

DOI:10.11918/201905219

考虑贡献率和可信度的测试性试验优化方法

邱文昊^{1,2}, 连光耀², 闫鹏程², 黄考利^{1,2}

(1. 陆军工程大学(石家庄校区), 石家庄 050000; 2. 中国人民解放军 32181 部队, 西安 710000)

摘要: 针对现有测试性试验方法中系统级先验信息获取困难, 先验分布赋权不合理以及样本量过大等问题, 提出了基于分系统贡献率和先验分布可信度的测试性验证试验优化方法。首先, 系统分析了测试性多源先验信息, 定义了分系统贡献率, 在此基础上利用信息论方法对分系统先验数据进行折算得到系统级先验数据; 然后, 通过相似性度量检验先验数据与实装试验数据的相容性, 并提出采用逼近理想点排序-层次分析法(Technique for order preference by similarity to ideal solution-analytic hierarchy process, TOPSIS-AHP) 计算先验分布可信度, 进而确定混合先验分布; 最后, 基于分系统先验信息确定的混合先验分布, 运用序贯检验后加权检验(Sequential posterior odd test, SPOT) 方法制定试验优化方案。实例分析表明, 由基于贡献率的数据折算和基于可信度的权值计算方法得到的混合先验分布更加准确, 与序贯概率比检验(Sequential probability ratio test, SPRT) 方法相比, 该试验方案样本量平均减少 18.6%, 与 Bayes 方法相比平均减少 61.1%, 而且该方法可以有效降低双方风险。考虑贡献率和可信度的 SPOT 试验方案在先验信息获取、先验分布权值、试验样本量、双方风险等方面均具有较好的应用效果。

关键词: 测试性; 试验方案; 先验分布; 贡献率; 可信度; 序贯检验后加权检验; 样本量

中图分类号: TJ760, V219 **文献标志码:** A **文章编号:** 0367-6234(2022)12-0095-08

Testability demonstration test optimization method considering contribution rate and credibility

QIU Wenhao^{1,2}, LIAN Guangyao², YAN Pengcheng², HUANG Kaoli^{1,2}

(1. Shijiazhuang Campus, Army Engineering University of PLA, Shijiazhuang 050000, China;

2. Unit 32181 of PLA, Xi'an 710000, China)

Abstract: A testability test optimization method based on subsystem contribution rate and prior distribution credibility was proposed to deal with the problems such as the difficulty in obtaining system-level prior information, the unreasonable calculation of prior distribution weight, and the large sample size in existing methods. First, the testability multi-source prior information was systematically analyzed and the subsystem contribution rate was defined. On this basis, the subsystem prior data was converted to obtain the system-level prior data by the information theory. Then, the similarity measure of prior distribution was introduced to characterize the compatibility between prior distribution and experimental data. Next, the technique for order preference by similarity to ideal solution-analytic hierarchy process (TOPSIS-AHP) method was proposed to determine the credibility of prior distribution, and then the mixed prior distribution was obtained. Finally, on the basis of the mixed prior distribution determined by subsystem prior information, the sequential posterior odd test (SPOT) method was used to make the test optimization plan. Case analysis results show that the mixed prior distribution obtained from the data conversion method based on contribution rate and the weight calculation method based on credibility was more accurate. The sample size of the SPOT method decreased by 18.6% on average compared with the sequential probability ratio test (SPRT) method, and was 61.1% smaller than the Bayes method. Besides, this method could effectively reduce the risk of both sides. The SPOT method considering contribution rate and credibility has good application effects in acquisition of prior information, weight of prior distribution, number of test samples, and risk of both sides.

Keywords: testability; test planning; prior distribution; contribution rate; credibility; sequential posterior odd test; sample size

测试性验证是根据装备的技术规范和指标要

求, 在承制方和使用方风险约束下, 综合考虑试验成本、研制周期等因素, 采用单次抽样、多次抽样或序贯检验等方法制定验证试验方案, 进而判断是否达到规定的测试性水平^[1]。

由于现有中国军标规定的测试性试验方法所需

收稿日期: 2019-05-28

作者简介: 邱文昊(1990—), 男, 博士研究生;

黄考利(1958—), 男, 教授, 博士生导师

通信作者: 黄考利, therioic@163.com

样本量较大,相关学者对基于 Bayes 融合的试验方法开展了研究,文献[2]运用 Bayes 理论建立了融合先验信息的决策模型,通过定义不确定性和支持度得到加权因子,然后对先验信息进行融合,明显降低了样本量;文献[3]针对测试性试验数据小子样变总体的特点,建立了指标动态增长模型,并结合最大熵原理得到先验分布,依据 Bayes 最大后验风险准则确定试验方案,提高了评估结果置信度。文献[4]研究了先验分布参数计算方法,提出混合 Beta 分布的小子样测试性评估方法。然而,上述方法中的系统级先验信息很难直接获取,先验分布权值确定大都依据数据关系或主观经验,没有考虑先验信息来源,导致现有方法的准确性和适用性存在一定问题。

基于此,本文提出了基于分系统先验信息的测试性试验优化方法,通过引入分系统贡献率对先验信息进行折算,得到系统级先验数据;在此基础上提出了基于理想点排序-层次分析法(Technique for order preference by similarity to ideal solution-analytic hierarchy process, TOPSIS-AHP)的先验分布可信度计算方法,确定了先验分布权值;最后,研究了基于截尾序贯后验加权检验(Sequential posterior odd test, SPOT)的试验方法,并给出了截尾阈值计算方法。

1 基于贡献率的数据折算方法

1.1 测试性多源先验信息分析

在装备研制过程中,不同的寿命周期、不同的层次结构、不同的试验手段都会积累多种试验信息,这些信息都可以作为测试性验证试验的先验信息^[5]。测试性先验信息的种类较多,从层次结构的角度分为部组件级、分系统级和系统级试验信息;从寿命周期各阶段的角度分为设计阶段信息、生产阶段信息和试验阶段信息;从信息来源的角度分为专家经验信息、虚拟试验信息、摸底试验信息等。测试性多源先验信息分类如图 1 所示。

本文从信息来源的角度选取用于 Bayes 融合的测试性先验信息,主要包括以下 5 种典型的先验信息:

1) 专家经验信息。由设计人员或领域专家根据自身经验知识给出的测试性指标评估值,通常是连续区间估计或单侧置信下限估计,此类信息主观性较强。

2) 虚拟试验信息。通过搭建装备分系统虚拟样机,利用计算机仿真技术进行测试性验证故障注入试验,代替部分实装故障注入试验,试验结果通常为成败型数据,此类信息的可信度需要考虑。

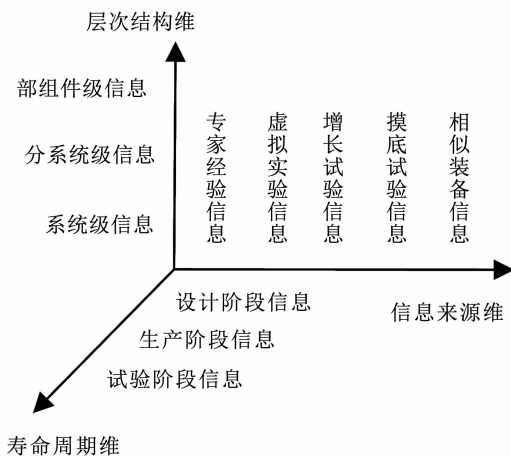


图 1 测试性先验信息分类

Fig. 1 Classification of testability prior information

3) 增长试验信息。部组件或分系统在不用阶段开展的有计划、有继承的测试性试验,各阶段的试验数据服从不同总体,属于“异总体”情况,通常为成败型试验数据。

4) 单元摸底试验信息。在设计研制阶段进行的针对某些部组件或分系统的摸底试验,可信度较高,可以向上综合为系统信息,多为成败型试验数据。

5) 相似装备历史信息。许多装备的设计研制具有继承性,相似装备测试性水平是十分重要的历史信息,可以作为新型号装备的先验信息,通常表示为指标区间估计或单侧置信下限估计。

不同先验信息具有不同的数据形式,为有效利用多源先验信息,需要将不同的数据形式折合为成败型试验数据,相关文献已经给出了详细的成败型试验数据折合方法^[6],这里不再赘述。通常采用 Beta 分布作为成败型试验数据的先验分布^[7],分布形式为

$$\pi(p) = \frac{P^{a-1}(1-P)^{b-1}}{B(a,b)} \quad (1)$$

式中: p 为检测/隔离率, a, b 为分布超参数。

1.2 分系统贡献率确定

不同分系统在装备对测试性指标评估的影响是不同的,借鉴装备体系贡献率评估中的计算方法^[8-9],依据不同分系统的测试性指标分配值计算分系统贡献率,通过指标分配的不同表示在测试性验证评估中,分系统对指标评估的作用大小。

定义 1 贡献率 c_i ,在测试性指标评估中,分系统指标作为贡献者,系统指标作为受益者,待测系统的分系统指标的增加或减少对系统指标变化的贡献程度为分系统贡献率,表达式为

$$\text{分系统 } A \text{ 的贡献率} = \frac{\text{系统指标}_{\text{包括分系统 } A} - \text{系统指标}_{\text{不包括分系统 } A}}{\text{系统指标}_{\text{包括分系统 } A}} \times 100\% \quad (2)$$

第 i 个分系统的测试性指标分配值为

$$\gamma_i = 1 - \frac{\lambda_s(1 - \gamma_r)}{k\lambda_i} \quad (3)$$

式中: γ_i 为测试性指标分配值, λ_s 为系统的总故障率, 由故障模式及危害性分析 (Failure mode, effects and criticality analysis, FMECA) 确定^[10], γ_r 为系统测试性指标要求值, λ_i 为第 i 个分系统的故障率, k 为分系统数量。

由分系统指标计算系统指标时, 主要考虑诊断能力问题, 即发生和诊断的故障次数或相对故障率, 则由测试性指标分配值得到的系统指标值为

$$\gamma_s = \frac{\sum_{i=1}^k \lambda_i \gamma_i}{\sum_{i=1}^k \lambda_i} \quad (4)$$

则第 i 个分系统的贡献率为

$$c_i = \frac{\lambda_i \gamma_i}{\sum_{i=1}^k \lambda_i \gamma_i} \quad (5)$$

1.3 基于信息论的先验分布折算

在可靠性综合评估中, 由信息量等效原则和信息量可加性可知, 分系统可靠性试验提供的信息量与系统的总信息量相等^[11]。在测试性验证中, 信息量等效的方法也应用于虚拟试验数据向实装试验数据的折合^[12]。基于此, 结合分系统贡献率, 提出基于分系统贡献率与信息论的数据折算方法。

设系统由 $k(k \geq 2)$ 个分系统组成, 第 i 个分系统每次试验的成功概率为 $\bar{p}_i$, 则基于分系统贡献率修正后的第 i 个分系统每次试验的平均信息量^[13]为

$$I_i = -c_i [\bar{p}_i \ln \bar{p}_i + (1 - \bar{p}_i) \ln(1 - \bar{p}_i)] \quad (6)$$

设折合后的第 i 个分系统的成败型试验数据为 (n_i, f_i) , 其中 n_i 为试验总次数, f_i 为试验失败次数。根据信息量可加性, k 个分系统全部试验的总信息量为

$$I_{ss} = -\sum_{i=1}^k c_i n_i [\bar{p}_i \ln \bar{p}_i + (1 - \bar{p}_i) \ln(1 - \bar{p}_i)] \quad (7)$$

设系统等效折算后的试验信息为 (n, f) , 系统每次试验检测/隔离成功的概率为 $\tilde{p}$, 则系统试验的总信息量为

$$I_{st} = -n [\tilde{p} \ln \tilde{p} + (1 - \tilde{p}) \ln(1 - \tilde{p})] \quad (8)$$

取 $\tilde{p}_i$ 为对应分系统的极大似然估计, 即

$$\tilde{p}_i = \frac{n_i - f_i}{n_i} \quad (9)$$

结合各分系统贡献率和测试性指标的极大似然估计值, 可得各先验信息对应的系统测试性指标估计值为

$$\tilde{p} = \sum_{i=1}^k c_i \tilde{p}_i \quad (10)$$

根据信息量等效原则, 即 $I_{ss} = I_{st}$, 则可得 k 个分系统的成败型试验数据向系统级成败型数据的折算公式为

$$\begin{cases} n = \frac{\sum_{i=1}^k c_i [f_i \ln f_i + (n_i - f_i) \ln(n_i - f_i) - n_i \ln n_i]}{\tilde{p} \ln \tilde{p} + (1 - \tilde{p}) \ln(1 - \tilde{p})} \\ f = n(1 - \tilde{p}) \end{cases} \quad (11)$$

2 基于可信度的混合先验分布

2.1 先验分布可信度

为保证有效利用先验信息, 需要检验先验信息和实装试验数据的相容性。已知先验分布 $\pi(p)$ 的类型为 Beta 分布, 采用贝叶斯置信区间估计的方法进行相容性检验。设 $\pi(p)$ 的贝叶斯置信区间为 $[p_1, p_2]$ (置信度为 $1 - \alpha_h$), 其中, p_1, p_2 由式(12)确定。

$$\begin{cases} \int_0^{p_1} \pi(p) dp = \frac{\alpha_h}{2} \\ \int_{p_2}^1 \pi(p) dp = \frac{\alpha_h}{2} \end{cases} \quad (12)$$

由实装试验数据得到的指标点估计值为 $\hat{p}$, 若 $p_1 \leq \hat{p} \leq p_2$, 则认为先验信息和实装信息在置信度为 α_h 的情况下满足相容性, 可以使用该先验信息; 否则, 不能使用该先验信息。

即使先验信息满足相容性检验条件, 其获取方式和数据处理过程的可信程度仍不明确, 在用于测试性试验前需要评估其可信度。通常, 实装试验数据的可信度最高, 以实装数据为基准, 用先验分布和实装试验数据分布函数的相似性度量表示先验信息的可信度。设 X 为实装试验样本, Y 为先验信息试验样本, 给出如下假设:

$$\begin{cases} H_0: X \text{ 与 } Y \text{ 是相同的总体} \\ H_1: X \text{ 与 } Y \text{ 不是相同的总体} \end{cases} \quad (13)$$

记 A 为接受 H_0 , 拒绝 H_1 的事件; $\bar{A}$ 为拒绝 H_0 , 拒绝 H_1 的事件。设犯第 1 类错误的概率为 α_h , 犯第 1 类错误的概率为 β_h , 则

$$\begin{cases} P(\bar{A} | H_0) = \alpha_h \\ P(A | H_1) = \beta_h \end{cases} \quad (14)$$

定义 2 先验分布可信度 ρ , 指接受 H_0 的条件下 H_0 为真的概率, 表示 X 与 Y 来自相同总体的概率, 即 X 与 Y 的相似程度, 其表达式为

$$\rho = \frac{P(A|H_0)P(H_0)}{P(A|H_0)P(H_0) + (1 - P(H_0))P(A|H_1)} = \frac{(1 - \alpha_h)P(H_0)}{(1 - \alpha_h)P(H_0) + \beta_h(1 - P(H_0))} \quad (15)$$

2.2 基于 TOPSIS-AHP 的先验分布融合

式(15)中, 两类错误概率 α_h, β_h 由承制方和使用方协商确定。 $P(H_0)$ 为先验相似度, 指在获得先验信息前, 先验信息与试验信息属于相同总体的概率, 与信息获取途径、数据处理方法、试验方法等多种因素有关, 实质上反应的是对先验信息来源和类型的信任程度, 属于多准则综合评判问题, 很难直接通过显式定量计算, 在无法获得先验相似度信息时, 通常取 $P(H_0) = 0.5$ 。

为降低可信度计算的主观性, 提出逼近理想解排序法(TOPSIS)与层次分析法(AHP)相结合的方法确定 $P(H_0)$ 。首先由 m 名试验参与人员对 $P(H_0)$ 进行初始打分, 得到 TOPSIS 决策矩阵 $V = [v_{ij}]_{n \times m}$, 并确定正理想解 $V^+ = [v_1^+, v_2^+, \dots, v_m^+]$ 和负理想解 $V^- = [v_1^-, v_2^-, \dots, v_m^-]$ 。然后, 由式(16)计算先验信息得到正理想解和负理想解的欧氏距离^[14]。

$$\begin{cases} d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (v_{ij} - v_j^+)^2}, i = 1, 2, \dots, n \\ d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (v_{ij} - v_j^-)^2}, i = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (16)$$

则先验信息与理想解的贴近度为

$$E_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-} \quad (17)$$

依据先验信息贴近度, 采用三标度层次分析法^[15]对先验信息信任程度进行两两比较, 建立比较矩阵 $A = [a_{ij}]_{n \times n}$, 信任程度序列指数为

$$u_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} \quad (18)$$

设信任程度判断矩阵为 $S = [s_{ij}]_{n \times n}$ 。令 $u_{\max} = \max(u_i), u_{\min} = \min(u_i)$, 则

$$s_{ij} = \begin{cases} \frac{u_i - u_j}{u_{\max} - u_{\min}}(b_m - 1) + 1, & u_i > u_j \\ 1, & u_i = u_j \\ \left[\frac{u_j - u_i}{u_{\max} - u_{\min}}(b_m - 1) \right]^{-1}, & u_i < u_j \end{cases} \quad (19)$$

式中, b_m 为基点比较标度。

对判断矩阵 S 进行按行求和, 并进行标准化后可得各先验分布的 $P(H_0)$ 值, 代入式(15)可得先验分布可信度 ρ_i 。

设有 r 种先验信息通过了相容性检验, 其可信度为 $\rho_i, i = 1, 2, \dots, r$, 可得混合先验分布为

$$\begin{cases} \pi(p) = \sum_{i=1}^r \omega_i \pi_i(p) \\ \omega_i = \rho_i / \sum_{i=1}^r \rho_i \end{cases} \quad (20)$$

3 基于分系统先验信息的试验方案

3.1 试验方案设计流程

基于分系统先验信息的测试性试验方案设计流程如图 2 所示。

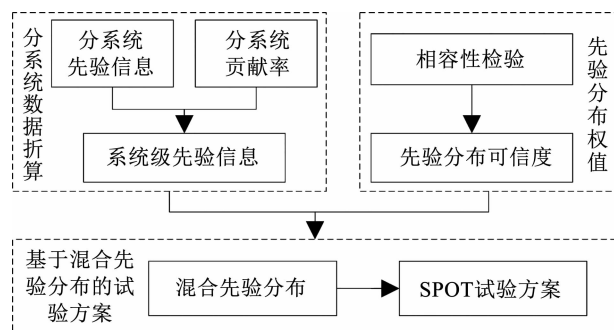


图 2 试验方案设计流程

Fig. 2 Test program design process

首先, 由分系统先验信息和贡献率, 通过分系统数据折算得到系统级先验信息; 然后, 对先验信息进行相容性检验, 并通过计算先验分布可信度得到先验分布权值; 最后, 基于混合先验分布, 采用序贯验后加权检验(SPOT)法进行试验方案设计。

3.2 序贯验后加权检验试验方案

相比于单次抽样方法和序贯概率比检验(SPRT)方法^[16], 融合先验信息 SPOT 法可以有效减少试验样本量^[17], 故采用 SPOT 方法进行试验方案设计。设试验方案约束条件为: 最低可接受值 p_0 , 设计要求值 p_1 , 承制方风险 α , 使用方风险 β 。

设测试性指标 p 的检验假设为: $H_0: p \in \Theta_0, H_1: p \in \Theta_1$ 。其中, $\Theta_0 = \{p | p \leq p_0\}, \Theta_1 = \{p | p \geq p_1\}, \Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$ 为参数空间。

则对于实装试验结果为 (n, c) 的样本 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$, 验后加权比^[18]为

$$O_n = \frac{\int_{p_1}^1 p^{n+a-c+1} (1-p)^{n+a-c+1} dp}{\int_0^{p_0} p^{n+a-c+1} (1-p)^{n+a-c+1} dp} \quad (21)$$

检验准则为: 当 $O_n \leq A$ 时, 采纳假设 H_0 , 判为拒收; 当 $O_n \geq B$ 时, 采纳假设 H_1 , 判为接收; 当 $A < O_n < B$ 时, 不做判决, 继续试验。 A, B 为常数, 由式(22)、(23)得到:

$$\begin{cases} A = \frac{\beta_{\pi_1}}{\int_0^{p_0} \pi(p) dp - \alpha_{\pi_0}} \\ B = \frac{\int_{p_1}^1 \pi(p) dp - \beta_{\pi_1}}{\alpha_{\pi_0}} \end{cases} \quad (22)$$

$$\begin{cases} \alpha_{\pi_0} = \int_{\Theta_0} \alpha \cdot \pi(p) dp \\ \beta_{\pi_1} = \int_{\Theta_1} \beta \cdot \pi(p) dp \end{cases} \quad (23)$$

$$h(x_s) = \frac{1 - \int_0^{p_1} \frac{\Gamma(a+b+n_s)}{\Gamma(a+x_s)\Gamma(b+n_s-x_s)} p^{a+x_s-1} (1-p)^{b+n_s-x_s-1} dp}{\int_0^{p_0} \frac{\Gamma(a+b+n_s)}{\Gamma(a+x_s)\Gamma(b+n_s-x_s)} p^{a+x_s-1} (1-p)^{b+n_s-x_s-1} dp} \quad (24)$$

令 $M_a = h^{-1}(A)$, $M_c = h^{-1}(C)$, $M_b = h^{-1}(B)$, 则由截尾判决造成的承制方和使用方风险增量分别为:

$$\Delta\alpha_{s\pi_0} = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \sum_{k=M_c+1}^{M_b} C_{n_s}^k \int_0^{p_0} p^{a+k-1} (1-p)^{b+n_s-k-1} dp \quad (25)$$

$$\Delta\beta_{s\pi_1} = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \sum_{k=M_a+1}^{M_c} C_{n_s}^k \int_{p_1}^1 p^{a+k-1} (1-p)^{b+n_s-k-1} dp \quad (26)$$

由 Bayes 后验风险准则^[19], 对于给定的风险增量上界 $\alpha_{s\pi_0}$ 和 $\beta_{s\pi_1}$, 将确定截尾阈值转化为以下优化问题:

$$\begin{aligned} \min_{n_s, x_s \in N^+} \quad & n_s, x_s \\ \text{s. t.} \quad & \Delta\alpha_{s\pi_0} \leq \alpha_{s\pi_0} \\ & \Delta\beta_{s\pi_1} \leq \beta_{s\pi_1} \\ & M_a < M_c < M_b \end{aligned} \quad (27)$$

将式(27)的优化结果代入式(24)即可得到检验点 C 。

4 案例分析

某航空装备控制系统由 4 个分系统组成, 分别为控制功能分系统、发射功能分系统、通信功能分系统和导航功能分系统。以故障检测率 (Fault detection rate, FDR) 为例进行测试性验证试验方案设计。根据装备测试性设计要求确定 SPOT 试验方案的约束条件为: 最低可接受值 $p_0 = 0.85$, 设计要 求值 $p_1 = 0.95$, 双方风险 $\alpha = \beta = 0.1$, 截尾方案中风险增量上界 $\alpha_{s\pi_0} = \beta_{s\pi_1} = 0.01$ 。

4.1 分系统数据折算

由文献[6]的数据等效模型可得各分系统先验信息的成败型试验数据见表 1。

根据试验双方确定的控制系统 FMECA, 由式(3)~(5)可得分系统贡献率矩阵为 $c = [0.282\ 6,$

3.3 截尾序贯验后加权检验试验方案

上述判决准则可能会一直出现 $A < O_n < B$ 的情况, 造成试验样本量很大。因此, 需要制定截尾试验方案, 在 A, B 间插入合理的检验点 C 。当 $A < O_n < C$ 时, 判为拒收; 当 $C < O_n < B$ 时, 判为接收。设截尾样本量为 n_s , 成功次数为 x_s , 记

0.399 1, 0.190 4, 0.127 9]。将表 1 数据和分系统贡献率代入式(9)、(10)可得各先验信息对应的指标估计值为 $\tilde{p}_1 = 0.90$, $\tilde{p}_2 = 0.84$, $\tilde{p}_3 = 0.90$ 。将分系统试验数据和指标估计值代入式(11), 得到系统级先验分布参数见表 2。

表 1 分系统的成败型试验数据

Tab. 1 Success or failure test data of subsystem

分系统	单元试验信息		专家经验信息		虚拟试验信息	
	n_{01}	f_{01}	n_{02}	f_{02}	n_{03}	f_{03}
U_1	17	2	51	8	55	5
U_2	18	1	48	6	62	4
U_3	13	2	42	8	49	7
U_4	8	1	46	10	34	6

表 2 系统先验分布参数

Tab. 2 Prior distribution parameters of system

先验信息	n_i	f_i	a_i	b_i
单元试验信息	14.48	1.46	13.02	1.46
专家经验信息	46.82	7.41	39.41	7.41
虚拟试验信息	50.37	5.10	45.27	5.10

4.2 先验分布权值确定

在置信度 0.9 条件下对先验分布进行相容性检验, 根据式(12)可得相容性检验区间分别为 $[0.748\ 4, 0.987\ 7]$, $[0.747\ 2, 0.919\ 5]$, $[0.821\ 5, 0.957\ 9]$, 而由实装试验数据得到的点估计值 $\hat{p} = 0.864\ 9$, 故 3 组先验信息均通过相容性检验。

依据基于 TOPSIS-AHP 的先验分布融合方法可得先验分布的可信度矩阵 $\rho = [0.930\ 6, 0.667\ 2, 0.686\ 6]$, 进而可得先验分布取值向量为 $[0.402\ 8, 0.290\ 7, 0.301\ 2]$ 。

4.3 试验方案设计

由式(20)可得混合先验分布为

$$\pi(p) = \frac{\Gamma(34.71)}{\Gamma(30.42)\Gamma(4.29)}p^{30.42-1}(1-p)^{4.29-1} \quad (28)$$

图 3 为先验分布函数,以及考虑先验分布可信度和未考虑先验分布可信度的分布函数曲线。

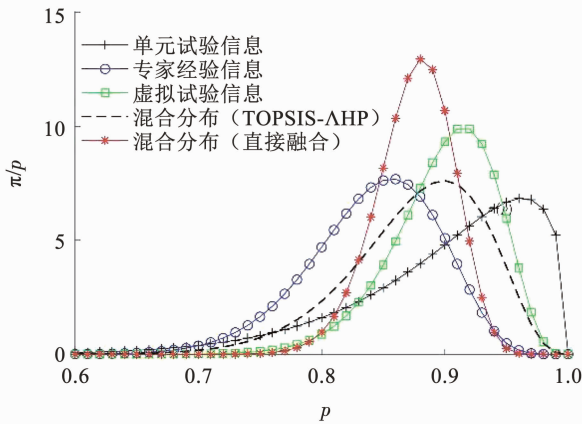


图 3 先验分布函数

Fig. 3 Prior distribution function

将试验约束条件和混合先验分布代入式(22)、(23),可得判决阈值 $A = 0.024\ 0, B = 1.950\ 1$ 。根据风险增量约束,可得截尾 SPOT 方案的截尾次数为 43,此时检验点 $C = 0.253\ 5$ 。

对控制系统进行实装故障注入试验,设当前试验结果为 (n_i, c_i) ,代入式(21)可得当前试验方案的验后加权比值,与判决阈值进行对比,即可得出判决结果,判决过程如图 4 所示。

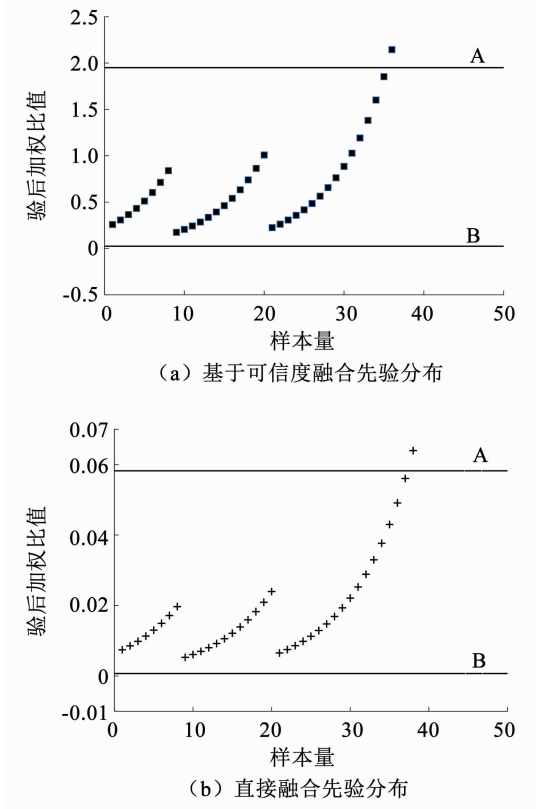


图 4 SPOT 判决过程

Fig. 4 SPOT decision process

在相同试验约束条件下,采用同为序贯类试验方案的 SPRT 方法的判决过程如图 5 所示。

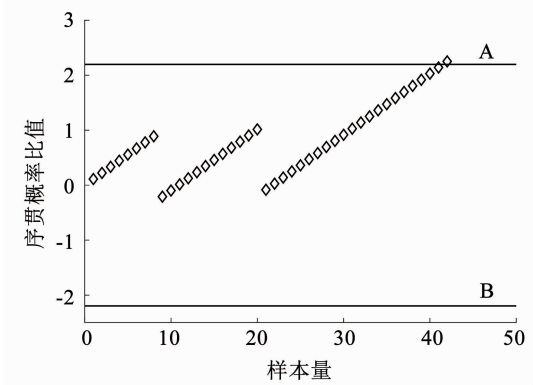


图 5 SPRT 判决过程

Fig. 5 SPRT decision process

由图 4 可以看出,对于基于可信度融合的判决过程,当试验结果为 $(N, C) = (36, 2)$ 时,做出接收判决;对于直接融合的判决过程,当试验结果为 $(N, C) = (38, 2)$ 时,做出接收判决。由图 5 可以看出,当试验的成功失败数为 $(N, C) = (42, 2)$ 时,做出接收判决,此时试验样本量为 42。

4.4 试验结果对比分析

对控制系统进行多次试验,分别采用 SPRT、SPOT 方法进行判决,均做出接收判决,不同失败次数下的试验次数对比见表 3。

表 3 不同失败次数下的试验次数对比

Tab. 3 Comparison of test times under different failure times		
SPRT	SPOT (TOPSIS-AHP)	SPOT (直接计算可信度)
(20, 0)	(14, 0)	(16, 0)
(30, 1)	(25, 1)	(27, 1)
(42, 2)	(36, 2)	(38, 2)
(53, 3)	(43, 3)	(45, 3)

为进一步验证该方法的有效性,在相同的试验约束条件下,分别采用经典定数抽样试验方案、文献[2]传统 Bayes 试验方案和文献[20]的改进 Bayes 试验方案,各方案的对比分析结果见表 4。

表 4 不同试验方案对比

Tab. 4 Comparison of different test plans		
方案类型	试验方案	双方风险
本文方案	(14, 0)	$\alpha = 0.100\ 0$
		$\beta = 0.100\ 0$
经典方案	(60, 5)	$\alpha = 0.078\ 7$
		$\beta = 0.096\ 8$
文献[2]方案	(38, 0)	$\alpha = 0.038\ 9$
		$\beta = 0.097\ 8$
文献[20]方案	(34, 0)	$\alpha = 0.048\ 0$
		$\beta = 0.098\ 4$

根据上述试验结果,从先验信息获取、先验分布权值、试验样本量、双方风险 4 个方面对比分析本文试验方案的总体性能:

1) 先验信息获取。由表 1、2 可知,本文方法可以有效实现分系统试验数据折算,与文献[20]方法相比,考虑了分系统贡献率,使得数据折算更为合理。

2) 先验分布权值。基于可信度确定权值为 $[0.402\ 8, 0.290\ 7, 0.301\ 2]$, 文献[2]方法确定权值为 $[0.293\ 5, 0.313\ 6, 0.392\ 8]$, 文献[2]确定的虚拟试验信息和专家经验信息权值较大,而本文方法确定的单元试验信息权值较大,相对不准确的专家经验信息权值较小,更符合试验实际情况。由图 3 也可以看出,直接融合先验分布(先验分布权值相等)得到的指标点估计值小于基于可信度的方法,这是因为专家经验对指标的估计比较保守,但其可信度较低,若直接融合先验分布,导致可信度较低的专家经验数据一定程度上湮没可信度较高的单元试验数据,使得专家经验对评估结果产生的影响较大,导致融合结果过于保守。由图 4(b)和表 3 也可以看出,直接融合先验分布的试验方案在相同失败次数下所需的样本量更多,导致评估结果过于保守。

3) 试验样本量。由表 3 可以看出,同为截尾序贯试验方案,在相同判决结果下,基于可信度融合先验分布和直接融合先验分布下的 SPOT 试验方案与 SPRT 试验方案相比,样本量分别平均减少 18.6% 和 13.1%;由表 4 可以看出,传统定数抽样方案得到的样本量普遍比较大,经典试验方案为 (60, 5), 文献[2]的方案为 (38, 0), 文献[20]的方案为 (34, 0), 在相同约束条件下,与 Bayes 试验方案相比,本文试验方案所需样本量平均减少 61.1%。

4) 双方风险。对于基于可信度的 SPOT 方案,试验方案 (14, 0) 即可在满足双方风险的条件下做出接收判决,而对于表 4 中的传统定数抽样方案,若采用 (14, 0) 方案,其使用方风险分别高达 0.51、0.36、0.27,均无法满足双方风险要求。

5 结 论

1) 在分析多源先验信息的基础上,定义了分系统贡献率,并基于信息量等效原则进行数据折算,为获取系统级先验分布提供了有效途径。

2) 采用 TOPSIS-AHP 方法计算先验相似度 $P(H_0)$ 能从先验信息来源的角度给出合理的计算可信度的方法,得到的混合先验分布更加准确。

3) 从先验信息获取、先验分布权值、试验样本量、双方风险 4 个方面进行对比分析,表明该试验方

案能够有效解决系统级先验信息获取难的问题,确定的先验分布权值更合理,而且可以有效降低试验样本量和双方风险。

参考文献

- [1] 黄晓晴, 缪永生, 于盛林. 可测试性在光电雷达检测设备中的应用[J]. 哈尔滨工业大学学报, 2009, 41(3): 161
HUANG Xiaoqing, MIAO Yongsheng, YU Shenglin. Application of testability design in the equipment for detection of synthetic photovoltaic radar parameters [J]. Journal of Harbin Institute of Technology, 2009, 41(3): 161
- [2] 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
ZHANG Xishan, HUANG Kaoli, YAN Pengcheng, 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. DOI: 10.13700/j. bh. 1001 - 5965. 2014. 0628
- [3] 汤巍, 景博, 黄以铎. 小子样变总体下的 Bayes 测试性验证方法[J]. 系统工程与电子技术, 2014, 36(12): 2566
TANG Wei, JING Bo, HUANG Yifeng. Testability verification test method based on Bayes theory under small sample and varying population circumstance [J]. Systems Engineering and Electronics, 2014, 36(12): 2566. DOI: 10.3969/j. issn. 1001 - 506X. 2014. 12. 37
- [4] 张西山, 黄考利, 闫鹏程, 等. 基于混合验前分布的复杂装备测试性评估[J]. 振动、测试与诊断, 2015, 35(4): 697
ZHANG Xishan, HUANG Kaoli, YAN Pengchenng, et al. Evaluation of complex equipment testability based on mixed prior distribution [J]. Journal of Vibration, Measurement & Diagnosis, 2015, 35(4): 697. DOI: 10.16450/j. cnki. issn. 1004 - 6801. 2015. 04. 016
- [5] KLEYNER A, ELMORE D, BOUKAI B. A Bayesian approach to determine test sample size requirements for reliability demonstration retesting after product design change [J]. Quality Engineering, 2015, 27(3): 290. DOI: 10.1080/08982112.2014.990035
- [6] 王京, 李天梅, 何华锋, 等. 多源测试性综合评估数据等效折合模型与方法研究[J]. 兵工学报, 2017, 38(1): 151
WANG Jing, LI Tianmei, HE Huafeng, et al. Research on multi-source data equivalent methods for testability integrated evaluation [J]. Acta Armamentarii, 2017, 38(1): 151. DOI: 10.3969/j. issn. 1000 - 1093. 2017. 01. 020
- [7] MYHRE J, JESKE D R, LI Jun, et al. Combining binomial test data via two-stage solutions [J]. Applied Stochastic Models in Business and Industry, 2018, 34(1): 22. DOI: 10.1002/asmb. 2255
- [8] 张先超, 马亚辉. 体系能力模型与装备体系贡献率测度方法[J]. 系统工程与电子技术, 2019, 41(4): 843
ZHANG Xianchao, MA Yahui. Capability model of combat system of systems and measurement method of armament contribution to combat system of systems [J]. Systems Engineering and Electronics, 2019, 41(4): 844. DOI: 10.3969/j. issn. 1001 - 506X. 2019. 04. 20
- [9] 罗承昆, 陈云翔, 张洋铭, 等. 基于混合参数证据网络的装备体系贡献率评估[J]. 兵工学报, 2018, 39(12): 2490

- LUO Chengkun, CHEN Yunxiang, ZHANG Yangming, et al. Evaluation of equipment contribution rate to system-of-systems based on hybrid parameter evidential network [J]. *Acta Armamentarii*, 2018, 39(12): 2490. DOI: 10.3969/j.issn.1000-1093.2018.12.023
- [10] QIU Wenhao, LIAN Guangyao, XUE Mingxi, et al. Physics of failure-based failure mode effects, and critically analysis for Integrated Circuits[J]. *Systems Engineering*, 2018, 21(6): 518. DOI: 10.1002/sys.21451
- [11] 孙有朝. 指数型单元混联系统可靠性综合的信息论方法[J]. *航空动力学报*, 2005, 20(5): 784
SUN Youchao. Information theory method of reliability synthesis for series-parallel or parallel-series system with hierarchical exponential units[J]. *Journal of Aerospace Power*, 2005, 20(5): 784. DOI: 10.13224/j.cnki.jasp.2005.05.014
- [12] WANG Chao, QIU Jing, LIU Guanjun, et al. Testability demonstration with component level data from virtual and physical tests[J]. *Proceedings of the Institution of Mechanical Engineering, Part C: Journal of Mechanical Engineering and Science*, 2015, 229(2): 267. DOI:10.1177/0954406214532909
- [13] XU Weihua, LI Mengmeng, WANG Xizhao. Information fusion based on information entropy in fuzzy multi-source incomplete information system[J]. *International Journal of Fuzzy Systems*, 2016, 19(4): 4. DOI: 10.1007/s40815-016-0230-9
- [14] 李想, 黄胜, 张修远. 应用改进 TOPSIS 法的舰船气流场方案评价[J]. *哈尔滨工业大学学报*, 2016, 48(4): 137
LI Xiang, HUANG Sheng, ZHANG Xiuyuan. Evaluation of airflow on warship deck based on improved TOPSIS method[J]. *Journal of Harbin Institute of Technology*, 2016, 48(4): 137. DOI: 10.11918/j.issn.0367-6234.2016.04.022
- [15] 胡仕成, 徐永东. QFD 和 AHP 相结合的产品质量多维评估模型[J]. *哈尔滨工业大学学报*, 2014, 46(11): 66
HU Shicheng, XU Yongdong. A QFD and AHP combined multiple dimensional evaluation model for product quality[J]. *Journal of Harbin Institute of Technology*, 2014, 46(11): 66. DOI: 10.11918/j.issn.0367-6234.2014.11.011
- [16] AFSHARI R, CILDEH B S. Modified sequential sampling plan using fuzzy SPRT [C]//*Proceedings of the 5th Iranian Joint Congress on Fuzzy & Intelligent Systems (CFIS)*. Qazvin, Iran: IEEE, 2017: 116. DOI: 10.1109/CFIS.2017.8003668
- [17] WANG Chao, QIU Jing, LIU Guanjun, et al. Testability demonstration test planning based on sequential posterior odds test method[J]. *Journal of Risk and Reliability*, 2014, 228(2): 198. DOI: 10.1177/1748006X13508108
- [18] MAO Zhaoyong, SONG Baowei. The sampling inspection method based on sequential posterior odd test [C]//*Proceedings of the International Conference on Computational and Information Science*. Chengdu: IEEE, 2010: 164. DOI: 10.1109/ICCIS.2010.46
- [19] VANDERHORN E, MAHADEVAN S. Bayesian model updating with summarized statistical and reliability data [J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 2018, 172: 14. DOI: 10.1016/j.res.2017.11.023
- [20] 周奎, 孙世岩, 严平. 基于后验风险确定故障样本量的 Bayes 方法[J]. *系统工程与电子技术*, 2019, 41(7): 1672
ZHOU Kui, SUN Shiyan, YAN Ping. Bayes method for determining fault sample size based on posterior risk [J]. *Systems Engineering and Electronics*, 2019, 41(7): 1672. DOI: 10.3969/j.issn.1001-506X.2019.07.32

(编辑 张 红)

《哈尔滨工业大学学报》复合影响因子再创新高

中国学术期刊(光盘版)电子杂志社有限公司、中国科学文献计量评价研究中心最新发布的《中国学术期刊影响因子年报(自然科学与工程技术·2022版)》数据显示:《哈尔滨工业大学学报》最新复合影响因子1.936(去年1.480),增幅31%,影响力指数在全国149种工程技术综合性科技期刊中排名第5。

《哈尔滨工业大学学报》是哈尔滨工业大学主办的自然科学综合性学术期刊,1954年创刊,月刊,被Ei Compendex、Scopus、CSCD等10多种国内外重要检索数据库收录。入选“第5届中国精品科技期刊”(全国320种),为期3年(2020-2023),中国科学技术信息研究所为入选期刊发表的优秀论文提供F5000展示平台。

《哈尔滨工业大学学报》严格学术质量控制,加强优先出版,提高审稿和出版时效,努力吸引高质量论文,打造具有较强影响力的国内顶尖中文学术期刊。《哈尔滨工业大学学报》的进步离不开广大作者、读者和审稿专家的大力支持!向长期关注和支持《哈尔滨工业大学学报》的专家学者表示衷心感谢!欢迎继续支持《哈尔滨工业大学学报》!