

舰炮试验与鉴定



■ 黄士亮 田福庆 张威 贾兰俊 编著



国防工业出版社
National Defense Industry Press

TJ3

1025

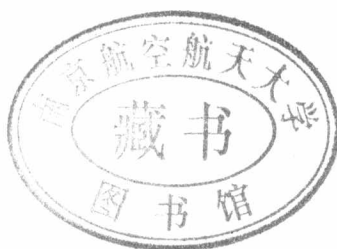


NUAA2014009418

TJ3
1025-1

舰炮试验与鉴定

黄士亮 田福庆 张威 贾兰俊 编著



国防工业出版社

·北京·

2014009418

内 容 简 介

本书简要介绍了舰炮试验设计及结果评定中相关的分布理论、检验理论;舰炮试验的程序、试验项目、统计试验设计基本方法及结果评定方法;舰炮结合状态下的技术检查和分解状态下的技术检查项目、检查目的和检查方法;选配全装药、强装药、减装药方法,内弹道试验中的弹丸速度测试和膛压测试方法;舰炮精度试验、射程试验、校正试验等外弹道试验内容;舰炮安全性、勤务性试验内容;舰炮控制系统试验内容;舰炮功能及动态参数测定试验内容;舰炮寿命试验;舰炮可靠性、维修性、测试性等与使用性能相关的试验内容和方法;试验文书编写的一般性要求。

本书为从事舰炮论证、研制、试验、教学等工作的人员参考使用,也可供相关专业的高校学生使用。

图书在版编目(CIP)数据

舰炮试验与鉴定/黄士亮等编著. —北京:国防工业出版社, 2011. 11

ISBN 978 - 7 - 118 - 07826 - 8

I. ①舰... II. ①黄... III. ①舰炮 - 武器试验
②舰炮 - 鉴定 IV. ①TJ391

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2011)第 234659 号

※

国防工业出版社 出版发行

(北京市海淀区紫竹院南路 23 号 邮政编码 100048)

北京奥鑫印刷厂印刷

新华书店经售

*

开本 787 × 1092 1/16 印张 10 字数 228 千字

2011 年 11 月第 1 版第 1 次印刷 印数 1—3500 册 定价 24.00 元

(本书如有印装错误,我社负责调换)

国防书店: (010)68428422

发行邮购: (010)68414474

发行传真: (010)68411535

发行业务: (010)68472764

前 言

舰炮试验与鉴定是舰炮武器研制程序中的重要工作,是舰炮定型决策的重要依据。通过试验与鉴定可以验证舰炮的设计方案和关键技术,及时发现制造和设计缺陷,提出改进意见,有效提高舰炮质量,降低舰炮寿命周期费用和部队使用风险。

多年来工程技术人员从试验理论、方法等多方面进行了实践,形成了大量标准,在工作中得到了贯彻和应用,为舰炮研制和试验质量的提高发挥了重要作用。目前,国内外系统、全面地研究装备试验与鉴定的文献较少,与舰炮相关的文献更是少之又少,工程技术和科研人员缺乏系统的参考资料。研究舰炮试验理论,编写较为系统、全面的相关书籍,是做好舰炮试验鉴定的基础工作,也是亟需解决的重要问题。本书在研究装备试验理论和相关标准的基础上,结合作者多年的试验、教学和科研工作实践,历时三年多时间编写完成,旨在为从事舰炮论证、研制、试验、教学等工作的人员提供参考。

全书共分 11 章,第一章简要介绍了舰炮试验设计及结果评定中相关的分布理论、检验理论;第二章介绍了舰炮试验的程序、试验项目、统计试验设计基本方法及结果评定方法;第三章介绍了舰炮结合状态下的技术检查和分解状态下的技术检查项目、检查目的和检查方法;第四章阐述了选配全装药、强装药、减装药方法,同时介绍了内弹道试验中的弹丸速度测试和膛压测试方法;第五章在介绍弹道方程的基础上,介绍了舰炮精度试验、射程试验、校正试验等外弹道试验内容;第六章介绍了舰炮安全性、勤务性试验内容;第七章介绍了舰炮控制系统试验内容;第八章介绍了舰炮功能及动态参数测定试验内容;第九章介绍了舰炮寿命试验;第十章介绍了舰炮可靠性、维修性、测试性等与使用性能相关的试验内容和方法;第十一章主要介绍了试验文书编写的一般性要求。

在本书的编写过程中,李志刚、吴军波、冯昌林等同志进行了大量文字录入和校对工作,金振中同志对全书进行了审阅,在此表示感谢。

由于作者学识有限,书中难免有疏漏和不妥之处,恳请广大同行、读者及时给予指正。

作 者

目 录

第一章 概率分布及数理统计	1
第一节 基本概念	1
第二节 概率分布	3
第三节 参数估计与检验	5
第二章 舰炮试验设计	11
第一节 舰炮试验设计的概念	11
第二节 舰炮试验总体设计	13
第三节 舰炮统计试验方案设计及结果评定	15
第四节 异常数据判定	27
第三章 舰炮技术检查	30
第一节 舰炮技术检查项目	30
第二节 舰炮总体技术检查	31
第三节 舰炮分解结合、尺寸间隙、冲点划线、探伤检查	34
第四节 机构动作检查	38
第五节 机械零位及其一致性检查	39
第六节 舰炮身管检查	41
第七节 舰炮电气控制系统技术检查	45
第八节 其它检查	47
第四章 内弹道试验	50
第一节 选配装药	50
第二节 弹丸速度测试方法	56
第三节 膛压测试方法	59
第五章 外弹道试验	64
第一节 弹道方程组	64
第二节 舰炮跳角试验	71
第三节 最大射程角和最大射程	73
第四节 精度试验	74
第五节 有效射程和有效射高试验	79
第六节 校正试验	81
第六章 舰炮安全性及勤务性试验	84
第一节 舰炮强度试验	84

第二节	炮口焰、炮尾焰和炮口烟雾测试	85
第三节	炮口脉冲噪声及冲击波测试	86
第四节	安全保护功能试验	88
第五节	舰炮勤务性能试验	89
第六节	舰炮反应时间测试	90
第七章	舰炮控制系统试验	92
第一节	随动系统的原理	92
第二节	瞄准随动系统试验	96
第三节	引信测合系统试验	102
第八章	舰炮功能及动态参数测定试验	105
第一节	舰炮功能试验	105
第二节	舰炮动态参数测定	108
第九章	舰炮寿命试验	113
第一节	身管寿命试验	113
第二节	自动机寿命试验	114
第三节	舰炮电气系统寿命试验	115
第四节	加速寿命试验	115
第十章	舰炮保障性试验与评定	118
第一节	舰炮可靠性试验与评定	118
第二节	舰炮维修性试验与评定	134
第三节	舰炮测试性试验与评定	140
第四节	舰炮保障资源试验与评定	143
第五节	舰炮战备完好性评估	145
第十一章	试验与鉴定文书编写	148
参考文献		153
参考标准		153

第一章 概率分布及数理统计

工程数学在舰炮试验中有着广泛的应用，特别是概率和数理统计分析，是试验方案设计和试验结果分析的重要工具。本章介绍舰炮试验中的基本概念和常用的数学工具。

第一节 基本概念

一、试验与实验

试验是指为了考察某事的结果或某物的性能而从事的某种活动，舰炮试验就是通过检测和射击对舰炮的性能进行评价的过程，是通过试验项目的实施来完成。实验是为了检测某种科学理论或假设而进行的某种操作或某种活动。显而易见，靶场职能是舰炮试验而不是舰炮实验。舰炮试验是通过有计划、有组织地完成一系列试验项目，得到想要的试验数据，并经过对试验数据的分析，对舰炮性能指标做出评价，给出鉴定或定型结论的过程。

二、真值与观测值

在一定条件下某客观物体所具有的真实数值即为真值。因为在实际测量过程中受各种因素的制约和影响，真值是不可能得到的，这样测量值和真值就有差值，这个测量值与真值之间的差就是误差。误差可分为系统误差和随机误差。

三、系统误差与随机误差

系统误差是由某种确定的因素引起的误差，在相同的条件下进行重复的测量，系统误差会重复地出现，因此系统误差可以进行修正和校正。系统误差的来源主要有方法误差、测量仪器误差、操作误差等。

随机误差是试验测量过程中偶然因素产生的误差，误差的产生、误差的大小等都具有随机性。不具有单向性和重复性，在试验中只能靠多次重复的测量来减小随机误差。

四、最大误差，平均数，方差，均方差

为了得到研究对象总体的参数，就要抽取样本试验，试验得到的数据就是样本观测值，即统计量。试验数据处理的后期就是用样本统计量来估计总体的特征。常用的表征统计量的特征数有最大误差、平均误差、方差、均方差等。

最大误差就是观测值与真值之间的最大差值。设某一被测对象的真值为 X ，一组测量值为 $X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ， $|\bar{x} - x_i| = \Delta_i$ 为测量的一次差，一次差 Δ_i 的最大值即为最大误差。

平均误差是一组误差的总和除以该组误差数据的个数所得的商。总体平均误差用 μ

表示。总体平均误差 μ 一般是未知的，需要通过试验样本获得，获得的方法就是通过样本平均数来估计。设样本容量为 n ，观测值为 $X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，则样本平均数 $\bar{x}$ 的计算公式为

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

平均误差具有两条重要性质，一是离均差的总和为 0，二是离均差的平方和最小。

样本方差主要用来表示样本观测值与样本平均数的变化情况，样本方差的表示方式为 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 。总体的方差用 σ^2 表示，其公式为 $\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$ ，其中 N 是有限总体容量。实际工作中常用样本方差来估计总体的方差。

标准差(均方差)是方差的算术根，样本标准差是 S ，总体标准差是 σ ，样本标准差 S 是总体 σ 的无偏估计。在试验数据的处理中，常把射击密集度写成 $\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ ，原因就是样本标准差 S 是总体 σ 的无偏估计。

五、舰炮射击精度，密集度，散布，准确度

舰炮射击精度包含两个方面的内容，一是密集度即射击散布，是指弹着点的离散程度；二是准确度，即弹着点坐标的数学期望与瞄准点的误差。

射击散布是射击过程中的随机误差，表示每发弹着点与平均弹着点的偏离程度。准确度是散布中心与瞄准点的偏离程度，是系统误差。如图 1-1 所示，用向量表示射击精度如下：

$$\overrightarrow{OM} = \overrightarrow{OC} + \overrightarrow{CM}$$

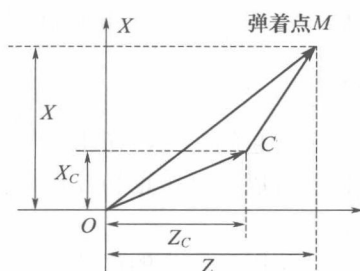


图 1-1 射击误差

系统误差是可以通过试验得到并能修正的，而随机误差没有办法修正。例如，舰炮准确度、定起角是一种系统误差，可以通过试验测得，并在射击时修正；舰炮射击散布(既密集度)、随动系统跟踪精度是随机误差，无法修正。

射击准确度的中间误差用 E_d 和 E_f 表示，射击散布中间误差用 B_d 和 B_f 表示。

六、置信区间、置信水平

设总体分布含有一个未知参数 θ ，若由样本确定的两个统计量 $\theta_L(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 及

$\theta_U(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 值, 有

$$P\{\theta_L < \theta < \theta_U\} = 1 - \alpha$$

则称区间 (θ_L, θ_U) 是 θ 的 $100(1-\alpha)\%$ 置信区间, θ_L 称为置信下限, θ_U 称为置信上限, 百分数 $100(1-\alpha)\%$ 称为置信水平。

第二节 概率分布

一、离散型随机变量的概率分布

(一) 二项分布

若离散型随机变量 X 的分布可表示为

$$p(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad (k=0, 1, 2, \dots, n)$$

则称 X 服从参数为 n, p 的二项分布, 记做 $X \sim B(n, p)$ 。

例如舰炮射击试验, 我们可以认为射击的结果只有成功和失败两种可能, 且每次射击互相独立, 互不影响。

当 $n=1$ 时, 二项分布就转化为(0-1)分布。

$$p(X=k) = p^k (1-p)^{1-k} \quad (k=0, 1)$$

(二) 泊松分布

我们注意到当 n 趋于无穷大时, 二项分布有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(X=k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

所以当 n 很大时, 就有 $p(X=k) \approx \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ 。在实际工作中一般认为 $n \geq 10, p \leq 0.1$ 时

就有上式成立。在已知舰炮武器系统命中概率的条件下, 泊松分布对于解舰炮命中弹数和射击弹药数问题有着重要的应用。

二、连续型随机变量的概率分布

下面讨论连续型随机变量的概率分布, 常用的分布有均匀分布、正态分布、指数分布、威布尔分布等。

设随机变量 X 的分布函数为 $F(x)$, 若存在非负函数 $f(x)$, 对于任意实数 x 都有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

则称 $f(x)$ 为 X 的概率密度函数, 且有

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$$

任意的连续型随机变量 X , 其概率密度函数 $f(x)$ 具有三个重要性质:

(1) $f(x) > 0$;

(2) 对于任意实数 $a < b$, 有

$$p(a \leq x < b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x)$$

(3) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ 。

(一) 均匀分布

设 $[a, b]$ 为任意区间, 若连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x \notin [a, b] \end{cases}$$

则称 X 服从 $[a, b]$ 上的均匀分布, 记做 $X \sim U(a, b)$ 。

X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x \notin [a, b] \end{cases}$$

舰炮随动系统试验中, 从标准仪器如数字波器中读取的数据服从均匀分布, 被试系统的监视器上读取的数据(整数)也服从均匀分布。

(二) 正态分布

若连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

其中, $-\infty < \mu < \infty, \sigma > 0$ 为常数, 则称 X 服从参数为 (μ, σ^2) 的正态分布, 记做 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

X 的分布函数为

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (-\infty < x < +\infty)$$

当 $\mu = 0, \sigma = 1$ 时, 称 X 服从标准正态分布, 记做 $X \sim N(0, 1)$ 。其分布密度函数为

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

分布函数为

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (-\infty < x < +\infty)$$

对于任意的 x 有下面的等式成立:

$$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$, 正态分布与标准正态分布之间存在如下关系:

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

正态分布是数理统计中最重要的分布之一, 在试验领域应用广泛。舰炮射击的弹着点散布、各种测量误差、计算误差等都服从正态分布。

(三) 指数分布

若连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

其中, $\lambda > 0$ 是常数, 则称 X 服从参数为 λ 的指数分布, 记做 $X \sim E(\lambda)$ 。

其分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

指数分布是依舰炮可靠性试验方案制定的主要数学模型, 在可靠性领域有着广泛的应用。业已证明机、电、液一体的复杂的舰炮系统及舰炮武器系统寿命都服从指数分布。

(四) 威布尔分布

若连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda x^m \exp\left(-\frac{\lambda}{m+1} x^{m+1}\right) & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

其中 λ 、 m 均是大于 0 的常数, 称 X 服从参数为 λ 、 m 的威布尔分布, 记做 $X \sim W(\lambda, m)$ 。其分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \exp\left(-\frac{\lambda}{m+1} x^{m+1}\right) & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

舰炮电气系统可靠性试验中, 电子元器件有“老化”问题, 即失效率 λ 随试验时间的增加而增加, 这时一般认为舰炮电气系统及其元器件的寿命服从威布尔分布。GJB899—90 中可靠性试验方案就是根据威布尔分布制定的。

指数分布是特殊的威布尔分布, 即 $m = 0$ 时的威布尔分布。

第三节 参数估计与检验

一、总体与样本

总体是研究对象的集合总成, 也就是研究对象的全体。相对于总体而言, 组成总体的每个成员就是个体。为了研究总体的特性, 就要在总体中抽出一个个体或几个个体进行研究, 被抽取的个体就是样本, 样本的大小就是个体的数量, 通过对样本的研究得出对总体特性的估计。就舰炮试验而言, 某型号的舰炮就是总体, 用来做试验的一座或两

座炮就是抽取的样本。抽取的样本应尽可能地代表总体的特征，具有一定的普遍性，否则通过样本对总体特征的估计是不可信的。样本的抽取一般要符合以下两条规定：

- (1) 抽取的样本必须是随机的，即总体的每个个体都有被抽到的机会。
- (2) 每次抽取的结果既不影响下次抽取，下次抽取也不会影响到本次样本的抽取。

设总体 X 的分布函数为 $F(x)$ ，如果 n 个随机变量 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 相互独立，且具有与 X 相同的分布函数 $F(x)$ ，则称 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是来自总体 X 的一个大小为 n 的随机样本，其观测值 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 称为样本观测值。样本 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 的分布函数为

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

设 X 的分布密度函数为 $f(x)$ ，则样本 $X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 的分布密度函数为

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

统计量：样本函数就是统计量，利用样本统计量的分析结果可对总体性能进行推断，因此统计量是试验要获取的基本信息。

设 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是总体 X 的一个样本， $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 的连续函数，如果 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 不含有未知数，则称 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为统计量。试验中我们常用到统计量的表征参数是均值和方差。

试验中应用样本推断总体特征的依据是 W.Glivenko 定理，当样本容量无穷大时，样本分布 $F_n(x)$ 依概率 1 关于 X 均匀地收敛于 $F(x)$ ，即

$$P\{\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < +\infty} |F_n(x) - F(x)| = 0\} = 1$$

二、抽样分布

抽样分布就是统计量的分布。确定统计量的分布比较困难，但实际工作中用的多数是正态分布。下面在总体服从正态分布条件下讨论抽样分布。

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ， $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是它的一个样本，由数理统计知道 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 服从正态分布，样本均值的数学期望和方差分别是

$$E(\bar{X}) = \mu$$

$$D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

所以 $\bar{X}$ 服从均值为 μ ，方差为 $\frac{\sigma^2}{n}$ 的正态分布，记做 $\bar{X} \sim \left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ 。

$E(\bar{X})$ 与总体均值 μ 相等，也就是说， n 越大， $\bar{X}$ 越向总体均值 μ 靠近。但 $D(\bar{X})$ 只等于总体方差 σ^2 的 n 分之一。

(一) χ^2 分布

设 $X \sim N(0, 1)$ ， $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为 X 的一个样本，则称 $\chi^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2$ 服从自由度为 n 的 χ^2 分

布, 记做 $\chi^2(n)$ 。

χ^2 分布的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

$$E(\chi^2) = n$$

$$D(\chi^2) = 2n$$

χ^2 分布具有可加性, 若 $x_i \sim \chi^2(n_i)$, $i=1, 2, \dots, k$, 且 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 相互独立, 则

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \chi^2\left(\sum_{i=1}^k n_i\right)$$

(二) $t(n)$ 分布

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则称随机变量 $Y = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$

服从自由度为 n 的标准 t 分布, 记做 $t(n)$ 。当 n 很大时, $t(n)$ 近似等于 $N(0, 1)$ 。

三、参数估计

设 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是总体 X 的一个大小为 n 的样本, 则统计量 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 称为样本均值,

样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 。对于任意正整数 k , 统计量 $M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k$ 为样本 k 阶原点

矩, 统计量 $M'_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k$ 为样本 k 阶中心矩。 $k=2$ 时, M_k 、 M'_k 分别称为二阶原点

矩和二阶中心矩。

参数是总体分布的某些未知的数字特征。参数估计就是利用样本对总体的未知参数做出估计, 有点估计和区间估计两种。

(一) 点估计

在实际工作中, 虽然不知道总体的某些数字特征但知道总体的分布类型, 这时常利用数字特征法和极大似然法来估计总体的某些数字特征, 例如均值和方差。

1. 数字特征法

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = s^2$$

有时也用样本中位数法和样本极差法。

2. 极大似然估计法

若总体 X 中仅含有一个未知参数 θ , 并且总体分布的形式已知, $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为 X 的

一组观测值。若存在 θ 的一个估计值 $\hat{\theta}$ ，使得自然函数 $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$ 在 $\theta = \hat{\theta}$ 时

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \text{MAX}$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的一个极大似然估计值。

在 $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$ 关于 θ 可微时，要使函数取得最大值， θ 必满足

$$\frac{d}{d\theta} L = 0 \text{ 或 } \frac{d}{d\theta} \ln L = 0$$

从上式可求得 θ 的极大似然估计值 $\hat{\theta}$ 。

业已证明：

二项分布中：

$$\hat{p} = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

指数分布中：

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{x}} = n / \sum_{i=1}^n x_i$$

正态总体分布中：

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = s^2$$

(二) 区间估计

在实际工作中，有时不仅想知道试验、测量和计算的点估计值，还有必要知道该估值的精度，即真值在什么范围，可信度又是多少，这就需要在一定置信水平下的区间估计。

设总体随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，试验获得的样本为 $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，则样本均值为

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

样本方差为

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

1. 数学期望的区间估计

设 $U = \frac{\sqrt{n}}{\sigma} (\bar{X} - \mu) \sim N(0, 1)$ ，在置信水平 $1 - \alpha$ 时，数学期望 μ 的双侧置信区间如下：

(1) σ^2 已知时，对 X 的数学期望 μ 的双侧置信区间为

$$\left[\bar{X} - u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

(2) σ^2 未知时，对 X 的数学期望 μ 的双侧置信区间为

$$\left[\bar{X} - t_{1-\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{1-\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

2. 方差的区间估计

(1) μ 已知时, 在置信水平 $1-\alpha$ 下的置信区间为

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n)} \right]$$

(2) μ 未知时, 在置信水平 $1-\alpha$ 下的置信区间为

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)}, \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)} \right]$$

四、正态分布参数的检验

舰炮性能参数很多服从正态分布, 正态分布参数的假设检验是舰炮试验设计和结果评定中最常用的数学工具, 实践中经常用“被试品不满足指标要求”作为原假设 H_0 , 通过拒绝原假设 H_0 的方法得出“被试品满足指标要求”的结论。本节简单介绍正态分布参数的检验。

一般用“ t -检验法”检验样本均值, 用“ χ^2 -检验法”检验样本方差。

(一) 正态分布均值的假设检验

舰炮数学期望类战术技术指标的表示形式为 $\mu \leq \mu_0, \mu \geq \mu_0, |\mu| \leq \mu_0$ 。其中 μ_0 为给定的战术技术指标, 例如最大射程、平均初速、射击准确度、随动系统调转时间等。区分测量精度 σ 已知和未知两种情况, σ 未知应用较多。

有一组最大射程的试验结果, 这是正态总体样本观测值, 所要求的显著性水平为 α , σ 未知, 指标要求 $\mu \geq \mu_0$, 假设不满足指标要求, 用拒绝原假设的方法, 来证明试验结果满足指标要求, 即

$$H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0$$

应用 t 检验方法检验, 判别方法如下:

若 $\bar{X} \geq \mu_0 + t_{1-\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$ 成立就拒绝 H_0 , 接受 $H_1: \mu > \mu_0$, 即舰炮的最大射程满足指标要求。

若 $\bar{X} < \mu_0 + t_{1-\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$ 成立就接受 H_0 , 认为舰炮最大射程的数学期望与 $\mu \leq \mu_0$ 无显著差异, 判定试验结果不满足指标要求。

原假设为不满足战术技术指标要求, 正态总体均值检验的拒绝域见表 1-1。

表 1-1 正态总体均值检验的拒绝域

假 设		拒 绝 条 件	
H_0	H_1	σ^2 已知	σ^2 未知
检验统计量及其分布		$U = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sim N(0,1)$	$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{s} \sim t(n-1)$
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$\sqrt{n} \frac{ \bar{X} - \mu_0 }{\sigma} > u_{1-\alpha/2}$	$\sqrt{n} \frac{ \bar{X} - \mu_0 }{s} > t_{1-\alpha/2}(n-1)$
$\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} > u_{1-\alpha}$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{s} > t_{1-\alpha}(n-1)$
$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} < -u_{1-\alpha}$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{s} < -t_{1-\alpha}(n-1)$

(二) 正态分布方差的假设检验

舰炮方差(或概率误差)类战术技术指标的表示形式为 $\sigma \leq \sigma_0$, σ_0 为给定的战术技术指标, 例如立靶密集度、初速或然误差等。正态总体分布下方差(或概率误差)检验拒绝域见表 1-2。

表 1-2 正态总体分布下方差检验拒绝域

假 设		拒 绝 H_0 条 件	
H_0	H_1	μ 已知	μ 未知
检验统计量及其分布		$\chi = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \sim \chi^2(n)$	$\chi = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \sim \chi^2(n-1)$
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) > \chi_{\alpha/2}^2(n)$ 或 $\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) < \chi_{1-\alpha/2}^2(n)$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) > \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$ 或 $\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$
$\sigma^2 \leq \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) > \chi_{\alpha}^2(n)$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) > \chi_{\alpha}^2(n-1)$
$\sigma^2 \geq \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) < \chi_{1-\alpha}^2(n)$	$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$

第二章 舰炮试验设计

试验设计是保证试验质量的前提,一个高质量的装备试验都是从细致、科学的试验方案设计开始的。在装备试验前为达到试验目的和要求根据所采用的技术途径形成试验方案的过程就是试验设计。本章介绍舰炮试验设计的概念、试验总体设计、统计试验方案设计及试验结果评定方法。

第一节 舰炮试验设计的概念

一、舰炮试验设计

舰炮试验设计就是运用统计学原理,通过研究试验样本量、风险率、精度、置信水平及影响试验结果的各种因子等有关参量而获得一个抽样检验方案的过程。试验设计的目的是以最少的射击弹数或试验次数、最小的风险获得可接受置信水平和精度的试验结果。试验设计的关键是试验方案的优化。通过试验设计所得到的试验方案,在实施过程中收集到的数据适合于进行统计分析,能够得出科学的试验数据、结果,能够做出客观可信的结论。试验设计的最终结果是试验大纲和试验方案。从定义可以看出,舰炮试验是抽样试验,抽样试验样本的代表性、样本容量、风险等问题直接与试验结论的可信度密切相关。

1. 样本量

为得到总体的某些特征而抽取一个或几个个体进行试验研究,所抽取的个体称为样本,个体数量称为样本量。就舰炮试验而言,在舰炮定型试验中,样本量通常是为得到可用的结果所需要的试验用弹量或试验次数。在舰炮批检试验中参加试验的舰炮数量称为样本量。样本量的含义根据试验的内容和性质具体确定。

2. 风险

风险是指根据舰炮试验结果(观测值)推断舰炮总体的某些性能特征时产生错误的概率。分为生产方风险和使用方风险,生产方风险就是舰炮或舰炮某项性能满足要求而判定为不合格时的概率,一般用 α 表示,在统计学上称为“弃真”概率,又称为显著性水平。使用方风险是舰炮或舰炮某项性能不满足要求而判定为合格的概率,一般用 β 表示,统计学上称为“纳伪”概率。

3. 精度、置信水平

这里所说的精度是估值精度,估值精度一般事先给出,是试验设计中确定样本量的重要依据。设 α 为弃真概率,则 $1-\alpha$ 为置信水平,表征估计值的可靠度,是伴随试验结果检验产生的,同样是确定样本量的依据。

4. 因子

影响试验结果的因素称为因子,因子的量值称为因子水平。舰炮试验设计中必须研