http://bhxb.buaa.edu.cn jbuaa@buaa.edu.cn
DOI: 10.13700/j.bh.1001-5965.2019.0184

故障样本量确定与分配一体化设计方案

王康, 史贤俊*, 韩旭, 龙玉峰
(海军航空大学, 烟台 264001)

摘 要: 针对当前测试性验证领域未能考虑故障样本量确定和样本分配2个环节的相互联系,以及现有样本分配方案对影响因子的选择没有统一的框架,导致确定的故障样本量和样本分配不合理的问题,提出了一种故障样本量确定与分配一体化设计方案。首先,以层次Bayes网络模型为框架,融合各节点测试性指标先验信息得到顶层测试性指标的融合分布,并建立故障样本量确定流程;其次,引入结构重要度作为样本分配影响因子,同时结合故障模式影响及危害性分析(FMECA)信息确定节点和故障模式的样本分配影响因子,提出基于节点和故障模式的二次分配框架实施样本分配;最后,通过实际案例进行对比分析。结果表明:相比其他样本分配方案,所提方案能充分考虑系统结构及其先验信息,进而实现了故障样本量确定和分配一体化方案的设计,保证了所确定的故障样本量和分配的合理性,具备更好的工程适用性。

关 键 词: 测试性验证; 故障样本量; 样本分配; 层次Bayes网络; 先验信息; 故障模式

中图分类号: V240.2; TJ06

文献标志码: A **文章编号**: 1001-5965(2020)01-0103-12

测试性验证试验是在装备研制、生产及使用阶段对装备测试性进行设计、增长及评价的一种重要手段,旨在检验装备的测试性设计水平是否达到装备的指标要求,并及时发现装备在测试性设计方面存在的不足,使测试性不断增长完善[1]。

国内外开展测试性验证试验普遍采用的方式为故障注入,即采用人工的方式有针对性地模拟故障并通过一定手段施加于验证对象,同时观察、收集及记录其检测/隔离情况,进而对验证对象的测试性指标进行评价[2]。实施故障注入的关键因素是确定故障样本量及样本分配,合理地确定故障样本量及对样本量进行分配直接影响着验证评估结论的置信度。因此,测试性领域研究人员针对样本量确定技术和样本分配技术均开展了一系列的研究[3-5]。

针对故障样本量确定技术,文献[6]在充分考虑研制阶段信息的前提下,基于证据理论和二项分布模型确定测试性验证所需故障样本量;文献[7]通过信息熵来度量不同研制阶段先验信息对测试性验证方案确定的作用,基于加权融合Bayes理论确定测试性验证方案;文献[8]将装备研制阶段的测试性增长试验信息等效折合为成败型信息,基于Beta分布和差异因子得到故障检测率(FDR)的置信概率密度函数,进而确定故障样本量。上述文献均运用了装备研制阶段的信息,通过采用不同的方法均能达到减少故障样本量的目的,说明先验信息对于降低故障样本量作用明显,但是先验信息均来源于装备整机系统,未能考虑系统结构划分及各结构中蕴含的各种先验信息。进一步,文献[9]基于信息熵方法将部件级的虚拟-实物试验数据折合为系统级的成败型数

收稿日期: 2019-04-23; **录用日期**: 2019-07-19; **网络出版时间**: 2019-07-24 13:57
网络出版地址: kns.cnki.net/kcms/detail/11.2625.V.20190724.1315.001.html
* **通信作者**. E-mail: sxjaa@sina.com

引用格式: 王康, 史贤俊, 韩旭, 等. 故障样本量确定与分配一体化设计方案[J]. 北京航空航天大学学报, 2020, 46(1): 103-114.
WANG K, SHI X J, HAN X, et al. Integrated design scheme for fault sample size determination and allocation[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 2020, 46(1): 103-114 (in Chinese).

http://bhxb.buaa.edu.cn

据,并制定相应的验证方案,同时分析了虚拟数据可信度对验证方案的影响;文献[10]采用"由分到整"的思路,根据研制阶段分系统数据实现装备整机系统测试性验证方案的确定。上述文献对装备结构进行了初步考虑,同时为结构先验信息的运用提供了新的思路,但对于装备结构认知的不充分及结构先验信息的运用不完全会造成所确定的故障样本量不准确。基于此,文献[11]充分运用系统结构信息构建层次 Bayes 网络(Hierarchical Bayes Network, HBN)测试性模型,通过融合各层次测试性先验信息实现模型推理,并基于顶层后验分布确定故障样本量,但未研究样本量的分配方案。综上所述,通过考虑装备结构及各结构先验信息能使制定的测试性验证方案更加合理,但是均未在统一模型框架下研究样本分配技术。事实上,样本分配同样与先验信息及装备结构息息相关,而现有文献大多针对样本量确定和分配技术进行相对独立的研究,未能涉及交叉研究。

针对样本分配技术,文献[12]针对分层抽样算法中故障率数据不准确的问题,通过先验信息实现对故障率的确定,保证故障率的准确性,使分配方案更加合理;文献[13]以导弹飞控系统中的二次电源系统为研究对象,提出基于危害度相对比值的样本分配方案,增强了分配的合理性。但是上述文献考虑因素单一,不能充分利用故障模式影响及危害性分析(Failure Modes, Effect and Criticality Analysis, FMECA)相关信息,同时样本分配对于系统结构的考虑也不足。进一步,文献[14]在充分研究样本分配影响因子的基础上,通过构建可更换单元贡献度层次模型对样本实施分配;文献[15]提出以故障模式数、故障率、故障扩散强度及危害度为影响因子的样本分配方案,并应用于机电设备测试性验证试验;文献[16]通过分析样本分配影响因子与 FMECA 信息的关系,给出影响因子的选取规则和权值矩阵的确定方法,实现样本分配。上述文献对样本分配的各种影响因子进行了研究分析,充分利用 FMECA 信息,但是对于分配结构的考虑仍有不足。基于此,文献[17]在继承传统分层抽样思想的前提下,侧重考虑更多的影响因子,提出了一种多指标集成加权的分配方法,以增加故障样本结构的合理性,但未能给出样本确定方案。综上所述,通过考虑样本分配影响因子和装备结构能增加样本分配方案的合理性,进而保证验证评估结论的置信度,但同样未能建立样本量确定和分配之间的联系,且装备结构对于系统层的影响未能得到充分的研究。

因此,本文在上述研究的基础上,根据层次划分原则对装备进行相应的层次划分,结合 HBN 对于层次的表征能力及其良好的不确定性推理能力和 Bayes 方法融合多源先验信息的能力[18],基于 HBN 构建故障样本量确定与分配一体化模型(下文称一体化设计模型),并给出节点结构重要度的相关定义。基于 HBN 模型实现"自下而上、由分到整"的融合推理,并通过顶层节点测试性指标分布确定故障样本量。当故障样本量确定后,基于节点结构重要度及 FMECA 信息实施样本量"自上而下"的一次分配,然后将底层节点分配所得样本对故障模式进行二次分配,并通过分配结果对故障样本量进行重新校正,最终得到故障样本量及分配结果,保证样本确定和分配的科学合理性。

1 一体化设计模型建立

1.1 模型转化

装备系统层次划分有助于为测试性设计提供科学合理的依据,按照装备的测试性设计实施系统层次的划分,可分为 8 个可选的层次等级,分别为系统、子系统、外场可更换单元(Line Replaceable Unit, LRU)、内场可更换单元(Shop Replaceable Unit, SRU)、模块、子模块、元件及故障模式[19],实际验证评估中可根据测试性设计与分析需求选择合适的层次划分方式。

现假设系统选定层次划分数为 L,则图 1 左半部分为系统结构模型示意图,可以反映出系统的层次划分,通过将具体系统中的系统、子系统、LRU 及元件等逐层抽象为 HBN 中的节点,同时运用 Bayes 方法将各层次所包含的各类信息转化为对应节点的先验信息,得到图 1 右半部分一体化设计模型示意图。至此,完成了系统结构模型向一体化设计模型的转变。

1.2 模型基本参数确定

一体化设计模型是基于 HBN 建立的,根据 HBN 的定义,一个 HBN 通常用 $B=\langle G,P\rangle$ 进行描述,其中 $G=\langle V,E\rangle$ 表示构成 HBN 的有向无环图[20],进一步可以得到:

1)一体化设计模型的结构确定是基于系统结构模型的,如已知系统第 $l(l=1,2,\cdots,L)$ 层及该层第 m_l 个单元,则用 $N_{(l,m_l)}$ 对应一体化设计模型第 l 层第 m_l 个节点。因此,节点集合 V 可表示为

http://bhxb.buaa.edu.cn

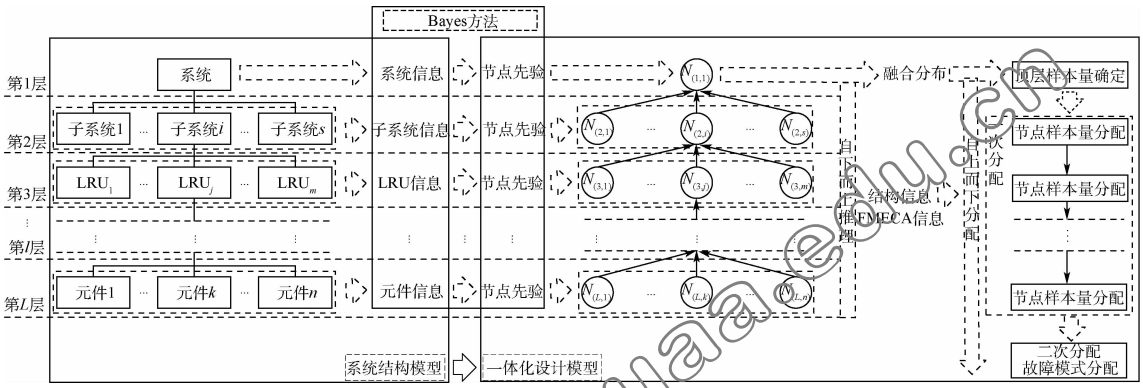


图 1　系统结构模型向一体化设计模型的转化示意图

Fig. 1　Schematic diagram of transformation from system structure model to integrated design model

$$V = \{N_{(l,m_l)} \mid l = 1,2,\cdots,L; m_l = 1,2,\cdots,M_l\} \tag{1}$$

式中:M_l 为系统第 l 层单元总数。

2)有向边集合 E 的确定也是通过系统结构模型间层次化特性所决定的,同时根据故障的传播特性,即故障一般由层次结构的最底层逐层向上传播,因此可以得出确定 E 的约束条件:①自底向上的单一方向性,即由下层节点向上层与之相关的节点传递影响。②逐层传递的限制性,即不允许存在跨层传递的情况。③条件概率分布 P。根据节点集合 V 及 HBN 的定义,可得其联合概率为

$$P(V) = \prod_{l=1}^{L} P(N_{(l,m_l)} \mid \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) \tag{2}$$

式中:$\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$ 为节点 $N_{(l,m_l)}$ 的父节点,即与之有有向边连接的下层节点;$P(N_{(l,m_l)} \mid \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)}))$ 为节点 $N_{(l,m_l)}$ 的条件概率。

所有节点的条件概率构成 HBN 的条件概率表(CPT),具体可结合工程实际、装备结构特性、故障传播特性、专家信息及相关理论进行确定。

考虑节点 $N_{(l,m_l)}$ 故障检测/隔离为二态情况,即节点取值 $N_{(l,m_l)} = \{0,1\}$,$N_{(l,m_l)} = 0$ 表示节点对应的系统单元故障不可检测/隔离,$N_{(l,m_l)} = 1$ 表示节点对应的系统单元故障可检测/隔离。因此,本文以 $N_{(l,m_l)} = 1$ 时测试性指标值 FDR/FIR $p_{(l,m_l)}$ 作为一体化设计模型的传递参数,实现对顶层测试性指标 $p_{(1,1)}$ 的推理和融合,进而完成样本确定和分配过程。

2　一体化设计模型信息处理

2.1　系统结构模型的信息转换

在装备研制、生产及使用过程中,不同结构单元会存在不同类型的试验数据,包括成败型数据、专家信息等,为了实现一体化设计模型的推理,需要将其转化为先验分布的形式。

1)成败型数据的处理

工程上通常以 Beta 分布作为测试性指标的先验分布,则节点 $N_{(l,m_l)}$ 具备如下分布形式[21]:

$$\pi(p_{(l,m_l)}) = \mathrm{Beta}(p_{(l,m_l)};a,b) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} p_{(l,m_l)}^{a-1}(1-p_{(l,m_l)})^{b-1} \tag{3}$$

设节点 $N_{(l,m_l)}$ 成败型数据为 (n,c),则根据 Bayes 理论可得融合成败型数据后的节点先验为

$$\pi(p_{(l,m_l)} \mid (n,c)) = \mathrm{Beta}(p_{(l,m_l)};a+n-c,b+c) \tag{4}$$

式中:a、b 为分布的超参数,如果融合前不存在先验分布,通常取 $a=0$,$b=1$。

2)专家信息的处理

根据节点是否存在历史设备继承先验分布的情况,对于专家信息的给出形式和处理方式会存在一定差异,具体如下:

①节点 $N_{(l,m_l)}$ 不存在继承先验分布。假设有 t 位专家,根据其信任程度赋予相应的权重 $w_i(i=1,2,\cdots,t)$。

a. 点估计型专家信息。给出节点 $N_{(l,m_l)}$ 测试性指标的点估计 $\hat{p}_i$,基于专家权重可得融合后的点估计为 $\hat{p} = \sum_{i=1}^{t} w_i \hat{p}_i$,据此可得

$$\int_0^1 p_{(l,m_l)} \cdot \pi(p_{(l,m_l)})\,\mathrm{d}p_{(l,m_l)} = \hat{p} \tag{5}$$

b. 区间型专家信息。给出置信度水平 γ 节点 $N_{(l,m_l)}$ 测试性指标的区间估计 $[p_{\mathrm{L}}^{(i)}, p_{\mathrm{U}}^{(i)}]$,基于专家权重可以得到融合后 $p_{\mathrm{L}} = \sum_{i=1}^{t} w_i p_{\mathrm{L}}^{(i)}$,$p_{\mathrm{U}} = \sum_{i=1}^{t} w_i p_{\mathrm{U}}^{(i)}$,据此可得

$$\int_{p_{\mathrm{L}}}^{p_{\mathrm{U}}} p_{(l,m_l)} \cdot \pi(p_{(l,m_l)})\,\mathrm{d}p_{(l,m_l)} = \gamma \tag{6}$$

http://bhxb.buaa.edu.cn

根据 $\pi(p_{(l,m_l)})$ 信息熵 $H(\pi(p_{(l,m_l)}))$ 的定义[21]：

$$H(\pi(p_{(l,m_l)})) = -\int_0^1 \pi(p_{(l,m_l)}) \cdot \ln(\pi(p_{(l,m_l)}))\mathrm{d}p_{(l,m_l)} \tag{7}$$

通过式(5)或式(6)的约束，可求使式(7)取得最大值对应的超参数(a',b')和(a'',b'')。

② 节点 $N_{(l,m_l)}$ 存在继承先验分布。设其具备先验分布为 $\pi(p_{(l,m_l)}) = \mathrm{Beta}(p_{(l,m_l)};a^*,b^*)$，同样拥有 t 位专家进行评定。

a. 单侧置信下限型专家信息。除了给出节点点估计 $\hat{p}_i$ 外，需给出置信度 η 下对应的下限值 $\hat{p}_{\mathrm{L},\eta,i}$，则 $\hat{p}_{\mathrm{L},\eta} = \sum_{i=1}^{t} w_i \hat{p}_{\mathrm{L},\eta,i}$，根据式(8)可以将专家信息折合为成败型数据：

$$\begin{cases} \hat{p} = \dfrac{n'-c'}{n'} \\ \displaystyle\sum_{f'=0}^{c'} \mathrm{C}_{n'}^{f'} \hat{p}_{\mathrm{L},\eta}^{(n'-f')}(1-\hat{p}_{\mathrm{L},\eta})^{f'} = 1-\eta \end{cases} \tag{8}$$

式中：(n',c')为折合后的成败型数据。

b. 区间型专家信息。给定置信度水平 λ，根据式(9)可以将专家信息折合为成败型数据[22]：

$$\begin{cases} \displaystyle\sum_{f''=0}^{c''} \mathrm{C}_{n''}^{f''} p_{\mathrm{L}}^{(n''-f'')}(1-p_{\mathrm{L}})^{f''} = 1-\frac{1+\lambda}{2} \\ \displaystyle\sum_{f'=0}^{c''-1} \mathrm{C}_{n''}^{f''} p_{\mathrm{U}}^{(n''-f'')}(1-p_{\mathrm{U}})^{f''} = \frac{1+\lambda}{2} \end{cases} \tag{9}$$

式中：(n'',c'')为折合后的成败型数据。

通过式(8)、式(9)确定的折合后的成败型数据结合式(4)即可确定融合后节点的先验分布。

通过上述数据处理方式即可实现不同类型专家信息及成败型数据的转换和融合，将系统结构模型所蕴含的先验信息转变为节点的先验分布形式。

2.2 一体化设计模型的推理

定义一体化设计模型节点 $N_{(l,m_l)}$ 的测试性指标融合分布为 $\pi_{\mathrm{f}}(p_{(l,m_l)})$，则其由节点 $N_{(l,m_l)}$ 从系统结构模型中获取的先验分布 $\pi(p_{(l,m_l)})$(称为自先验)和经由 HBN 推理得到的概率分布 $P(N_{(l,m_l)}=1)$(称为传递先验)融合而成，可通过式(10)进行描述：

$$\pi_{\mathrm{f}}(p_{(l,m_l)}) = \varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{s})} \cdot \pi(p_{(l,m_l)}) + \varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{d})} \cdot P(N_{(l,m_l)}=1) \tag{10}$$

式中：$\varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{s})}$为节点 $N_{(l,m_l)}$ 的自先验权重系数，$\varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{d})}$为传递先验权重系数，且满足 $\varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{s})} + \varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{d})} = 1$。

由于信息熵的大小反映了变量的不确定性，信息熵越大，则反映出先验信息的随机性越大。因此，权重系数可通过 $\pi(p_{(l,m_l)})$ 和 $P(N_{(1,1)}=1)$ 的信息熵进行确定，结合式(7)可得

$$\begin{cases} \varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{s})} = \dfrac{H(\pi(p_{(l,m_l)}))}{H(\pi(p_{(l,m_l)})) + H(P(N_{(1,1)}=1))} \\ \varepsilon_{(l,m_l)}^{(\mathrm{d})} = \dfrac{H(P(N_{(1,1)}=1))}{H(\pi(p_{(l,m_l)})) + H(P(N_{(1,1)}=1))} \end{cases} \tag{11}$$

为了得到式(10)，需要确定概率分布 $P(N_{(l,m_l)}=1)$，而 $P(N_{(l,m_l)}=1)$ 可以通过式(12)联合概率进行确定：

$$P(N_{(l,m_l)},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) = P(N_{(l,m_l)}\mid \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)}))P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) \tag{12}$$

式中：$P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)}))$可逐层递归分解，直至最底层，然后根据一体化设计模型所确定的 CPT，即可获取节点 $N_{(l,m_l)}$ 的概率分布：

$$P(N_{(l,m_l)}=1) = \sum_{\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})} P(N_{(l,m_l)}=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) \tag{13}$$

由于不易获取概率分布 $P(N_{(l,m_l)}=1)$ 的解析形式，采用 Monte Carlo 仿真抽样的方法，基于抽样样本将 $P(N_{(l,m_l)}=1)$ 拟合为 Beta 分布形式。

至此，可以通过式(10)获取顶层节点 $N_{(1,1)}$ 的融合分布 $\pi_{\mathrm{f}}(p_{(1,1)})$。

3 故障样本量确定与分配

3.1 故障样本量确定

给定实施测试性验证试验所需约束参数(p_0,p_1,α,β)，p_0、p_1 分别为承制方、使用方指标要求值，α、β 分别为承制方、使用方风险值。

结合融合分布 $\pi_{\mathrm{f}}(p_{(1,1)})$，可以根据后验风险准则得到实际的承制方风险 R_α 和使用方风险 R_β[11]：

$$\begin{cases} R_\alpha = \displaystyle\int_{p_0}^1 P(p_{(1,1)}\mid f>c)\mathrm{d}p_{(1,1)} = \dfrac{\displaystyle\int_{p_0}^1 (1-L(p_{(1,1)}))\pi(p_{(1,1)})\mathrm{d}p_{(1,1)}}{\displaystyle\int_0^1 (1-L(p_{(1,1)}))\pi(p_{(1,1)})\mathrm{d}p_{(1,1)}} \\ R_\beta = \displaystyle\int_0^{p_1} P(p_{(1,1)}\mid f\leqslant c)\mathrm{d}p_{(1,1)} = \dfrac{\displaystyle\int_0^{p_1} L(p_{(1,1)})\pi(p_{(1,1)})\mathrm{d}p_{(1,1)}}{\displaystyle\int_0^1 L(p_{(1,1)})\pi(p_{(1,1)})\mathrm{d}p_{(1,1)}} \end{cases} \tag{14}$$

式中：f 为观测到的检测/隔离失败次数；$L(p_{(1,1)})$为抽样特性函数，可由式(15)确定：

http://bhxb.buaa.edu.cn

$$L(p_{(1,1)}) = \sum_{f=0}^{c} C_n^f p_{(1,1)}^{n-f}(1-p_{(1,1)})^f \tag{15}$$

根据不等式约束即可确定故障样本量$(n_{(1,1)},c_{(1,1)})$:

$$\begin{cases} R_\alpha \leqslant \alpha \\ R_\beta \leqslant \beta \end{cases} \tag{16}$$

3.2　样本分配

通过融合分布 $\pi_f(p_{(1,1)})$ 确定顶层节点样本量之后,考虑节点样本分配影响因子和故障模式样本分配影响因子的差异,采用二次分配框架实施对顶层节点样本的逐层分配,保证样本结构的合理性及样本集的代表性,具体示意图如图 1 所示。

1) 一次分配

基于样本结构的考虑,根据一体化设计模型的构建过程,相邻层次间节点具备结构化特性,为充分考虑节点在一体化设计模型中的结构特性(即节点对应单元在系统结构模型中的影响作用),可通过结构重要度 $I_j^{S(l+1\to l)}$ 进行描述。

定义 1　结构重要度。假设节点 $N_{(l,m_l)}$ 父节点 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$ 的个数为 $r_{(l,m_l)}$,则用 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j$ 表示节点 $N_{(l,m_l)}$ 的第 $j(j=1,2,\cdots,r_{(l,m_l)})$ 个父节点,在不考虑父节点自身 FDR/FIR 的情况下,仅从层次结构上分析 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j$ 相对 $N_{(l,m_l)}$ 的结构重要度,具体可通过式(17)确定:

$$\begin{aligned} I_j^{S(l+1\to l)} &= P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1) - \\ &\quad P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0) \\ &\quad P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_k=1) = \\ &\quad P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_k=0)=0.5, k\neq j \end{aligned} \tag{17}$$

证明　在可靠性领域,结构重要度定义为[23]

$$\begin{aligned} I_\Phi(i) &= \frac{1}{2^{n-1}}\sum_{2^{n-1}}[\Phi(\boldsymbol{X}\,|\,X_i=1) - \\ &\quad \Phi(\boldsymbol{X}\,|\,X_i=0)] \end{aligned} \tag{18}$$

式中:$\boldsymbol{X}=\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$ 表示元件,每个元件 X_i 取值为 0 或 1;2^{n-1} 表示除元件 X_i 之外其余 $n-1$ 个元件的取值组合数;$\Phi(\boldsymbol{X})=\Phi(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ 表示元件的结构函数,反映出系统的状态,取值为 0 或 1,$\Phi(\boldsymbol{X}\,|\,X_i=1)$ 表示第 i 个元件取值为 1 时的系统状态,$\Phi(\boldsymbol{X}\,|\,X_i=0)$ 表示第 i 个元件取值为 0 时的系统状态。

参照定义式(18),依据系统结构模型及对应的一体化设计模型,得到父节点 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$ 相对于节点 $N_{(l,m_l)}$ 的结构重要度可以表示为

$$\begin{aligned} I_j^{S(l+1\to l)} &= \frac{1}{2^{r_{(l,m_l)}-1}}\cdot \\ &\quad \sum_{2^{r_{(l,m_l)}-1}}[\Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1) - \\ &\quad \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0)] \end{aligned} \tag{19}$$

式中:

$$\begin{cases} \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1) = \\ \quad \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots, \\ \quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots, \\ \quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}}) \\ \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0) = \\ \quad \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots, \\ \quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots, \\ \quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}}) \end{cases} \tag{20}$$

系统结构模型中定义的 $\Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$,在基于 HBN 的一体化设计模型中表示父节点 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$ FDR/FIR 变化而引起的节点 $N_{(l,m_l)}$ FDR/FIR 的变化情况,故有

$$P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) = \Phi(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})) \tag{21}$$

将式(20)和式(21)代入式(19)中,得到

$$\begin{aligned} I_j^{S(l+1\to l)} &= \frac{1}{2^{r_{(l,m_l)}-1}}\cdot \\ &\quad \sum_{2^{r_{(l,m_l)}-1}}[P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1}, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}}) - \\ &\quad P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}})] \end{aligned} \tag{22}$$

因结构重要度与具体节点的 FDR/FIR 取值无关,不妨设各节点 $P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_k=0)=1/2$,$P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_k=1)=1/2$,则进一步得

$$\begin{aligned} &P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}}) = P(N_{(l,m_l)}=1, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}})/P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j=1}=1, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1}, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}}) = \\ &\quad P(N_{(l,m_l)}=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j=1}=1, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1}, \\ &\quad \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r_{(l,m_l)}})/ \\ &\quad \left[P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j=1}=1)\cdot\frac{1}{2^{r_{(l,m_l)}-1}}\right] \end{aligned} \tag{23}$$

http://bhxb.buaa.edu.cn

将式(23)代入式(22)得到式(22)等号右面第1项为

$$\frac{1}{2^{r(l,m_l)-1}}\cdot\sum_{2^{r(l,m_l)-1}}P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1,\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r(l,m_l)})=\sum_{2^{r(l,m_l)-1}}[P(N_{(l,m_l)}=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1,\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r(l,m_l)})/P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1)]=P(N_{(l,m_l)}=1,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1)/P(\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1)=P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=1) \tag{24}$$

同理,可得

$$\frac{1}{2^{r(l,m_l)-1}}\cdot\sum_{2^{r(l,m_l)-1}}P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0,\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_1,\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j-1},\ \mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{j+1},\cdots,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_{r(l,m_l)})=P(N_{(l,m_l)}=1\,|\,\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j=0) \tag{25}$$

据此可得式(17)的结构重要度计算公式。

证毕

为了充分考虑系统的结构特性,将基于式(17)得到的结构重要度作为样本分配影响因子之一。事实上,由于节点FDR/FIR并不是具体的实值,而是具备先验分布形式,所以在求取结构重要度时需要对其进行实值化。通过一体化设计模型可以得到节点重要度的分布,本文取分布所具有的均值 $\bar{I}_j^{S(l+1\to l)}$ 实现节点重要度的实值化。

现有的测试性样本分配方法的研究中,选择的样本分配影响因子多为故障率、故障严酷度、故障危害度、故障扩散强度等,这些影响因子均可通过FMECA信息直接或间接得到,影响因子的选择根据实际装备所处的具体阶段的不同进行动态确定(根据FMECA信息选择影响因子的指导原则参见文献[16])。假设根据装备不同验证阶段的FMECA信息选定 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})$ 样本分配影响因子为 $W_{ji}(i=1,2,\cdots,w,w$ 为选定样本分配影响因子的数量),则依据分层抽样理论,结合多因子综合分配方法[18],基于节点重要度和FMECA信息进行节点样本的分配。

$$\begin{cases} n_{(l,m_l,j)}=n_{(l,m_l)}\cdot\zeta_{(l,m_l,j)} \\ \zeta_{(l,m_l,j)}=\dfrac{T_{(l,m_l,j)}\cdot\bar{I}_j^{S(l+1\to l)}\cdot\prod\limits_{i=1}^{w}W_{ji}}{\sum\limits_{j=1}^{r(l,m_l)}T_{(l,m_l,j)}\cdot\bar{I}_j^{S(l+1\to l)}\cdot\prod\limits_{i=1}^{w}W_{ji}} \end{cases} \tag{26}$$

式中:$n_{(l,m_l)}$ 为节点 $N_{(l,m_l)}$ 的样本量;$n_{(l,m_l,j)}$、$\zeta_{(l,m_l,j)}$ 和 $T_{(l,m_l,j)}$ 分别为 $\mathrm{pa}(N_{(l,m_l)})_j$ 的分配样本量、相对权重和工作时间系数。

根据式(26)可自上而下逐层实现基于节点重要度权重系数的样本量,直至一体化设计模型的底层节点,至此实现样本的一次分配过程。

2)二次分配

完成样本的一次分配后,需要将底层节点的样本分配到节点的故障模式中。假设根据FMECA信息选择实施故障模式分配的影响因子个数为 w',则构建第 $j(j=1,2,\cdots,r_{(L,m_L)})$ 个故障模式相对于节点 $N_{(L,m_L)}$ 的影响因子系数 C_j 可以表示为

$$C_j=\frac{\prod\limits_{i=1}^{w'}l_{ji}}{\sum\limits_{j=1}^{r_{(L,m_L)}}\prod\limits_{i=1}^{w'}l_{ji}} \tag{27}$$

式中:l_{ji} 为第 j 个故障模式的第 i 个影响因子的值。

根据分层抽样理论,可通过式(28)进行选定底层节点向其故障模式的二次分配:

$$n_{(L,m_L,j)}=n_{(L,m_L)}\cdot C_j \tag{28}$$

3.3 故障样本量校正

基于样本集的充分性和代表性的考虑,由于故障模式频数比的相对差异,在实施二次分配时会存在故障模式频数比较低的故障模式分配样本量为0,为了保证故障模式的覆盖性,对分配样本量进行如下处理:

$$\begin{cases} n'_{(L,m_L,j)}=1 & n_{(L,m_L,j)}<1 \\ n'_{(L,m_L,j)}=[n_{(L,m_L,j)}] & n_{(L,m_L,j)}\geqslant 1 \end{cases} \tag{29}$$

式中:[ ]表示四舍五入取整运算。

进一步可得校正后的故障样本量为 $n'_{(1,1)}=\sum\limits_{j=1}^{r_{(L,m_L)}}n'_{(L,m_L,j)}$。

4 案例应用及分析

以某型导弹装备的二次电源为分析对象,其主要组成单元为滤波器、电阻器、电源模块及电连接器等。

1)一体化设计模型建立

基于图1实现二次电源系统结构模型到一体化设计模型的转变,则一体化设计模型具备如图2所示的结构特性。

Bayes网络条件概率的确定是实现Bayes网络模型推理的一个难点问题,通常由大量统计试

http://bhxb.buaa.edu.cn

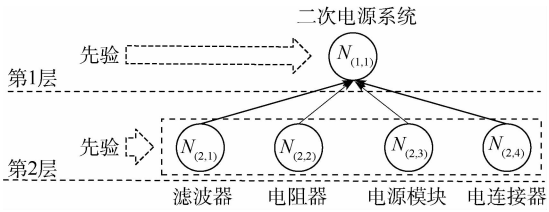


图 2　二次电源系统一体化设计模型

Fig. 2　Integrated design model of secondary power system

验及专家经验进行确定。考虑到导弹装备的特殊性,必然测试性验证提供的数据是小样本的,故无法通过大量统计试验确定条件概率。同时考虑到专家经验的不确定性,本文采用文献[24]提出的多专家决策融合方法进行确定,一体化设计模型有如表 1 所示的 CPT。

限于篇幅,以表 1 中虚线矩形框的条件概率 $P(N_{(1,1)}\mid N_{(2,1)}=1,N_{(2,2)}=1,N_{(2,3)}=1,N_{(2,4)})$ 为例,3 个领域专家以知识矩阵的形式给出其知识表示,分别为 $\boldsymbol{A}_1=\begin{bmatrix}0.17 & 0.05\\ 0.83 & 0.95\end{bmatrix}$,$\boldsymbol{A}_2=\begin{bmatrix}0.13 & 0\\ 0.87 & 1\end{bmatrix}$,$\boldsymbol{A}_3=\begin{bmatrix}0.18 & 0.07\\ 0.82 & 0.93\end{bmatrix}$。

根据各专家权重系数(0.35,0.45,0.2)进行融合,得到融合后的知识矩阵为

$$\boldsymbol{A}=\begin{bmatrix}0.154 & 0.032\\ 0.846 & 0.968\end{bmatrix}$$

不同取值组合下的知识矩阵类似可以确定,即可完全确定 CPT,完成一体化设计模型的建立。

2)先验信息处理

在研制、生产和使用阶段,二次电源系统具备一定的可用的先验信息,可通过式(3)~式(9)对成败型数据和专家信息进行处理。

以节点 $N_{(2,3)}$ 为例,继承先验超参数来源于历史装备试验信息。在历史装备电源模块测试性验证试验中,共注入 58 次故障,正确检测故障 52 次,未能成功检测故障 6 次,根据 Hart 采用的经验 Bayes 方法,现有装备相当于进行了历史装备 60% 的试验次数[25],即继承先验超参数为 $a^*=52\times0.6=31.2$,$b^*=6\times0.6=3.6$。由于继承先验存在,则专家信息转化方式为成败型数据形式,现有 3 位测试性领域专家以区间估计形式给出了电源模块置信度测试性指标估计,分别为[0.85,0.93]、[0.87,0.93]及[0.86,0.94],对应专家的权重为(0.35,0.45,0.2),根据式(9)得到融合专家信息的等效成败型数据为(211,21),基于式(4)结合当前装备电源模块的成败型数据则得到 $N_{(2,3)}$ 自先验 $\pi(p_{(2,3)})=\mathrm{Beta}(p_{(2,3)};246.2,27.6)$。

其他各节点自先验分布可类似确定,具体结果如表 2 所示。

表 1　一体化设计模型的 CPT

Table 1　CPT of integrated design model

$N_{(2,1)}$	0								1							
$N_{(2,2)}$	0				1				0				1			
$N_{(2,3)}$	0		1		0		1		0		1		0		1	
$N_{(2,4)}$	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1
$N_{(1,1)}$ 0																
$N_{(1,1)}$ 1																

表 2　节点先验信息

Table 2　Prior information of each node

节点	继承先验超参数		专家信息融合		成败型数据	自先验超参数	
	a^*	b^*	估计类型	转化形式		a	b
$N_{(1,1)}$			点估计型 $\hat{p}=0.921$	Beta 分布 $a_t=11.009$ $b_t=0.945$	(10,1)	20.009	1.945
$N_{(2,1)}$			点估计型 $\hat{p}=0.913$	Beta 分布 $a_t=9.910$ $b_t=0.944$	(20,2)	27.910	2.944
$N_{(2,2)}$			点估计型 $\hat{p}=0.927$	Beta 分布 $a_t=12.030$ $b_t=0.947$	(24,0)	36.030	0.947
$N_{(2,3)}$	31.2	3.6	区间估计型 [0.861,0.932]	成败型数据 (211,21)	(28,3)	246.2	27.6
$N_{(2,4)}$			点估计型 $\hat{p}=0.932$	Beta 分布 $a_t=13.037$ $b_t=0.951$	(30,2)	41.037	2.951

http://bhxb.buaa.edu.cn

3）顶层节点融合分布确定

根据式(12)和式(13)结合 Monto Carlo 抽样拟合方法，可得到节点 $N_{(1,1)}$ 的传递先验为 $P(N_{(1,1)}=1)=\mathrm{Beta}(p_{(1,1)};326.155,34.247)$，根据式(7)计算其信息熵 $H(P(N_{(1,1)}=1))=-2.146$。

从表 1 中能得到所确定的节点 $N_{(1,1)}$ 的自先验 $\pi(p_{(1,1)})=\mathrm{Beta}(p_{(1,1)};20.009,1.945)$，其信息熵 $H(\pi(p_{(1,m_l)}))=-1.494$，通过式(11)进一步得到融合权重系数 $\varepsilon_{(1,1)}^{(s)}=0.41$，$\varepsilon_{(1,1)}^{(d)}=0.59$，结合式(10)最终得到节点 $N_{(1,1)}$ 的融合分布为 $\pi_f(p_{(1,1)})=\mathrm{Beta}(p_{(1,1)};200.635,21.003)$。3 种先验分布的概率密度曲线如图 3 所示。

4）样本量确定

设承制方和使用方给出的测试性设计指标要求值分别为 $p_0=0.95$，$p_1=0.90$ 及双方风险要求 $\alpha=\beta=0.1$。则根据式(14)～式(16)，以及图2所给出的样本确定流程即可得到 $(n_{(1,1)},c_{(1,1)})=(47,0)$，即顶层节点 $N_{(1,1)}$ 样本量为 47。同时得到实际承制方风险 $\alpha_r=0.00286$，实际使用方风险 $\beta_r=0.0970$，满足指标要求。

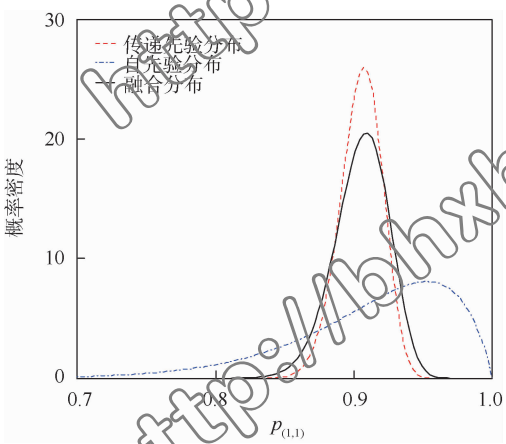


图 3 节点 $N_{(1,1)}$ 不同先验分布概率密度曲线

Fig. 3 Probability density curves of different prior distribution at node $N_{(1,1)}$

以经典测试性验证方案对样本进行确定，得到的验证方案为(187,13)，以传统 Bayes 测试性验证方案确定的样本为(114,8)[26]。可见，通过本文一体化设计模型得到的样本量有效降低，这正是由于考虑了各层次结构的先验信息，增加了对顶层节点的认知程度，增加了顶层节点融合分布的可信度，进一步保证样本确定的合理性。

5）样本分配

根据式(17)确定节点 $N_{(2,1)}$、$N_{(2,2)}$、$N_{(2,3)}$ 和 $N_{(2,4)}$ 相对于节点 $N_{(1,1)}$ 的结构重要度，并进行实值化，则得到：$\bar{I}_1^{S(2\to1)}=0.328$，$\bar{I}_2^{S(2\to1)}=0.278$，$\bar{I}_3^{S(2\to1)}=0.364$，$\bar{I}_4^{S(2\to1)}=0.297$。

根据使用阶段 FMECA 信息、节点及各节点故障模式相关信息，具体如表 3 所示。针对节点而言，节点样本分配与故障率 λ_p 和节点危害度 D_j(由节点故障模式危害度 D_{ji} 构成)相关，而由危害度计算公式 $D_j=\alpha_j\beta_jS_j\lambda_pt$ 可得故障率 λ_p 因素包含于 D_j 中，故无需重复考虑 λ_p 作为节点分配影响因子，故考虑节点危害度 D_j 及结构重要度 $\bar{I}_j^{S(2\to1)}$ 作为节点分配的影响因子。因此，可以基于式(26)实现对节点样本量的一次分配，节点分配结果如表 4所示。

在实现节点样本量的一次分配之后，需要将底层节点样本量分配给其故障模式。根据 FMECA 信息，故障模式可以通过故障模式危害度 D_{ji}、故障影响 I_j 及故障模式被检测难度评分等级 E_j 进行表征，因此选择 D_{ji}、I_j 和 E_j 作为故障模式分

表 3 二次电源系统 FMECA 信息

Table 3 FMECA information of secondary power system

节点	故障率 λ_p/(10^{-6}h^{-1})	故障模式 M_j 标识码	故障模式 M_j 模式名称	故障模式频数比 α_j/%	故障模式影响概率 β_j	故障模式危害度 D_{ji}①	故障影响(扩散度) I_j②	被检测难度评分等级 E_j②
$N_{(2,1)}$	3.042	$M_1^{N(2,1)}$	短路	20	1	4.259	4	2
		$M_2^{N(2,1)}$	退化	80	0.1	1.460	4	5
$N_{(2,2)}$	0.139	$M_1^{N(2,2)}$	开路	92	1	0.384	3	2
		$M_2^{N(2,2)}$	参漂	8	0.5	0.017	3	4
$N_{(2,3)}$	10.516	$M_1^{N(2,3)}$	退化	35	0.1	2.576	5	5
		$M_2^{N(2,3)}$	低温不启动	10	0.1	0.736	5	1
		$M_3^{N(2,3)}$	漏气	15	0.1	0.946	5	3
		$M_4^{N(2,3)}$	开路	15	1	11.042	5	2
		$M_5^{N(2,3)}$	短路	25	1	18.403	5	1
$N_{(2,4)}$	0.366	$M_1^{N(2,4)}$	接触不良	80	0.8	1.640	1	2
		$M_2^{N(2,4)}$	开路	20	1	0.512	1	2

注：①指故障模式危害度，通过文献[13]求解；②指本文以扩散度表征故障影响，可通过文献[27]求解。

http://bhxb.buaa.edu.cn

表 4　不同样本分配方式结果对比

Table 4　Result comparison of different sample allocation methods

节点	故障模式 M	基于故障率的样本分配[12]		基于危害度的样本分配[13]		基于故障属性的样本分配[27]		基于多因子的样本分配[15]		一体化设计方案	
		节点	故障模式	节点	故障模式	节点	故障模式	节点	故障模式	节点	故障模式
$N_{(2,1)}$	$M_1^{N(2,1)}$	10	2	6	4	8	4	1(2)	0(1)	6	3
	$M_2^{N(2,1)}$		8		2		4		1		3
$N_{(2,2)}$	$M_1^{N(2,2)}$	1(2)	1	0(2)	0(1)	1(2)	1	0(2)	0(1)	0(2)	0(1)
	$M_2^{N(2,2)}$		0(1)		0(1)		0(1)		0(1)		0(1)
$N_{(2,3)}$	$M_1^{N(2,3)}$	35	12	38	3	37	8	46	16	39	9
	$M_2^{N(2,3)}$		4		1		1		5		1
	$M_3^{N(2,3)}$		5		1		2		7		2
	$M_4^{N(2,3)}$		5		12		14		7		15
	$M_5^{N(2,3)}$		9		21		12		11		12
$N_{(2,4)}$	$M_1^{N(2,4)}$	1(2)	1	3	2	1(2)	1	0(2)	0(1)	2(3)	2
	$M_2^{N(2,4)}$		0(1)		1		0(1)		0(1)		0(1)

注:(·)内数字为基于式(29)校正后的样本量。

配的影响因素,然后基于式(27)和式(28)实现底层节点样本量向故障模式的二次分配,具体分配结果见表 4,同时给出了不同分配方案的分配结果,进行对比分析(表 4 中最初分配样本均基于本文得到的样本量 47)。

6)结果分析

① 基于故障率的样本分配方案由于考虑因素过于单一,一旦存在故障率数据不准确的问题,将会导致分配结果不合理。

② 基于危害度的样本分配方案考虑了故障模式危害度因素,本节已分析故障模式危害度因素包含了故障率因素,很好地解决了单元故障率低但危害度较大时样本分配的均衡问题,避免样本分配失衡造成测试性验证评估结论的置信度降低。由表 4 可以得到,基于危害度的分配方案较之基于故障率的分配方案而言样本分配更为均衡。

③ 事实上,基于危害度的样本分配方案已将危害度和严酷度纳入样本分配影响因子中,基于故障属性的样本分配方案可认为是在基于危害度的样本分配方案基础上进一步将故障扩散强度和故障模式发生时的被检测难度纳入分配因子的范畴,使得样本集具备更强的代表性,这一点可通过对比分析表 4 基于故障属性的样本分配方案和基于危害度的样本分配方案分配结果的构成中看出。

④ 基于多因子的样本分配方案同时将故障率、故障模式数、故障模式危害度及故障扩散强度考虑在内,但是由于危害度的确定已经包含故障率因素,而同时又将故障率作为单独的影响因子,导致故障率高的单元会分配大量的样本,故障率小的单元会分配更小的样本,严重造成样本结构的失衡,这一点亦可通过表 4 基于多因子的样本分配结果进行印证。故障率高的 $N_{(2,3)}$ 节点具备几乎所有的样本,分配样本量为 46,造成样本代表性不足,但是多因子分配的思想是值得借鉴的,对于多因子的选择应当避免因子间的重复或者冲突,以免造成分配结果的不合理。事实上,基于故障属性的样本分配方案可以看成是一种基于多因子的分配方案,因子即为组成故障属性的危害度、故障扩散强度及故障被检测难度。

⑤ 本文提出的故障样本量确定与分配一体化设计模型,首先,能充分体现系统的结构,并能充分运用系统结构模型中各单元蕴含的先验信息,能够实现样本量的确定,保证样本量确定的准确性,同时达到减少样本量的目的,这一点是其他样本分配方案所不具备的。其次,分配方案能充分体现系统级结构特征,能够表征下层父节点(下层单元)相对于上层节点(上层单元)的结构重要度,本文采用二次分配法,对节点样本量的分配因素和故障模式样本量的分配因素进行了区分:a. 从 FMECA 信息中能得到节点层次的样本分配有关的因素为故障率和节点危害度,考虑节点危害度包含故障率信息,所以基于多因子分配的思想选用节点危害度和节点结构重要度作为节点样本分配因子,实施一次分配,如此即充分体现了样本的结构特性。b. 同样,基于样本集的代表性考虑,根据 FMECA 信息分析影响故障模式分配的因子,将故障模式危害度、故障扩散强度和故障被检测难度纳入故障模式分配因子,在此基于多因子分配思想实现节点样本量向故障模式样本量的二次分配。最后,考虑故障模式的相对影响

http://bhxb.buaa.edu.cn

差异造成的分配样本量为0的情形，基于样本集的充分性考虑，给出了样本修正方案，实现样本的最终确定及分配。

⑥ 一次分配基于节点危害度和节点重要度进行分配，由于节点 $N_{(2,3)}$ 的结构重要度高于其他节点，从表4中可以看出其分配的样本量略多于单独基于危害度的分配方式，同时也多于其他样本分配方案（由于多因子分配方案存在分配因子冲突，下文对比均不含此方案），说明节点 $N_{(2,3)}$ 结构重要度的引入，需要更多的样本量对其进行测试性验证试验，这和实际情形完全相符，危害度和重要度更高的单元所对应的节点，必然需要更充分的样本对其实施验证，保证分配的合理性；二次分配基于故障模式危害度、故障扩散强度和故障被检测难度的样本分配因子实施多因子分配，由于考虑了故障模式的各项表征，使得故障模式的分配相较于其他分配方式而言更为均衡，保证了故障模式集的代表性，进一步通过给出的分配校正方案，对由于分配因子相对差异造成的故障模式分配样本为0的情形，对其进行校正，保证了故障模式集的覆盖性。如此通过二次分配方案，首先能保证分配到节点样本量的合理性，其次能保证分配到故障模式集的样本具备代表性和覆盖性，减少了主观的判断和干预，例如对节点 $N_{(2,2)}$ 而言，节点分配样本量为0，这是由于其危害度和结构重要度的综合相对差异较其他节点差距过大，进而导致分配故障模式均为0，在进行测试性验证时无法覆盖，通过本文方法后即可实现其覆盖性。

因此，由于考虑因素的充分性及分配结构的进一步完善，使得样本分配结果更具代表性，能更好地指导和帮助测试性验证试验的实施，进而为增加评估结论置信度奠定基础。

5 结 论

本文针对测试性验证中样本确定和分配2个环节未能建立联系，以及现有分配方式对影响因子选择未能有统一框架的问题，提出了一种基于HBN的故障样本量与分配一体化设计方案。

1）该方案基于系统结构模型将样本量确定和分配纳入统一的模型框架中，充分考虑了系统的结构层次特性，工程适用性更强。

2）充分运用系统各单元的先验信息，通过逐层融合推理确定顶层融合分布，基于给定样本量确定流程实施样本量的确定，一定程度上能达到降低故障样本量的目的。

3）通过定义一体化设计模型中的结构重要度，将其纳入样本分配的影响因子之中，构建样本确定和样本分配的联系，使得样本分配结构更加合理；充分考虑FMECA信息，考虑到分配层次的不一，节点（单元）样本分配影响因子和故障模式样本分配影响因子选择不同，节点层次更加侧重于节点自身的影响，包括节点重要度及节点危害度影响，故障模式层次则更加注重故障模式的表征，通常有故障模式危害度、故障扩散度及故障被检测难度等影响因素，因此选用节点样本分配和故障模式样本分配的二次分配框架，保证了样本结构的合理性和分配样本集的代表性以及覆盖性。

4）根据分配结果对样本量进行校正，确定最终验证试验样本量，能保证故障模式的覆盖性，为测试性指标评估奠定基础。

参考文献（References）

[1] 吴建军，周红，朱玉岭，等. 工程装备测试性分析与应用[M]. 北京：国防工业出版社，2017.
WU J J, ZHOU H, ZHU Y L, et al. Testability analysis and application of engineering equipment[M]. Beijing: National Defense Industry Press, 2017(in Chinese).

[2] 李华康. 测试性试验中等效故障注入技术及应用[D]. 长沙：国防科学技术大学，2015.
LI H K. Study on the equivalent fault injection technique and its application in testability test[D]. Chagnsha: National University of Defense Technology, 2015(in Chinese).

[3] 张西山，黄考利，敖贤野，等. 测试性验证试验中的故障样本综合加权分配方法[J]. 计算机测量与控制，2015，23(1)：139-142.
ZHANG X S, HUANG K L, AO X Y, et al. Synthetic weighted method of failure samples allocation in testability[J]. Computer Measurement & Control, 2015, 23(1): 139-142(in Chinese).

[4] 张艺琼，刘萌萌，李璠，等. 测试性验证试验方案的工程修正方法研究[J]. 测控技术，2013，32(2)：126-127.
ZHANG Y Q, LIU M M, LI F, et al. Study on engineering correction method of testability validation test plan[J]. Measurement & Control Technology, 2013, 32(2): 126-127(in Chinese).

[5] 张勇. 装备测试性虚拟验证试验关键技术研究[D]. 长沙：国防科学技术大学，2012.
ZHANG Y. Research on key technologies of virtual testability verification test for equipments[D]. Chagnsha: National University of Defense Technology, 2012(in Chinese).

[6] 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).

[7] 吴忠德，邓露. 基于验前试验信息熵的测试性验证试验方案

http://bbxb.buaa.edu.cn

[J]. 计算机测量与控制,2016,24(6):286-288.
WU Z D,DENG L. Method for testability demonstration test design based on entropy of prior test information[J]. Computer Measurement & Control,2016,24(6):286-288(in Chinese).

[8] 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).

[9] WANG C,QIU J,LIU G,et al. Testability demonstration with component level data from virtual and physical tests[J]. Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part C: Journal of Mechanical Engineering Science,2014,229(2):265-272.

[10] 王敏,杨江平,卢雷,等. 利用分系统数据制定整机测试性验证试验方案[J]. 现代防御技术,2015,43(5):213-217.
WANG M,YANG J P,LU L,et al. Determining testability demonstration test scheme with subsystem data[J]. Modern Defence Technology,2015,43(5):213-217(in Chinese).

[11] 史贤俊,王康(韩旭,等. 基于层次 Bayesian 网络及后验风险准则的故障样本量确定方法[J]. 兵工学报,2019,40(1):171-181.
SHI X J,WANG K,HAN X,et al. Method for determining fault sample size based on hierarchical Bayesian network and posterior risk criteria[J]. Acta Armamentarii,2019,40(1):171-181(in Chinese).

[12] 李天梅,邱静,刘冠军. 基于故障率的测试性验证试验故障样本分配方案[J]. 航空学报,2009,30(9):1661-1665.
LI T M,QIU J,LIU G J. Allocation plan of failure samples based on failure rate in testability[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica,2009,30(9):1661-1665(in Chinese).

[13] 赵建扬,李小银,雷琴. 基于危害度相对比值的故障样本分配方案[J]. 探测与控制学报,2011,33(2):55-59.
ZHAO J Y,LI X M,LEI Q. Relative criticality ratio based on failure samples allocation[J]. Journal of Detection & Control,2011,33(2):55-59(in Chinese).

[14] 余思奇,景博,黄以锋. 基于贡献度的测试性验证试验样本分配方案研究[J]. 中国测试,2015,41(2):91-95.
YU S Q,JING B,HUANG Y F. Study on allocation scheme of failure sample in testability validation tests based on contribution[J]. China Measurment & Test,2015,41(2):91-95(in Chinese).

[15] 何洋,李洪涛,王志新. 基于多因子的机电设备测试性验证样本分配方案[J]. 电光与控制,2015,22(1):97-100.
HE Y,LI H T,WANG Z X. A multi-factor based sample allocation scheme for testability verification of electromechanical equipment[J]. Electronics Optics & Control,2015,22(1):97-100(in Chinese).

[16] 陈然,连光耀,黄考利,等. 基于 FMECA 信息的测试性验证试验样本分配方法[J]. 北京航空航天大学学报,2017,43(3):627-635.
CHEN R,LIAN G Y,HUANG K L,et al. Sample allocation method based on FMECA information for testability verification test[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics,2017,43(3):627-635(in Chinese).

[17] 刘磊. 装备智能故障诊断及测试性验证与评价方法研究[D]. 郑州:郑州大学,2017.
LIU L. Research on intelligent fault diagnosis and testability verification and evaluation methods of equipment[D]. Zhengzhou:Zhengzhou University,2017(in Chinese).

[18] DURA-BERNAL S,WENNEKERS T,DENHAM S L. Modelling object perception in cortex:Hierarchical Bayesian networks and belief propagation[C]// 2011 45th Annual Conference on Information Sciences and Systems. Piscataway,NJ:IEEE Press,2011:11990313.

[19] 郑应荣. 系统级层次化测试性建模与分析[D]. 哈尔滨:哈尔滨工业大学,2014.
ZHENG Y R. Testability modeling and analysis of hierarchical system[D]. Harbin:Harbin Institute of Technology,2014(in Chinese).

[20] WERHLI A V. Bayesian network structure inference with an hierarchical Bayesian model[C]// Advances in Artificial Intelligence-SBIA 2010. Berlin:Springer,2010:92-101.

[21] 张西山,黄考利,闫鹏程,等. 基于不确定性测度与支持度的测试性验前信息融合方法[J]. 航空动力学报,2015,30(11):2779-2786.
ZHANG X S,HUANG K L,YAN P C,et al. Testability prior information fusion method based on uncertainty measure and supporting degree[J]. Journal of Aerospace Power,2015,30(11):2779-2786(in Chinese).

[22] 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):151-159.
WANG J,LI T M,HE H F,et al. Research on multi-source data equivalent methods for testability integrated evaluation[J]. Acta Armamentarii,2017,38(1):151-159(in Chinese).

[23] 邓琼. 安全系统工程[M]. 西安:西北工业大学出版社,2009.
DENG Q. Safety system engineering[M]. Xi'an:Northwestern Polytechnical University Press,2009(in Chinese).

[24] LITTLESTON N,WARMUTH M K. The weighted majority algorithm[J]. Information and Computation,1994,108(2):212-261.

[25] HART L. Reliability of modified designs:A Bayes analysis of an accelerated test of electronic assemblies[J]. IEEE Transactions on Reliability,1990,39(2):140-144.

[26] 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 Astronantics,2015,41(8):1505-1512(in Chinese).

[27] 邓露,许爱强,赵秀丽. 基于故障属性的测试性验证试验样本分配方案[J]. 测试技术学报,2014,28(2):103-107.
DENG L,XU A Q,ZHAO X L. Allocation plan for samples based on failure attribute in testability demonstration test[J]. Journal of Test and Measurement Technology,2014,28(2):103-107(in Chinese).

http://bhxb.buaa.edu.cn

作者简介：

王康 男，博士研究生。主要研究方向：装备测试性设计、验证与评估。

史贤俊 男，博士，教授，博士生导师。主要研究方向：导弹自动测试技术，装备测试性设计、验证与评估。

Integrated design scheme for fault sample size determination and allocation

WANG Kang, SHI Xianjun*, HAN Xu, LONG Yufeng

(Naval Aviation University, Yantai 264001, China)

Abstract: For the current testability verification field, the relationship between the fault sample size determination and the sample allocation is not taken into consideration, and the existing sample allocation schemes have no uniform framework for the selection of the impact factor, which lead to the problem that the determined sample size and sample allocation are unreasonable, so an integrated design scheme for fault sample size determination and allocation is proposed. Firstly, the prior information of each node's testability indicators was integrated to obtain the fusion distribution of top-level testability indicators, which could be used to establish a fault sample size determination process based on the hierarchical Bayes network model. Secondly, the structural importance was introduced as the sample allocation influence factor. At the same time, the failure modes, effect and criticality analysis (FMECA) information was used to determine the sample allocation influence factor of the nodes and the failure modes. Then the secondary allocation framework based on the nodes and failure modes was proposed to implement the sample allocation. Finally, a comparative analysis was carried out through actual cases. The results show that, compared with other sample allocation schemes, the proposed scheme can fully consider the system structure and its prior information, and realize the integrated design for fault sample size determination and allocation, which ensures the reasonable sample size and allocation with better engineering applicability.

Keywords: testability verification; fault sample size; sample allocation; hierarchical Bayes network; prior information; failure mode

http://bhxb.buaa.edu.cn

Received: 2019-04-23; **Accepted**: 2019-07-19; **Published online**: 2019-07-24 13:57

URL: kns.cnki.net/kcms/detail/11.2625.V.20190724.1315.001.html

* **Corresponding author**. E-mail: sxjaa@sina.com