国防科技大学学报
JOURNAL OF NATIONAL UNIVERSITY OF DEFENSE TECHNOLOGY
一九八六年第四期　总第五十六期　No.4 1986 Sum. 56

落点测量误差对于再入飞行器的精度鉴定、估计及发射数的影响分析

张　金　槐

摘　要　本文论述落点测量误差对于再入飞行器的精度评估及发射次数的影响。文中给出了测量误差对于统计鉴定的OC函数的影响分析，同时讨论了在犯两种错误的概率不变的前提下，测量误差对于发射数的影响。分析表明，为了补偿犯两种错误的概率（不增大），将使发射数增加。对于Bayes决策（Bayes假设检验），也有类似情况。至于统计估值，在保持相同的置信区间之下，测量误差的存在将使置信概率下降。

一、前　言

在经典统计推断问题中，子样的获得常常不去考虑观测误差这种因素。但是，对于再入飞行器的试验，特别是海上试验，由于落点测量误差的存在，直接影响着精度鉴定、估计以及试射的发数。因此，在实践中提出了下列问题：

1. 在给定假设及固定犯两种错误概率的情况下，分析测量误差对于试验次数的影响；
2. 分析测量误差对于检验的OC函数的影响；
3. 分析测量误差对于估值及其精度的影响。

我们先讨论经典的假设检验问题，然后讨论统计决策方法中的Bayes检验问题。最后对于精度的估计进行必要的分析。

二、经典假设检验中考虑落点测量误差时的特性分析

首先注意经典假设检验中密集度的假设与试验数 n 以及 OC 函数之间的关系。

设 X 为落点随机变量，$X \sim N(\mu, \sigma^2)$。此处 μ 与 σ^2 均为未知，统计假设为

$$\mathscr{H}_0: \ \sigma=\sigma_0,$$
$$\mathscr{H}_1: \ \sigma=\sigma_1=\lambda\sigma_0, \ \lambda>1.$$

1986年元月5日收到

当μ为未知时，最优检验的临界区域可选作

$$\mathscr{D}=\left\{(X_1,\cdots,X_n):\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2\geqslant A\right\}$$

其中$(X_1,\cdots,X_n)$为样本点，$\overline{X}$为样本均值。对于容量为n的子样$(X_1,\cdots,X_n)$，如果它落在临界区域$\mathscr{D}$内，则拒绝假设$\mathscr{H}_0$，否则采纳$\mathscr{H}_0$。对于上述假设检验，我们总是要求犯第一种错误的概率不超过α，而犯第二种错误的概率不超过β，即是说，

$$P\left\{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2\geqslant A|\sigma=\sigma_0\right\}\leqslant\alpha,$$

$$P\left\{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2<A|\sigma=\sigma_1\right\}\leqslant\beta.$$

注意到$\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2=\sigma^2\chi^2_{n-1}$，这里$\chi^2_{n-1}$是自由度为$n-1$的$\chi^2$－变量。在实际检验过程中，我们就取犯两种错误的概率为α，β，且使满足

$$\int_0^{A/\sigma_0^2}k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2=1-\alpha \qquad (1)$$

$$\int_0^{A/\sigma_1^2}k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2=\beta \qquad (2)$$

其中$k_{n-1}(\chi^2)$为χ^2_{n-1}的概率密度函数。在α，β给定之下，我们有

$$A/\sigma_0^2=\chi^2_{n-1,1-\alpha}, \qquad (3)$$

$$A/\sigma_1^2=\chi^2_{n-1,\beta}. \qquad (4)$$

其中$\chi^2_{n-1,1-\alpha}$为χ^2_{n-1}的上侧α分位点。因此

$$\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta}=(\sigma_1/\sigma_0)^2 \qquad (5)$$

上述表示了α，β，σ_0，σ_1和试验数n的关系。在α，β给定之下，

$$n=n(\sigma_1/\sigma_0)=n(\lambda)$$

同样地，在σ_0，σ_1给定之下，$n=n(\alpha,\beta)$。例如，当$\lambda=1.5$时，给定$\alpha=\beta=0.1$，此时的$n\doteq21$；当给定$\alpha=0.1$，$\beta=0.25$时，$n=12$。

对于OC函数，有

$$L(\sigma)=P\{\text{采纳}\mathscr{H}_0|\sigma\}=\beta(\sigma)$$

于是，在给定了α，σ_0以后，$L(\sigma)$只与σ/σ_0有关，且对任一β，相应的σ满足

$$(\sigma/\sigma_0)^2=\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta}. \qquad (6)$$

因此，在α，σ_0以及n取定之下，对于给定的σ可以计算得$\beta=\beta(\sigma)$。

当落点引入测量误差以后，我们所获得的是$Z=X+V$的样本。这里V是测量误差随机变量，假定它与X是独立的，且是正态的。此时，用Z的样本进行检验时，实际上检验的是下列统计假设：

$$\mathscr{H}_0^1: \sigma=\sqrt{\sigma_0^2+\sigma_V^2}$$

$$\mathscr{H}_1^1: \sigma=\sqrt{\sigma_1^2+\sigma_V^2},\ \sigma_1=\lambda\sigma_0,\ \lambda>1.$$

于是对应于(1)，(2)，有

$$\int_0^{A/(\sigma_0^2+\sigma_V^2)}k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2=1-\alpha, \qquad (7)$$

$$\int_0^{A/(\sigma_1^2+\sigma_V^2)} k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2=\beta \tag{8}$$

因此，在考虑测量误差的情况下，

$$(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V=\frac{\sigma_1^2+\sigma_V^2}{\sigma_0^2+\sigma_V^2}. \tag{9}$$

上式中$(\cdot)_V$表示考虑测量误差时的取值。为了分析测量误差对于假设检验的影响，记落点X的标准偏差为$\sigma=\sigma^*$（即不意虑测量误差时的落点的标准偏差），且令

$$\lambda_V=\sigma_V/\sigma^*$$

λ_V表示了测量误差的标准偏差对于落点随机变量X的标准偏差之比。如果λ_V越小，则测量越精密。当$\lambda_V=0$时，就表示不考虑测量误差的情形。记

$$\lambda_0=\sigma_0/\sigma^*,\quad \lambda_1=\sigma_1/\sigma^*$$

则

$$\begin{aligned}(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V&=\frac{\lambda_1^2+\lambda_V^2}{\lambda_0^2+\lambda_V^2}=\frac{1+(\lambda_1/\lambda_V)^2}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}\\&=\frac{\left(\dfrac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)^2\cdot\left(\dfrac{\lambda_0}{\lambda_V}\right)^2}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}+\frac{1}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}\\&=\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)^2\frac{[1+(\lambda_0/\lambda_V)^2]-1}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}+\frac{1}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}\\&=\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)^2-\frac{(\lambda_1/\lambda_0)^2-1}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}\end{aligned} \tag{10}$$

上式表示了当考虑测量误差时，n，α，β，λ_0，λ_1，λ_V之间的关系。由此可知：

1） 在相同的$\mathscr{H}_0$，$\mathscr{H}_1$之下，当考虑测量误差时，为了保持同样的α，β，必须使试验数增加。即是说，在$\lambda_V>0$的场合，当固定$\mathscr{H}_0$，$\mathscr{H}_1$，α，β时，必有

$$\Delta n=n_V-n>0,$$

或者$n_V>n$. 此处n_V表示考虑测量误差时的发射数。

事实上，这是由于

$$(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V<(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_{V=0} \tag{11}$$

或者

$$\chi^2_{n_V-1,1-\alpha}/\chi^2_{n_V-1,\beta}<\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta} \tag{11'}$$

的缘故。

对于不同的α，β以及λ_0，λ_1的取值，作出λ_V与n之间的关系曲线是有意义的。

2） 考虑n和λ_V的变化关系时，当其他参数保持不变时，n为λ_V的递增函数。

事实上，由于$(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V$是$n$的递减函数，而它又是$\lambda_V$的递减函数，因此，当$\lambda_V$增加时，使$(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V$减少，从而使试验数$n$增加。

关于OC函数，当考虑测量误差时的变化关系，类似于（6）式。当$\lambda_V>0$时，$\beta=\beta(\sigma)$满足下列关系：

$$(\chi^2_{n-1,1-\alpha}/\chi^2_{n-1,\beta})_V=\left(\frac{\lambda}{\lambda_0}\right)^2-\left[\left(\frac{\lambda}{\lambda_0}\right)^2-1\right]\frac{1}{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2} \tag{12}$$

其中 $\lambda_0=\sigma_0/\sigma^*$，$\lambda=\sigma/\sigma^*$，$\lambda_V=\sigma_V/\sigma^*$.

三、统计决策中的Bayes检验当考虑落点测量误差时的影响分析

当不考虑落点测量误差时，我们的统计假设为

$$\mathscr{H}_0:\ \sigma=\sigma_0$$

$$\mathscr{H}_1:\ \sigma=\lambda\sigma_0=\sigma_1,\ \lambda>1$$

如果考虑测量误差，则假设成为

$$\mathscr{H}'_0:\ \sigma=\sigma_{(0)}=\sqrt{\sigma_0^2+\sigma_V^2}$$

$$\mathscr{H}'_1:\ \sigma=\sigma_{(1)}=\sqrt{\sigma_1^2+\sigma_V^2},\ \sigma_1=\lambda\sigma_0,\ \lambda>1$$

此时，检验的Bayes风险为

$$\mathscr{B}=\sum_{i,j=0,1}C_{ij}P_{\mathscr{H}'_j}\int_{\mathscr{Z}_i}P(Z|\mathscr{H}'_j)aZ$$

其中

$$\boldsymbol{Z}=(z_1\cdots z_n)^T,\ z_i=X_i+V_i\quad(i=1,\cdots,n)$$

$V_i\sim N(\mu_V,\sigma_V^2)$，且$X_i$，$V_i$独立，$X_i\sim N(\mu_X,\sigma^2)$，$i=1,\cdots,n$. $\mathscr{Z}_1+\mathscr{Z}_0=\Omega$，$\mathscr{Z}_i$为采纳$\mathscr{H}_i$的域。$\Omega$为决策空间，$C'_{ij}$为当$\mathscr{H}_j$为真而采纳$\mathscr{H}_i$时造成的损失，$i,j=0$，1。使$B=\min$的最优决策不等式为

$$\mathscr{L}(\boldsymbol{Z})=\frac{p(\boldsymbol{Z}|\mathscr{H}'_1)}{p(\boldsymbol{Z}|\mathscr{H}'_0)}\mathop{\lessgtr}_{\mathrm{acc.}\mathscr{H}'_1}^{\mathrm{acc.}\mathscr{H}'_0}\frac{C'_{10}-C'_{00}}{C'_{01}-C'_{11}}\frac{P_{\mathscr{H}'_0}}{P_{\mathscr{H}'_1}}\triangleq\Gamma$$

其中

$$p(\boldsymbol{Z}|\mathscr{H}'_i)=\frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma_{(i)})^n}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{(i)}^2}\sum_{i=1}^n(z_i-\mu_z)^2\right\}\quad(i=0,1)$$

经过整理，可知似然比为

$$\mathscr{L}(\boldsymbol{Z})=\left(\frac{\sigma_{(0)}^2}{\sigma_{(1)}^2}\right)^{n/2}\exp\left\{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{\sigma_{(0)}^2}-\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}\right)\sum_{i=1}^n(z_i-\mu_z)\right\}.$$

仍记 $\lambda_0=\sigma_0/\sigma^*$，$\lambda_1=\sigma_1/\sigma^*$，$\lambda_V=\sigma_V/\sigma^*$

则

$$\frac{\sigma_{(0)}^2}{\sigma_{(1)}^2}=\frac{\sigma_0^2+\sigma_V^2}{\sigma_1^2+\sigma_V^2}=\frac{1+(\lambda_0/\lambda_V)^2}{1+(\lambda_1/\lambda_V)^2}$$

$$=\left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1}\right)^2-\left[\left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1}\right)^2-1\right]\frac{1}{1+(\lambda_1/\lambda_V)^2}$$

而

$$\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}-\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}=\frac{1}{\sigma^{*2}}\frac{\lambda_1^2-\lambda_0^2}{(\lambda_0^2+\lambda_V^2)(\lambda_1^2+\lambda_V^2)}\quad(\lambda_1>\lambda_0)$$

决策不等式可写为

$$\frac{n}{2}\log\left(\frac{\sigma_{(0)}^2}{\sigma_{(1)}^2}\right)+\frac{1}{2}\left(\frac{1}{\sigma_{(0)}^2}-\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}\right)\sum_{i=1}^{n}(z_i-\mu_z)^2\underset{\text{acc.}\mathscr{H}_1'}{\overset{\text{acc.}\mathscr{H}_0'}{\gtrless}}\log\Gamma$$

或者

$$\sum_{i=1}^{n}(z_i-\mu_z)^2\underset{\text{acc.}\mathscr{H}_1'}{\overset{\text{acc.}\mathscr{H}_0'}{\gtrless}}\frac{2}{\frac{1}{\sigma_{(0)}^2}-\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}}\left[\log\Gamma-\frac{n}{2}\log\left(\frac{\sigma_{(0)}^2}{\sigma_{(1)}^2}\right)\right]$$

$$=\frac{2}{\frac{1}{\sigma_{(0)}^2}-\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}}\log\left[\frac{\Gamma}{(\sigma_{(0)}^2/\sigma_{(1)}^2)^{n/2}}\right]$$

$$\triangleq\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}.\tag{13}$$

将μ_z以$\bar{z}$代替，此时有如下决策不等式：

$$\sum_{i=1}^{n}(z_i-\bar{z})\underset{\text{acc.}\mathscr{H}_1'}{\overset{\text{acc.}\mathscr{H}_0'}{\gtrless}}\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}\tag{14}$$

对于前面定义的损失函数C'_{ij}，此时的Bayes风险为

$$\mathscr{B}_{(V)}=C'_{01}P_{\mathscr{H}_1'}\int_0^{\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}}\frac{1}{\sigma_{(1)}^2}k_{n-1}(x^2/\sigma_{(1)}^2)dx^2$$

$$+C'_{10}P_{\mathscr{H}_0'}\int_{\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}}^{+\infty}\frac{1}{\sigma_{(0)}^2}k_{n-1}(x^2/\sigma_{(0)}^2)dx^2$$

$$=C'_{01}P_{\mathscr{H}_1'}\beta'+C'_{10}P_{\mathscr{H}_0'}\alpha'.\tag{15}$$

其中α'，β'分别为考虑落点测量误差时犯两种错误的概率。

为讨论测量误差对$\mathscr{B}_{(V)}$的影响，必须讨论对于决策限$\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}$的影响。将$\mathscr{B}_{(V)}$写成如下形式

$$\mathscr{B}_{(V)}=C'_{01}P_{\mathscr{H}_1'}\int_0^{\mathscr{T}_{\Gamma,nV}/\sigma_{(1)}^2}k_{n-1}(x^2)dx^2$$

$$+C'_{10}P_{\mathscr{H}_0'}\int_{\mathscr{T}_{\Gamma,nA}/\sigma_{(0)}^2}^{+\infty}k_{n-1}(x^2)dx^2\tag{16}$$

且我们可以得到如下的表达式

$$\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}/\sigma_{(1)}^2=2\frac{\lambda_0^2+\lambda_V^2}{\lambda_1^2-\lambda_0^2}\log\frac{\Gamma}{\{(\lambda_0/\lambda_1)^2+[1-(\lambda_0/\lambda_1)^2]1/[1+(\lambda_1/\lambda_V)^2]\}^{n/2}}\tag{17}$$

$$\mathscr{T}_{\Gamma,n_V}/\sigma_{(0)}^2=2\frac{\lambda_1^2+\lambda_V^2}{\lambda_1^2-\lambda_0^2}\log\frac{\Gamma}{\{(\lambda_0/\lambda_1)^2+[1-(\lambda_0/\lambda_1)^2]/[1+(\lambda_1/\lambda_V)^2]\}^{n/2}}\tag{18}$$

注意到$\lambda_1/\lambda_V=\sigma_1/\sigma_V$，可认为$\sigma_V<\sigma_1$，于是$\lambda_1/\lambda_V>1$。因此

$$\frac{\partial(\mathscr{F}_{\Gamma,\,n_V}/\sigma_{(i)}^2)}{\partial\lambda_V}>0,\quad i=0,1$$

因此，当λ_V增加时，$\mathscr{F}_{\Gamma,n_V}/\sigma_{(i)}^2$均增加。由此可知，当考虑落点测量误差时，将使犯第一种错误的概率减小（与不考虑测量误差时的情况相比较），而犯第二种错误的概率将增加。这和人们的常识是相符的，因为决策限的增大使假设$\mathscr{H}_0$容易被采纳而不易弃真。但却使采伪概率增加了。

测量误差对于Bayes风险的影响可以从(15)或（16）式看出。首先注意$P_{\mathscr{H}_0}$，$P_{\mathscr{H}_1}$以及损失函数C_{10}，C_{01}. 当考虑测量误差时，落点数据中含有V，此时$\mathscr{H}_0'$:$\sigma_z^2=\sigma_0^2+\sigma_V^2$，它对应于$\mathscr{H}_0$：$\sigma_X^2=\sigma_0^2$，而$\sigma_z^2=\sigma_X^2+\sigma_V^2$。我们认为，$P_{\mathscr{H}_0'}=P_{\mathscr{H}_0}$. 对于$C_{10}$及$C_{01}$，要一般地去考虑测量误差对于它们的影响比较复杂，但如果认为，σ_V^2的存在不致使损失函数有明显的改变，于是$C_{10}'\cong C_{10}$，$C_{01}'\cong C_{01}$. 再注意到(3.3)式，为了使λ_V的存在而又能使$\mathscr{B}_{(V)}$达到不增加的目的，只要增大试验数n，而使

$$\alpha'=\int_{\mathscr{F}_{\Gamma,\,n_V}/\sigma_{(0)}^2}^{+\infty}k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2\leqslant\alpha$$

$$\beta'=\int_0^{\mathscr{F}_{\Gamma,\,n_V}/\sigma_{(1)}^2}k_{n-1}(\chi^2)d\chi^2\leqslant\beta$$

或者

$$\mathscr{F}_{\Gamma,\,n_V}/\sigma_{(0)}^2\leqslant\chi_{n-1,1-\alpha}^2 \tag{19}$$

$$\mathscr{F}_{\Gamma,\,n_V}/\sigma_{(1)}^2\leqslant\chi_{n-1,\beta}^2$$

在这样的场合，测量误差对于试验数的影响分析同于经典假设检验的情况。

四、落点测量误差对于σ的估计的影响分析

记落点测量值所对应的随机变量为

$$Z=X+V,$$

其中V为测量误差，它与纵向（或横向）落点变量X独立，且X与V均为正态变量。设$(z_1,\cdots z_n)$为落点的子样，记

$$S_Z^2=1/\left[(n-1)\right]\sum_{i=1}^n(z_i-\bar{z})^2 \tag{20}$$

作

$$S_X^2=S_Z^2-\sigma_V^2 \tag{21}$$

则

$$E[S_X^2]=\sigma_Z^2-\sigma_V^2=\sigma_X^2$$

因此，将S_X^2作为σ_X^2的估计时，它是无偏的。且我们可以算得

$$D[S_Z^2]=2\sigma_Z^4/(n-1)=[2/(n-1)](\sigma_X^2+\sigma_V^2)^2 \tag{22}$$

仍记

$$\lambda_V=\sigma_V/\sigma_X.$$

则

$$D[S_Z^2]=[2\sigma_X^4/(n-1)](1+\lambda_V^2)^2>D[S_X^2]=2\sigma_X^4/[n-1] \tag{23}$$

只有当$\lambda_V=0$时，

$$S_Z^2=S_X^2,\ D[S_Z^2]=D[S_X^2]$$

因此，在考虑测量误差的情况下，所获得的$S_Z^2=S_X^2+\sigma_V^2$并不是σ_X^2的估计，而是将σ_X^2估大了，且$D[S_Z^2]>D[S_X^2]$。也就是说，如果用$D[S_Z^2]$作为衡量σ_X^2的估计精度时，它偏大了。这是经典估计的情况。再看置信估计。

注意到

$$\begin{aligned}\frac{S_X^2}{\sigma_X^2}&=\frac{S_Z^2}{\sigma_Z^2}\cdot\frac{\sigma_Z^2}{\sigma_X^2}-\frac{\sigma_V^2}{\sigma_X^2}\\&=\frac{\sigma_Z^2}{\sigma_X^2}\cdot\frac{1}{n-1}\chi_{n-1}^2-\lambda_V^2\\&=\frac{\sigma_X^2+\sigma_Z^2}{\sigma_X^2}\cdot\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1}-\lambda_V^2\\&=(1+\lambda_V^2)\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1}-\lambda_V^2\end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned}&P\{1-\delta'\leqslant S_X^2/\sigma_X^2\leqslant 1+\delta\}\\&=P\{\sqrt{1-\delta'}\leqslant S_X/\sigma_X\leqslant\sqrt{1+\delta}\}\\&=P\{1-\delta'\leqslant(1+\lambda_V^2)\chi_{n-1}^2/(n-1)-\lambda_V^2\leqslant 1+\delta\}\\&=P\{(n-1)(1+\lambda_V^2-\delta')/(1+\lambda_V^2)\leqslant\chi_{n-1}^2\leqslant(n-1)(1+\lambda_V^2+\delta)/(1+\lambda_V^2)\}\\&=K_{n-1}\left[(n-1)\left(1+\frac{\delta}{(1+\lambda_V^2)}\right)\right]-K_{n-1}\left[(n-1)\left(1-\frac{\delta'}{(1+\lambda_V^2)}\right)\right]\end{aligned}\tag{24}$$

由于$\partial P/\partial\lambda_V>0$，故当测量误差增加时，将使置信概率降低。因此，在考虑落点测量误差的情形下，为了不使置信概率降低，就必须以增加试射数来补偿。

当δ，δ'给定时，对于不同的试射数n，可以作出P与λ_V的关系曲线，图1给出了

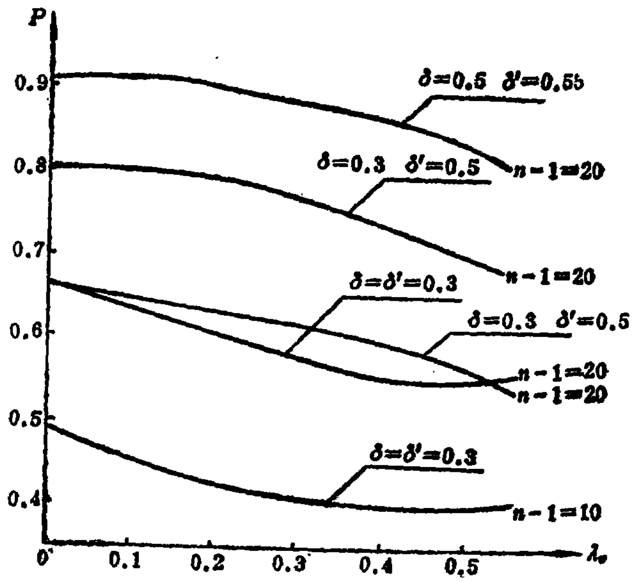

图 1 P随λ_V的变化关系图示

若干种P与λ_V之间的这种关系曲线。

当δ，δ'给定时，对于不同的λ_V，可以作出P与试射数n的关系曲线。图2给出了若干种这种曲线。从图中可以看出，如果取$\delta=0.3$，$\delta'=0.5$，且$P=80\%$，此时，当不考虑测量误差时，试射发数为21发。如果$\lambda_V=1/4$，保持$P=80\%$不变，那末此时的试射发射为22发，即是说，必须增加一次发射以补偿由于测量误差而引起的置信概率的降低。如果λ_V越大，那末需要增加的发射数将越多。

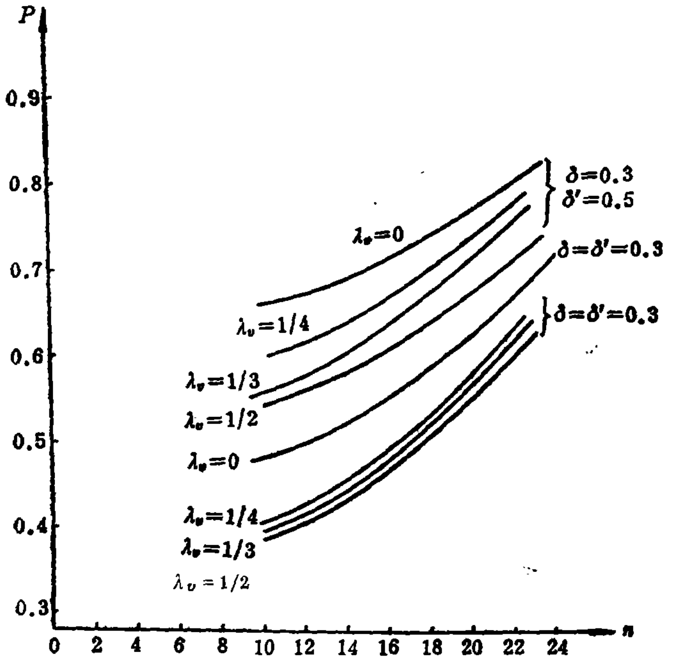

图 2 P随n的变化关系

参 考 文 献

[1] 张金槐等编，飞行器试验统计学（上册）（讲义），国防科技大学，1982年。

[2] 张金槐，落点精度及系统误差的评估，1985年研究报告第二部份。

[3] J.O.Berger, Statistical Decision Theory, Foundations, Concepts and Methods, Springer—Verlag New York Inc., 1980.

An Analysis of the Influence of the Measurement Errors of Point of Impact (MEPI) on the Dispersion Assessment and Estimation and the Number of Launchs of Reentry Vehicles

Zhang Jinhuai

Abstract

In this paper, the influence of MEPI is studied. The OC—function of testing statistical hypothesis and the numbers of launchs of reentry vehicles are given. It shows that when one tries to compensate the risk of the dispersion assessment caused by MEPI, the numbers of launchs will be increased. As for statistical estimation, the existence of MEPI will reduce the confidence probability when confidence interval is maintained.