

引用格式:刘泽坤,宋贵宝,罗亚民,等.小子样条件下命中精度 Bayes 序贯检验与递推估计[J].电光与控制,2018,25(9):88-92. LIU Z K, SONG G B, LUO Y M, et al. Bayesian sequential test and recursive estimation of hitting precision under small sample condition[J]. Electronics Optics & Control, 2018, 25(9):88-92.

## 小子样条件下命中精度 Bayes 序贯检验与递推估计

刘泽坤, 宋贵宝, 罗亚民, 李一夫  
(海军航空大学, 山东 烟台 264001)

**摘要:** Bayes 序贯检验和 Bayes 递推估计法分别从假设检验和参数估计角度对传统试验评定方法进行改进,将二者联合运用,检验和估计紧密结合,运用于导弹命中精度评定试验,充分利用验前信息以弥补现场数据的不足,制定合理有效的评定方案,使得试验结果更加准确、试验用弹量更少。实例分析表明,该方法能够有效提高检验和估计结果可信性,适用于小子样条件下的命中精度评定试验。

**关键词:** 导弹命中精度; 小子样; 序贯检验后加权检验; Bayes 递推估计;

**中图分类号:** TJ760 **文献标志码:** A **doi:**10.3969/j.issn.1671-637X.2018.09.019

## Bayesian Sequential Test and Recursive Estimation of Hitting Precision Under Small Sample Condition

LIU Ze-kun, SONG Gui-bao, LUO Ya-min, LI Yi-fu  
(Naval Aeronautical University, Yantai 264001, China)

**Abstract:** Bayesian sequential test and Bayesian recursive estimation method can improve the traditional test evaluation method respectively from the aspect of hypothesis testing and parameter estimation. The two methods are used together here and applied to evaluation test of missile hit accuracy, which can combine test with estimation closely. It can make full use of priori information to make up for the lack of field data, and formulate a reasonable and effective evaluation scheme, which makes the test results more accurate and uses less ammunition for experiment. The example analysis shows that this method can effectively improve the test and estimation result, and is suitable for the evaluation test under the condition of small sample.

**Key words:** hitting accuracy of missile; small sample; Sequential Posterior Odd Test (SPOT); Bayesian recursive estimation

### 0 引言

序贯分析法是美国统计学家 WALD 于 1947 年创立的一种统计分析方法。序贯分析法能够满足试验带有破坏性和危险性的要求,减少试验样本数量,并提高检验的准确率,在成本高昂且具有破坏性的武器装备试验领域得到了广泛应用,其“试试看,看看试试”的试验方法更是拥有着无可比拟的优势。

高新技术的迅猛发展,推动了导弹武器装备的革新,导弹更新换代速度加快,单枚造价高昂。针对导弹命中精度进行的评定试验,具有很强的破坏性,且现场试验次数少、数据不足,呈现出小子样的特点<sup>[1-2]</sup>。

针对小子样条件下试验评定的问题,许多学者开展了深入研究:一方面将序贯分析方法与 Bayes 方法相结合,在充分利用各类验前信息的基础上,边试边看,减少试验样本量;另一方面不断优化传统的序贯分析方法,改进判决准则、截尾准则等,以提高试验结果的准确性。如文献[3]针对传统序贯概率比检验(SPRT)方法的不足,提出了一种序贯网图检验法(SMT),有效降低试验样本量;文献[4-5]充分利用验前信息,提出了序贯检验后加权检验(SPOT)方法,并讨论了多元正态总体均值向量 $\mu$ 和协方差阵 $\Sigma$ 的 Bayes 序贯检验及截尾序贯检验;文献[6]针对成功率检验问题,提出了一种 Bayes 序贯网图检验法,对先验信息的利用以及插入点的选择等都进行了详细的讨论;文献[7-8]对 Bayes 序贯试验方法中弃真和采伪风险的计算进行论述,并给出决策常数的计算式等。这些研究成果很好地推动了小子样试验评定方法的发展,但是对于导弹命中精度评定

收稿日期:2017-08-29

修回日期:2018-05-23

作者简介:刘泽坤(1993—),男,山东寿光人,硕士生,研究方向为武器系统决策、运筹与优化。

试验,其特有的试验具有破坏性、试验按批次进行、试验呈现小子样甚至是特小子样等特点,使得这些方法很难直接应用。

本文在借鉴上述研究成果的基础上,针对导弹命中精度评定问题,运用 SPOT 和 Bayes 递推估计法,在充分利用验前信息的基础上,将序贯检验与估计联合运用,给出适用于小子样条件的导弹命中精度评定的序贯截尾检验方法,并进一步得到较为精确的命中精度指标的点估计值,提高试验评定结果的可信度,并有效减少现场试验次数。

### 1 命中精度评定试验指标

#### 1.1 圆概率偏差 (CEP)

命中精度表现了导弹武器系统弹药相对于固定目标点的落点散布特性,客观反映了导弹武器系统对目标的命中能力。其中,圆概率偏差(CEP)是导弹武器系统命中精度评定最常用的指标。

CEP 指的是在稳定的发射条件下,向目标发射的导弹武器系统,有 50% 概率落入以期望弹着点(散布中心)为圆心、 $R$  为半径的散布圆(等概率圆)内,该散布圆半径  $R$  即 CEP<sup>[9]</sup>,如图 1 所示。

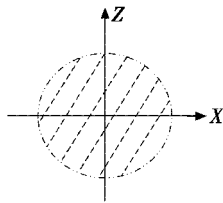


图 1 CEP 半数必中圆示意图  
Fig. 1 Schematic diagram of CEP

针对平面目标射击,以目标为圆心,射击方向为纵轴,垂直于射击方向为横轴,  $(X, Z)$  表示落点偏差坐标并服从正态分布,纵横向偏差独立,  $(X, Z) \sim N(\mu_x, \mu_z, \sigma_x^2, \sigma_z^2)$ , 即

$$P = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_z} \iint_{x^2+z^2 \leq R^2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{(X-\mu_x)^2}{\sigma_x^2} + \frac{(Z-\mu_z)^2}{\sigma_z^2}\right]\right\} dXdZ \quad (1)$$

式中:当  $P = 50\%$  时,  $R$  即为圆概率偏差 CEP;  $\mu_x, \mu_z$  分别为纵、横向射击准确度(系统误差)要求,  $\sigma_x, \sigma_z$  分别为纵、横向射击密集度(标准差)要求,因此圆概率偏差 CEP 可综合反映 4 个指标  $(\mu_x, \mu_z, \sigma_x^2, \sigma_z^2)$ , 能够很好地融合射击准确度和密集度进行表征<sup>[10-11]</sup>。

#### 1.2 命中精度纵横向联合检验

从工程应用的角度考虑,对 CEP 进行评定,直接寻找相关统计量较为困难。由于系统误差可采用各种手段进行补偿修正,当系统误差远小于随机散布偏差时,对导弹命中精度 CEP 的评定试验,可转化为对射击密集度(标准差)  $\sigma$  的评定。

假定系统误差造成的落点偏差经过补偿修正,射击无系统误差,且落点散布为圆散布。对落点偏差坐标  $(X, Z)$ , 有  $X \sim N(0, \sigma_x^2), Z \sim N(0, \sigma_z^2)$ 。

记  $\sigma_x^2 \triangleq D_x, \sigma_z^2 \triangleq D_z$ , 则对于 CEP 的评定可转化为对射击密集度  $\sigma$  的评定<sup>[12]</sup>, 且当  $\sigma_x = \sigma_z = \sigma_0$  时, 可得  $R_{CEP}$  为  $1.1774\sigma_0$ 。

### 2 命中精度 Bayes 序贯检验方法

#### 2.1 命中精度检验的 SPOT 方法

设  $X$  为导弹随机落点纵向(或横向)偏差,以纵向为例,  $X \sim N(0, \sigma^2)$ , 记  $\sigma^2 = D$ , 可给定如下复杂假设: 假设  $H_0: D \leq D_0 = \sigma_0^2$ ; 假设  $H_1: D > D_0$ 。其中,  $\sigma_0^2$  为导弹设计要求的精度指标。

令  $\Theta_0 = \{D: D \leq D_0\}, \Theta_1 = \{D: D > D_0\}$ , 则  $\Theta_0 \cup \Theta_1 \in \Theta, \Theta_0 \cap \Theta_1 = \varphi, \Theta$  为参数空间。

记  $D$  的验前分布密度函数为  $\pi(D)$ , 当其共轭分布时,  $D$  的验前密度为逆 Gamma 分布<sup>[13-14]</sup>, 即

$$g(D; \alpha_0, \beta_0) = \frac{\alpha_0^{\beta_0}}{\Gamma(\beta_0)} D^{(-\beta_0+1)} e^{-\alpha_0/D} \quad (2)$$

式中,  $\alpha_0, \beta_0$  的值可由验前信息确定。导弹在定型、生产及各类试验等过程中的验前信息种类繁多, 有关验前信息收集、相容性检验和多源信息融合等内容, 在此不再赘述。

若有  $X$  的验前信息  $\{X_1^{(0)}, X_2^{(0)}, \dots, X_{n_0}^{(0)}\}$ , 则可确定常量  $\alpha_0, \beta_0$  的值分别为

$$\alpha_0 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n_0} (X_i^{(0)} - \bar{X}^{(0)})^2 \quad (3)$$

$$\beta_0 = \frac{1}{2}(n_0 - 1) \quad (4)$$

式中,  $\bar{X}^{(0)} = \frac{1}{n_0} \sum_{i=1}^{n_0} X_i^{(0)}$ 。

若有现场试验子样本  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  为纵向落点偏差子样, 则验后加权似然比为

$$O_n = \frac{K_{2\beta_1}(2\alpha_1/D_0)}{1 - K_{2\beta_1}(2\alpha_1/D_0)} \quad (5)$$

式中:  $\alpha_1 = \alpha_0 + \frac{1}{2}S^2, S^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2; \beta_1 = \beta_0 + \frac{1}{2}n;$

$K_{2\beta_0}(\cdot)$  为  $\chi_{2\beta_0}^2$  的分布函数。

根据生产方与使用方协商要求, 确定犯两类错误的容许限为  $\alpha_{\pi_0}, \beta_{\pi_1}$ , 则可引入常数  $A, B$  并求得其值分别为

$$A = \beta_{\pi_1} / (P_{H_0} - \alpha_{\pi_0}) \quad (6)$$

$$B = P_{H_1} - \beta_{\pi_1} / (\alpha_{\pi_0}) \quad (7)$$

式中:

$$P_{H_0} = \int_{D \in \Theta_0} dF^\pi(D) = \int_0^{D_0} g(D; \alpha_0, \beta_0) dD =$$

$$1 - K_{2\beta_0} (2\alpha_0/D_0) \quad (8)$$

$$P_{H_1} = 1 - P_{H_0} \quad (9)$$

则可根据  $O_n, A, B$  得到命中精度检验 SPOT 方案为<sup>[15-16]</sup>:

1) 若  $O_n \leq A$ , 则接受原假设  $H_0$ ; 2) 若  $O_n \geq B$ , 则接受备择假设  $H_1$ ; 3) 若  $A < O_n < B$ , 则继续试验。

在进行序贯检验时, 从  $n=1$  开始, 当进行  $n$  次试验时, 计算  $O_n$  的值, 并根据上述方案中的条件, 做出接受或拒绝原假设  $H_0$  的决策; 如果  $O_n$  满足  $A < O_n < B$ , 则不做决策, 继续进行试验。

## 2.2 命中精度检验截尾方法

如果试验前确定样本容量大小为  $N$ , 则  $N$  截尾方案可构造为: 在  $A$  与  $B$  之间嵌入决策阈值  $C$ , 即将试验区  $\{X: A < O_N < B\}$  划分为两个区域:  $D_1 = \{X: A < O_N \leq C\}$ ,  $D_2 = \{X: C < O_N < B\}$ 。

当子样本  $X$  落入  $D_1$  区域时, 接受原假设  $H_0$ ; 当子样本落入  $D_2$  区域时, 接受备择假设  $H_1$ 。

此时需对犯两类错误的增量上界进行计算。设  $\bar{\alpha}_{N\pi_0}$  为截尾 SPOT 方法对非截尾 SPOT 方法犯第一类错误的概率增量上界,  $\bar{\beta}_{N\pi_1}$  为截尾 SPOT 方法对非截尾 SPOT 方法犯第二类错误的概率增量上界, 则

$$\bar{\alpha}_{N\pi_0} = \alpha_{\pi_0} + \Delta \bar{\alpha}_{N\pi_0} \quad (10)$$

$$\bar{\beta}_{N\pi_1} = \beta_{\pi_1} + \Delta \bar{\beta}_{N\pi_1} \quad (11)$$

式中,  $\Delta \bar{\alpha}_{N\pi_0} = \int_{D \in \Theta_0} P\{C < O_N < B \mid D, D \in \Theta_0\} dF^\pi(D)$ ,

$\Delta \bar{\beta}_{N\pi_1} = \int_{D \in \Theta_1} P\{A < O_N \leq C \mid D, D \in \Theta_1\} dF^\pi(D)$ , 则可

通过计算得出

$$\bar{\alpha}_{N\pi_0} = \alpha_{\pi_0} + \frac{\alpha_0^{\beta_0}}{\Gamma(\beta_0)} \int_0^{D_0} \left[ K_N\left(\frac{k_B}{D}\right) - K_N\left(\frac{k_C}{D}\right) \right] \cdot D^{-(\beta_0+1)} e^{-\alpha_0/D} dD \quad (12)$$

$$\bar{\beta}_{N\pi_1} = \beta_{\pi_1} + \frac{\alpha_0^{\beta_0}}{\Gamma(\beta_0)} \int_{D_0}^{\infty} \left[ K_N\left(\frac{k_C}{D}\right) - K_N\left(\frac{k_A}{D}\right) \right] \cdot D^{-(\beta_0+1)} e^{-\alpha_0/D} dD \quad (13)$$

式中,  $k_A = \sigma_0^2 \left[ K_{2\beta_1}^{-1}\left(\frac{A}{1+A}\right) - 2\frac{\alpha_0}{D_0} \right]$ ,  $k_B = \sigma_0^2 \cdot$

$\left[ K_{2\beta_1}^{-1}\left(\frac{B}{1+B}\right) - 2\frac{\alpha_0}{D_0} \right]$ ,  $k_C = \sigma_0^2 \left[ K_{2\beta_1}^{-1}\left(\frac{C}{1+C}\right) - 2\frac{\alpha_0}{D_0} \right]$ 。

可以看出, 截尾 SPOT 方法犯第一、第二类错误概率的增量上界只与样本容量  $N$  和决策阈值  $C$  有关<sup>[17-18]</sup>, 因此只需在给定  $\bar{\alpha}_{N\pi_0}$  和  $\bar{\beta}_{N\pi_1}$  的前提下, 求得样本容量  $N$  和决策阈值  $C$  的值, 以确定截尾方案。

## 3 连续批条件下命中精度 Bayes 递推估计

导弹命中精度评定试验一般是按批次进行的, 即

对提交的连续批次的导弹产品进行评定试验, 每批次总会抽取若干发进行现场试验, 且导弹产品的批次较少。因此, 如果在序贯检验的基础上, 做出命中精度指标  $\sigma^2 \triangleq D$  的点估计值, 将会更有利于对评定数据进行分析并得到准确的评定结果。序贯检验通常是“试试看看, 看看试试”, 可以在每批次试验后, 根据试验信息, 采用 Bayes 递推估计法, 对命中精度 (射击密集度)  $\sigma^2 \triangleq D$  进行估计<sup>[19-21]</sup>。

设  $X$  为导弹随机落点纵向 (或横向) 偏差, 以纵向为例,  $X \sim N(0, \sigma^2)$ 。若有验前信息子样本  $(X_1^{(0)}, X_2^{(0)}, \dots, X_{n_0}^{(0)})$ , 且无其他验前信息可用时, 按照 Jeffrey 准则,  $\sigma^2 \triangleq D$  的验前分布为逆 Gamma 分布  $g(D; \alpha_0, \beta_0)$ , 且  $\alpha_0, \beta_0$  可由 2.1 节中的方法确定。

则  $D$  的验前估计为

$$D^{(0)} = \frac{\alpha_0}{\beta_0 - 1} = \frac{1}{n_0 - 3} \sum_{i=1}^{n_0} (X_i^{(0)} - \bar{X}^{(0)})^2 \quad (14)$$

经过第一次试验, 可获得现场试验数据样本为  $X^{(1)} = (X_1^{(1)}, X_2^{(1)}, \dots, X_{n_1}^{(1)})$ 。

根据验前估计  $D^{(0)}$ , 可得到在第一次试验后  $D$  的验后估计为

$$\hat{D}_1 = \alpha_1 / (\beta_1 - 1) \quad (15)$$

式中:  $\alpha_1 = \alpha_0 + \frac{n_1}{2} (S^{(1)})^2 + \frac{1}{2} \cdot \frac{n_1 (\bar{X}^{(1)} - \bar{X}^{(0)})^2}{n_1/n_0 + 1}$ ;  $\beta_1 = \beta_0 + \frac{n_1}{2} = \frac{n_0 + n_1 - 1}{2}$ 。

在进行第  $m$  次试验后, 可推导出  $D$  的 Bayes 估计的递推式为

$$\hat{D}_m = \alpha_m / (\beta_m - 1) \quad (16)$$

式中,  $m = 1, 2, \dots, N$ ,  $N$  为截尾批次;  $\alpha_m = \alpha_{m-1} + \Delta \alpha_m$ ,

$\beta_m = \beta_{m-1} + \Delta \beta_m$ ,  $\Delta \alpha_m = \frac{n_m}{2} (S^{(m)})^2 + \frac{1}{2} [n_m (\bar{X}^{(m)} -$

$\bar{X}^{(m-1)})^2] / (n_m \eta_{m-1} + 1)$ ,  $\Delta \beta_m = \frac{n_m}{2}$ ,  $\eta_m = \frac{1}{n_m}$ ,  $(S^{(m)})^2 =$

$\frac{1}{n_m} \sum_{i=1}^{n_m} (X_i^{(m)} - \bar{X}^{(m)})^2$ ,  $\bar{X}^{(m)} = \frac{1}{n_m} \sum_{i=1}^{n_m} X_i^{(m)}$ 。

由此可知,  $\hat{D}_m$  的 Bayes 递推验后方差为

$$E[(D - \hat{D}_m)^2 \mid X^{(m)}] = \frac{\alpha_m^2}{(\beta_m - 1)^2 (\beta_m - 2)} \quad (17)$$

## 4 实例分析

### 4.1 命中精度 SPOT 检验

对某对地攻击导弹进行命中精度评定试验。以纵向落点偏差  $X$  为例, 该导弹命中精度服从正态分布, 取射击密集度  $\sigma^2 \triangleq D$  为评定指标。

通过该导弹改进前相似型号试射数据以及模拟弹道仿真的实验结果等各类渠道, 获得部分历史信息, 进行相容性检验后, 获得 8 组验前数据, 如表 1 所示。

表1 验前数据  
Table 1 Priori data m

信息来源	纵向落点偏差值	信息来源	纵向落点偏差值
验前数据	35.7371	验前数据	-46.4517
	-10.2843		70.8596
	-6.2073		-33.5749
	74.4849		-60.3743

根据验前数据,利用2.1节中的方法可计算出D的验前分布中有关参数为 $\alpha_0 = 9235.3328, \beta_0 = 3.5$ 。对于指标D的检验,提出假设 $H_0: D \leq D_0; H_1: D > D_0$ 。

根据研制任务书可查得指标要求值 $\sigma^2 = D = 55^2$ (单位:m)。设定犯两类错误的容许限为: $\alpha_{\pi_0} = 0.2, \beta_{\pi_1} = 0.2$ ;并设定犯第一、第二类错误的容许增量上界为: $\bar{\alpha}_{N\pi_0} = 0.3, \bar{\beta}_{N\pi_1} = 0.3$ ;则可计算出截尾样本数 $N = 16$ ,决策阈值 $C = 1.1282$ 。

进行现场试验后,获得了8组数据,如表2所示。

表2 现场试验数据  
Table 2 Field experimental data m

信息来源	纵向落点偏差值	信息来源	纵向落点偏差值
现场数据	70.4517	现场数据	15.8619
	-60.3743		-50.5118
	-20.8596		47.9813
	43.5749		-53.6684

根据犯两类错误的容许限 $\alpha_{\pi_0} = 0.2, \beta_{\pi_1} = 0.2$ ,由式(7)、式(8)可求得序贯检验方案中: $A = 0.6095, B = 1.3577$ 。

因此,根据现场试验数据可求得验后加权比 $O_n$ 如表3所示。

表3 SPOT方法验后加权比  
Table 3 Posterior odd ratio

现场试验数 $n$	2	3	4	5	6	7	8
验后加权比 $O_n$	1.2466	0.8892	0.7562	0.5318	0.5137	0.5016	0.4907

由表3可知,当现场试验进行到 $n = 5$ 时,有 $O_5 = 0.5381 < A = 0.6095$ ,可做出接受原假设 $H_0$ 的结论。传统的评定方法至少需要10次现场试验,SPOT方法仅需要5次现场试验即可得出结论,即该方法可以有效减少现场试验次数。

### 4.2 Bayes 递推估计

对连续批生产的对地攻击导弹进行命中精度评定试验,试验共10批次,每批导弹抽取5发进行现场试验,现场试验数据已知服从正态分布 $N(0, 50^2)$ 。

试验前通过各种渠道获得验前数据同4.1节,即计算出D的验前分布中有关参数为 $\alpha_0 = 9235.3328, \beta_0 = 3.5$ 。

按批次分别用传统递推估计法和 Bayes 递推估计法进行命中精度 $\sigma^2 = D$ 的估计,并与现场试验数据的真实分布值进行比较,得出图2所示结果。

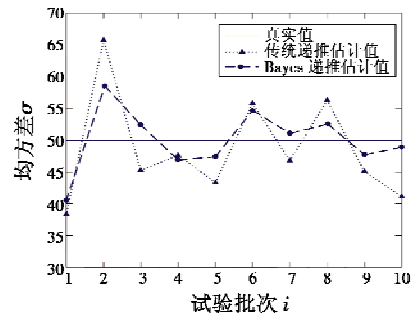


图2 Bayes 递推估计法和传统递推估计法的 $\sigma$ 估计值  
Fig.2  $\sigma$  value estimated by traditional recursive estimation method and Bayesian recursive estimation method

由图2可以看出,Bayes 递推估计法相比于传统递推估计法,其均方差估计值更接近于 $\sigma = 50$ ,估计精度明显提高,且随着连续批试验的进行,Bayes 递推估计法的估计值更加接近于现场数据的真实分布。

为了使结论更加可靠,用同一分布产生多组随机数,并分别用 Bayes 递推估计法和传统递推估计法计算精度并分析比较,多次重复上述过程。由分析结果可知,递推估计法80%以上情况,其精度估计结果要比传统递推估计法结果更加精确。因此,Bayes 递推估计法在参数估计上要优于传统递推估计方法,可以在战术导弹命中精度评定试验中用于进行命中精度点估计。

## 5 结论

导弹武器装备技术密集度高,更新换代速度快,单位造价昂贵。针对命中精度指标进行的评定试验,其现场试验次数少,现场数据严重不足。而 SPOT 和 Bayes 递推估计法,能够充分利用经过相容性检验的验前信息,弥补现场数据的不足,并且能够将序贯检验与估计联合运用,既给出了假设检验结论,又得到了精度指标的估计值,有利于更好地做出评定试验的结论。最后,实例分析结果表明,SPOT 和 Bayes 递推估计法能有效减少现场试验次数,提高命中精度估计的准确度,适用于小子样条件下的导弹命中精度评定试验。

### 参考文献

- [1] 唐雪梅,李荣,胡正东,等. 武器装备综合试验与评估[M].北京:国防工业出版社,2013.
- [2] 金振中,李晓斌. 战术导弹试验设计[M].北京:国防工业出版社,2013.
- [3] 闫章更,濮晓龙. 现代军事抽样检验方法及应用[M].北京:国防工业出版社,2008.
- [4] 张金槐. 利用验前信息的一种序贯检验方法——序贯验后加权检验方法[J]. 国防科技大学学报,1991,13(2):1-13.

- [5] 张金槐. 多元正态总体分布参数的 Bayes 序贯后加权检验及估计[J]. 飞行器测控学报, 2002, 21(4): 65-69.
- [6] 黄寒砚, 王正明. 成败型试验的 Bayes 序贯网图检验法[J]. 系统工程与电子技术, 2008, 30(12): 2429-2433.
- [7] 刘琦, 冯文哲, 王囡. Bayes 序贯试验方法中风险的选择与计算[J]. 系统工程与电子技术, 2013, 35(1): 223-229.
- [8] ZIELIŃSKI R. Sequential methods in statistics[M]. London: Chapman and Hall, 1986.
- [9] 王正明, 卢芳云, 段晓君. 导弹试验的设计与评估[M]. 北京: 科学出版社, 2010.
- [10] 国防科学技术工业委员会. GJB2899-1997 飞航导弹飞行试验精度分析和命中精度评定方法[S]. 北京: 总装备部军标出版发行部, 1997.
- [11] 国防科学技术工业委员会. GJB6289-2008 地地弹道式导弹命中精度评定方法[S]. 北京: 总装备部军标出版发行部, 2008.
- [12] 张宗梅, 宋维军, 李双喜, 等. 一种融合验前信息的特小子样精度评估方法[J]. 航天控制, 2011, 29(6): 49-53.
- [13] 赵喜春. 导弹命中精度综合鉴定方法研究[J]. 现代防御技术, 2008, 36(3): 27-30.
- [14] ORHAN U, ERDOGMUS D, ROARK B, et al. Improved accuracy using recursive Bayesian estimation based language model fusion in ERP-based BCI typing systems [C]//Engineering in Medicine and Biology Society, IEEE, 2012: 2497.
- [15] 唐雪梅, 蔡洪, 杨华波, 等. 导弹武器精度分析与评估[M]. 北京: 国防工业出版社, 2015.
- [16] 郭齐胜, 罗小明, 潘高田. 武器装备试验理论与检验方法[M]. 北京: 国防工业出版社, 2013.
- [17] XING Y Y, JIANG P, CHENG Z J. The determination method on products sample size under the condition of Bayesian sequential testing[C]//International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management, IEEE, 2016. doi:10.1109/IEEM.2016.7798154.
- [18] 申绪润, 戚宗锋, 汪连栋, 等. 正态分布未知参数的联合序贯后加权检验方法[J]. 系统工程与电子技术, 2004, 26(6): 744-746, 805.
- [19] 刘云南. Bayes 递推估计法在导弹落点精度和密集度评估中的应用[J]. 战术导弹技术, 2008(2): 9-12.
- [20] BERGMAN N. Recursive Bayesian estimation: navigation and tracking applications[D]. Linköping: Linköping University, 1999.
- [21] KÁRNÝM. Approximate Bayesian recursive estimation[J]. Information Sciences, 2014(285): 100-111.

(上接第 74 页)

#### 4 结论

本文采用光机集成分析手段对耦合场作用下光机结构的变化进行了研究。针对系统中部分光机系统的结构, 分析了其在多场耦合作用下发生的形变, 结果表明结构中光学元件面形呈非对称状分布。据此, 提出了基于 Zernike 面形拟合的三维接口模型, 并借助于计算机编程建立了数据转化接口, 实现了从机械形变到光学设计平台的有效转换。借助于此接口, 对光机系统光学元件面形的变化进行转换。分析结果表明耦合场的作用下, 系统面形分布不仅存在明显的离焦和平移, 而且包含有较大的倾斜, 在光学设计平台 CODE V 中对系统最终成像质量进行评价, 由于热载荷和重力载荷作用, 使光学元件的面形发生变化, 导致光学系统的 MTF 发生恶化, 成像质量下降。以此为依据, 能够实现对于光机系统具有针对性的优化设计。

#### 参 考 文 献

- [1] JAMIESON T H. Athermalization of optical instruments from the optomechanical viewpoint [J]. Proceeding of SPIE, 1992 (10265): 131-159.
- [2] 冯树龙. 地基望远镜力学、温度场特性对光学性能影响研究[D]. 长春: 中国科学院长春光学精密机械与物理研究所, 2005.
- [3] 韩冰, 武雁熊, 陈晓苹, 等. 激光及可见光双模导引头结构设计[J]. 发光学报, 2014, 35(11): 1382-1387.
- [4] 焦明印. 光学系统实现热补偿的通用条件[J]. 应用光学, 2006, 27(3): 195-197.
- [5] 岑兆丰, 李晓彤. 红外成像系统无热化设计[J]. 航空科学技术, 2009(5): 32-36.
- [6] REITMAYER F, SCHROEDER H. Effect of temperature gradients on the wave aberration in athermal optical glasses [J]. Applied Optics, 1975, 14(3): 5-16.
- [7] 刘家国, 李林. 光机热集成分析中数据转换接口研究[J]. 北京理工大学学报: 自然科学版, 2007, 27(5): 427-431.
- [8] 杨恽, 张伟, 陈时锦. 光机热集成分析中数据转换接口的研究[J]. 宇航学报, 2005, 26(2): 201-205.
- [9] CORONATO P A, JUERGENS R C. Transferring FEA results to optics codes with Zernike: a review of techniques [J]. Proceeding of SPIE, 2003(5176): 128-136.
- [10] 罗传伟. 基于有限元分析的热光学仿真与计算方法[D]. 西安: 应用光学研究所, 2007.
- [11] 徐荣伟, 刘立人, 刘宏展, 等. 大型干涉仪镜子的支承设计与温度变形分析[J]. 光学学报, 2005, 25(6): 809-815.