http://bhxb.buaa.edu.cn jbuaa@buaa.edu.cn
DOI: 10.13700/j.bh.1001-5965.2014.0628

基于验前信息的测试性验证试验方案确定方法

张西山[1], 黄考利*[2], 闫鹏程[2], 孙江生[2], 连光耀[2], 王韶光[2]

(1. 军械工程学院 四系, 石家庄 050003; 2. 军械工程学院 军械技术研究所, 石家庄 050003)

摘 要: 针对目前测试性验证试验方案样本量过大、工程上实现困难的问题,提出了基于验前信息的复杂设备的 Bayes 测试性验证试验方案.首先,利用 Beta 分布对测试性验前信息的不确定性进行描述,运用不同来源的验前信息确定验前分布超参数;然后,定义了验前分布不确定性测度和支持度作为验前信息加权因子,设计了相应的融合算法;接着,利用融合后的验前信息建立成败型装备测试性验证试验方案的 Bayes 决策模型;最后,通过实例分析表明,与经典验证试验方案相比,新方案减少试验样本量 40% 左右,又克服了传统 Bayes 验证试验方案的冒进.

关 键 词: 测试性验证试验方案; 不确定性测度; 支持度; 验前信息融合; Bayes 决策

中图分类号: TB114.3; V212.4

文献标识码: A **文章编号**: 1001-5965(2015)08-1505-08

在工程实际中,为了判断装备的测试性设计水平是否达到了合同规定的指标要求,需要开展测试性验证试验.按照国家标准(GB5080.5—1985)所规定的测试性验证试验方案需要进行大样本试验,而复杂装备由于造价昂贵、研制经费紧张,大样本工程上一般较难实现,也不利于装备的尽早定型[1-2].

Bayes 方法充分利用验前信息弥补现场试验信息的不足,可以在确保产品质量的前提下,有效地减少试验样本量,相关文献对此也进行研究.文献[3]针对现有的测试性验证试验方案,在一定的风险承受能力下都需要较大的故障样本量的问题,在经典抽样模型的基础上,运用证据理论方法,研究了基于测试性试验数据、测试性预计结果和专家经验等研制信息的基本信任分配函数的构造方法,建立了基于融合不同种类研制信息的测试性验证试验方案,由于利用了研制阶段的试验数据,得到的试验方案相比于二项分布法,样本量减少效果明显,但证据的可信度有待进一步研究;针对同样的问题,文献[4]引入差异因子,用来反映研制阶段产品的误检率(False Detection Rate, FDR)水平和产品验证需达到的 FDR 水平的差异,求得产品验证需达到的 FDR 的置信概率密度函数,参考风险的定义,重新确定了测试性验证试验方案,取得了较好的应用效果,然而该方法只考虑了研制阶段的测试性试验数据信息,未考虑其他来源的验前信息;文献[5]利用研制阶段试验数据建立了产品的 FDR 增长模型,以此描述 FDR 在研制阶段的变化趋势,然后利用专家信息确定模型中的超参数,进而得到 FDR 的验前分布,最后依据贝叶斯最大后验风险准则制定了新的测试性验证试验方案,与经典试验方案相比,具有很大的优越性,但该方法同样未考虑其他来源的验前信息;文献[6]研究了利用研制阶段试验数据评估产品测试性指标的方法,但只给出了验证的流程和一般方法;文献[7]建立了故障样本集的信

收稿日期: 2014-10-13; **录用日期**: 2014-11-19; **网络出版时间**: 2015-01-09 17:04

网络出版地址: www.cnki.net/kcms/detail/11.2625.V.20150109.1704.004.html

基金项目: 国防预研项目(51327030104)

作者简介: 张西山(1987—),男,河南信阳人,博士研究生,xishan871026@sina.com

* **通讯作者**: 黄考利(1958—),男,山东潍坊人,研究员,756052193@qq.com,主要研究方向为测试性设计与分析、故障诊断.

引用格式: *张西山, 黄考利, 闫鹏程, 等. 基于验前信息的测试性验证试验方案确定方法[J]. 北京航空航天大学学报, 2015, 41(8): 1505-1512. Zhang X S, Huang K L, Yan P C, et al. Method of confirming testability verification test scheme based on prior information[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 2015, 41(8): 1505-1512 (in Chinese).*

息充分覆盖准则,并依此准则给出了确定测试性验证试验方案的方法,但该方法是基于所验证的产品测试性水平完全未知的情况下,所需要的故障样本量比较大;文献[8]通过引入继承因子,研究了基于混合 Beta 分布的成败型产品的 Bayes 可靠性鉴定试验方案的制定.

针对以上问题,本文提出了利用测试性验前信息确定测试性验证试验方案的新方法. 首先,利用 Beta 分布对测试性验前信息进行描述,运用不同来源的测试性验前信息确定验前分布超参数;然后,定义验前分布不确定性测度和支持度作为验前信息加权融合因子,设计了相应的加权融合算法;接着,利用融合后的验前信息建立成败型装备测试性验证试验方案的 Bayes 决策模型,得到了基于改进混合验前分布的 Bayes 测试性验证试验方案;最后,通过实例分析验证了本文方法的有效性.

1 传统 Bayes 测试性验证试验方案

由于经典测试性验证试验方案对故障样本量要求比较大,为了减少试验样本量,采用 Bayes 方法制定产品的验证试验方案,首先对参加试验的产品,给出其故障检测率 P 的先验分布. 工程上一般考虑选取二项分布的 Beta 分布作为成败型产品的验前分布[9]:

$$\pi(P)=\mathrm{Beta}(P;a,b)=\frac{P^{a-1}(1-P)^{b-1}}{\beta(a,b)}$$
$$0\leqslant P\leqslant 1 \tag{1}$$

式中:a 和 b 为验前分布超参数,分别表示历史试验的成功数和失败数,在验前分布形式已知的情况下,确定 a 和 b 的值是确定验前分布的关键.

故障检测率 P 的验前均值和方差分别为

$$E(P)=\frac{a}{a+b} \tag{2}$$

$$V(P)=\frac{ab}{(a+b+1)(a+b)^2} \tag{3}$$

在成败型定数抽样测试性验证试验方案中,产品的故障检测率为 P,则故障检测失败的概率 $Q=1-P$. 在 N 次试验中,恰好有 S 次成功,成功次数 S 服从二项分布,其似然函数为

$$L(P;N,S)=\binom{N}{S}P^S(1-P)^{N-S}$$
$$S=0,1,\cdots,N \tag{4}$$

由式(1)和式(4),根据 Bayes 理论可以得到装备故障检测率 P 的验后分布为

$$\pi(P\mid X)=\mathrm{Beta}(P;a+S,b+N-S)=\frac{P^{S+a-1}(1-P)^{b+N-S-1}}{\beta(a+S,b+N-S)} \tag{5}$$

设测试性验证试验方案为(n,c),则装备故障检测率为 P 时通过验证的概率为

$$L(P)=\sum_{F=0}^{c}\binom{N}{F}P^{N-F}(1-P)^F \tag{6}$$

拒收的概率为

$$1-L(P)=\sum_{F=c+1}^{N}\binom{N}{F}P^{N-F}(1-P)^F \tag{7}$$

当故障检测率的最低可接受值 P_1、设计要求值 P_0 确定后,承制方风险 α 及使用方风险 β 为

$$\begin{cases}\alpha=\dfrac{\int_{P_0}^{1}(1-L(P))\cdot\pi(P)\,\mathrm{d}P}{\int_{P_0}^{1}\pi(P)\,\mathrm{d}P}\\ \beta=\dfrac{\int_{0}^{P_1}L(P)\cdot\pi(P)\,\mathrm{d}P}{\int_{0}^{P_1}\pi(P)\,\mathrm{d}P}\end{cases} \tag{8}$$

α 和 β 确定之后,即可通过式(8)求解鉴定方案(N,C).

采用上述 Bayes 方法虽然考虑了测试性验前信息,但却忽略了它们之间的差异,而实际工程中,不同来源的验前信息服从不同的验前分布,本身存在一定的差异,对装备测试性验前信息的贡献也是不同的,如果直接应用验前信息,则测试性评估的可信性会非常差,得到的验证试验方案样本量必然过于冒进.

2 Beta 分布超参数的确定

2.1 基于子系统试验信息的超参数确定

设第 i 个分系统的故障检测率为 P_i,则验前分布为 $\mathrm{Beta}(P_i;a_i,b_i)$,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 的验后分布为 $\mathrm{Beta}(P_i;a_i+n_i-f_i,b_i+f_i)$,求得 P_i 的一阶矩 $E(P_i)$ 和二阶矩 $E(P_i^2)$ 分别为[10]

$$E(P_i)=\frac{a_i+n_i-f_i}{a_i+b_i+n_i} \tag{9}$$

$$E(P_i^2)=\frac{(a_i+n_i-f_i)(a_i+n_i-f_i+1)}{(a_i+b_i+n_i)(a_i+b_i+n_i+1)} \tag{10}$$

设综合后相当于系统进行了 N 次现场试验,F 次失效,对于由 m 个子系统组成的系统,系统故障检测率为

$$P=\sum_{i=1}^{n}\lambda_iP_i\Big/\sum_{i=1}^{n}\lambda_i \tag{11}$$

则系统测试结果成功概率 P 的一阶矩 $E(P)$ 和二阶矩 $E(P^2)$ 分别为

http://bhxb.buaa.edu.cn

$$E(P)=\sum_{i}^{m}\lambda_i\frac{a_i+n_i-f_i}{a_i+b_i+n_i}\Big/\sum_{i}^{m}\lambda_i=\frac{N-F}{N} \tag{12}$$

$$E(P^2)=\frac{\sum_{i=1}^{m}\lambda_i\dfrac{(a_i+n_i-f_i)(a_i+n_i-f_i+1)}{(a_i+b_i+n_i)(a_i+b_i+n_i+1)}}{\sum_{i=1}^{m}\lambda_i}=\frac{(N-F)(N-F+1)}{N(N+1)} \tag{13}$$

联合式(9)、式(10)、式(12)和式(13)可求得 N 和 F,即装备故障检测率的验前分布超参数 $a=N-F$, $b=F$.

2.2　基于专家经验信息的超参数确定

通过专家经验得到的测试性信息通常有以下两种形式[11]:

1) 测试性 P 的点估计值.

$$\int_0^1 P\cdot\pi(P)\,\mathrm{d}P=P_0 \tag{14}$$

2) 测试性 P 的区间估计值.

$$\int_{P_1}^{P_2}\pi(P)\,\mathrm{d}P=\gamma \tag{15}$$

需要将点估计或置信区间估计这种专家经验不完全分布信息转化为验前分布,引入验前概率密度函数 $\pi(P)$ 的信息熵 $H(\pi(P))$[12]为

$$H(\pi(P))=-E^{\pi}[\ln\pi(P)]=-\int_0^1\pi(P)\cdot\ln\pi(P)\,\mathrm{d}P \tag{16}$$

在式(14)、式(15)约束下,求得使式(16)达到最大值的 a、b 的值即可.对于式(14)所示的点估计型的专家经验信息,将式(1)代入式(14)整理得

$$a=bP_0/(1-P_0) \tag{17}$$

将式(17)代入式(16),对其进行求导,寻找一个使得 $H(\pi(P))$ 达到极大值的 b 即可.

对于式(15)所示的置信区间型验前信息,计算相对比较复杂,具体过程见文献[13].

2.3　基于仿真试验信息的超参数确定

假设仿真试验数据 $X=\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$,经过一致性检验.ω_i 为第 i 批仿真试验数据经过证据理论合成规则得到的权重[14-15],m_j 为第 j 批仿真试验的故障样本总数,s_j 为故障检测成功样本总数.则第 j 批仿真试验的故障检测率为

$$P_j=s_j/m_j \tag{18}$$

则测试性参数 P 的验前点估计值和方差为

$$\hat{P}=\sum_{j=1}^{n}\omega_jP_j \tag{19}$$

$$S_P^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(P_i-\hat{P})^2 \tag{20}$$

以方差作为目标,均值作为约束,利用最优化模型式(21),联合式(2)、式(3)、式(19)和式(20)可求得验前分布超参数 a、b.

$$\min\begin{cases}\min(S_P^2-V(P))^2\\ \text{s.t.}\begin{cases}E(P)=\hat{P}\\ a>0,b>0\end{cases}\end{cases} \tag{21}$$

3　测试性验前信息融合方法

3.1　验前分布不确定性测度的确定

信息熵是表示描述一个变量所需要的信息量,信息熵越大,描述该变量需要的信息越多.离散型随机变量 X 的信息熵定义为[16]

$$H(X)=E\left(\log\frac{1}{P(X)}\right)=-\sum_{x\in X}P(x)\log P(x) \tag{22}$$

信息熵的定义满足以下 3 项假设:

1) 连续性.$H(X)$ 随着 $P(x)$ 连续变化.

2) 峰值性.集合 X 中的各事件等概率发生时,熵值达到极大值.

3) 可加性.统计独立信息源 X 和 Y 的联合信息源的熵等于它们各自熵的和.

对于随机变量服从二项分布的信息熵 $H(X)$:

$$H(X)=-P\log P-(1-P)\log(1-P) \tag{23}$$

$H(X)$ 随 P 的变化规律如图 1 所示.

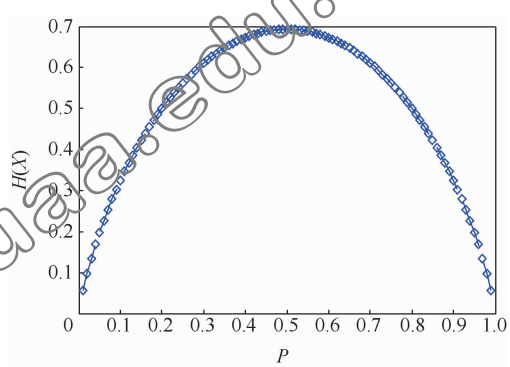


图 1　二项分布的信息熵 $H(X)$ 与概率 P 的关系

Fig. 1　Relationship between information entropy $H(X)$ with binomial distribution and probability P

信息熵可以推广到连续型随机变量:

$$H(X)=-\int_{\Theta}f(x)\log f(x)\,\mathrm{d}x \tag{24}$$

验前信息熵表示的是验前信息不确定性的度量.已知验前信息 $X=\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$,由验前信息 $X_i(i=1,2,\cdots,n)$ 得到的验前分布为 $\pi_i(P)$ $(i=1,2,\cdots,n)$,当 $\pi_i(P)$ 为离散变量时,定义验前信息 X_i 的不确定性测度为

http://bhxb.buaa.edu.cn

$$I(\pi_i(P)) = -\sum_{\Theta}\pi_i(P)\cdot\ln\pi_i(P)$$
$$i = 1,2,\cdots,n \tag{25}$$

当 $\pi_i(P)$ 为连续型变量时，定义验前信息 X_i 的不确定性测度为

$$I(\pi_i(P)) = -\int_{\Theta}\pi_i(P)\cdot\ln\pi_i(P)\,\mathrm{d}P \tag{26}$$

验前信息的不确定性测度可以完全刻画验前信息的随机性. 验前信息的不确定性测度越大，表示该验前信息的随机性越大，即得到的验前分布更加符合真实的验前分布.

3.2 验前分布支持度的确定

对于未知参数 P，得到其不同来源的验前分布分别为 $\pi(P)$ 和 $g(P)$，如图 2 所示. 两分布的重叠大小可以反映两种信息的相似程度. 两者的重叠区域越大，则一致性程度越高，互相支持的程度越高.

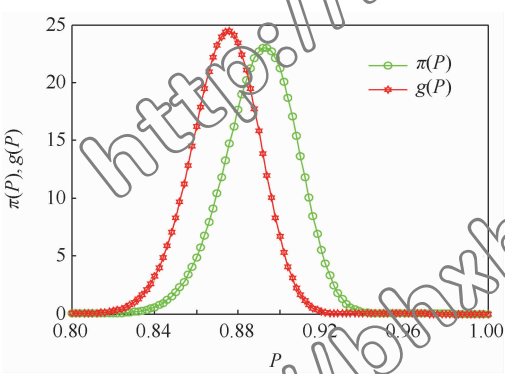


图 2 分布一致性示意图

Fig. 2 Schematic diagram of distribution consistency

两分布的一致性度量定义为[17]

$$\psi = \int_{\Theta}\min(\pi(P),g(P))\,\mathrm{d}P \qquad 0 \leqslant C \leqslant 1 \tag{27}$$

一致性度量越大说明对未知参数 P 的认知差异程度越小. 设 n 种测试性验前信息对应的验前分布为 $\pi_1(P),\pi_2(P),\cdots,\pi_n(P)$，两两之间进行一致性检验，可以得到各分布之间的一致性度量矩阵：

$$\boldsymbol{\psi}_{n\times n} = \begin{array}{c} \\ \pi_1(P) \\ \pi_2(P) \\ \vdots \\ \pi_n(P) \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} \pi_1(P) & \pi_2(P) & \cdots & \pi_n(P) \end{array} \\ \begin{bmatrix} 1 & c_{12} & \cdots & c_{1n} \\ c_{21} & 1 & \cdots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \end{array} \tag{28}$$

那么，在 $i \neq j$ 的情况下矩阵按列相加，可以得到各分布被其他分布支持的程度：

$$S = \sum_{i=1}^{n} c_{ij} \qquad j = 1,2,\cdots,n;i \neq j \tag{29}$$

3.3 验前分布加权融合

由于测试性试验条件等客观因素的存在，其现场试验样本与验前试验样本一般来说来自不同的总体. 为了既有效利用验前信息，又能描述验前信息与现场信息的异总体性，并减少验前试验样本与现场试验样本异总体性对测试性评估的影响，需要以恰当的形式对验前信息进行融合.

记不同来源测试性信息的验前分布分别为 $\pi_i(P)$，各验前信息的不确定性测度为 I_i，支持度为 S_i，其中 $i = 1,2,\cdots,n$. 则确定验前分布的融合权重为

$$W_{IS_i} = \frac{I_i}{\sum_{i=1}^{n} I_i}\cdot\frac{S_i}{\sum_{i=1}^{n} S_i}\Big/\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{I_i}{\sum_{i=1}^{n} I_i}\cdot\frac{S_i}{\sum_{i=1}^{n} S_i}\right) \tag{30}$$

令 $\omega_{I_i} = I_i\Big/\sum_{i=1}^{n} I_i$，$\omega_{S_i} = S_i\Big/\sum_{i=1}^{n} S_i$，则式(30)可简化为

$$W_{IS_i} = \omega_{I_i}\cdot\omega_{S_i}\Big/\sum_{i=1}^{n}(\omega_{I_i}\cdot\omega_{S_i}) \tag{31}$$

这种获取验前分布权值的方法不仅考虑了验前分布本身对分布参数 P 的真实情况描述的接近程度，还考虑了其他来源的验前信息对自己的支持程度，能最大程度地剔除不合理的信息，保留合理有用的信息，优点是显而易见的.

则加权融合后的验前分布 $\pi_{IS}(P)$ 为

$$\pi_{IS}(P) = \sum_{i=1}^{n}(W_{IS_i}\pi_i(P)) = \sum_{i=1}^{n} W_{IS_i}\frac{P^{a_i-1}(1-P)^{b_i-1}}{\beta(a_i,b_i)} \qquad 0 \leqslant P \leqslant 1 \tag{32}$$

4 测试性验证试验新方案的确定

假设现场试验获得的成败型样本为 $X(N,F)$，其分布函数为

$$P(N,F\,|\,P) = \binom{N}{F}P^F(1-P)^{N-F} \tag{33}$$

取上述混合 Beta 分布作为成败型产品的验前分布，依据 Bayes 定理，联立式(32)和式(33)，整理得到验后分布 $\pi_{IS}(P\,|\,X)$ 如下：

$$\pi_{IS}(P\,|\,X) = \frac{P(N,F\,|\,P)\pi_{IS}(P)}{\int_0^1 P(N,F\,|\,P)\pi_{IS}(P)\,\mathrm{d}P} \tag{34}$$

由式(33)可验证式(35)和式(36)成立：

$$P(P > P_0\,|\,a+N-F,b+F) \geqslant$$

http://bhxb.buaa.edu.cn

$$P(P > P_0 \mid a+N-F-1, b+F+1) \quad (35)$$

$$P(P < P_1 \mid a+N-F, b+F) \leqslant$$
$$P(P < P_1 \mid a+N-F-1, b+F+1) \quad (36)$$

式中:

$$P(P > P_0 \mid a+N-F, b+F) = \int_{P_0}^{1} \pi_{IS}(P \mid a+N-F, b+F)\,\mathrm{d}P$$

$$P(P < P_1 \mid a+N-F, b+F) = \int_{0}^{P_1} \pi_{IS}(P \mid a+N-F, b+F)\,\mathrm{d}P$$

当验证试验方案为(N,C)时,使用方承受的最大后验风险为

$$\max_{F \leqslant C} P(P < P_1 \mid a+N-F, b+F) = P(P < P_1 \mid a+N-C, b+C) \quad (37)$$

同理,承制方承受的最大后验风险为

$$\max_{F \geqslant C+1} P(P > P_0 \mid a+N-F, b+F) \leqslant P(P > P_0 \mid a+N-C, b+C) \quad (38)$$

因此根据贝叶斯最大后验风险准则制定的验证试验方案由以下方程组确定:

$$\begin{cases} \alpha = P(P > P_0 \mid a+N-C, b+C) \\ \beta = P(P < P_1 \mid a+N-C, b+C) \end{cases} \quad (39)$$

即

$$\begin{cases} \alpha = \dfrac{\int_{P_0}^{1} C_N^C P^{N-C}(1-P)^C \pi_{IS}(P \mid X)\,\mathrm{d}P}{\int_{0}^{1} C_N^C P^{N-C}(1-P)^C \pi_{IS}(P \mid X)\,\mathrm{d}P} \\ \beta = \dfrac{\int_{0}^{P_1} C_N^C P^{N-C}(1-P)^C \pi_{IS}(P \mid X)\,\mathrm{d}P}{\int_{0}^{1} C_N^C P^{N-C}(1-P)^C \pi_{IS}(P \mid X)\,\mathrm{d}P} \end{cases} \quad (40)$$

在给定产品的设计要求值 P_0、最低可接受值 P_1、生产方风险 α 和使用方风险 β 后,解方程组(40)得到基于混合验前分布的成败型产品测试性的验证试验方案(N,C).

5　案例分析

某装备由 4 个分系统组成,如图 3 所示. 设该装备测试性设计要求值 $P_0=0.96$,最低可接受值 $P_1=0.88$,$\alpha=\beta=0.1$. 由文献[18]经典方法得出验证试验方案为(76,5),即试验次数为 76,失败次数不超过 5 次可通过鉴定. 通过计算可得到双方的理论风险为 $\alpha=0.0964$,$\beta=0.0982$.

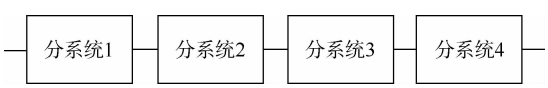


图 3　某型装备测试性结构模型

Fig. 3　Testability structure model of a certain equipment

该装备系统在设计、研制过程中进行了大量的分系统试验,分系统试验数据及超参数计算结果如表 1 所示.

表 1　分系统试验数据及超参数

Table 1　Subsystem test data and hyper-parameters

分系统 i	分系统试验数据		分系统超参数		故障率 λ_i
	n_i	f_i	α_i	β_i	
1	46	1	84.28	2.15	0.01
2	23	0	123.72	1.81	0.025
3	34	1	27.55	0.82	0.015
4	65	2	93.61	1.88	0.04

根据表 1 的试验数据,代入式(9)、式(10)、式(12)和式(13)计算出 $a=53.36$,$b=3.92$,即由分系统计算得到的验前分布为 $\pi_2(P)=\mathrm{Beta}(P;53.36,3.92)$.

同时,测试性专家也给出了该系统测试性参数的点估计值 $P_0=0.92$,利用最大熵法可以求得 $a=66.98$,$b=8.46$. 即由专家经验信息得到的验前分布为 $\pi_3(P)=\mathrm{Beta}(P;66.98,8.46)$.

通过建立测试性虚拟样机,利用蒙特卡罗方法生成故障样本集,然后在样机上进行故障注入,启动 BIT(Built-In-Test))仿真模型进行测试得到仿真试验数据如表 2 所示,权重由文献[14]证据合成规则得到.

表 2　虚拟仿真试验数据

Table 2　Virtual simulation test data

样本集序号	注入的故障总数	检测到的故障总数	点估计	权重
1	52	50	0.96	0.195
2	55	51	0.93	0.440
3	49	45	0.92	0.313
4	50	49	0.98	0.045
5	53	47	0.89	0.011

根据表 2 的数据,代入式(18)、式(19)~式(21),计算得 $a=49.86$,$b=4.97$,即由仿真数据计算得到的验前分布为 $\pi_3(P)=\mathrm{Beta}(P;49.86,4.97)$.

由式(26)求得:$I_1=I(\pi_1(P))=-2.064$,$I_1=I(\pi_2(P))=-1.931$,$I_1=I(\pi_3(P))=-1.893$. 从而求得:$\omega_{I_1}=0.351$,$\omega_{I_2}=0.328$,$\omega_{I_3}=0.321$.

3 个验前分布函数如图 4 所示.

由式(27)可得它们之间的一致性度量矩阵:

$$\boldsymbol{\psi}_{3\times3} = \begin{array}{c} \\ \pi_1(P) \\ \pi_2(P) \\ \pi_3(P) \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccc} \pi_1(P) & \pi_2(P) & \pi_3(P) \end{array} \\ \begin{bmatrix} 1 & 0.845 & 0.627 \\ 0.845 & 1 & 0.438 \\ 0.627 & 0.438 & 1 \end{bmatrix} \end{array}$$

http://bhxb.buaa.edu.cn

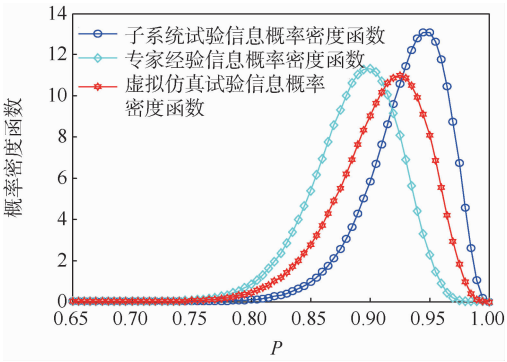


图 4 验前分布函数示意图

Fig. 4 Schematic diagram of prior distribution function

那么可求得各分布的支持度为：$S_1 = 1.472$，$S_2 = 1.283$，$S_3 = 1.065$. 从而可求得 $\omega_{S_1} = 0.385$，$\omega_{S_2} = 0.336$，$\omega_{S_3} = 0.279$.

由式(31)可求得 $W_{IS_1} = 0.404$，$W_{IS_2} = 0.329$，$W_{IS_3} = 0.267$. 那么融合后的验前分布为

$$\pi(P) = 0.404\pi_1(P) + 0.329\pi_2(P) + 0.267\pi_3(P) = \mathrm{Beta}(P;56.91,5.69)$$

融合验前分布函数如图 5 所示.

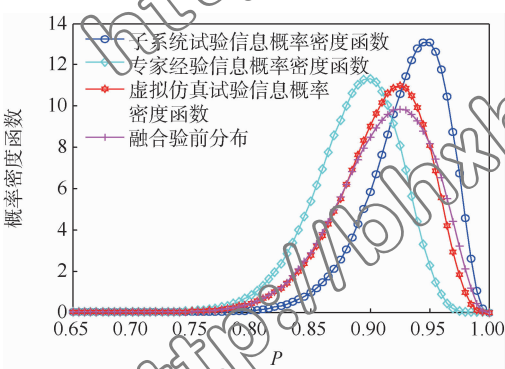


图 5 融合验前分布示意图

Fig. 5 Diagram of fusion prior distribution

系统共进行了 32 次现场试验，成功 30 次，失败 2 次，则验后分布为

$$\pi(P \mid X) = \mathrm{Beta}(P;86.91,7.69)$$

根据式(40)得到基于验前信息的 Bayes 验证试验方案为(45,3). 通过计算可得到双方的理论风险为 $\alpha = 0.0953$，$\beta = 0.0971$.

3 种试验方案的对比如表 3 所示.

表 3 试验方案对比

Table 3 Contrast between test schemes

方案类型	试验方案	理论风险	相对样本容量
经典验证方案	(76,5)	$\alpha = 0.0964$ $\beta = 0.0982$	1
传统 Bayes 验证方案	(39,2)	$\alpha = 0.0956$ $\beta = 0.0979$	0.51
本文验证方案	(45,3)	$\alpha = 0.0953$ $\beta = 0.0971$	0.59

由表 3 中的数据对比可以得出：

1) 在双方风险基本不变的情况下，传统 Bayes 验证试验方案和本文提出的验证试验方案与经典验证试验方案相比，样本量分别减少了 49% 和 41%，都可以大大减少验证试验样本量；在样本量相同的情况下，按照经典测试性验证试验方法，不考虑测试性的验前信息，如果采用(45,3)的试验方案，使用方风险达到了 58%；如果采用(39,2)的试验方案，使用方风险更高，达到了 72%. 而利用传统 Bayes 验证试验方法和本文提出的方法分别使用同样的方案使双方风险都控制在 10% 以内，都可大大降低试验风险.

2) 传统 Bayes 验证试验方案的样本量虽然比利用本文方法计算得到的样本量更少，但由于传统 Bayes 验证试验方法没有考虑验前信息之间的差别，得到的使用方案对使用方而言比较冒进，不能有效保护使用方的利益. 本文提出的方法是对经典方法和传统 Bayes 方法的合理折衷，更加符合工程实际.

3) 按照本文提出的方法，如果采用试验方案(39,2)，其使用方风险高达 21%，如果采用(45,3)的试验方案，双方风险都控制在 10% 以内，相比传统 Bayes 方法得到的试验方案，双方风险大为降低.

6 结 论

本文在研究测试性验前信息融合方法的基础上，建立了基于测试性验前信息的测试性验证试验方案的 Bayes 决策模型，其优点是：

1) 文中提出的测试性验前信息融合方法不仅考虑了验前分布本身对分布参数 P 的真实情况描述的接近程度，还考虑了其他来源的验前信息对自己的支持程度，能最大程度地剔除不合理的信息，保留合理有用的信息，得到的测试性验前信息更加可信.

2) 利用测试性验前信息，采用本文方法确定的测试性验证试验方案与经典测试性验证试验方案相比可减少试验样本量，或在试验样本量不变的情况下降低双方风险.

3) 利用测试性验前信息，采用本文方法确定的测试性验证试验方案与传统 Bayes 测试性验证试验方案相比能够克服传统 Bayes 测试性验证试验方案的冒进，结果更加科学合理.

参考文献 (References)

[1] 明志茂，张云安，陶俊勇，等. 二项分布 Bayes 鉴定试验次数

http://bhxb.buaa.edu.cn

的选择与分析[J]. 系统工程与电子技术,2008,30(12):2512-2515.
Ming Z M,Zhang Y A,Tao J Y,et al. Analysis of test scheme for a Bayes plan of qualification test in binomial case[J]. Systems Engineering and Electronics,2008,30(12):2512-2515(in Chinese).

[2] 李进,赵宇,黄敏. 基于决策级数据融合的可靠性综合验证方法[J]. 北京航空航天大学学报,2010,36(5):576-579.
Li J,Zhao Y,Huang M. Reliability integrated compliance testing plans based on decision making level data fusion[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics,2010,36(5):576-579(in Chinese).

[3] 常春贺,杨江平,曹鹏举. 基于研制信息的测试性验证试验方案研究[J]. 航空学报,2012,33(11):2057-2064.
Chang C H,Yang J P,Cao P J. Study on the scheme of testability demonstration test based on development information[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,2012,33(11):2057-2064(in Chinese).

[4] 李天梅,邱静,刘冠军. 利用研制阶段试验数据制定测试性验证试验方案新方法[J]. 机械工程学报,2009,45(8):52-57.
Li T M,Qiu J,Liu G J. New methodology for determining testability integrated test scheme with test data in the development stages[J]. Journal of Mechanical Engineering,2009,45(8):52-57(in Chinese).

[5] 雷华军,秦开宇. 确定测试性验证试验方案的贝叶斯方法[J]. 系统工程与电子技术,2012,34(12):2612-2616.
Lei H J,Qin K Y. Bayesian method for determination of testability demonstration test scheme[J]. Systems Engineering and Electronics,2012,34(12):2612-2616(in Chinese).

[6] 石君友,田种. 测试性研制阶段数据评估验证方法[J]. 航空学报,2009,30(5):901-905.
Shi J Y,Tian Z. Testability verification method based on data evaluation in development phase[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,2009,30(5):901-905(in Chinese).

[7] 石君友,康锐. 基于通用充分性准则的测试性试验方案研究[J]. 航空学报,2005,26(6):691-695.
Shi J Y,Kang R. Study on the plan of testability demonstration based on the general adequacy criterion[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,2005,26(6):691-695(in Chinese).

[8] 明志茂,陶俊勇,陈循,等. 基于混合 Beta 分布的成败型产品 Bayes 可靠性鉴定试验方案研究[J]. 兵工学报,2008,29(2):204-207.
Ming Z M,Tao J Y,Chen X,et al. A Bayes plan of reliability qualification test based on the mixed Beta distribution for success/failure product[J]. Acta Armamentarii,2008,29(2):204-207(in Chinese).

[9] 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 H,Zhao X P,Wu W J. Study on the method of testability assessment of some based on Bayes theory[J]. Journal of Projectiles,Rockets,Missiles and Guidance,2010,30(3):253-256(in Chinese).

[10] 刘晗,谭林,郭波. 综合单元验前信息的系统可靠度 Bayes 评估[J]. 中国制造业信息化,2006,35(21):77-80.
Liu H,Tan L,Guo B. The Bayes evaluation of system reliability used in the prior information of synthesis units[J]. Manufacture Information Engineering of China,2006,35(21):77-80(in Chinese).

[11] 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 Q,Wu X Y,Zhang J H. 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).

[12] 刘晗,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 H,Guo B. 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).

[13] 马智博,朱建士,徐乃新. 利用多种信息源的可靠性评估方法[J]. 计算物理,2003,20(5):391-398.
Ma Z B,Zhu J S,Xu N X. Reliability assessment using multiple information sources[J]. Chinese Journal of Computation Physics,2003,20(5):391-398(in Chinese).

[14] Liu G J,Zhao C X,Qiu J,et al. Testability integrated evaluation method based on testability virtual test data[J]. Chinese Journal of Aeronautics,2014,27(1):85-92.

[15] Wu J N,Yan S Z,Xie L Y. Reliability analysis method of a solar array by using fault tree analysis and fuzzy reasoning Petri net[J]. Acta Astronautica,2011,69(11-12):960-968.

[16] 龚伟. 基于信息熵和互信息的流域水文模型不确定性分析[D]. 北京:清华大学,2012.
Gong W. Watershed model uncertainty analysis based on information entropy and mutual information[D]. Beijing:Tsinghua University,2012(in Chinese).

[17] 刘琦,武小悦. Bayes 方法应用中验前分布选择的一致性与可信性原则[J]. 系统工程与电子技术,2010,32(11):2356-2359.
Liu Q,Wu X Y. Principles of consistency and reliability for prior distributions selection in Bayesian method application[J]. Systems Engineering and Electronics,2010,32(11):2356-2359(in Chinese).

[18] 田种,石君友. 系统测试性设计分析与验证[M]. 北京:北京航空航天大学出版社,2003:363-395.
Tian Z,Shi J Y. Design,analysis and demonstration of system testability[M]. Beijing:Beihang University Press,2003:363-395(in Chinese).

http://bhxb.buaa.edu.cn

Method of confirming testability verification test scheme based on prior information

ZHANG Xishan[1], HUANG Kaoli*[2], YAN Pengcheng[2], SUN Jiangsheng[2], LIAN Guangyao[2], WANG Shaoguang[2]

(1. Four Department, Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China;
2. Ordnance Technological Research Institute, Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China)

Abstract: Existing testability verification test schemes need a large number of fault samples and the engineering implementation is difficult. To solve this problem, the Bayes testability verification test scheme was proposed based on the prior information for complex equipment. Firstly, the uncertainty of testability prior information was described using Beta distribution and the prior distribution hyper-parameter was determined by the prior information from different sources. Then, the uncertainty measure and supporting degree were proposed as the weight coefficient of prior information, and the corresponded fusion algorithm was designed. Finally, the Bayes decision model was estabilished for the testability qualification test scheme of the binomial equipments using the fused prior information. Compared with the classical counterpart, the new test scheme reduces the fault sample size by up to 40% or so, and avoids the aggressive of the traditional Bayes testability verification test scheme.

Key words: testability qualification test scheme; uncertainty measure; supporting degree; prior information fusion; Bayes decision

http://bhxb.buaa.edu.cn