

# 信号检测与估值

段江涛

机电工程学院



2019 年 7 月

# 主要内容

- 1 随机变量
- 2 条件概率
- 3 随机变量
- 4 几种重要的离散型随机变量的分布

随机事件的特征是不确定性,但是我们可以通过重复观测,从不确定现象中寻找、观察特定事件发生的规律,为此需要让某一随机现象重复发生(不一定是人为控制的)并记录观测结果,称之为随机试验。

随机试验的三个特征:

- 可以在相同条件下重复进行;
- 试验的所有可能结果是明确可知的,并且不止一个;
- 每次试验总是恰好出现这些可能结果中的一个,但在一次试验之前却不能肯定这次试验会出现哪个结果。

概率论中的三个组成部分:

- 样本空间  $\Omega$
- 事件域  $\mathcal{F}$
- 概率  $P$

- 样本空间  $\Omega$ : 一个随机试验所有可能出现的结果的全体, 称为随机事件的样本空间。

每一个可能的结果称为基本事件, 它们的全体就是样本空间。

- 样本点  $\xi_k$ : 随机试验的一个结果, 就是某个基本事件, 也就是  $\Omega$  中的一个元素。

$$\Omega = \{\xi\} = \{\xi_k | k = 1, \dots, n\}$$

- 随机事件  $A$ : 样本空间中的某个子集称为随机事件, 简称事件 (事件是集合)。
- 事件域  $\mathcal{F}$ : 样本空间中的某些子集构成的满足如下条件的集合, 称为事件域 (又称  $\sigma$ -域)。

$$(1) \Omega \in \mathcal{F}$$

$$(2) \text{ 若 } A \in \mathcal{F}, \text{ 则 } A \text{ 的补 } \bar{A} \in \mathcal{F}$$

$$(3) \text{ 若 } A_n \in \mathcal{F}, \text{ 则 } \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$$

## Example

一个盒子中有 10 个相同的球, 5 个白色, 5 个黑色, 搅匀后从中任意摸取一球。

$\xi_1 = \{\text{取得白球}\}, \xi_2 = \{\text{取得黑球}\}$

$\Omega = \{\xi_1, \xi_2\}$

## Example

一个盒子中有 10 个相同的球, 编号 1, 2, ..., 10, 从中取一球。

$\Omega = \{1, 2, \dots, 10\}$

$A = \{6 \text{ 号球}\} = \{6\}, B = \{\text{偶数编号球}\} = \{2, 4, 6, 8, 10\},$

$\bar{B} = \{\text{奇数编号球}\}, C = \{\text{编号小于等于 5 的球}\} = \{1, 2, 3, 4, 5\}$

事件 A 是基本事件, 而 B 和 C 则由多个基本事件所组成, 并且  $A, B, C \subset \Omega$ 。

空集  $\emptyset$  可以看作  $\Omega$  的子集, 在任意一次试验中不可能有此事件发生, 称为不可能事件。

事件域中的元素就是随机事件。如果这些事件的随机性能够由定义在  $\mathcal{F}$  上的具有非负性,归一性和可列加性的实函数  $P(A)$  来确定,则称  $P$  是定义在二元组  $(\Omega, \mathcal{F})$  上的概率,而称  $P(A)$  为事件  $A$  的概率。

(1) 非负性。  $P(A) \geq 0$

(2) 归一性。  $P(\Omega) = 1$

(3) 可列加性。  $A_1, A_2, \dots, A_n$  互不相容 ( $A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j$ ), 则

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n)$$

非空的事件域  $\mathcal{F}$  关于交、并、补、差元素是封闭的。

- ① 若  $A \in \mathcal{F}$ , 则  $\bar{A} \in \mathcal{F}$
- ② 若  $A \in \mathcal{F}, B \in \mathcal{F}$ , 则  $A \cup B \in \mathcal{F}$
- ③ 若  $A \in \mathcal{F}, B \in \mathcal{F}$ , 则  $A \cap B \in \mathcal{F}$
- ④ 若  $A \in \mathcal{F}, B \in \mathcal{F}$ , 则  $A - B \in \mathcal{F}$

### Proof.

由于  $\mathcal{F}$  为非空子集类, 则若  $A \in \mathcal{F}$ , 由 (1) 知,  $\bar{A} \in \mathcal{F}$ , 又由 (2) 知  $A \cup \bar{A} = \Omega \in \mathcal{F}$ . 故有  $\Omega \in \mathcal{F}$ .

若  $A \in \mathcal{F}, B \in \mathcal{F}$ , 则  $\bar{A} \in \mathcal{F}, \bar{B} \in \mathcal{F}$ , 那么  $\bar{A} \cup \bar{B} \in \mathcal{F}$ , 即有  $A \cap B = \overline{\bar{A} \cup \bar{B}} \in \mathcal{F}$ , 故  $\mathcal{F}$  对交也封闭。

再若  $A, B \in \mathcal{F}$ , 则有  $A - B = A\bar{B} \in \mathcal{F}$ , 即  $\mathcal{F}$  对交也封闭。

由数学归纳法可证, 若  $A_i \in \mathcal{F}$ , 则  $\bigcup_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$





# 古典概型

- 样本空间的元素 (即基本事件) 只有有限个, 不妨设为  $n$  个,  
 $\Omega = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n\}$
- 每个基本事件出现的可能性是相等的, 即有  $P(\xi_1) = P(\xi_2) = \dots = P(\xi_n)$
- 事件域  $\mathcal{F}$  为  $\Omega$  的所有子集的全体, 即是  $Pwr(\Omega)$ ,  $\Omega$  的  $m$  幂集, 共有  $2^n$  个事件,  $\emptyset \in \mathcal{F}, \Omega \in \mathcal{F}$ .
- 由概率的有限可加性知  
 $1 = P(\Omega) = \sum_{i=1}^n P(\xi_i) \implies P(\xi_i) = \frac{1}{n}, (i = 1, \dots, n)$
- 对任意一个随机事件  $A \subseteq \mathcal{F}$ , 如果  $A$  是  $k$  个基本事件的和, 即  
 $A = \{\xi_{i_1}\} \cup \{\xi_{i_2}\} \cup \dots \cup \{\xi_{i_k}\}$ , 则

$$P(A) = \frac{k}{n} = \frac{A \text{ 中所包含的基本事件数}}{\text{基本事件总数}}$$

# 样本空间的选取

为求一个事件的概率,样本空间可以有不同的取法,但一定要认真,基本事件和求概率事件的计算都要在同一个样本空间中进行,否则会导致谬误!

## Example

一个盒子中有 10 个相同的球,编号 1,2,...,10, 从中取一球,求此球的号码为偶数的概率。

$$\Omega = \{1, 2, \dots, 10\}$$

$$A = \{\text{偶数编号球}\} = \{2\} \cup \{4\} \cup \{6\} \cup \{8\} \cup \{10\} = \{2, 4, 6, 8, 10\}.$$

$$P(A) = \frac{|A|}{n} = \frac{5}{10} = \frac{1}{2}$$

另外一种解法:

$\Omega = \{A, \bar{A}\}$ ,  $A = \{\text{编号为偶数的球}\}$ ,  $\bar{A} = \{\text{编号为奇数的球}\}$ ,  $\mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega, A, \bar{A}\}$ , 由  $A, \bar{A}$  的对称性, 即得  $P(A) = \frac{1}{2}$

# 样本空间的选取

## Notes

两种解法的样本空间  $\Omega$  不同 (从而事件域  $\mathcal{F}$  是不同的)。严格地说, 两者所描述的随机试验是不同的。例如对于第二种解法来说,  $B = \{\text{号码为 4 的球}\}$  并不属于事件域  $\mathcal{F}$ , 就是说  $B$  不是一个事件, 从而也就没有概率可言。但对第一种解法,  $B$  是事件, 而且  $P(B) = \frac{1}{10}$ 。

## Example

甲、乙两人掷硬币,其中甲掷  $n+1$  次,乙掷  $n$  次。求“甲掷出正面的次数大于乙指出正面的次数”这一事件的概率。

令

$A_1$  = 甲掷出正面的次数,  $A_2$  = 甲掷出反面的次数,  $B_1$  = 乙掷出正面的次数,  $B_2$  = 乙掷出反面的次数。

$$\Omega - \{A_1 > B_1\} = \{A_2 \leq B_1\} = \{A_2 > B_2\}$$

由对称性知

$$P(A_1 > B_1) = P(A_2 > B_2)$$

由此即得

$$P(A_1 > B_1) = \frac{1}{2}$$

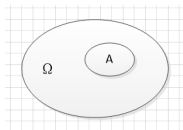
## Notes

在古典概型中,所谓“等可能性”,正是“对称性”产生的结果,因为各个基本事件处在“对称”的位置上,所以才有“等可能性”。

# 几何概率

我们在一个面积为  $S_\Omega$  的区域  $\Omega$  中, 等可能地任意投点, 如果点落入小区域  $S_A$  中的可能性与  $S_A$  成正比, 而与  $A$  的位置及形状无关。如果“点落入小区域  $A$ ”这个随机事件仍然记为  $A$ , 则由  $P(\Omega) = 1$  可得

$$P(A) = \frac{S_A}{S_\Omega}$$

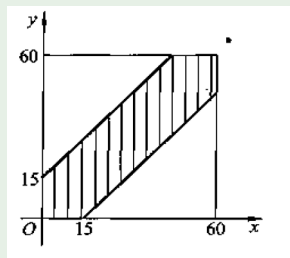


## Example

(会面问题) 甲、乙两人约定在 6 时到 7 时之间在某处会面, 并约定先到者应等候另一个人一刻钟, 过时即可离去。求两人能会面的概率。

如图, 以  $x, y$  表示甲乙两人, 则两人能会面的充要条件是:  $|x - y| \leq 15$

$$P(A) = \frac{S_A}{S_{\Omega}} = \frac{60^2 - 45^2}{60^2} = \frac{7}{16}$$



# 条件概率

## Definition

若  $\Omega, \mathcal{F}, P$  是一个概率空间,  $B \in \mathcal{F}$ , 且  $P(B) > 0$ , 则对任意的  $A \in \mathcal{F}$ , 称

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

为在已知事件 B 发生的条件下, 事件 A 发生的条件概率。

## Corollary

概率的乘法公式:  $P(AB) = P(B)P(A|B)$

## Corollary

$$P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2) \cdots P(A_n|A_1 A_2 \cdots A_{n-1})$$

## Example

一个家庭中有两个小孩,乙指其中有一个是女孩,问这是另一个小孩也是女孩的概率有多大?

$$\Omega = \{(\text{男}, \text{男}), (\text{男}, \text{女}), (\text{女}, \text{男}), (\text{女}, \text{女})\}$$

$$A = \{\text{已知有一个是女孩}\} = \{(\text{男}, \text{女}), (\text{女}, \text{男}), (\text{女}, \text{女})\}$$

$$B = \{\text{另一个也是女孩}\} = \{(\text{女}, \text{女})\}$$

于是所求概率为

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1/4}{3/4} = \frac{1}{3}$$



## Example

有外形相同的球分装在三个盒子,每盒 10 个。其中第一个盒子中 7 个球标有字母 A,3 个球标有字母 B; 第二个盒子中有红球和白球各 5 个; 第三个盒子中则有红球 8 个, 白球 2 个。试验按如下规则进行: 先在第一个盒子中任取一个球,若取得标有字母 A 的球,则在第二个盒子中任取一个球; 若第一次取得标有字母 B 的球,则在第三个盒子中任取一个球。如果第二次取出的是红球,则称试验成功。求试验成功的概率。

## Solution

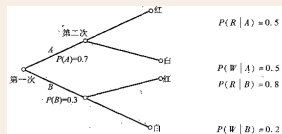
令  $A = \{\text{从第一个盒子取得标有字母 } A \text{ 的球}\}$ ,  $B = \{\text{从第一个盒子取得标有字母 } B \text{ 的球}\}$ ,  $R = \{\text{第二次取出的球是红球}\}$ ,  $W = \{\text{第二次取出的球是白球}\}$ 。

则容易求得:

$$P(A) = \frac{7}{10}, P(B) = \frac{3}{10}, P(R|A) = \frac{1}{2}, P(W|A) = \frac{1}{2}, P(R|B) = \frac{4}{5}, P(W|B) = \frac{1}{5}$$

于是, 试验成功的概率为

$$\begin{aligned} P(R) &= P(R \cap \Omega) = P[R \cap (A \cup B)] \\ &= P(RA \cup RB) = P(RA) + P(RB) \\ &= P(R|A) \cdot P(A) + P(R|B) \cdot P(B) \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{7}{10} + \frac{4}{5} \cdot \frac{3}{10} = 0.59 \end{aligned}$$



# 概率树/全概率公式

概率树思想:为了求解复杂事件的概率,往往可以先把它分解成两个(或若干个)互不相容的较简单的事件之并。求出这些较简单事件的概率,在利用加法公式即得所要求的复杂事件的概率。把这个方法一般化,便的到下述定理。

## Theorem

设  $B_1, B_2, \dots$  是一列互不相容的事件,且有

$$\bigcup_{i=1}^{+\infty} B_i = \Omega, P(B_i) > 0$$

则对任一事件  $A$ , 有

$$P(A) = \sum_{i=1}^{+\infty} P(B_i)P(A|B_i)$$

# 概率树/全概率公式

Proof.

$$\begin{aligned}
 P(A) &= P(A \cap \Omega) = P\left[A \cap \left(\bigcup_{i=1}^{+\infty} B_i\right)\right] \\
 &= P\left[\bigcup_{i=1}^{+\infty} (AB_i)\right] = \sum_{i=1}^{+\infty} P(AB_i) \\
 &= \sum_{i=1}^{+\infty} P(B_i)P(A|B_i)
 \end{aligned}$$



# 相互独立事件

## Definition

对任意的两个事件 A,B, 若

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

成立, 则称事件 A,B 是相互独立的, 简称为独立的。

依这个定义, 不难验证:

若 A 与 B 相互独立, 则  $\{\emptyset, A, \bar{A}, \Omega\}$  中的任意一个与  $\{\emptyset, B, \bar{B}, \Omega\}$  中的任意一个仍相互独立。

## Definition

设  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  是一概率空间,  $x(\xi) | \xi \in \Omega$  是定义在  $\Omega$  上的单值实函数, 如果对任一实数  $x$ , 集合  $\{x(\xi) \leq x\} \in \mathcal{F}$ , 则称  $x(\xi)$  为  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  上的一个**随机变量**。

随机变量  $x(\xi)$  的定义域为样本空间  $\Omega$ , 它的值域是实数  $\mathbb{R}$ 。所有随机变量  $x(\xi)$  实际上是一个映射, 这个映射为每个来自概率空间的结果 (样本点)  $\xi$  赋予一个实数  $x$ 。这种映射必须满足条件:

- (1) 对任一  $x$ , 集合  $\{x(\xi) \leq x\}$  是这个概率空间中的一个事件, 并有确定的概率  $P\{x(\xi) \leq x\}$ ;
- (2)  $P\{x(\xi) = \infty\} = 0, P\{x(\xi) = -\infty\} = 0$

## Notes

随机变量就是试验结果 (即样本点) 和实数之间的一一对应关系。

关于随机变量 (及向量) 的研究, 是概率论的中心内容. 这是因为, 对于一个随机试验, 我们所关心的往往是与所研究的特定问题有关的某个或某些量, 而这些量就是随机变量.

也可以说: **随机事件**是从静态的观点来研究随机现象, 而**随机变量**则是一种动态的观点, 一如数学分析中的常量与变量的区分那样. 变量概念是高等数学有别于初等数学的基础概念. 同样, 概率论能从计算一些孤立事件的概念发展为一个更高的理论体系, 其基础概念是随机变量。

## Example

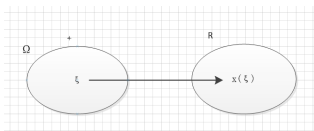
抛硬币试验中, H 表示正面, T 表示反面, 样本空间  $\Omega = \{H, T\}$ , H 与 T 不是数量, 不便于计算及理论的研究, 因而引入以下变量  $\xi$ ,

$$x = x(\xi) = \begin{cases} 0, & \xi = T \\ 1, & \xi = H \end{cases}$$



## Definition

设随机试验  $E$  的样本空间是  $\Omega = \{\xi\}$ , 若对于每一个  $\xi \in \Omega$ , 有一个实数  $x(\xi)$  与之对应, 即  $x(\xi)$  是定义在  $\Omega$  上的单值函数, 称为随机变量。



- 可用随机变量  $x(\xi)$  描述事件。

例掷一颗骰子 (色子), 设出现的点数记为随机事件  $A$ , 表示“掷出的点数大于 3”的事件  $A$ , 可表示为 “ $x(\xi) > 3$ ”。反过来,  $A$  的一个变化范围表示一个随机事件: “ $2 < x(\xi) < 5$ ” 表示事件 “掷出的点数大于 2 且小于 5”。

- 随机变量随着试验的结果而取不同的值, 在试验之前不能确切知道它取什么值, 但是随机变量的取值有一定的统计规律性—概率分布。

# 研究随机变量的意义

虽然在试验之前不能肯定随机变量  $x(\xi)$  会取哪一个数值,但是对于任一实数  $a$ , 我们可以研究  $\{x(\xi) = a\}$  发生的概率,也就是  $x(\xi)$  取值的统计规律。

# 离散型随机变量

## Definition

定义在样本空间  $\Omega$  上,取值于实数域  $R$ ,且只取有限个或可列个值的变量  $x = x(\xi)$ ,称作是一维离散型随机变量。

## Example

设  $\Omega = \{\text{某公司 2018 年对某险种售出的保单}\}$ , 对  $\xi \in \Omega$ , 令

$$x(\xi) = \xi \text{ 在一年中的索赔次数}$$

则  $x(\xi)$  是  $\Omega$  上的一个一位离散型随机变量,  $x(\xi)$  的可能取值范围为  $\{0, 1, 2, \dots\}$ 。在试验 (即签定某一份保单) 之前, 并不能断定  $\xi$  会取哪一个值, 但是我们可以知道  $(\xi = 0), (\xi = 1), \dots$  这些事件发生的概率 (也就是在总体中所占的比例)。制表称为随机变量  $x(\xi)$  的分布。

$\xi$	0	1	$\dots$
$P(\xi)$	$p_1$	$p_2$	$\dots$

# 离散型随机变量 $\xi$ 的分布列的性质

## 离散型随机变量 $\xi$ 的分布列

$\xi$	0	1	...
$P(\xi)$	$p_1$	$p_2$	...

由概率的性质可知,任一离散型随机变量的分布  $\{p_i\}$  都有下述两个性质:

①  $p_i \geq 0, i = 1, 2, \dots$

②  $\sum_{i=1}^{+\infty} p_i = 1.$

反过来,任意一个具有以上两个性质的数列  $\{p_i\}$ , 都有资格作为某一个随机变量的分布列。

分布列不仅明确地给出了  $(\xi = a_i)$  的概率, 而且对于任意一个的实数  $a, b$ , 事件  $(a \leq \xi \leq b)$  发生的概率均可由分布列算出, 因为

$$(a \leq \xi \leq b) = \bigcup_{a \leq \xi \leq b} (\xi = a_i)$$

于是由概率的可列加性有

$$P(a \leq \xi \leq b) = \sum_{i \in I_{a,b}} P(\xi = a_i) = \sum_{i \in I_{a,b}} p_i$$

其中  $I_{a,b} = \{i : a \leq a_i \leq b\}$ , 即使对  $\mathbb{R}$  中更复杂可列的集合  $B$ , 也有

$$P(\xi \in B) = \sum_{i \in I(B)} P(\xi = a_i) = \sum_{i \in I(B)} p_i$$

其中  $I(B) = \{i : a_i \in B\}$

由知此可,  $x(\xi)$  取各种值的概率都可以由它的分布列通过计算而得到。

分布列全面地描述了离散型随机变量  $x(\xi)$  的统计规律。

## 二项分布

若试验 E 只有两种可能结果,一种是事件 A 出现,另一种是事件  $\bar{A}$  出现,  $P(A) = p$ , 称试验 E 为伯努利 (Bernoulli) 试验。现将试验 E 独立重复  $n$  次,若用  $\xi$  表示事件 A 出现的次数,在这  $n$  重伯努利试验中,事件 A 恰好出现  $k$  次的概率为

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

### Definition (二项分布)

若  $\xi$  的概率分布是

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

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

### Notes

$n$  次伯努利试验是相互独立的事件,就是试验的结果是相互独立的。

一个伯努利试验的结果 (样本点) 为:

$$\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$$

其中的  $\xi_i (1 \leq i \leq n)$  或者是  $A$  或者是  $\bar{A}$ , 因而这样的  $\xi$  共有  $2^n$  个, 它们的全体就是这个伯努利试验的样本空间  $\Omega$ , 对于  $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n) \in \Omega$ , 如果  $\xi_i (1 \leq i \leq n)$  中有  $k$  个为  $A$ , 则必有  $n - k$  个为  $\bar{A}$ , 于是由独立性即得

$$P(\xi) = p^k (1 - p)^{n-k}$$

如果要求 “ $n$  重伯努利试验中事件  $A$  出现  $k$  次” 这一事件的概率, 为此记

$$B_k = \{n \text{ 重伯努利试验中事件 } A \text{ 出现 } k \text{ 次}\}$$

由概率的有限可加性记得

$$P(B_k) = \sum_{\xi \in B_k} P(\xi)$$

对于  $\xi \in B_k$ , 已知  $P(\xi) = p^k (1 - p)^{n-k}$ , 而  $B_k$  中这样的  $\xi$  共有  $C_n^k$  个, 所以

$$P(B_k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad 0 \leq k \leq n$$

## Example

抛掷一枚硬币, 出现正面的概率  $p = \frac{1}{2}$ , “抛掷  $n$  枚相同的硬币, 恰好出现  $k$  个正面”这一事件的概率, 就是  $n$  重伯努利试验。

$$P(\xi = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = C_n^k \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

## Example

一批产品的废品率为 0.03, 进行 20 次独立重复抽样, 求出现废品的频率为 0.1 的概率。

令  $\xi$  表示在这 20 次独立重复抽样中出现的废品数, 则  $\xi \sim B(20, 0.03)$ 。于是

$$P\left\{\frac{\xi}{20} = 0.1\right\} = P\{\xi = 2\} = C_{20}^2 0.03^2 (0.97)^{18} \approx 0.0988$$



金工车间由 10 台同类型的机床,每台机床配备的电动机功率为 10 千瓦,已知每台机床工作时,平均每小时实际开动 12 分钟,且开动与否是相互独立的。现因当地电力供应紧张,供电部门只提供 50 千瓦的电力给这 10 台机床。问这 10 台机床能够正常工作的概率为多大?

解 50 千瓦电力可同时供给 5 台机床工作 (开动),因而 10 台机床中同时开动的台数不超过 5 台时都可以正常工作。每台机床正常工作的概率  $p = \frac{12}{60} = \frac{1}{5}$ 。设 10 台机床中正常工作的机床台数为  $\xi$ , 则

$$P(\xi = k) = C_{10}^k p^k (1-p)^{10-k} = C_{10}^k \left(\frac{1}{5}\right)^k \left(\frac{4}{5}\right)^{10-k}, \quad 0 \leq k \leq 10$$

于是同时正常工作着的机床台数不超过 5 台的概率为

$$\begin{aligned} P(\xi \leq 5) &= \sum_{k=0}^5 P(\xi = k) \\ &= \sum_{k=0}^5 C_{10}^k \left(\frac{1}{5}\right)^k \left(\frac{4}{5}\right)^{10-k} \approx 0.994 \end{aligned}$$

某大学的校乒乓球队与数学系乒乓球队举行对抗赛。校队的实力比系队强, 当一个校队的运动员与一个系队的运动员比赛时, 校队运动员获胜概率为 0.6。校、系双方对抗赛有以下三种方案:

(1) 双方各出 3 人, 比三局; (2) 双方各出 5 人, 比五局; (3) 双方各出 7 人, 比七局。三种方案中均以比赛中得胜人数多得一方为胜利。问: 对系队来说, 哪一种方案有利?

设系队得胜人数为  $\xi$ , 则在上述三种方案中, 系队胜利的概率为:

$$(1) P(\xi \geq 2) = \sum_{k=2}^3 C_3^k (0.4)^k (0.6)^{3-k} \approx 0.352$$

$$(2) P(\xi \geq 3) = \sum_{k=3}^5 C_5^k (0.4)^k (0.6)^{5-k} \approx 0.317$$

$$(3) P(\xi \geq 4) = \sum_{k=4}^7 C_7^k (0.4)^k (0.6)^{7-k} \approx 0.290$$

# 随机变量的分布函数

## Definition

设  $\xi$  是随机变量, 对  $\forall x \in \mathbb{R}$ , 称函数

$$F(x) = P\{x(\xi) \leq x\}$$

为随机变量  $x(\xi)$  的分布函数。

## 分布函数性质

- ① 单调不减性: 对  $\forall x_1 < x_2$ , 恒有  $F(x_1) \leq F(x_2)$
- ② 规范性:  $F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$
- ③ 右连续性: 对  $\forall x_0$ , 恒有  $F(x_0 + 0) = \lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x) = F(x_0)$

## Example

某产品 40 件, 其中次品 3 件, 现从中任取 3 件。(1) 求取出的 3 件产品中所含次品数  $\xi$  的分布列; (2) 求取出的产品中至少有一件次品的概率; (3) 求  $x(\xi)$  的分布函数  $F(x)$ 。

$$(1) \quad P\{\xi = 0\} = \frac{C_{37}^3}{C_{40}^3} = 0.7865 \quad P\{\xi = 1\} = \frac{C_3^1 C_{37}^2}{C_{40}^3} = 0.2022$$

$$P\{\xi = 2\} = \frac{C_3^2 C_{37}^1}{C_{40}^3} = 0.0112 \quad P\{\xi = 3\} = \frac{C_3^3}{C_{40}^3} = 0.0001$$

$$(2) P\{\xi \geq 1\} = 1 - P\{\xi = 0\} = 1 - 0.7865 = 0.2135$$

$$(3) \text{ 由分布函数定义得: } F(x) = P\{x(\xi) \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 0.7865, & 0 \leq x < 1 \\ 0.9887, & 1 \leq x < 2 \\ 0.9999, & 2 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$$

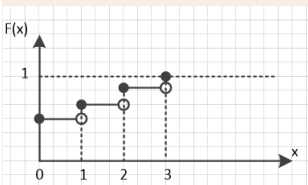
解:

$$(1) \quad P\{\xi = 0\} = \frac{C_{37}^3}{C_{40}^3} = 0.7865 \quad P\{\xi = 1\} = \frac{C_3^1 C_{37}^2}{C_{40}^3} = 0.2022$$

$$P\{\xi = 2\} = \frac{C_3^2 C_{37}^1}{C_{40}^3} = 0.0112 \quad P\{\xi = 3\} = \frac{C_3^3}{C_{40}^3} = 0.0001$$

$$(2) P\{\xi \geq 1\} = 1 - P\{\xi = 0\} = 1 - 0.7865 = 0.2135$$

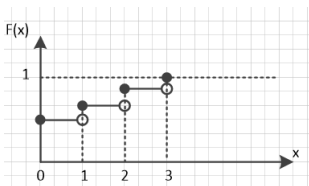
$$(3) \text{ 由分布函数定义得: } F(x) = P\{x(\xi) \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 0.7865, & 0 \leq x < 1 \\ 0.9887, & 1 \leq x < 2 \\ 0.9999, & 2 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$$



由  $F(x)$  的图示看到,  $F(X)$  是一个阶梯状的右连续函数 ( $F(x+0) = F(x)$ ), 在  $x = k$  处有跳跃, 跳跃度为  $\xi$  在  $x = k$  处的概率。

$$F(k) - F(k-0) = P(\xi = k), k = 0, 1, 2, 3, \dots$$

由随机变量  $x(\xi)$  的分布函数  $F(x)$ , 可以计算



$$P(x(\xi) \leq x) = F(x)$$

$$P(x(\xi) = x) = F(x) - F(x - 0)$$

$$P(x(\xi) < x) = F(x - 0)$$

$$P(x(\xi) > x) = 1 - F(x)$$

$$P(x(\xi) \geq x) = 1 - F(x - 0)$$

进一步, 形如  $\{x_1 \leq x(\xi) \leq x_2\}$ ,  $\{x_1 < x(\xi) < x_2\}$ ,  $\{x_1 < x(\xi) \leq x_2\}$ ,  $\{x_1 \leq x(\xi) < x_2\}$  等一些事件及它们经过有限次或可列次并、交、差运算以后的概率, 都可以由  $F(x)$  算出来。

$F(x)$  全面地描述了随机变量  $x(\xi)$  的统计规律。既然分布函数能够描述一般的随机变量的统计规律, 因而分布函数这个概念比分布列更重要。只不过对离散型随

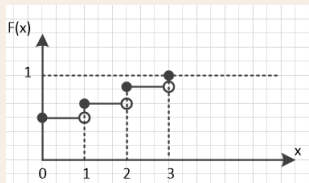
# 离散性随机变量的分布函数与分布列之间的关系

$$F(x) = P(x(\xi) \leq x) = \sum_{a_i \leq x} P(x(\xi) = a_i)$$

## 离散型随机变量 $\xi$ 的分布列

$x(\xi)$	$a_1$	$a_2$	$\cdots$
$P(x(\xi))$	$p_1$	$p_2$	$\cdots$

## 离散型随机变量 $\xi$ 的分布函数

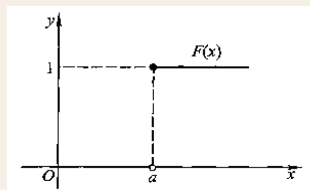


## Example

若  $\xi$  只取一个值  $a$ , 即有  $P(\xi = a) = 1$ , 求  $\xi$  的分布函数  $F(x)$ .

解

$$F(x) = P(\xi \leq x) = \begin{cases} 1, & x \geq a \\ 0, & x < a \end{cases}$$



如图所示,  $F(x)$  是一个右连续的、阶梯状的函数, 在  $x = a$  处有一个跳跃, 其跃度为

$$1 = P(\xi = a)$$



## Example

等可能地在  $[a, b]$  上投点, 所投的点落在  $[a, b]$  中的任一子区间  $B = [c, d]$  中的概率与  $B$  的长度  $l_B$  成正比, 而与  $B$  在  $[a, b]$  中的位置无关。如果记“点落入  $B$  中”这一事件为  $B$ , 则上述等可能性意味着

$$P(B) = \frac{l_B}{b-a} = \frac{d-c}{b-a}$$

如果投在  $[a, b]$  中的点的坐标为  $\xi (a \leq \xi)$  令

$$x(\xi) = \xi \quad (a \leq \xi)$$

这样就得到一个随机变量  $x(\xi)$ , 它的取值充满了整个区间  $[a, b]$ . 对于任意一点  $\xi_0$  的概率为:

$$P(x(\xi) = \xi_0) = P(\xi = \xi_0) = \frac{l_{\xi_0}}{b-a} = 0$$

由于单点集的长度为零。因此用“分布列”研究随机变量  $x(\xi)$  的统计规律是行不通的。引入分布函数的概念。

点落落入  $B = [c, d]$  区间的概率与  $B$  的长度  $l_B$  成正比, 设  $B = [c, d] \subset [a, b]$ , 就有

$$P(c \leq d) = P(\text{点落入 } B \text{ 中}) = P(B) = \frac{d - c}{b - a}$$

因为  $P(\xi = c) = 0$ , 所以

$a$

# 注释的内容

欢迎批评指正！