

## Lec-13. 期望

主讲教师：吴利苏 ([wulisu@sdust.edu.cn](mailto:wulisu@sdust.edu.cn))

主页：[wulisu.cn](http://wulisu.cn)

# 主要内容

1. 离散型随机变量的数学期望
2. 连续型随机变量的数学期望
3. 随机变量函数的数学期望
4. 两个随机变量函数（二维随机变量）的数学期望

样本空间  $\Rightarrow$  随机变量  $\Rightarrow$  数字特征:

样本空间  $\Rightarrow$  随机变量  $\Rightarrow$  数字特征:

- 1. 概率平均: 期望
- 2. 偏离情况或聚散情况: 方差
- 3. 两个随机变量之间的关系: 协方差/相关系数
- 4. 上面几种数字特征的一般化: 矩

## 引例

### 例 (分赌本问题)

$A, B$  两人赌技相同, 各出赌金 100 元, 并约定先胜三局者为胜, 取得全部赌金 200 元. 由于出现意外情况, 在  $A$  胜 2 局  $B$  胜 1 局时, 不得不终止赌博. 如果要分赌金, 该如何分配才算公平?

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{2}$ ;

(2) 第四局  $B$  胜, 第五局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

(3) 第四局  $B$  胜, 第五局  $B$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

$A$  获胜的可能性为  $\frac{3}{4}$ ,  $B$  为  $\frac{1}{4}$ .

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{2}$ ;

(2) 第四局  $B$  胜, 第五局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

(3) 第四局  $B$  胜, 第五局  $B$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

$A$  获胜的可能性为  $\frac{3}{4}$ ,  $B$  为  $\frac{1}{4}$ .

若设  $X$  为在  $A$  胜 2 局  $B$  胜 1 局的前提下, 继续赌下去  $A$  最终所得的赌金.

$X$	0	200
$P$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{2}$ ;

(2) 第四局  $B$  胜, 第五局  $A$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

(3) 第四局  $B$  胜, 第五局  $B$  胜,  $p = \frac{1}{4}$ ;

$A$  获胜的可能性为  $\frac{3}{4}$ ,  $B$  为  $\frac{1}{4}$ .

若设  $X$  为在  $A$  胜 2 局  $B$  胜 1 局的前提下, 继续赌下去  $A$  最终所得的赌金.

$X$	0	200
$P$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

$A$  期望所得的赌金为  $X$  的期望值为

$$200 \times \frac{3}{4} + 0 \times \frac{1}{4} = 150.$$

同理  $B$  期望所得为 50.



## 例

设某射击手在相同条件下, 瞄准靶子相继射击 90 次. (命中环数是一个随机变量)

$X$ 命中环数	0	1	2	3	4	5
次数	2	13	15	10	20	30

问该射击手每次射击平均中靶多少环?

解:

$$\begin{aligned} & \frac{\text{平均射击环数}}{\text{射中靶的总环数}} \\ &= \frac{\text{总次数}}{0 \times 2 + 1 \times 13 + 2 \times 15 + 3 \times 10 + 4 \times 20 + 5 \times 30} \\ &= \frac{90}{90} \end{aligned}$$

解:

$$\begin{aligned}& \frac{\text{平均射击环数}}{\text{射中靶的总环数}} \\&= \frac{\text{总次数}}{0 \times 2 + 1 \times 13 + 2 \times 15 + 3 \times 10 + 4 \times 20 + 5 \times 30} \\&= \frac{90}{\sum k \cdot n_k} = \sum k \cdot \frac{n_k}{n} = \sum k \cdot P_k\end{aligned}$$

□

## 离散型随机变量的数学期望

### 定义

设  $X$  的分布律为  $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$ ,  
若级数  $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$  绝对收敛, 则称级数

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

为  $X$  的数学期望.

## 注

- (1) 级数的绝对收敛性保证了级数的和不随级数各项次序的改变而改变.
- (2)  $E(X)$  是一个实数, 表示一种加权平均, 与算术平均值不同.

例

$X$	1	2
$P$	0.02	0.98

$X$  的算术平均值为 1.5,  $E(X) = 1.98$ . □

例

$X$	1	2
$P$	0.02	0.98

$X$  的算术平均值为 1.5,  $E(X) = 1.98$ . □

- 当  $X$  取各个可能值是等概率分布时, 期望与算术平均值相等.

## 连续型随机变量的数学期望

### 定义

设  $X$  的概率密度为  $f(x)$ , 若积分  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  绝对收敛, 则称

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

为  $X$  的数学期望.



## 例

有两个相互独立工作的电子装置, 它们的寿命 (以 h 计)  $X_k (k = 1, 2)$  服从同一指数分布,

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

若将这两个电子装置串联连接组成整机, 求整机寿命 (以 h 计)  $N$  的数学期望.

$$\text{解: } F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} F_{\min}(x) &= 1 - (1 - F(x))^2 \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \end{aligned}$$

$$f_{\min}(x) = \begin{cases} \frac{2}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$E(N) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\min}(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{2}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} dx = \frac{\theta}{2}. \quad \square$$

## 例

按规定, 某车站每天8:00 ~ 9:00, 9:00 ~ 10:00 都恰有一辆客车到站, 但到站的时刻是随机的, 且两者到站的时刻是相互独立的. 其规律为

到站时刻	8:10	8:30	8:50
$P$	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$
到站时刻	9:10	9:30	9:50
$P$	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

- (i) 一旅客 8:00 到达车站, 求他候车时间的数学期望.
- (ii) 一旅客 8:20 到达车站, 求他候车时间的数学期望.

解: (i) 设该旅客候车时间为  $X(\text{min})$

$X$	10	30	50
$P$	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

$$E(X) = 10 \times \frac{1}{6} + 30 \times \frac{3}{6} + 50 \times \frac{2}{6} = 33.33$$

(ii)

$X$	10	30	50	70	90
$P$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$

$$E(X) = 10 \times \frac{3}{6} + 30 \times \frac{2}{6} + 50 \times \frac{1}{36} + 70 \times \frac{3}{36} + 90 \times \frac{2}{36} = 27.22.$$

□

## 例 (商店的销售策略)

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), 规定:

$X \leq 1$ , 一台付款 1500 元;

$1 < X \leq 2$ , 一台付款 2000 元;

$2 < X \leq 3$ , 一台付款 2500 元;

$X > 3$ , 一台付款 3000 元.

设  $X$  服从指数分布,  $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$

试求该商店一台这种家用电器收费  $Y$  的数学期望.

解: 先求出  $X$  落在各个区间的概率.

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

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

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

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

解: 先求出  $X$  落在各个区间的概率.

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

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

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

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

$Y$	1500	2000	2500	3000
$P$	0.0952	0.0861	0.0779	0.7408

$$E(Y) = 2732.15.$$

□

例

设  $X \sim \pi(\lambda)$ , 求  $E(X)$ .



## 例

设  $X \sim \pi(\lambda)$ , 求  $E(X)$ .

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

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

□

例

$X \sim N(0, 1)$ , 求  $E(X)$ .

例

$X \sim N(0, 1)$ , 求  $E(X)$ .

解:  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ .

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0. \quad \square$$

例

$X \sim U(a, b)$ , 求  $E(X)$ .

例

$X \sim U(a, b)$ , 求  $E(X)$ .

$$\text{解: } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}, (a, b) \text{ 的中点.}$$

□

## 随机变量函数的期望

### 定理

设  $X$  是离散型随机变量, 其分布律为

$P\{X = x_k\} = p_k$ . 若  $\sum_{k=1}^{\infty} g(x_k)p_k$  绝对收敛, 则

$Y = g(X)$  的期望为

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

## 随机变量函数的期望

### 定理

设  $X$  是连续型随机变量, 概率密度函数  $f(x)$ ,  $y = g(x)$  为连续函数. 若  $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$  绝对收敛, 则  $Y = g(X)$  的期望为

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

## 随机变量函数的期望

### 定理

设  $X$  是连续型随机变量, 概率密度函数  $f(x)$ ,  $y = g(x)$  为连续函数. 若  $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$  绝对收敛, 则  $Y = g(X)$  的期望为

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

意义: 求  $E(Y)$  时, 不必算出  $Y$  的分布律或概率密度, 而只用  $X$  的分布律或概率密度就可以.



例

$X = x_k$	-1	0	1	2
$P_k$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$

若  $Y = g(X) = X^2$ , 求  $E(Y)$ .

例

$X = x_k$	-1	0	1	2
$P_k$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$

若  $Y = g(X) = X^2$ , 求  $E(Y)$ .

解:

$Y$	1	0	4
$P$	$p_1 + p_3$	$p_2$	$p_4$

$$E(Y) = 1 \times (p_1 + p_3) + 0 \times p_2 + 4 \times p_4 = \sum_{k=1}^4 g(x_k) P\{X = x_k\} = p_1 + p_3 + 4p_4.$$

□

## 两个随机变量函数的分布

### 定理

设  $Z$  是  $X, Y$  的函数.  $Z = g(X, Y)$ ,

(1) 若  $(X, Y)$  是离散的,  $P\{X = x_k, Y = y_j\} = p_{ij}$ , 则

$$E(Z) = E(g(X, Y)) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij}.$$

(2) 若  $(X, Y)$  连续,  $f(x, y)$ , 则

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

例  
设

$X \backslash Y$	-1	0	1	$P\{X = x_i\}$
1	0.2	0.1	0.1	0.4
2	0.1	0	0.1	0.2
3	0	0.3	0.1	0.4
$P\{Y = y_j\}$	0.3	0.4	0.3	1

求  $E(X)$ ,  $E(Y)$ ,  $E(Y/X)$ ,  $E[(X - Y)^2]$ .

$$\text{解: } E(X) = 0.4 \times 1 + 0.2 \times 2 + 0.4 \times 3 = 2.$$

$$E(Y) = 0.3 \times (-1) + 0.4 \times 0 + 0.3 \times 1 = 0.$$

$Y/X$	-1	0	1	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$
$P$	0.2	0.4	0.1	0.1	0.1	0	0.1

$$E(Y/X) = -\frac{1}{15}$$

$(X - Y)^2$	4	1	0	9	4	1	16	9	4
$P$	0.2	0.1	0.1	0.1	0	0.1	0	0.3	0.1

$$[E(X - Y)^2] = 5.$$

□

例

设  $(X, Y)$  的概率密度,

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2x^3y^2} & \frac{1}{x} < y < x, x > 1; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

求  $E(Y)$ ,  $E(\frac{1}{XY})$ .

## 例

设  $(X, Y)$  的概率密度,

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2x^3y^2} & \frac{1}{x} < y < x, x > 1; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

求  $E(Y)$ ,  $E(\frac{1}{XY})$ .

$$\begin{aligned} \text{解: } E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dydx \\ &= \int_1^{+\infty} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^3y} dydx = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(\frac{1}{XY}) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{xy} f(x, y) dydx \\ &= \int_1^{+\infty} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^4y^3} dydx = \frac{3}{5}. \end{aligned}$$

□

## 例

某公司计划开发一种新产品市场, 并试图确定该产品的产量. 他们估计出售一件产品可获利  $m$  元, 而积压一件将导致亏损  $n$  元. 他们预售销售量  $Y$  服从指数分布

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{y}{\theta}} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$\theta > 0$ , 问若要获得利润的期望最大, 应生产多少件产品 ( $m, n, \theta$  为已知)



解: 设生产  $x$  件, 则获利  $Q$  是  $x$  的函数,

$$Q = Q(x) = \begin{cases} mY - n(x - Y) & Y < x; \\ mx & Y \geq x, \end{cases}$$

$Q$  是随机变量, 它是  $Y$  的函数, 其数学期望为

$$\begin{aligned} E(Q) &= \int_0^\infty Q f_Y(y) dy \\ &= \int_0^x [my - n(x - y)] \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} dy + \int_x^\infty mx \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} dy \\ &= (m + n)\theta - (m + n)\theta e^{-x/\theta} - nx. \end{aligned}$$

$$E'(Q) = (m + n)e^{-x/\theta} - n,$$

$$\text{令 } E'(Q) = 0, \text{ 则 } x = -\theta \ln \frac{n}{m+n}.$$

$$\text{而 } E''(Q) = -\frac{m+n}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} < 0,$$

故  $x = -\theta \ln \frac{n}{m+n}$  为  $E(Q)$  的极大值, 也是最大值.

# 期望的性质

## 性质

1. 设  $C$  是常数, 则  $E(C) = C$ .
2.  $X$  是一个随机变量,  $C$  是常数, 则有  $E(CX) = CE(X)$ .
3.  $X, Y$  是两个随机变量,  $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ .  
推广到有限个的线性组合  
$$E(C_0 + \sum C_i X_i) = C_0 + \sum E(X_i).$$
4.  $X, Y$  相互独立, 则有  $E(XY) = E(X)E(Y)$ .  
(可推广到任意有限个相互独立的随机变量之积的情况.)

1,2,3 无条件就成立.

证明: 3.

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y) f(x, y) dx dy \\ &= E(X) + E(Y). \end{aligned}$$

4.

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_X(x) f_Y(y) dx dy = E(X) E(Y) \end{aligned}$$

例

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

例

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

证: 令  $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$ , 则  $Z \sim N(0, 1)$ .  $E(Z) = 0$ .

$$X = \mu + Z\sigma,$$

$$E(X) = E(\mu + Z\sigma) = E(\mu) + E(\sigma Z) = \mu. \quad \square$$

例

$X \sim b(n, p), 0 < p < 1, n \geq 1$ , 求  $E(X)$ .

## 例

$X \sim b(n, p), 0 < p < 1, n \geq 1$ , 求  $E(X)$ .

解: 由题意知,  $X$  可看成  $n$  重伯努利试验中  $A$  发生的次数,  $P(A) = p$ .

$$X_k = \begin{cases} 1 & A \text{ 第 } k \text{ 次发生;} \\ 0 & \text{未发生.} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n$$

于是  $X_1, \dots, X_n$  相互独立, 服从  $(0-1)$  分布.

$$E(X_k) = p, \forall k.$$

$$X = X_1 + \dots + X_n = \sum_{k=1}^n X_k.$$

$$E(X) = np.$$

□

以  $n, p$  为参数的二项分布的随机变量, 可理解为  $n$  个相互独立且服从以  $p$  为参数  $(0-1)$  分布的随机变量.

## 例

一民航送客车载有 20 位旅客自机场开出, 旅客有 10 个车站可以下车. 如果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. 求  $E(X)$ . (设每位旅客在各个车站下车是等可能的, 并设各位旅客是否下车是相互独立的)



解.  $X_i = \begin{cases} 0 & \text{第 } i \text{ 站没有人下车;} \\ 1 & \text{第 } i \text{ 站有人下车.} \end{cases}$

$$i = 1, 2, \dots, 10$$

则  $X = X_1 + \dots + X_{10}$ .

任一旅客在第  $i$  站下车的概率为  $\frac{1}{10}$ , 不下车  $\frac{9}{10}$ ,  
则 20 位旅客有下车的概率  $1 - (\frac{9}{10})^{20}$ .

$$E(X_i) = 1 - (\frac{9}{10})^{20}, X \sim b(10, 1 - (\frac{9}{10})^{20}).$$

所以

$$E(X) = \sum_{i=1}^{10} E(X_i) = 10 \cdot (1 - (\frac{9}{10})^{20}).$$

□