Probability and Mathmatical Statistics

Homework 5

冯诗伟 161220039

1 4.4

已知随机变量 X 和 Y 独立同分布,且 X 的概率分布为 $P(X=1)=1-P(X=2)=\frac{2}{3}$ 。记 $U=\max(X,Y),V=\min(X,Y)$,求:

(1)(U,V) 的概率分布; (2)E(U) 和 E(V); (3)cov(U,V)。

解:

(1)
$$P(X=1) = P(Y=1) = \frac{2}{3}$$
, $P(X=2) = P(Y=2) = \frac{1}{3}$

(U,V)的取值范围为(1,1),(2,1),(2,2)。

$$P((U,V) = (1,1)) = P(X = 1, Y = 1) = P(X = 1)P(Y = 1) = \frac{4}{9}$$

$$P((U,V) = (2,1)) = P(X = 2, Y = 1) + P(X = 1, Y = 2) = P(X = 2)P(Y = 1) + P(X = 1)P(Y = 2) = \frac{4}{9}$$

$$P((U,V) = (2,2)) = P(X = 2, Y = 2) = P(X = 2)P(Y = 2) = \frac{1}{9},$$

所以 (U,V) 的分布律如下:

$\overline{(U,V)}$	(1,1)	(2,1)	(2, 2)
\overline{P}	$\frac{4}{9}$	$\frac{4}{9}$	19

(2) *U* 的 *V* 分布律如下:

$$\begin{array}{c|ccc} U & 1 & 2 \\ \hline P & \frac{4}{9} & \frac{5}{9} \\ \end{array}$$

$$\begin{array}{c|cccc} V & 1 & 2 \\ P & \frac{8}{9} & \frac{1}{9} \end{array}$$

$$E(X) = 1 \times \frac{4}{9} + 2 \times \frac{5}{9} = \frac{14}{9}, \ E(Y) = 1 \times \frac{8}{9} + 2 \times \frac{1}{9} = \frac{10}{9}.$$

(3)

$$cov(U, V) = E(UV) - E(U)E(V)$$

$$= \sum_{i=1,2,4} iP(UV = i) - E(U)E(V)$$

$$= \frac{16}{9} - \frac{14}{9} \times \frac{10}{9}$$

$$= \frac{4}{81}$$

2 4.19

设 X 和 Y 独立,且都服从泊松分布,已知 E(X)=1, E(Y)=2,请计算 $E((X+Y)^2)$ 。解:

由题意, $X \sim P(1)$, $Y \sim P(2)$ 。又因为 $E(X^2) = 1^2 + 1$, $E(Y^2) = 2^2 + 2$, 有

$$E((X + Y)^{2}) = E(X^{2} + Y^{2} + 2XY)$$

$$= E(X^{2}) + E(Y^{2}) + 2E(XY)$$

$$= E(X^{2}) + E(Y^{2}) + 2E(X)E(Y)$$

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

$$= 12$$

3 4.23

设 f(x), $0 \le x < +\infty$,是一个单调非减函数,且 f(x) > 0。对于随机变量 X,若 $E[f(x)] < \infty$,则证明对于任意的 x > 0, $P(|X| \ge x) \le \frac{1}{f(x)} E[f(|X|)]$ 。

证明. 由于 f(x) 是一个单调非减函数, 所以

$$P(|X| \ge x) = P(f(|X|) \ge f(x))$$

由马尔可夫不等式,有

$$P(f(|X|) \ge f(x)) \le \frac{1}{f(x)} E[f(|X|)]$$

综上对于任意的 x > 0, $P(|X| \ge x) \le \frac{1}{f(x)} E[f(|X|)]$.

4 补充 2

假设 X 和 Y 独立, $X \sim G(p)$, $Y \sim G(q)$, 求下列值。

- (1) E[max(X,Y)].(至少用两种方法)
- (2) $E[X|X \le Y]$.

解:

(1) (a) 方法一: 按照定义

$$\begin{split} P(max(X,Y) = k) &= P(X = k, Y \le k) + P(Y = k, X < k) \qquad (防止X = Y被重复计算) \\ &= P(X = k)P(Y \le k) + P(Y = k)P(X < k) \\ &= P(X = k)\left(1 - P(Y > k)\right) + P(Y = k)\left(1 - P(X \ge k)\right) \\ &= (1 - p)^{k-1}p(1 - (1 - q)^k) + (1 - q)^{k-1}q(1 - (1 - p)^{k-1}) \\ &= (1 - p)^{k-1}p + (1 - q)^{k-1}q - (p + q - pq)(1 - p)^{k-1}(1 - q)^{k-1} \end{split}$$

$$\begin{split} E[max(X,Y)] &= \sum_{k=1}^{\infty} kP(max(X,Y) = k) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1}p + \sum_{k=1}^{\infty} k(1-q)^{k-1}q - \sum_{k=1}^{\infty} k(p+q-pq)(1-p)^{k-1}(1-q)^{k-1} \\ &= \frac{1}{p} + \frac{1}{q} - \frac{1}{p+q-pq} \end{split}$$

 $(b) 方法二: X,Y 中总有一个等于 maxX,Y , 另一个等于 minX,Y 。作业 4 中曾求得 min(X,Y) ~ G(p+q-pq), 所以 E(min(X,Y)) = <math>\frac{1}{p+q-pq}$ 。

$$E(max(X,Y)) = E(X) + E(Y) - E(min(X,Y))$$
$$= \frac{1}{p} + \frac{1}{q} - \frac{1}{p+q-pq}$$

(2)

$$E[X|X \le Y] = \sum_{k=1}^{\infty} kP(X = k|X \le Y)$$
$$= \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{P(X = k, X \le Y)}{P(X \le Y)}$$

其中

$$P(X=k,X\leq Y)=(1-p)^{k-1}p(1-q)^{k-1}$$

$$P(X \le Y) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X = i, Y \ge i)$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} (1 - p)^{i-1} p(1 - q)^{i-1}$$

$$= \frac{p}{p + q - pq}$$

所以

$$E[X|X \le Y] = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{P(X = k, X \le Y)}{P(X \le Y)}$$

$$= (p + q - pq) \sum_{k=1}^{\infty} (1 - p)^{k-1} (1 - q)^{k-1}$$

$$= \frac{1}{p + q - pq}$$

5 补充 3

设 π 为 $[n]=1,2,3,\cdots,n$ 的一个置换。若 $\pi(i)=i$,则称i为 π 的一个不动点。从n!个置换中任取一个置换,求不动点个数的方差。

6 补充4

解:

定义随机变量 X 表示不动点的个数,同时定义指示变量 X_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n$),

$$X_i = \begin{cases} 1, & \pi(i) = i \\ 0, & \pi(i) \neq i \end{cases}$$

$$P(X_i = 1) = \frac{1}{n}, \ \text{M}$$

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

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

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

$$= \sum_{i=1}^{n} E(X_{i}^{2}) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(X_{i} X_{j})$$

$$= \sum_{i=1}^{n} P(X_{i} = 1) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(X_{i} = 1, X_{j} = 1)$$

$$= n \times \frac{1}{n} + 2 \times \frac{n(n-1)}{2} \times \frac{(n-2)!}{n!}$$

$$= 2$$

得

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 2 - 1 = 1$$

6 补充 4

不停地抛一枚均匀的骰子,直至出现一双连续的 6。求所抛次数的期望值。解:

定义 X 为出现一双连续的 6 所抛次数,同时定义两个随机变量 Y、Z。

$$Y = \begin{cases} 1, & \text{第一次是6} \\ 0, & \text{第一次不是6} \end{cases}$$
 $Z = \begin{cases} 1, & \text{第二次是6} \\ 0, & \text{第二次不是6} \end{cases}$

7 补充5 5

$$\begin{split} E(X) &= E(X|Y=1)P(Y=1) + E(X|Y=0)P(Y=0) \\ &= \left[E(X|Y=1,Z=1)P(Z=1) + E(X|Y=1,Z=0)P(Z=0) \right] P(Y=1) + (1+E[X])P(Y=0) \\ &= \left[2 \times \frac{1}{6} + (2+E(X)) \times \frac{5}{6} \right] \times \frac{1}{6} + (1+E(X)) \times \frac{5}{6} \end{split}$$

解得 E(X) = 42。

7 补充 5

某只股票每天的股票以p的概率变成原来的r>1倍,以q=1-p的概率变成原来的1/r倍。假定股票的初始价格为1元每股,计算d天之后股票价格的期望和方差。解:

设第i天的股票价格为 X_i ,

$$E(X_i) = pE(X_i|\hat{\mathbf{x}}i - 1 天 涨 \pitchfork) + (1 - p)E(X_i|\hat{\mathbf{x}}i - 1 天 降 \pitchfork)$$

$$= prE(X_{i-1}) + \frac{1 - p}{r}E(X_{i-1})$$

$$= \left(pr + \frac{1 - p}{r}\right)E(X_{i-1})$$

因为 $E(X_1) = 1$,所以 $E(X_d) = (pr + \frac{1-p}{r})^{d-1}$ 。

$$\begin{split} E(X_i^2) &= pE(X_i^2 | \hat{\mathbf{x}}i - 1 \mathbf{天} x \mathbf{x} \mathbf{x}) + (1 - p)E(X_i^2 | \hat{\mathbf{x}}i - 1 \mathbf{x} \mathbf{x} \mathbf{x} \mathbf{x}) \\ &= pE(X_{i-1}^2 \times r^2) + E\left(X_{i-1}^2 \times (\frac{1 - p}{r})^2\right) \\ &= \left[pr^2 + \frac{1 - p}{r^2}\right] E(X_{i-1}) \end{split}$$

因为
$$E(X_1^2) = 1$$
,所以 $E(X_d^2) = \left[pr^2 + \frac{1-p}{r^2}\right]^{d-1}$ 。所以有
$$D(X_d) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \left[pr^2 + \frac{1-p}{r^2}\right]^{d-1} - \left(pr + \frac{1-p}{r}\right)^{2d-2}$$

8 补充 6

设我们抛了 n 次一枚均匀硬币从而获得了 n 个随机比特。考虑这些比特可构成 n(n-1)/2 个比特对。对每一个比特对进行异或操作,记结果为 Y_i , i=1 , i=1

- (1) 求 Y_i 的分布律。
- (2) 证明 Y_i , $i = 1, 2, \dots, n(n-1)/2$ 并不是相互独立的。
- (3) 证明 $E(Y_iY_i) = E(X_i)E(X_i)$ 。
- (4) 计算 D(Y)。
- (5) 为 $P(|Y E(Y)| \ge n)$ 建立一个上界。

解:

8 补充6 6

$$\begin{split} P(Y_i = 1) &= P(比特对为(1,1)) + P(比特对为(0,0)) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \\ P(Y_i = 0) &= P(比特对为(1,0)) + P(比特对为(0,1)) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \end{split}$$

 Y_i 的分布律如下:

$$\begin{array}{c|ccc} Y_i & 0 & 1 \\ \hline P & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array}$$

(2)

证明. 取特殊值 $Y_i = 1$, $i = 1, 2, \dots, \binom{n}{2}$,

$$\prod_{i=1}^{\binom{n}{2}} P(Y_i = 1) = 1$$

但是 $P\left(\left(\prod_{i=1}^{\binom{n}{2}}Y_i\right)=1\right)$ 必定等于 0,因为任取三个比特,必有两个相等,则存在 i, $1\leq i\leq \binom{n}{2}$,使得 $Y_i=0$ 。 所以 Y_i , $i=1,\ 2,\ \cdots$, n(n-1)/2 并不是相互独立的。

(3)

证明.

$$\begin{split} E(Y_i Y_j) &= 0 \times \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i Y_j = 0) + 1 \times \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i Y_j = 1) \\ &= \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i Y_j = 1) \\ &= \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i = 1, Y_j = 1) \end{split}$$

当 Y_i, Y_j 的两个比特对是由 4 个比特生成时, Y_i, Y_j 是独立的, $P(Y_i=1, Y_j=1) = P(X_i=1)P(Y_i=1)$ 。 当 Y_i, Y_j 的两个比特对是由 3 个比特生成时,记这三个比特为 a,b,c。不失一般性,设 $Y_i=a\oplus b, Y_j=a\oplus c$ 。在 (a,b,c) 的 8 种情况中,有 2 种情况使得 $Y_i=1$ 且 $Y_j=1$, $P(Y_i=1,Y_j=1)=\frac{1}{4}$;有 4 种情况使得 $Y_i=1$, $P(Y_i=1)=\frac{1}{2}$;有 4 种情况使得 $Y_j=1$, $P(Y_j=1)=\frac{1}{2}$;所以 $P(Y_i=1,Y_j=1)=P(X_i=1)P(Y_i=1)$ 。 所以

$$E(Y_i Y_j) = \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i = 1, Y_j = 1)$$

$$= \sum_{1 \le i < j \le n(n-1)/2} P(Y_i = 1) P(Y_j = 1)$$

$$= \sum_{i=1}^n P(Y_i = 1) \sum_{j=1}^n P(Y_j = 1) \quad (i \ne j)$$

$$= E(Y_i) E(Y_i)$$

(4)

$$\begin{split} D(Y) &= D\left(\sum_{i=1}^{n(n-1)/2} Y_i\right) \\ &= \sum_{i=1}^{n(n-1)/2} D(Y_i) + 2 \sum_{1 \le i < j \le \frac{n(n-1)}{2}} cov(Y_i, Y_j) \\ &= \sum_{i=1}^{n(n-1)/2} D(Y_i) + 2 \sum_{1 \le i < j \le \frac{n(n-1)}{2}} [E(Y_i, Y_j) - E(Y_i)E(Y_j)] \\ &= \sum_{i=1}^{n(n-1)/2} [E(Y_i^2) - (E(Y_i))^2] \\ &= \sum_{i=1}^{n(n-1)/2} [(1^2 \times \frac{1}{2}) - (\frac{1}{2})^2] \\ &= \frac{n(n-1)}{2} \times \frac{1}{4} \\ &= \frac{n(n-1)}{8} \end{split}$$

(5) 使用切比雪夫不等式,

$$P(|Y - E(Y)| \ge n) \le \frac{D(Y)}{n^2} = \frac{\frac{n(n-1)}{8}}{n^2} = \frac{n-1}{8n}$$