国 防 科 技 大 学 学 报
第 23 卷 第 3 期 JOURNAL OF NATIONAL UNIVERSITY OF DEFENSE TECHNOLOGY Vol.23 No.3 2001

文章编号:1001-2486(2001)03-0093-05

多源信息的 Bayes 融合精度鉴定方法*

张金槐

(国防科技大学机电工程与自动化学院,湖南 长沙 410073)

摘 要:为了合理运用多种验前信息,文中首先引入了验前信息的可信度的概念,由此论述了验前信息与现场试验信息的融合方法,给出了多源信息下的 Bayes 精度鉴定方案。最后以实例说明鉴定方案的运用。

关键词:信息融合;Bayes 检验

中图分类号:O212.8;O213 **文献标识码**:A

Accuracy Detection Method Using Bayesian Multi-Sensor Data Fusion Technique

ZHANG Jin-huai

(College of Mechatronics Engineering and Automation, National Univ. of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract:To proper use the prior information, the concept of confidence of prior information is introduced. Then, the multi-sensor data fusion method for the prior and testing information is given. Finally, the Bayesian accuracy detection algorithm is designed, and an example of application is discussed to explain this method.

Key words:information fusion;Bayesian detection method

武器装备的试验鉴定是在研制性试验、仿真试验及靶场完型试验的条件下,检验其设计水平、制造品质并评定其性能和使用效能的重要一环。由于武器装备普遍地运用了高新技术,使研制和试验费用昂贵,靶场试验不容许大量重复地进行。因此,小子样试验成为一大特点。其次,由于仿真技术的运用,测控手段的多样化,使信息源多样化。因此,信息融合技术的运用成为试验鉴定中的又一特色。特别是仿真试验,它可以设定在各种不同的场景和环境条件下对武器装备的特性和使用效能进行模拟,甚至应用虚拟现实方法,由此可以获得较大的信息量。这些信息是评定武器装备性能、使用效能的重要依据。这里必须注意一个重要的问题,就是多种信息或多层信息与靶场试验的信息未必属于同一总体!因此,它们之间存在着一致性问题和可信度问题。由此,各种不同的信息不能简单地混合使用,必须讲究信息融合技术,而且在试验鉴定方案中要考虑不同信度的可信度问题。综上所述,试验鉴定实质上是一个多源信息的融合评定问题。它涉及武器系统的组成、特性、综合效能,试验条件和方法(包括仿真)、靶场试验的设施、试验分析和评定等,它是一项综合性强的系统工程。

下面将研究上述有关问题,文中运用小子样下的 Bayes 试验鉴定方法。

1 验前信息的可信度

这里,运用秩和非参数检验方法,验证两子样的一致性,并由此引出子样的可信度。

记 $X=(X_1,\cdots,X_{n_1})$为验前子样,例如由仿真所获得的子样。如果仿真的条件与现场试验不同,则需将仿真子样转换到现场标准定型状态下的子样;$Y=(Y_1,\cdots,Y_{n_2})$为现场定型条件下的试验所获得的子样,一般地说,n_2 比较小,如 $n_2\leqslant 10$. 要求验证 X 与 Y 是否属于同一总体,为此,引入竞择假设

H_0:X 与 Y 属于同一总体$\leftrightarrow H_1$:X 与 Y 不属于同一总体

为运用秩和检验,将 X,Y 混合,由小到大排序,得次序统计量

$$Z_1\leqslant Z_2\leqslant\cdots\leqslant Z_{n_1+n_2}$$

* 收稿日期:2000-10-10
作者简介:张金槐(1930-),男,教授。

记 $X_k = Z_j$，即 X 中的第 k 个元 X_k 在混合排序中的名次为 j，称它为 X_k 的秩，记作 $\gamma_k(X) = j$.

记 X 的秩和为

$$T = \sum_{k=1}^{n_1} \gamma_k(X)$$

则可建立如下关系：

$$P\{T_1 < T < T_2 \mid H_0\} = 1 - \alpha,$$

或者

$$P\{T \leqslant T_1 \text{ 或 } T \geqslant T_2 \mid H_0\} = \alpha.$$

其中 α 为检验水平，于是在获得子样 X，Y 之后，计算秩和 T，在检验水平 α 之下，如果

(i) $T_1 < T < T_2$，则采纳 H_0；

(ii) $T \leqslant T_1$ 或 $T \geqslant T_2$，则拒绝 H_0 而采纳 H_1.

由此可知，α 为弃真概率，而当 H_0 为真而采纳 H_0 的概率为 $1-\alpha$，即

$$P\{\text{采纳 } H_0 \mid H_0\} = 1 - \alpha, P\{\text{拒绝 } H_0 \mid H_0\} = \alpha.$$

为了引入验前子样的可信度，记

$A \equiv$ 采纳 H_0 的事件，

$\bar{A} \equiv$ 拒绝 H_0 的事件，即采纳 H_1 的事件；

则有

$$P(A \mid H_0) = 1 - \alpha, P(\bar{A} \mid H_0) = \alpha.$$

定义 当采纳了 H_0 之下，H_0 成立的概率，即 X 和 Y 属于同一总体的概率，称为验前子样 X 的可信度。即可信度为 $P(H_0 | A)$.

由 Bayes 公式，

$$P(H_0 \mid A) = \frac{P(A \mid H_0)P(H_0)}{P(A \mid H_0)P(H_0) + (1 - P(H_0))P(A \mid H_1)}$$

式中：$P(A \mid H_0) = 1 - \alpha$，

$P(A \mid H_1) = H_1$ 为真而采纳了 H_0 的概率，即采伪的概率 $= \beta$；

这样，验前子样 X 的可信度可表示为

$$P(H_0 \mid A) = \frac{(1-\alpha)P(H_0)}{(1-\alpha)P(H_0) + (1 - P(H_0))\beta} = \frac{1}{1 + \frac{1 - P(H_0)}{P(H_0)} \cdot \frac{\beta}{1-\alpha}} \tag{1}$$

由上式，为计算可信度，必须预先给出 $P(H_0)$。它是验前概率，必须在试验之前计算出来，具体计算可参考文献[2]，如果没有其他的验前信息可利用，则可取 $P(H_0) = 1/2$，当然，这是一种设想。如果 X 是仿真子样，则在仿真建模，验模之中获得关于 $P(H_0)$ 的知识，至少 $P(H_0) > 50\%$。

如果取 $P(H_0) = 1/2$，此时

$$P(H_0 \mid A) = \frac{1-\alpha}{1 - \alpha + \beta}$$

还必须注意公式(1)中含有 β，它在计算中也必须讲究。注意到在检验水平 α 之下的临界区域为

$$D = \{T \leqslant T_1 \text{ 或 } T \geqslant T_2\}$$

因此

$$\beta = P\{T_1 < T < T_2 \mid H_1\}$$

要一般地给出 β 的解析表达式也是困难的，不过，如果知道 X，Y 所属的分布类，例如 X，Y 是脱靶量(纵向或横向)，那末 X，Y 属正态分布，此时一致性检验问题转化为正态总体下的均值和方差的相等性检验，在这种场合，β 的计算并不困难。

2 Bayes 检验方案

Bayes 检验方案,早有讨论[3],然而,以前的检验方案中,认为验前子样与现场子样是完全相容的。因此在实施过程中,常常发生一些争议。甚至一些技术人员限制验前信息的容量。为此,在 Bayes 检验中,必须融入验前子样的可信度。

设有统计假设

$H_0:\theta\in\Theta_0\leftrightarrow H_1:\theta\in\Theta_1$,$\Theta_0$,$\Theta_1$ 为参数空间 Θ 的子集,且 $\Theta_0\cup\Theta_1=\Theta$,$\Theta_0\cap\Theta_1=\phi$(空集),由 Bayes 检验,要去计算验后概率比

$$\frac{P(H_1\mid X)}{P(H_0\mid X)}=\frac{\int_{\Theta_1}f(X\mid\theta)\,\mathrm{d}F^{\pi}(\theta)}{\int_{\Theta_0}f(X\mid\theta)\,\mathrm{d}F^{\pi}(\theta)},\tag{2}$$

其中 $P(H_i\mid X)(i=0,1)$为给定子样 X 之下,H_i 成立的概率,$f(X\mid\theta)$为 X 的条件密度,$F^{\pi}(\theta)$为 θ 的验前分布,此时检验规则为

$$R(X)\triangleq\frac{\int_{\Theta_1}f(X\mid\theta)\,\mathrm{d}F^{\pi}(\theta)}{\int_{\Theta_0}f(X\mid\theta)\,\mathrm{d}F^{\pi}(\theta)}\ \underset{acc.\,H_1}{\overset{acc.\,H_0}{\lessgtr}}\ 1\tag{3}$$

式中“$acc.\,H_i$”($i=0,1$)表示采纳 H_i 的意思。如果 θ 为连续变量,记 $\mathrm{d}F^{\pi}(\theta)=\pi(\theta)\mathrm{d}\theta$,则(3)式成为

$$R(X)\triangleq\frac{\int_{\Theta_1}f(X\mid\theta)\pi(\theta)\,\mathrm{d}\theta}{\int_{\Theta_0}f(X\mid\theta)\pi(\theta)\,\mathrm{d}\theta}\ \underset{acc.\,H_1}{\overset{acc.\,H_0}{\lessgtr}}\ 1\tag{3'}$$

由此看出,θ 的验前密度直接影响 Bayes 决策。对于多源验前信息的情况,θ 的验前密度可给出如下:设有 L 阶段的验前子样,第 i 阶段验前子样的可信度为 P_i,记 $W_i=\dfrac{P_i}{\sum_{i=1}^{L}P_i}$,则融合验前密度为

$$\pi(\theta)=\sum_{i=1}^{L}W_i\pi^{(i)}(\theta)$$

其中 $\pi^{(i)}(\theta)$为第 i 阶段的验前密度。它可以用自助法确定[3]。

上述 Bayes 检验的效函数为

$$P(\theta)=P\{R(X)>1\mid\theta\}$$

例 脱靶量的密集度检验。这里,以防空导弹由于导引误差而引起的在靶面上的脱靶量的均方根偏差检验为例,简明上述 Bayes 检验的思想。

考虑脱靶量的分布中的 σ 检验问题,记脱靶量的坐标为(Y,Z),当 $Y\sim N(0,\sigma^2)$,$Z\sim N(0,\sigma^2)$,且 Y,Z 独立,则脱靶量 $r=\sqrt{y^2+z^2}\sim$ 瑞利分布,即 r 的概率密度函数为

$$p(r)=\frac{r}{\sigma^2}e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}},\quad r\geqslant 0$$

引入竞择假设

$H_0:\sigma=\sigma_0\leftrightarrow H_1:\sigma=\lambda\sigma_0$,$\lambda>1$ 为检出比。

假定进行了 n 次试验,脱靶量为

$$r_i=\sqrt{y_i^2+z_i^2},\quad i=1,\cdots,n$$

(y_i,z_i)为命中点在靶面的坐标,记$(r_1,\cdots,r_n)$为脱靶量子样,则

$$\frac{P(H_1 \mid r)}{P(H_0 \mid r)} = \frac{L(r;\sigma_1)P(H_1)}{L(r;\sigma_0)P(H_0)},$$

其中 $r=(r_1,\cdots,r_n)$，

$$L(r;\sigma_i) = r_1\cdots r_n(\sigma_i^2)^{-n}e^{-\frac{S_n^2}{2\sigma_i^2}}, i = 0,1$$

$$S_n^2 = \sum_{i=1}^{n} r_i^2.$$

此时的 Bayes 检验准则为

$$S_n^2 \underset{acc.H_1}{\overset{acc.H_0}{\lessgtr}} \frac{2\lambda^2\sigma_0^2}{\lambda^2-1}\left[\log\frac{1-P(H_0)}{P(H_0)} - 2n\log\lambda\right]$$

$$\triangleq \eta(\lambda,n,P(H_0)).$$

式中 $\eta(\lambda,n,P(H_0))$为决策门限。

检验的效函数为

$$P(\sigma) = P\{S_n^2 > \eta \mid \sigma\}$$

$$= 1 - K_{2n}(\eta \mid \sigma^2) \triangleq Q_{2n}\left(\frac{\eta}{\sigma^2}\right),$$

其中 $K_{2n}(\cdot)$为具有 $2n$ 个自由度的 χ^2—分布函数。

检验中犯两类错误的概率 α,β 分别为

$$\alpha = P(\sigma_0) = Q_{2n}(\eta/\sigma_0^2),$$

$$\beta = 1 - P(\sigma_1) = K_{2n}(\eta/\sigma_1^2).$$

由此看出，为了实施 Bayes 检验及进行风险分析，必须给出验前概率 $P(H_0)$，它由验前信息计算出来。在具有多源验前信息的场合，人们总是运用 Bayes 公式。例如，设第一阶段的验前子样为 $r^{(1)}=(r_1^{(1)},\cdots,r_{n_1}^{(1)})$，则在获得 $r^{(1)}$之后，H_0 的概率为

$$P(H_0 \mid r^{(1)}) = \frac{P_{H_0}^{(0)}P(r^{(1)} \mid \sigma_0)}{P_{H_0}^{(0)}P(r^{(1)} \mid \sigma_0) + (1-P_{H_0}^{(0)})P(r^{(1)} \mid \sigma_1)}.$$

其中 $P_{H_0}^{(0)}$为子样 $r^{(1)}$之前 H_0 的验前概率，它应由 $r^{(1)}$之前的信息确定。如果第一阶段试验之前无信息可利用，则按 Bayes 假设，认为 $P_{H_0}^{(0)}=50\%$，这种设定必须慎重！为了避免这种设定，可用自助方法，由 $r^{(1)}$直接去确定出 $P(H_0|r^{(1)})$，事实上，由 $r^{(1)}$可以由自助法作出未知分布参数 σ 的概率分布的估计[3]，记为 $\hat{F}(\sigma)$，于是

$$P(H_0 \mid r^{(1)}) \equiv P\{\sigma \leqslant \sigma_0\} = \hat{F}(\sigma_0).$$

这样作，避免了关于 $P_{H_0}^{(0)}$的假设。

此外，还必须注意验前子样 $r^{(1)}$与现场试验子样之间的相容性，即注意 $r^{(1)}$的可信度，真实的 $P(H_0 \mid r^{(1)})$应为 $r^{(1)}$为可信之下，H_0 出现的概率，记它为 $P_{H_0}^{*(1)}$，则

$$P_{H_0}^{*(1)} = P(H_0 \mid r^{(1)}, r^{(1)}\text{ 为可信})$$

$$= P(H_0 \mid r^{(1)})P(r^{(1)}\text{ 为可信})$$

$$= P(H_0 \mid r^{(1)}) \cdot P_{(1)}.$$

其中，$P_{(1)}$为 $r^{(1)}$的可信度。

如有第二阶段的验前子样 $r^{(2)}$，它的可信度为 $P_{(2)}$，则以 $P_{H_0}^{*(1)}$作为 $r^{(2)}$之前 H_0 的验前概率，当获得 $r^{(2)}$之后的验后概率为

$$P_{H_0}^{*(2)} = P(H_0 \mid r^{(2)}) \cdot P_{(2)},$$

式中

$$P(H_0 \mid r^{(2)}) = \frac{P_{H_0}^{*(1)} P(r^{(2)} \mid \sigma_0)}{P_{H_0}^{*(1)} P(r^{(2)} \mid \sigma_0) + (1 - P_{H_0}^{*(1)}) P(r^{(2)} \mid \sigma_1)}$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{1 - P_{H_0}^{*(1)}}{P_{H_0}^{*(1)}} L(r^2)},$$

其中 $L(r^{(2)})$ 为似然比,它为

$$L(r^{(2)}) = \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{2n_2} e^{-\frac{S_{n_2}^2}{2\sigma_0^2} \frac{1-\lambda^2}{\lambda}}$$

这里

$$S_{n_2}^2 = \sum_{i=1}^{n_2} (r_i^{(2)})^2.$$

对于多阶段验前信息,可按上述法则,获得最终的 $P(H_0)$。

如果脱靶量具有系统偏差,例如,设 $Y \sim N(\mu_Y, \sigma^2)$,$Z \sim N(\mu_Z, \sigma^2)$,$\mu_Y$,$\mu_Z$ 为未知。此时,对 n 次试验结果(Y_i, Z_i),$i = 1, \cdots, n$. 作 r_i':

$$r_i' = \sqrt{(Y_i - \bar{Y})^2 + (Z_i - \bar{Z})^2}, i = 1, \cdots, n.$$

其中 $\bar{Y} = \frac{1}{n}\sum_1^n Y_i$,$\bar{Z} = \frac{1}{n}\sum_1^n Z_i$,以$(r_1', \cdots, r_n') \triangleq r'$ 作子样,以 $S_n'^2 = \sum_1^n (r_i')^2$ 代替 S_n^2,仍应用上述 Bayes 检验。而在效函数计算中,只需将 S_n^2 改为$(S_n')^2$,它为 χ_{2n-2}^2 变量。这样,在风险计算中,只需将自由度 $2n$ 改为 $2n - 2$ 就可以了。

本文所提出的融合精度鉴定方法,对于武器装备性能参数的鉴定,如可靠性评估、落点精度、密集度鉴定等均具有普遍意义。具体工程实现,将另文讨论。

参考文献:

[1] 张金槐. 多种验前信息源情况下的融合验后分布[J]. 飞行器测控技术,17,1998(3).

[2] 张金槐. 再入飞行器落点散布鉴定中验前概率的确定[J]. 飞行器测控技术,1991(2).

[3] 张金槐,唐雪梅. Bayes 方法[M]. 长沙:国防科技大学出版社,1992 年修订版.