# 第四章 随机变量的数字特征

# 第一节 数学期望

- 1、随机变量的数学期望
- 2、常见分布的数学期望
- 3、随机变量的函数的数学期望
- 4、随机变量的数学期望的性质
- 5、小结、思考

赌博彩金问题中,庄家付出的彩金Y的分布律为:

Y	0	0.05	0.2	2
$P\{Y=y_i\}$	0.5001	0.3589	0.1282	0.0128

假设进行了100人次的赌博,则他可能需付出的彩金为:

平均每人次付出的彩金为:

$$0.06919 = 0*0.5001 + 0.05*0.3589 + 0.2*0.1282$$

+2\*0.0128= 
$$\sum_{i=1}^{4} y_i P\{Y = y_i\}$$

#### 一. 随机变量的数学期望

#### 定义:

设 X是离散型随机变量, 其分布律为

$$P\{X = x_i\} = p_i$$
  $i = 1,2,3....$ 

$$E(X) = \sum_{i=1}^{+\infty} x_i p_i$$
 为 $X$ 的数学期望

设连续型随机变量X的概率密度为f(x),若

若: 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x) dx < + \infty$$
 称

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$
 为X的数学期望 (均值)

注:

并非所有的随机变量X都存在数学期望。

# 例4.1.1 1)设R.V.X服从拉普拉斯分布,其概率密度为:

$$f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|} \qquad -\infty < x < +\infty$$

求 E(X)

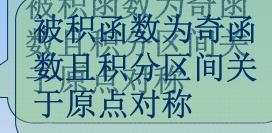
2)设R.V.Y服从柯西分布,其概率密度为:

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} - \infty < x < +\infty$$

求 E(X)

解: 1) 
$$E(X) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-|x|} dx = 0^{-1}$$

2) 
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi} \frac{x}{1+x^2} dx = 0$$



$$1.X \sim P(\lambda)$$
 则  $E(X) = \lambda$ 

证明 : 
$$P\{X = k\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$
  $k = 0,1,2,...$ 

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

$$= \lambda$$

# 2. $X \sim B(n, p)$ 则 E(X) = np

证明: 
$$P\{X = k\} = C_n^k (1-p)^{n-k} p^k \quad k = 0,1,2,....,n$$

$$E(X) = \sum_{k=0}^n k C_n^k (1-p)^{n-k} p^k$$

$$= np \sum_{k=1}^n C_{n-1}^{k-1} (1-p)^{n-1-(k-1)} p^{k-1}$$

$$= np [p + (1-p)]^{n-1}$$

$$= np$$

3. 
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
 则  $E(X) = \mu$ 

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

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

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sigma t e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \mu e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$=\frac{\mu}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{+\infty}e^{-\frac{t^2}{2}}dt$$

$$= \mu$$

# 4.两点分布

$$E(X)=p$$

#### 5.均匀分布

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

$$E(X)=(b+a)/2$$

#### 6.指数分布

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

$$E(X)=\lambda^{-1}$$

#### 二. 随机变量的函数的数学期望

定理: 设 Y是随机变量X的函数Y=g(X),g(x)为连续函数

1) X是离散型随机变量,其分布律为

$$P\{X = x\} = p_i$$
  $i = 1,2,3...$  若:  $\sum_{i=0}^{+\infty} g(x_i)p_i$ 绝对收敛,则有

$$E(Y)^{i=1} = E[g(X)] = \sum_{i=1}^{+\infty} g(x_i)p_i$$

2) X是连续型随机变量,其概率密度为f(x),

若: 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} |g(x)| f(x) dx < + \infty$$
 则

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

# 例:4.1.2 设X,Y相互独立,且

$$P{X=x_i}=P_i$$
  $i=1,2,...$   $P{Y=y_j}=P_j$   $j=1,2,...$   $E(X), E(Y)$ 存在,求 $E(XY)$ 

解: 
$$E(XY) = \sum_{i} \sum_{j} x_{i} y_{j} P\{X = x_{i}, Y = y_{j}\}$$
  
 $= \sum_{i} \sum_{j} x_{i} y_{j} P_{i} P_{.j} = \sum_{i} x_{i} P_{i} \sum_{j} y_{j} P_{.j}$   
 $= E(X)E(Y)$ 



# 思考: 一元函数的期望定理如何推广到二维甚至更多维的情况?

例: (X,Y)是连续型随机变量,其联合概率密度为f(x,y),则当:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} |G(x,y)| f(x,y) dxdy < +\infty$$

时,有:

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

例:4.1.3 X,Y相互独立,且服从N(0,1)分布. 试求E[min(X,Y)]

解: 
$$E[min(X,Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \int_{-\infty}^{+\infty} min(x,y) f(x,y) dx \right] dy$$
  
 $= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \int_{-\infty}^{y} x f(x,y) dx \right] dy + \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \int_{y}^{+\infty} y f(x,y) dx \right] dy$   
 $\therefore \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \int_{y}^{+\infty} y f(x,y) dx \right] dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \int_{-\infty}^{x} y f(x,y) dy \right] dx$ 

又:
$$f(x,y)$$
关于 $x,y$ 对称

$$\therefore E[min(X,Y)] = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{y} x f(x,y) dx dy$$

$$=2\int_{-\infty}^{+\infty}\left[\int_{-\infty}^{y}x\frac{1}{2\pi}e^{-\frac{x^{2}+y^{2}}{2}}dx\right]dy = -\frac{1}{\sqrt{2}}$$

min(x,y)=x

练习: 设随机变量 X = Y相互独立,且 $X,Y \sim N(0,\frac{1}{2})$ 则 E(|X-Y|)=

解法一: 
$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{\pi}e^{-(x^2+y^2)}$$
  $(x,y) \in \mathbb{R}^2$ 

$$E(|X-Y|) = \iint_{R^2} |x-y| f(x,y) d\sigma = \dots = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

解法二:X,Y相互独立  $\xrightarrow{\mathbb{Z}_{A}} X-Y \sim N(0,1)$ 

$$E(|X-Y|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |z| \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{+\infty} z e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left[ -e^{-\frac{z^2}{2}} \right]_0^{+\infty} = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

### 三. 随机变量的数学期望的性质

设 $X, X_1, X_2, \ldots, X_n$ 是随机变量, c, b是常数。

1) 
$$E(cX+b) = cE(X)+b$$

2) 
$$E\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n} E\left(X_{i}\right)$$

3) 若 $X_1, X_2, ..., X_n$ 相互独立,则

$$E\left(\prod_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \prod_{i=1}^{n} E\left(X_{i}\right)$$

#### 例:4.1.4

证明: 
$$E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\}=E(XY)-E(X)E(Y)$$

证明: 左边 = 
$$E\{XY - YE(X) - XE(Y) + E(X)E(Y)\}$$
  
=  $E(XY) - E(X)E(Y) - E(X)E(Y) + E(X)E(Y)$   
=  $E(XY) - E(X)E(Y)$ 

例:4.1.5 随机变量X的分布为:

$$P{X=m}=C_M^mC_{N-M}^{m-m}/C_N^n$$
  $m=0,1,2,...,n$   $n\leq M\leq N$  试求  $E(X)$ 

原始模型:N个球中有M个红球,余下为白球,从中任取n个球,n个球中的红球数为X

- 分析: 1)显然直接求解很困难。因此应该想到用数 学期望的性质求解。
  - 2)可以设想这n个球是逐个不放回抽取的,共取了n次。令 $X_i$ 表示第i次取到红球的个数。i=1,2,...n则 $X=X_1+X_2+....+X_n$
  - 3) 由抽签的公平性有:  $P{X_i=1}=M/N$

# 例:4.1.5随机变量X的分布律为:

$$P{X=m}=C_M^mC_{N-M}^{m-m}/C_N^n$$
  $m=0,1,2,...n$   $n\leq M\leq N$  试求  $E(X)$ 

原始模型:N个球中有M个红球,余下为白球,从中任取n个球,n个球中的红球数为X

解:设想这n个球是逐个不放回抽取的,共取了n次。令 $X_i$ 表示第i次取到红球的个数。i=1,2,...n

则
$$X=X_1+X_2+\ldots+X_n$$

由抽签的公平性有:  $P{X_i=1}=M/N$ 

从而 $E(X_i)=1*M/N+0*(1-M/N)=M/N$ 

$$E(X) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \frac{nM}{N}$$

例:4.1.6 向某一目标进行射击,直至命中k次为止。已知命中率为p > 0.求射击次数X的数学期望。

分析: X的分布律为:

$$P\{X=i\} = C_{i-1}^{k-1} p^{k} (1-p)^{i-k} \qquad i=k,k+1,...$$

$$E(X) = \sum_{i=k}^{+\infty} i C_{i-1}^{k-1} p^{k} (1-p)^{i-k}$$

直接计算是一件很困难的事。因此考虑用数学期望的性质 $X=X_1+X_2+....+X_n$ 进行求解。

$$1 \quad 2 \quad \cdot \quad \cdot \quad i \quad \cdot \quad \cdot \quad k$$

 $X_i$ 表示第i-1次命中以后,到第i次命中的射击次数。

$$X = X_1 + X_2 + \dots + X_k$$

# $X_i$ 的分布律为:

$$E(X_{i}) = \sum_{m=1}^{+\infty} m(1-p)^{m-1} p$$

$$= p \left[ \sum_{m=1}^{+\infty} mx^{m-1} \right]_{x=1-p} = p \left[ \sum_{m=1}^{+\infty} x^{m} \right]_{x=1-p}$$

例:4.1.7 向某一目标进行射击,直至命中k次为止。已知命中率为p>0.求射击次数X的数学期望。

解:设 $X_i$ 表示第i-1次命中以后,到第i次命中的射击次数。则有 $X=X_1+X_2+....+X_k$ , $X_i$ 的分布律为:

$$X_i$$
 1 2 .....  $m$  .....  $P\{X_i=m\}$   $p$  (1- $p$ ) $p$  .....  $(1-p)^{m-1}p$  .....

$$E(X_i) = \sum_{m=1}^{+\infty} m(1-p)^{m-1} p = p \left[ \sum_{m=1}^{+\infty} m x^{m-1} \right]_{x=1-p} = p \left[ \sum_{m=1}^{+\infty} x^m \right]_{x=1-p}^{'} = \frac{1}{p}$$

从而 
$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) + ... + E(X_k)$$

$$=\frac{1}{p}k$$