG Chunhe, YANG Jiangping, HU Liang. Study on testability evaluation method for complex equipment based on Bayes theory[J]. Fire Control and Command Control, 2012, 37(11): 173-176. (in Chinese)
- [4] 金标,秦大同,胡建军.基于小子样的Bayes系统可靠性综合评估方法[J].重庆大学学报:自然科学版,2007,30(9):9-13.  
JIN Biao, QIN Datong, HU Jianjun. A Bayes method of reliability synthesis evaluation based on the small sample-system[J]. Journal of Chongqing University: Natural Science Edition, 2007, 30(9): 9-13. (in Chinese)
- [5] 刘哈,郭波.融合多源验前信息的成败型产品可靠性Bayes评估[J].弹箭与制导学报,2007,27(2):338-341.  
LIU Han, GUO Bo. Fusion of information of multiple sources in Bayesian assessment for reliability of success or failure product[J]. Journal of Projectiles, Rockets, Missiles and Guidance, 2007, 27(2): 338-341. (in Chinese)
- [6] 周昊,赵修平,吴文军.基于Bayes理论的发射装置测试性评估方法研究[J].弹箭与制导学报,2010,30(3):253-256.  
ZHOU Hao, ZHAO Xiuping, WU Wenjun. Study on the method of testability assessment of some launcher based on Bayes theory[J]. Journal of Projectiles, Rockets, Missiles and Guidance, 2010, 30(3): 253-256. (in Chinese)
- [7] 刘琦,武小悦,张金槐.小子样武器系统可靠性评定过程中专家信息的规范化描述[J].航空动力学报,2007,22(1):37-40.  
LIU Qi, WU Xiaoyue, ZHANG Jinhui. Standardization of description for expert's opinion during weapon reliability evaluation under small sampling test[J]. Journal of Aerospace Power, 2007, 22(1): 37-40. (in Chinese)
- [8] 刘君,李庆民,张志华. Bayes小子样分析在武器性能评估中的应用[J].兵工学报,2008,29(9):1114-1117.  
LIU Jun, LI Qingmin, ZHANG Zhihua. Bayesian analyses in small sample circumstance for assessment of weapon performance[J]. Acta Armamentarii, 2008, 29(9): 1114-1117. (in Chinese)
- [9] 石君友.测试性设计分析与验证[M].北京:国防工业出版社,2010.
- [10] 赵德孜.设计初期燃气轮机可靠度的模糊预计模型[J].热力透平,2012,41(2):160-164.  
ZHAO Dezi. Model of fuzzy prediction for gas turbine engine reliability during early design[J]. Thermal Turbine, 2012, 41(2): 160-164. (in Chinese)
- [11] 郑贤斌,陈国明.一种新的基于模糊数算术运算的综合评价模型[J].系统工程与电子技术,2004,26(12):1905-1908.  
ZHENG Xianbin, CHEN Guoming. New comprehensive evaluation model based on fuzzy arithmetic operations[J]. Systems Engineering and Electronics, 2004, 26(12): 1905-1908. (in Chinese)
- [12] 张超,马存宝,胡云兰,等.基于梯形模糊数的小子样武器系统可靠性分析与评定[J].弹箭与制导学报,2006,26(2):128-130.  
ZHANG Chao, MA Cunbao, HU Yunlan, et al. The reliability analysis and evaluation for small sub-sample weapon system based on trapezoidal fuzzy number[J]. Journal of Projectiles, Rockets, Missiles and Guidance, 2006, 26(2): 128-130. (in Chinese)
- [13] 梁樑,熊立,王国华.一种群决策中确定专家判断可信度的改进方法[J].系统工程,2004,22(6):91-94.  
LIANG Liang, XIONG Li, WANG Guohua. A new method of determining the reliability of decision-makers in group decision[J]. System Engineering, 2004, 22(6): 91-94. (in Chinese)
- [14] 刘强,周经伦,金光,等.基于可信度的动量轮Bayes可靠性评估[J].宇航学报,2009,30(1):382-386.  
LIU Qiang, ZHOU Jinglun, JIN Guang, et al. Bayesian reliability estimation for momentum wheel based on credibility[J]. Journal of Astronautics, 2009, 30(1): 382-386. (in Chinese)
- [15] 黄寒砚,段晓君,王正明.考虑先验信息可信度的后验加权Bayes估计[J].航空学报,2008,29(5):1245-1251.  
HUANG Hanyan, DUAN Xiaojun, WANG Zhengming. A novel posterior-weighted Bayesian estimation method considering the credibility of the prior information[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2008, 29(5): 1245-1251. (in Chinese)
- [16] 吴建业,周海银.基于混合先验分布的导弹武器系统飞行可靠性评估[J].飞行器测控学报,2008,27(1):26-29.  
WU Jianye, ZHOU Haiyin. Assessment of missile fight reliability based on mixed prior distribution[J]. Journal of Spacecraft TT&C Technology, 2008, 27(1): 26-29. (in Chinese)
- [17] 邓海军,查亚兵. Bayes小子样鉴定中仿真可信度研究[J].系统仿真学报,2005,17(7):1566-1568.  
DENG Haijun, ZHA Yabing. Research on applying simulation credibility into weapon system appraisal[J]. Journal of System Simulation, 2005, 17(7): 1566-1568. (in Chinese)