

# 概率统计

习 题 辅 导

《湖北电大学刊》编辑部

# 前 言

这份辅导材料着重于对一些概念、方法的解释，分析具体的问题，从而得出解题的方法。我们以典型的例题详细分析为主，而不着眼于收罗种种题目，给出提示和解答，希望对学生的解题能力真有帮助。

我们分四讲介绍有关的内容：

I. 随机变量（用随机变量表示随机现象，计算相应的概率）

II. 贝叶斯公式（反概率公式）及其应用

III. 最小二乘法（回归分析）

IV. 可靠性试验数据的统计分析

各讲均分小段，用 1. 2. ……等分别表示各段的标号，在引用时，I. 2 表示第 I 讲中第 2 小段的内容；公式以 (I. 3) (II. 14) 等记号表示，即为第 I 讲第 3 个公式，第 II 讲第 14 个公式。其余的一些符号与教本相同，就不另作说明了。

希望读者在学习课本到一个阶段后，在复习教材，做题之后，再看本材料的有关内容，可以加深理解并掌握有关的方法。千万不要把本材料当作习题解答，做题有困难时，翻一下就可解决，这样是没有帮助的。

本材料的目的是帮助大家将所学的知识去解决实际问题。通常的毛病是学员往往只注意一些公式，以为记住了公式、会套用公式就可以解决问题了，这是非常片面的。高等

数学与中学的数学有一个比较明显的差别，就在于概念的理解。一些公式总是反映某些概念之间的内在联系的，如果概念不清楚，就无法理解公式所反映的真实内容，使用时往往容易用错，导致错误的结论。针对这一弱点，本材料着重于对公式中一些概念的解释，使读者真正能理解公式的内容，使用时就不会有较多的困难了。并且对于一些解题所得的结论，也往往进一步作一些说明，使读者能理解一些概率、统计的思想方法。

这四讲由于内容不同，我们的写法也是各有侧重的。原则是书上有的，讲得较清楚的，这里不再重复，书上没有的，说得较简单的，但又是学员容易发生问题的，这里再补充说详细一些，因此我们认为，这一材料对辅导教师可能也会有些帮助。

由于初次编写这类内容，是否能达到预期的目的，还是要看效果，欢迎读者广泛提出意见，帮助我们改进。

编者 1985年8月

# 目 录

- I 随机变量..... ( 1 )
  - 1、指标的分类
  - 2、离散型随机变量的例题
  - 3、连续型随机变量的例题
- II 贝叶斯公式..... ( 18 )
  - 1、加法公式
  - 2、条件概率公式
  - 3、贝叶斯公式
  - 4、贝叶斯公式的应用
- III 最小二乘法 ( 迴归分析 ) ..... ( 39 )
  - 1、平方和分解公式
  - 2、条件期望与迴归分析的关系
  - 3、应用最小二乘法时要注意的几个问题
  - 4、各种检验
- IV 可靠性试验数据的统计分析..... ( 58 )
  - 1、最小二乘法在可靠性统计中的应用
  - 2、贝叶斯方法
  - 3、贝叶斯方法在可靠性统计分析中的应用

## I. 随机变量

概率论是研究随机现象的，要把随机现象用数学的语言来描述，才能用数学的工具去处理它。通常的概率论教材是由两步来完成的：先引入随机事件，讨论随机事件的运算与相应的概率关系；然后再引入随机变量，随机变量取值在某一个指定集合，它就是一个随机事件。这样一个过程产生了两个问题：开始随机事件的运算与随机现象的描述、概率的计算这几个难点都集中在一起，此时概率的计算不能用微积分，而大都用排列组合；在引入随机变量时，又必须与随机事件联上，数集合的运算与事件的运算联上，这也会造成一些困难。

本文的重点是希望通过随机变量来直接描述随机现象，把随机现象由随机变量直接过渡到数集合，然后利用微积分这个工具，求和号这个工具来计算相应的概率。

随机现象大致上可分两类：一是比较容易用一些量来描述的，例如测量误差的大小，电子管使用的时间，一平方米中昆虫的数目……等等；另一类是似乎与数量无关的，一台机床在八小时内连续工作是否会发生故障，这一次考试是否会全不及格，某人打靶一次能否打中……等等。前一类从随机变量来看，反而比较容易处理，而后一类看起来是要麻烦些，其实也是不困难的，下面我们就分别进行讨论。当然，这两类也不是能截然分开的，往往一个问题中含有这，也含有

那，这就造成了困难。

**1. 指标的分类。**任何一种随机现象，从数学来看，都可以用量来反映它，这个量就是这一问题所涉及的指标。例如测量山的高度，山高就是指标；又如打靶时弹着点的环数，环数就是指标；又如一毫升水中的细菌的个数，个数就是指标；例如一个盒中有红、白、黑三种球，摸到一个球是白球这一现象如何用量来描述呢？这一问题的指标是什么呢？如果我们将这三种颜色编号，1表示红，2表示白，3表示黑，那么摸到白球就是出现编号为2的球，于是编号就是这个问题中的指标。显然最后一例中，1、2、3，仅仅是一个代号，它们的大小顺序没有任何意义，也可以用-1表示红，0表示白，11表示黑，它不会改变问题的实质。

这样我们可以把指标分成三类：

a) 连续型指标。如山的高度，它可以取实数轴上某一区间内的任何一个值。其他如灯泡的点燃寿命，某一质点运动的速度，矿石中某种化合物的含量等等都是连续型的。这一类指标就与连续型随机变量直接相联系，很自然地可以用连续型随机变量来处理。

b) 计数型指标。如一毫升水中细菌的个数，它只能取整数值，不可能取到某一实数区间 $[a, b]$ 内的任何值；又如打了 $n$ 次靶，打中的次数 $k$ 只能是从0到 $n$ 这 $n+1$ 个整数值，这也是计数型的。从数学上说，只要是取离散的值，它总是与离散型随机变量有关，在实际问题中，离散型随机变量所反映的，大都是计数型指标与下一种名义指标。

c) 名义指标。如最后的例中用1、2、3，分别代表

红、白、黑，这种代码性的指标称为名义指标，它的数量大小，顺序等均无实际意义。名义指标原则上可以随便规定（但规定后在问题中不能再作改变），实际上也还有一个如何规定使得处理起来更为方便的考虑，这在下面的一些例题中就可以看到。名义指标也与离散型随机变量有关。

## 2. 离散型随机变量的例题。

由于连续型随机变量与连续型指标有关，处理时反而很容易，往往就用连续型指标作为反映随机现象的随机变量，因此只要设法弄清楚它的分布密度，或利用一个基本公式，求概率的问题就解决了。对于离散型随机变量，情况就有些不同，我们通过一些简单的例子，逐步过渡到复杂的例子。

例1. 一个人打靶，一发子弹打中的概率是 $p$ ，打不中的概率是 $1-p$ 。

这一现象应如何用随机变量来描述呢？你可以规定一个随机变量 $\xi$ 如下：

$$(I. 1) \quad \begin{cases} \xi = 5 & \text{子弹中靶} \\ \xi = 7 & \text{子弹不中靶} \end{cases}$$

5与7仅仅是代号，也可以改成别的例如11与105，但是谁也不会这样去规定，因为这会造成不必要的麻烦。通常是规定随机变量 $\xi$ 如下：

$$(I. 2) \quad \begin{cases} \xi = 1 & \text{子弹中靶} \\ \xi = 0 & \text{子弹未中靶} \end{cases}$$

这时 $\xi$ 的值还是有意义的，它就是打中的次数（一发子弹只可能打中一次或零次，零次就是未打中）。如果一个人打靶打了 $n$ 次，而每一次打中不打中用(I. 1)的 $\xi$ 来描述，第

$i$  次记为  $\xi_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 这样  $n$  次的结果就无法用  $\xi_1 + \dots + \xi_n$  来直接描述, 但是用 (I. 2) 来描述时,  $\xi_i$  就表示第  $i$  次打中的次数,  $\xi_1 + \dots + \xi_n$  就表示  $n$  次中一共打中了多少次,  $\sum_{i=1}^n \xi_i$  有明确的实际意义。

(I. 2) 对应的随机变量  $\xi$  只取 0、1 两个值,  $\xi$  的分布就是两点分布:  $P(\xi = 1) = p$ ,  $P(\xi = 0) = 1 - p$ 。打了  $n$  次靶, 每次的条件一样, 于是用  $\xi_i$  表示第  $i$  次的结果, 按 (I. 2) 的定义,  $\xi_* = \sum_{i=1}^n \xi_i$  就是  $n$  次打靶中打中的

次数。当  $\xi_1, \dots, \xi_n$  相互独立时,  $\xi_*$  就是二项分布:

$$P(\xi_* = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n.$$

这就弄清了两点分布与二项分布的关系。如果  $\xi_1, \dots, \xi_n$  之间是不独立的, 但分布仍然是相同的两点分布, 则  $\xi_* =$

$\sum_{i=1}^n \xi_i$  就不再是二项分布了, 这可用超几何分来说明。

设有一批产品共  $N$  件, 次品率为  $p$ , 从  $N$  件中抽了  $n$  件进行检验,  $n$  件中恰有  $k$  件是次品的概率是

$$\frac{\binom{Np}{k} \binom{N(1-p)}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

我们令

$$(I. 3) \quad \xi_i = \begin{cases} 1 & \text{第 } i \text{ 件抽到的是次品} \\ 0 & \text{第 } i \text{ 件抽到的不是次品} \end{cases}$$



现在来看  $\xi_1$  的分布是否相同。 $P(\xi_1=1)$  表示第 1 件是次品，今次品率为  $p$ ，因此  $P(\xi_1=1)=p$ ，于是  $P(\xi_1=0)=1-p$ 。考虑  $\xi_2=1$ ，即第 2 件是次品。由于第二件抽取的结果依赖于第 1 件，于是用条件概率公式及加法公式

$P(\xi_2=1)=P(\xi_2=1, \xi_1=1)+P(\xi_2=1, \xi_1=0)$   
 而  $P(\xi_1=1, \xi_2=1)=P(\xi_1=1)P(\xi_2=1|\xi_1=1)$   
 $=pP(\xi_2=1|\xi_1=1)$ ，当第 1 件抽得的是次品时，第 2 件抽到是次品的条件概率为（因为次品少了一件）

$$\binom{Np-1}{1} / \binom{N-1}{1} \quad \left( = \frac{Np-1}{N-1} \right)$$

因此  $P(\xi_1=1, \xi_2=1)=p \cdot \frac{Np-1}{N-1}$ 。又可类似地求出

$P(\xi_1=0, \xi_2=1)$ ，因为

$$P(\xi_1=0, \xi_2=1)=P(\xi_1=0)P(\xi_2=1|\xi_1=0)$$

$$=(1-p)P(\xi_2=1|\xi_1=0)$$

在第 1 件不是次品条件下，第 2 件抽到次品的概率是

$\binom{Np}{1} / \binom{N-1}{1}$ ，就是  $Np/(N-1)$ ，于是

$$P(\xi_1=0, \xi_2=1)=(1-p)Np/(N-1)$$

这样  $P(\xi_2=1)=p \frac{Np-1}{N-1} + (1-p) \frac{Np}{N-1} =$

$$\frac{p(N-1)}{N-1} = p$$
，因此  $P(\xi_2=0)=1-p$ 。

只消将上述证明中  $\xi_1$  改为  $\sum_{j=1}^i \xi_j$ ， $\xi_2$  改为  $\xi_{j+1}$ ，

所有的推理全相仿（注意并不完全一样），就可以证明

$$P(\xi_i = 1) = p, P(\xi_i = 0) = 1 - p, i = 1, 2, \dots, n.$$

很明显，在现在讨论的问题中， $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 是不独立的。

用1与0这两个值来描述打中与未打中是有点普遍意义的，也就是说，更一般的现象有时也可以用0与1来描述它。例如某一特定的现象发生（相当于打中）与不发生（相当于未打中），也可以用1与0描述。 $\xi = 1$ 表示发生， $\xi = 0$ 表示未发生， $\xi$ 实际上就是发生的次数。从这里可以看到，只取1与0两个值的、这么简单的随机变量，其实是很重要的，它与不少重要的分布有密切的联系。因此可以说，取1或0来描述某些随机现象是很重要的手段。（以后我们在Ⅲ最小二乘法中，还要回来提到这一点，现在先声明一下）

例2. 设有三个信封均已写好地址，相应的信笺也已写好，现将信随便放入封内，问这三封信恰巧都放对的概率是多少？

解：这时三个信封用三个号码代表，选用那三个都可以，一般就用1. 2. 3这三个号码来表示。三封信笺放入那个信封，每一信笺可能放对，也可能放错，应怎样来描述呢？号码1信封相应的信笺放的结果用 $\xi_1$ 表示， $\xi_1 = 1$ 表示放入第1号信封， $\xi_1 = 2$ 表示放入第2号信封， $\xi_1 = 3$ 表示放入第3号信封。同样地，号码2信封相应的信笺放的结果用 $\xi_2$ 表示， $\xi_2$ 也可以取1. 2. 3这三个数中的一个； $\xi_3$ 表示3号信封相应的信笺所放的结果。三封信恰巧都放对

就是  $\xi_1 = 1, \xi_2 = 2, \xi_3 = 3$  同时发生, 因此所求的概率是  $P(\xi_1 = 1, \xi_2 = 2, \xi_3 = 3)$ 。

求这个概率可以用两种方法来做: 一是用排列组合的方法, 三封信的放法共有  $3!$  这么多, 全部都放对, 只有一种情形, 而  $3!$  种情形都是等概的, 因此所求的概率是  $\frac{1}{6}(3! =$

6)。另一种用条件概率来做, 即

$$\begin{aligned} P(\xi_i = i, i = 1, 2, 3) \\ &= P(\xi_1 = 1)P(\xi_2 = 2, \xi_3 = 3 | \xi_1 = 1) \\ &= P(\xi_1 = 1)P(\xi_2 = 2 | \xi_1 = 1)P(\xi_3 = 3 | \\ &= \xi_1 = 1, \xi_2 = 2) \end{aligned}$$

显然  $P(\xi_1 = 1) = \frac{1}{3}$ , 因为第一号信笺, 在三个信封内可以随便放, 放对的概率是  $\frac{1}{3}$ 。第一个放对的条件下, 第二号信笺只能在二个信封中随便放, 放对的概率是  $\frac{1}{2}$ 。第一、二号信笺都放对的条件下, 第三号信笺只能放到第三号信封, 因此  $P(\xi_3 = 3 | \xi_1 = 1, \xi_2 = 2) = 1$ , 于是

$P(\xi_1 = 1, \xi_2 = 2, \xi_3 = 3) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 = \frac{1}{6}$  这两种算法的结果是一样的。

从上面的讨论可以看到, 我们讨论的是三个信封, 三封信笺, 实际上, 这种方法对任意给定的  $n$  个信封,  $n$  封信笺也是完全一样的。

如果把问题稍换一下, 随机变量的取法就有些不同。条

件还和原来一样,现在要求“至少有一封信放对的概率”。此时,如果随机变量的取法还和原来一样,描述“至少有一封信放对”会有困难,这时要引入新的随机变量,能反映出放对、放不对这一现象,注意到例1中告诉我们的1与0的表示法,取

$$(I.4) \quad \eta_i = \begin{cases} 1 & \text{当 } \xi_i = i \\ 0 & \text{当 } \xi_i \neq i \end{cases}, \quad i = 1, 2, 3$$

也即第*i*封信放对了,就为1,如第*i*封信没放对,就取

0。于是  $\sum_{i=1}^3 \eta_i \geq 1$  就是至少有一封放对,它的“逆事件”

——即  $\sum_{i=1}^3 \eta_i < 1$ , 但又因为  $\eta_i \geq 0$ , 因此不是  $\sum_{i=1}^3 \eta_i \geq 1$

就是  $\sum_{i=1}^3 \eta_i = 0$ , 并且当  $\sum_{i=1}^3 \eta_i = 0$  时, 只可能  $\eta_1 = \eta_2$

$= \eta_3 = 0$ , 也即全都没有放对。可见  $\sum_{i=1}^3 \eta_i$  是一个重要的

随机变量,它反映了放对的信封数。可以看出,用随机变量描

述问题时,事件的一些概念可以不出现,记  $\eta = \sum_{i=1}^3 \eta_i$ ,

由于  $0 \leq \eta_i \leq 1$ , 因此  $\eta \geq 0$ ,  $\eta \leq 3$ , 实际上  $\eta$  只取整数值0, 1, 2, 3这四个值。这就告诉我们  $\eta \geq 1$  或  $\eta = 0$  两者必须出现其中之一,而且也只出现其中之一,  $\eta \geq 1$  可以用  $\eta \in [1, \infty)$  表示,  $\eta = 0$  可以用  $\eta \in \{0\}$  表示,  $[1, \infty)$  与  $\{0\}$  是两个互不相交的数集合,  $\eta \in [1, \infty)$  与  $\eta \in \{0\}$  是两个互

斥的事件，可见互斥事件由随机变量描述后用两个互不相交的数集合来反映。注意到  $\eta \in \{0\}$  与  $\eta < 1$  描述的是同一个事件，而  $[1, \infty)$  与  $(-\infty, 1)$  不仅互不相交，并且这两个集合之和是  $(-\infty, \infty)$ ，即整个实轴，也即将互逆的事件变成了两个互补的数集合，由于随机变量  $\eta$  只取有限的实数， $P(\eta \in (-\infty, \infty)) = 1$ ，这样

$$P(\eta \in (-\infty, 1)) = 1 - P(\eta \in [1, \infty))$$

即 
$$P(\eta = 0) = 1 - P(\eta \geq 1)$$

从这里，可以明显地感到随机变量起的作用是把“抽象的”随机事件、随机现象变成具体的“数集合”，对于掌握了数学工具的人，区间、整数集，自然比事件这类概念要熟悉得多。

从这个例还可以看出，有时确实要考虑随机变量的函数，例如本例中  $\eta_i$  就是  $\xi_i$  的函数。当然我们也可以不通过  $\xi_i$ ，直接对  $\eta_i$  给出相应的定义，但是由  $\xi_i$  来定义  $\eta_i$  是比较自然和易于理解的。另外如  $\eta$  是  $\eta_1 + \eta_2 + \eta_3$ ，它更明显地表成函数了。

本例中， $\{\eta_i\}$  不是相互独立的， $P(\eta_3 = 1 | \eta_1 = \eta_2 = 1) = 1$ 。这就是  $P(\xi_3 = 3 | \xi_1 = 1, \xi_2 = 2) = 1$ ，因此用  $P(\eta \geq 1) = 1 - P(\eta = 0) = 1 - P(\eta_1 = 0, \eta_2 = 0, \eta_3 = 0)$  的公式，先求  $P(\eta_1 = \eta_2 = \eta_3 = 0)$  并不好求，可以直接去求  $P(\eta \geq 1)$  的值。

不难看出，上述讨论也可适用于  $n$  个信封、 $n$  封信笺的

问题，此时  $\eta$  应为  $\sum_{i=1}^n \eta_i$  这里的  $\eta$  又是  $n$  个只取 0, 1 值的

随机变量之和，它们（指  $\eta_1, \dots, \eta_n$ ）是不是同分布的？是不是相互独立的？ $\eta$  的分布是什么？这些都是很有意思的问题。通常的教科书上常有本例的问题，用随机事件的方法讨论的，只消运用上述的随机变量的定义，就可以作一次“翻译”，把随机事件都翻成随机变量的说法，这对于我们理解这两者的关系是有好处的。一般的学员只要知道这一点就够了，将来在工作中遇到实际问题时，学会用随机变量去描述。

例 3. 已知生男孩、女孩的概率是相同的，即各为  $\frac{1}{2}$ ，问在全部有两个孩子的家庭中，已知一个是男孩，另一个也是男孩的概率是多少？

解：两个孩子要用两个随机变量来描述比较方便，令  $\xi_i$  表示第  $i$  个孩子的性别情况，规定

$$\xi_i = \begin{cases} 1 & \text{第 } i \text{ 个是男孩} \\ 0 & \text{第 } i \text{ 个不是男孩} \end{cases} \quad i = 1, 2$$

于是  $\xi_1 + \xi_2$  就是两个孩子中男孩的个数，已知一个是男孩，也即已知  $\xi_1 + \xi_2 \geq 1$ ，所谓另一个也是男孩，实际上是两个都是男孩，也即  $\xi_1 + \xi_2 = 2$ ，因此所求的概率是

$$P(\xi_1 + \xi_2 = 2 \mid \xi_1 + \xi_2 \geq 1)$$

但是另一个也是男孩，也可以由  $\xi_1, \xi_2$  的值来表示，注意到

$$\xi_1 \xi_2 = \begin{cases} 1 & \text{两个都是男孩} \\ 0 & \text{有一个不是男孩} \end{cases}$$

因此，所求的概率也可以写成

$$P(\xi_1 \xi_2 = 1 | \xi_1 + \xi_2 \geq 1)$$

注意到  $\xi_1$  与  $\xi_2$  是相互独立的，同分布的，并且有  $P(\xi_i = 1) = P(\xi_i = 0) = \frac{1}{2}$ ， $i = 1, 2$ 。由例 1 知道  $\xi_1 + \xi_2$  是二项分布，因此

$$P(\xi_1 + \xi_2 = 1) = \binom{2}{1} \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{1}{2}\right) = \frac{1}{2}$$

$$P(\xi_1 + \xi_2 = 2) = \binom{2}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{4}$$

$$P(\xi_1 + \xi_2 \geq 1) = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

于是由条件概率公式知道

$$\begin{aligned} & P(\xi_1 + \xi_2 = 2 | \xi_1 + \xi_2 \geq 1) \\ &= \frac{P(\xi_1 + \xi_2 = 2, \xi_1 + \xi_2 \geq 1)}{P(\xi_1 + \xi_2 \geq 1)} \\ &= \frac{P(\xi_1 + \xi_2 = 2)}{P(\xi_1 + \xi_2 \geq 1)} \\ &= \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

如果计算  $P(\xi_1 \xi_2 = 1 | \xi_1 + \xi_2 \geq 1)$ ，其结果也是  $\frac{1}{3}$ 。

一个方法只计算  $\xi_1 + \xi_2$  的分布，另一个就要计算两个函数  $\xi_1 + \xi_2$  与  $\xi_1 \xi_2$ ，可见怎么去描述随机现象还是有值得注意的地方。

最后我们举一个比较简单的离散型随机变量的例子。

例 4. 假定从观察资料已查到某一种害虫的分布情况。

平均每平方米有10.5条，如果害虫数的分布是泊松分布，问每平方米最多可能会有多少害虫(以0.99的概率估计)?

解：害虫数  $\xi$  (每平方米内) 是一个随机变量，它遵从泊松分布是已知的，相应的参数  $\lambda = 10.5$ 。用0.99概率来估计最多的害虫数，就是要找一个数  $k_0$ ，使

$$P(\xi > k_0) = 0.01$$

也即 
$$P(\xi \leq k_0) = 0.99$$

利用泊松分布的表示式，也就是求  $k$  使

$$0.01 = \sum_{k_0 \leq k} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

由于  $\lambda = 10.5$  是已知的，因此可以查有关的泊松分布表，求出相应的  $k_0$ 。若粗略地计算，由于0.01是一个很小的数， $\lambda^k/k!$  趋于0的速度较快，因此可以近似认为  $0.01 \approx \lambda^k e^{-\lambda}/k!$ ，用  $k!$  的近似值(斯特林公式)  $k! \approx \sqrt{2\pi k} k^k e^{-k}$ ，代入上式，得

$$0.01 \sqrt{2\pi k} k^k e^\lambda = (\lambda e)^k$$

两边取对数，

$$\lambda + \ln(0.01) \sqrt{2\pi} + \frac{1}{2} \ln k + k \ln k = k \ln \lambda e$$

解上述方程，就可以求得  $k_0$  的近似值。

### 3. 连续型随机变量的例题。

连续型随机变量的问题在选择随机变量上比较简单，困难往往集中在如何计算积分以求出相应的概率。

例5. 已知测量误差公分遵从正态分布  $N(0, 12)$ ，物体的实际长度是201公分，独立测量了九次，问九次平均值  $\xi$



遵从什么分布?

解: 设  $\xi_1, \dots, \xi_9$  分别依次为第 1 次到第 9 次的测量值,  $e_1, \dots, e_9$  分别依次为相应的误差, 易见有关系式

$$\xi_i = 201 + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, 9$$

$$\xi = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \xi_i$$

已知  $e_1, \dots, e_9$  是独立同分布  $N(0, 12)$ , 因此  $\xi_1, \dots, \xi_9$  也是独立同分布的 (为什么应好好想一下), 从随机变量线性变换的公式知道  $\xi_i \sim N(201, 12)$ ,  $\xi$  又是  $\xi_1, \dots, \xi_9$  的均值, 因此  $\xi$  的分布还是正态, 期望值  $E\xi$  与  $E\xi_i$  一样,

方差  $D(\xi)$  是原来的  $1/9$ , 也即  $\xi \sim N(201, \frac{12}{9})$ , 即  $\xi \sim N(201, \frac{4}{3})$ .

这里用上了线性变换的一般公式, 用了两次。如果  $\xi = a_1 \xi_1 + a_2 \xi_2 + \dots + a_k \xi_k$ ,  $a_1, \dots, a_k$  是常数,  $\xi_1, \dots, \xi_k$  是随机变量, 则有

$$E\xi = a_1 E\xi_1 + \dots + a_k E\xi_k$$

特别  $k=2$ ,  $\xi_2$  是常数 1, 则  $\xi = a_1 \xi_1 + a_2$ , 就是通常的最简单的线性变换, 从  $E\xi$  的一般公式得到

$$E\xi = a_1 E\xi_1 + a_2$$

如果  $\xi_1, \dots, \xi_k$  相互独立 (这是最常见的情形), 就有方差的关系式

$$D(\xi) = a_1^2 D(\xi_1) + \dots + a_k^2 D(\xi_k)$$