

# 第四章 随机变量的数字特征



分布函数能完整地描述 随机变量的统计特性,但实际应用中并不都需要知道分布函数,而只需知道随机变量的某些特征.

例如判断棉花质量时,既看纤维的平均长度又要看纤维长度与平均长度的偏离程度,平均长度越长,偏离程度越小,质量就越好.

考察一射手的水平,既要看他的平均环数是否高,还要看他弹着点的范围是否小,即数据的波动是否小.

由上面例子看到,与 随机变量有关的某些数值,虽不能完整地描述 随机变量但能清晰地描述 随机变量在某些方面的重要特征,这些数字特征在理论和实践上都具有重要意义.

随机变量某一方面的概率特性都可用

数字来描写

本章内容

- 随机变量的平均取值 —— 数学期望
- 随机变量取值平均偏离均值的情况  
—— 方差
- 描述两 随机变量间的某种关系的数  
—— 协方差与相关系数

## § 4.1 数学期望

### Mathematical Expectation

引例 甲乙两射手进行射击训练，100次射击命中

环数与次数记录如下：

甲：

环数	8	9	10
次数	30	10	60

乙：

环数	8	9	10
次数	20	50	30

如何评价甲、乙射手的技术优劣？

解 计算平均环数

$$\text{甲: } (8 \times 30 + 9 \times 10 + 10 \times 60) \div 100 = 8 \times 0.3 + 9 \times 0.1 + 10 \times 0.6 = 9.3$$

$$\text{乙: } (8 \times 20 + 9 \times 50 + 10 \times 30) \div 100 = 8 \times 0.2 + 9 \times 0.5 + 10 \times 0.3 = 9.1$$

$$\text{甲: } (8 \times 30 + 9 \times 10 + 10 \times 60) \div 100 = \underline{8 \times 0.3} + \underline{9 \times 0.1} + \underline{10 \times 0.6} = 9.3$$

$$\text{乙: } (8 \times 20 + 9 \times 50 + 10 \times 30) \div 100 = \underline{8 \times 0.2} + \underline{9 \times 0.5} + \underline{10 \times 0.3} = 9.1$$

从平均射中环数看，甲的技术优于乙

$$\text{频率 } f_k \longrightarrow \text{概率 } p_k \quad \sum_{k=1}^3 k f_k \longrightarrow \sum_{k=1}^3 k p_k$$

## 数学期望的定义

离散型

设  $X$  为离散随机变量，分布

$$P\{X=x_k\}=p_k, \quad k=1,2,\dots$$

若无穷级数  $\sum_{k=1}^{+\infty} x_k p_k$  绝对收敛，则称其和为  $X$  的

数学期望，记作  $E(X)$ ，即

$$E(X) = \sum_{k=1}^{+\infty} x_k p_k$$

## 数学期望的计算

例

已知随机变量 $\mathbf{X}$ 的分布律：

$\mathbf{X}$	4	5	6
$\mathbf{P}$	1/4	1/2	1/4

求数学期望 $\mathbf{E}(\mathbf{X})$

解

$$E(X) = 4 \times \frac{1}{4} + 5 \times \frac{1}{2} + 6 \times \frac{1}{4} = 5$$

$$E(X) = p_1 x_1 + p_2 x_2 + p_3 x_3$$

**例** 一种赌博，如果净赢利的期望值为零，就称为公平赌博。张三以**1:30**的赌注与李四打赌：抛掷一对均匀的骰子一次，若掷出双**6**点，张三给李四**30**元，否则李四给张三**1**元。你让你为这种赌博公平吗？

解、抛掷一对均匀的骰子一次，抛出双**6**的概率为**1/36**，设在一次抛掷中，张三的赢钱数为**X**，李四的赢钱数为**Y**，则**X**和**Y**的概率分布为

<b>X</b>	<b>1</b>	<b>-30</b>
<b>P</b>	<b>35/36</b>	<b>1/36</b>

<b>Y</b>	<b>-1</b>	<b>30</b>
<b>P</b>	<b>35/36</b>	<b>1/36</b>

$$E(X) = 1 \times (35/36) - 30 \times (1/36) = 5/36$$

$$E(Y) = -1 \times (35/36) + 30 \times (1/36) = -5/36$$

解、抛掷一对均匀的骰子一次，抛出双6的概率为 $1/36$ ，  
设在一次抛掷中，张三的赢钱数为 $X$ ，李四的赢钱数为 $Y$ ，则 $X$ 和 $Y$ 的概率分布为

$X$	$1$	$-30$
$P$	$35/36$	$1/36$

$Y$	$-1$	$30$
$P$	$35/36$	$1/36$

$$E(X) = 1 \times (35/36) - 30 \times (1/36) = 5/36$$

$$E(Y) = -1 \times (35/36) + 30 \times (1/36) = -5/36$$

由于期望值不为 $0$ ，故赌博不公平，长期赌下去，  
对张三有利。



# 数学期望在医学上的一个应用

## An application of Expected Value in Medicine

考虑用验血的方法在人群中普查某种疾病。集体做法是每10个人一组，把这10个人的血液样本混合起来进行化验。如果结果为阴性，则10个人只需化验1次；若结果为阳性，则需对10个人在逐个化验，总计化验11次。假定人群中这种病的患病率是10%，且每人患病与否是相互独立的。试问：这种分组化验的方法与通常的逐一化验方法相比，是否能减少化验次数？

**分析：** 设随机抽取的**10**人组所需的化验次数为 **$X$**

我们需要计算 **$X$** 的数学期望，然后与**10**比较



先求出化验次数 $X$ 的分布律。



化验次数 $X$ 的可能取值为1, 11

$\{X=1\}$  = “10人都是阴性”

$$P\{X = 1\} = (1 - 0.1)^{10} = 0.9^{10}$$

$\{X=11\}$  = “至少1人阳性”

$$P\{X = 11\} = 1 - 0.9^{10}$$

$$E(X) = 0.9^{10} \times 1 + (1 - 0.9^{10}) \times 11 = 7.513 < 10$$

结论： 分组化验法的次数少于逐一化验法的次数

## 问题的进一步讨论

### 1、概率 $p$ 对是否分组的影响

若 $p=0.2$ ，则

$$E(X) = 0.8^{10} \times 1 + (1 - 0.8^{10}) \times 11 = 9.9262$$

当 $p > 0.2057$ 时， $E(X) > 10$

### 2、概率 $p$ 对每组人数 $n$ 的影响

当 $p=0.1$ 时，为使

$$E(X) = 0.9^n \times 1 + (1 - 0.9^n) \times 11 < 10$$

$$\longrightarrow n < 21.86$$

当 $p=0.2$ 时，可得出 $n < 10.32$ ，才能保证

$E(X) < 10$ .

## 问题的进一步讨论

在第二次世界大战期间，所有美国的士兵都要进行一次**Wassermann**检验（梅毒的一种间接检验）。真正患有梅毒的士兵约占全部检验者的**0.2%**左右。由于检验方法的灵敏度高，为了减少检验计划的巨大开支，采用了上述的分组检验方法。每组人数为**8**，减少工作量近**73%**。

## 连续型随机变量的数学期望 $E(X)$

### ◆ 连续型随机变量

**定义** 设连续型随机变量  $X$  的概率密度为  $f(x)$ , 则

若广义积分  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$  绝对收敛, 则称此积分为  $X$  的数学期望

即

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$

## 数学期望的计算

例 已知随机变量 $\mathbf{X}$ 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}} & |x| < 1 \\ 0 & |x| \geq 1 \end{cases} \quad \text{求数学期望。}$$

解

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \\ &= \int_{-\infty}^{-1} x \cdot 0 \cdot dx + \int_{-1}^1 x \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}} dx + \int_1^{+\infty} x \cdot 0 \cdot dx \\ &= 0 \end{aligned}$$

## 数学期望的意义

$E(X)$ 反映了随机变量 $X$ 取值的“**概率平均**”,是 $X$ 的可能值以其相应概率的加权平均。

试验次数较大时,  $X$ 的观测值的算术平均值  $\bar{x}$  在 $E(X)$ 附近摆动

$$\bar{x} \approx E(X)$$

数学期望又可以称为**期望值(Expected Value)**,  
**均值(Mean)**

**例** 某商店对某种家用电器的销售采用先使用后付款的方式，记使用寿命为 $X$ （以年计），且规定： $X \leq 1$ ，每台付款1500元； $1 < X \leq 2$ ，每台付款2000元； $2 < X \leq 3$ ，每台付款2500元； $X > 3$ ，每台付款3000元。这种家用电器的寿命 $X$ 服从指数分布，其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} & x > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求该商店每台电器收费 $Y$ 的数学期望。

解、先求 $X$ 落在各个时间区间内的概率

$$P\{X \leq 1\} = \int_0^1 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = 1 - e^{-0.1} = 0.0952$$



$$P\{1 < X \leq 2\} = \int_1^2 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = e^{-0.1} - e^{-0.2} = 0.0861$$

$$P\{2 < X \leq 3\} = \int_2^3 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = e^{-0.2} - e^{-0.3} = 0.0779$$

$$P\{X > 3\} = \int_3^{+\infty} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = e^{-0.3} = 0.7408$$

根据以上计算，每台电器收费的数学期望为

$$\begin{aligned} E(Y) &= 1500 \times 0.0952 + 2000 \times 0.0861 + 2500 \times 0.0779 + 3000 \times 0.7408 \\ &= 2732.15 \end{aligned}$$

## 随机变量的函数的数学期望

定理 1: 一维情形

设  $Y = g(X)$  是随机变量  $X$  的函数,

➤ 离散型  $P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 1, 2, \dots$

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$$

➤ 连续型 概率密度为  $f(x)$

$$E(Y) = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$

例 已知随机变量X的分布律如下表：

X	-1	0	1
p <sub>k</sub>	0.25	0.50	0.25

求 $E(X^2 + 1)$ 和 $E((\frac{X}{1+X^2})^2)$ 。

解

$$E(X^2 + 1) = ((-1)^2 + 1) \times 0.25 + ((0)^2 + 1) \times 0.50 +$$

$$(1^2 + 1) \times 0.25 = 1.5$$

$$E((\frac{X}{1+X^2})^2) = (\frac{-1}{1+(-1)^2})^2 \times 0.25 + (\frac{0}{1+0^2})^2 \times 0.50 +$$

$$(\frac{1}{1+1^2})^2 \times 0.25 = 0.125$$

例 已知  $X$  服从  $[0, 2\pi]$  上的均匀分布, 求  $Y = \sin X$  的数学期望。

解 
$$E(Y) = E(\sin X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin x f(x) dx$$

因为 
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 \leq x \leq 2\pi; \\ 0, & \text{其它。} \end{cases}$$

所以 
$$E(\sin X) = \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} \sin x dx = 0$$

## 随机变量的函数的数学期望

定理 2: 二维情形

设  $Z = g(X, Y)$  是随机变量  $X, Y$  的函数,

➤ 离散型  $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots$

$$E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$$

➤ 连续型 联合概率密度为  $f(x, y)$

$$E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$$

例1 已知  $X, Y$  的联合分布为

$p_{ij} \begin{matrix} Y \backslash X \end{matrix}$	-1	0	1
0	0.07	0.18	0.15
1	0.08	0.32	0.20

求  $E(X), E(Y), E(XY)$

例2 已知  $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

求  $E(X), E(Y), E(XY)$



例 设相互独立的随机变量X, Y的密度函数分别为

$$f_1(x) = \begin{cases} 2x, & (0 \leq x \leq 1) \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad f_2(y) = \begin{cases} e^{-(y-5)}, & (y \geq 5) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求E (XY)

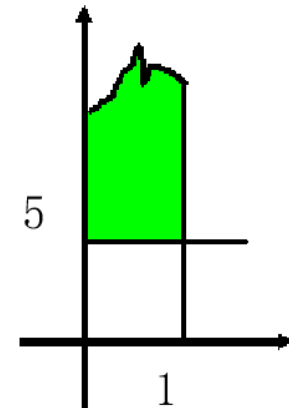
解

$$E[XY] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y)dx dy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_1(x)f_2(y)dx dy$$

$$= \int_0^1 dx \int_5^{+\infty} xy \cdot 2x \cdot e^{-(y-5)} dy$$

$$= \int_0^1 2x^2 dx \cdot \int_5^{+\infty} ye^{-(y-5)} dy = 4$$



## 数学期望的性质

◆ .  $E(C) = C$   $C$  为常数

◆ .  $E(CX) = CE(X)$

◆ .  $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$

◆ 当随机变量  $X, Y$  相互独立时

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

注

逆命题不成立, 即

若  $E(XY) = E(X)E(Y)$ ,  $X, Y$  不一定独立



反例

$p_{ij}$ $Y \backslash X$	-1	0	1	$p_{\cdot j}$
-1	1/8	1/8	1/8	3/8
0	1/8	0	1/8	2/8
1	1/8	1/8	1/8	3/8
$p_{i \cdot}$	3/8	2/8	3/8	

$XY$	-1	0	1
$P$	2/8	4/8	2/8

$$E(X) = E(Y) = 0;$$

$$E(XY) = 0;$$

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

$$P\{X = -1, Y = -1\} = \frac{1}{8} \neq P\{X = -1\}P\{Y = -1\} = \left(\frac{3}{8}\right)^2$$

## 0-1 分布的数学期望

### 分布律

**X**服从**0-1**分布，其概率分布为

$$P\{X=1\}=p$$

$$P\{X=0\}=1-p$$

<b>X</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>P</b>	<b>1-p</b>	<b>p</b>

### 数学期望

$$E(X) = 0 \times (1 - p) + 1 \times p = p$$

若**X** 服从参数为 **p** 的**0-1**分布， 则**E(X) = p**

## 二项分布的数学期望

分布律

$X$ 服从二项分布，其概率分布为

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

数学期望

根据二项分布的定义，随机变量 $X$ 是 $n$ 重伯努利试验中事件 $A$ 发生的次数，且在每次实验中事件 $A$ 发生的概率为 $p$ 。引进随机变量

$$X_i = \begin{cases} 0, & A \text{ 在第 } i \text{ 次试验中不发生} \\ 1, & A \text{ 在第 } i \text{ 次试验中发生} \end{cases}$$

则  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ ，即二项分布可表示为  $n$  个0-1分布的和

$$\text{则 } E(X) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = np$$

If  $X \sim B(n, p)$ , then  $E(X) = np$

## 泊松分布的数学期望

分布律

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

数学期望

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \quad (k-1=t)$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\lambda^t}{t!} = \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda$$

If  $X \sim P(\lambda)$  , then  $E(X) = \lambda$

## 均匀分布的期望

分布密度

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

数学期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$$

## 正态分布的期望

分布密度

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

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

数学期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$\begin{aligned} & \stackrel{t = \frac{x-\mu}{\sigma}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} (\sigma t + \mu) \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot \sigma dt \\ &= \sigma \int_{-\infty}^{+\infty} t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \mu \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\ &= \mu \end{aligned}$$

## 指数分布的期望

分布密度

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

数学期望

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx \\ &= \left[ -xe^{-\frac{x}{\theta}} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \left[ -\theta e^{-\frac{x}{\theta}} \right]_0^{+\infty} \\ &= \theta \end{aligned}$$

常见 r.v. 的数学期望 ( 熟记 )

记住哦

分布	概率分布	期望
参数为 $p$ 的 0-1分布	$P\{X = 1\} = p$ $P\{X = 0\} = 1 - p$	$p$
$B(n, p)$	$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$ $k = 0, 1, 2, \dots, n$	$np$
$P(\lambda)$	$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ $k = 0, 1, 2, \dots$	$\lambda$



分布	概率密度	期望
区间 $(a,b)$ 上的均匀分布	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$
$E(\theta)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$	$\theta$
$N(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$\mu$

例、一个民航客车载有20位旅客自机场开出，旅客有10个车站可以下车。如到达一个车站没有旅客下车就不停车，以X表示停车的次数，设每位旅客在各个车站下车是等可能的，并设各旅客是否下车相互独立，求E（X）。

解、引进随机变量

$$X_i = \begin{cases} 0, & \text{第}i\text{站没人下车} \\ 1, & \text{第}i\text{站有人下车} \end{cases}$$

易知， $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_{10}$   
由题意，任意一个旅客在第i站不下车的概率为  $9/10$

因此，20位旅客都不在第i站下车的概率为  $(9/10)^{20}$

第i站有人下车（即至少有一人下车）的概率为  $1 - (9/10)^{20}$

$$P\{X_i = 0\} = \left(\frac{9}{10}\right)^{20} \quad P\{X_i = 1\} = 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20}$$

$$\therefore E(X_i) = 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20}, i = 1, 2, \dots, 10$$

$$\therefore E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_{10})$$

$$= E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_{10})$$

$$= 10 \left[ 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20} \right]$$

例、设一电路中电流  $I(A)$  与电阻  $R(\Omega)$  是两个相互独立的随机变量，其概率密度分别为

$$g(i) = \begin{cases} 2i, & 0 \leq i \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad h(r) = \begin{cases} \frac{r^2}{9}, & 0 \leq r \leq 3 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

试求电压的均值。