一. 选择题: (共10小题,每小题3分,共30分)

1.
$$\mathfrak{P}(A) = 0.3$$
, $P(A-B) = 0.1$, $\mathfrak{M}(A \cup \overline{B}) = 0.1$

(A) 0.9

(B) 0.8

(C) 0.7 (D) 0.6

分析:事件的关系与运算,对偶律。

解: 因P(A-B) = P(A) - P(AB),可得

$$P(AB) = P(A) - P(A - B) = 0.3 - 0.1 = 0.2$$
,

故

$$P(\overline{A} \cup \overline{B}) = P(\overline{AB}) = 1 - P(AB) = 0.8$$

选(B)。

2. 一个班上有30名学生参加射击训练,每个学生独立射击,击中目标为止 (即每个学生命中目标一次),假设每个学生单次射击的命中率均为0.6,那么 平均需要准备的子弹发数为() 。

(A) 30

(B) 40

(C) 50

(D) 60

分析:几何分布及其数学期望。

解:设 X 表示全部学生所用总子弹数, X,表示其中第 i 名学生所用子弹数,

 $i = 1, 2, \dots, 30$,有 $X = \sum_{i=1}^{30} X_i$,从而 $EX = \sum_{i=1}^{30} EX_i$ 。因 X_i 服从几何分布Ge(0.6),有

$$EX_i = \frac{1}{0.6}$$
, to

$$EX = 30 \times \frac{1}{0.6} = 50$$
.

选(C)。

注: 如果记不住几何分布,也可以直接计算 EX,。

设X表示全部学生所用总子弹数, X_i 表示其中第i名学生所用子弹数,

 $i = 1, 2, \dots, 30$,有 $X = \sum_{i=1}^{30} X_i$,从而 $EX = \sum_{i=1}^{30} EX_i$ 。因 X_i 的值域为正整数1,2,…, 分布列为

$$P{X_i = k} = 0.4^{k-1} \times 0.6, \quad k = 1, 2, \dots$$

则

$$EX_i = \sum_{k=1}^{+\infty} k \times 0.4^{k-1} \times 0.6$$
 o

幂级数

$$f(x) = \sum_{k=1}^{+\infty} kx^{k-1} = \left(\sum_{k=1}^{+\infty} x^k\right)' = \left(\frac{x}{1-x}\right)' = \frac{1}{(1-x)^2}, \quad x \in (-1,1),$$

从而

$$EX_i = f(0.4) \times 0.6 = \frac{1}{0.6^2} \times 0.6 = \frac{1}{0.6}$$

故

$$EX = 30 \times \frac{1}{0.6} = 50$$
.

选(C)。

3. 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则当 σ 减小时,概率 $P\{|X - \mu| > 2\sigma\}$

(B) 减小

(C) 不变

分析:正态分布求概率一般首先标准化。正态分布求概率一般不要积分计算。

解:标准化。因,有 $\frac{X-\mu}{\sigma}$ ~N(0,1),则

$$P\{|X - \mu| > 2\sigma\} = P\left\{\left|\frac{X - \mu}{\sigma}\right| > 2\right\} = 2P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} > 2\right\} = 2[1 - \Phi(2)]$$

这与 σ 无关。

选(C)。

4. 若随机变量的概率密度为
$$f_X(x) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{x^2}{4}}, \quad x \in R$$
,则 $E(X^2) = ($)。

(A) 1

(B) 2

(C) 3

(D) 4

分析:与正态分布密度函数比较,确定参数。

解:正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的概率密度为

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R} \ .$$

比较可得 $\mu = 0$, $\sigma^2 = 2$,故

$$E(X^2) = Var(X) + (EX)^2 = \sigma^2 + \mu^2 = 2$$
.

选(B)。

5. 随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从几何分布 Ge(0.2) ,则 $P\{X+Y=3\}=$ () 。

(A) 0.061

(B) 0.062

(C) 0.063

(D) 0.064

分析: 利用几何分布的分布列直接计算。

解:因

$$P\{X = k\} = P\{Y = k\} = 0.8^{k-1} \times 0.2, \quad k = 1, 2, \dots$$

故

$$P\{X+Y=3\} = P\{X=1\}P\{Y=2\} + P\{X=2\}P\{Y=1\}$$
$$= 0.2 \times 0.8^{1} \times 0.2 + 0.8^{1} \times 0.2 \times 0.2 = 0.064 \text{ } \circ$$

选(D)。

6. 公交车到站的间隔时间(单位:分钟)是随机变量 $X \sim Exp(0.1)$ (指数分 布)。假设公交车到站后的停留时间忽略不计。小明到达车站时发现上一辆公交 车刚走 2 分钟,那么小明的平均候车时间为()。

(A) 10 分钟 (B) 5 分钟 (C) 8 分钟

- (D) 0.064

分析:利用指数分布的无记忆性。

解: 指数分布具有无记忆性。在过了一段时间公交车未到的条件下,继续等 候的情况与公交车刚走就开始等候的情况是相同的。因EX=10,故平均候车时 间为10分钟。

选(A)。

注:此题不能认为小明的候车时间为T = X - 2,从而得到平均候车时间为8 分钟。这是因为小明的候车时间是在X > 2的条件下,才有T = X - 2,这是有条 件的,不能简单地求期望。

比如此题若改为"小明到达车站时发现上一辆公交车已经走了 12 分钟",那 么小明的平均候车时间显然就不能是10-12=-2分钟。

- 7. 若随机变量 X 和 Y 满足: $E(XY) = EX \cdot EY$,则()。
- (A) $Var(XY) = Var(X) \cdot Var(Y)$ (B) Var(X Y) = Var(X) Var(Y)
- (C) X和Y相互独立
- (D) *X* 和 *Y* 不相关

分析: 不相关的定义及协方差计算公式。

解:因 $E(XY) = EX \cdot EY$,即Cov(X,Y) = 0,故X和Y不相关。

选(D)。

$$P{X = k} = P{Y = k} = 0.8^{k-1} \times 0.2, \quad k = 1, 2, \dots$$

8. 设(X,Y)服从二维正态分布N(1,2,3,4,0), $\Phi(x)$ 是标准正态的分布函数。

则 $P{2X-Y>4}=$ ()。

- (A) $\Phi(-1)$ (B) $\Phi(1)$ (C) $\Phi(-2)$ (D) $\Phi(2)$

分析:利用二维正态分布的结论:二维正态变量的线性组合仍为正态变量。

解:因(X,Y)服从二维正态分布,可知2X-Y服从正态分布。又因

$$E(2X-Y) = 2EX - EY = 2\mu_1 - \mu_2 = 0$$
,

$$Var(2X - Y) = 4Var(X) + Var(Y) - 4Cov(X, Y) = 4\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 4\sigma_1\sigma_2\rho = 16$$

则
$$2X - Y \sim N(0, 16)$$
,即 $\frac{2X - Y}{4} \sim N(0, 1)$,故

$$P{2X - Y > 4} = P{\frac{2X - Y}{4} > 1} = 1 - \Phi(1) = \Phi(-1)$$

选(A)。

9. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立同分布,且 $X_i \sim P(\lambda)$ (泊松分布), $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

则 $Cov(X_1 - 2X_2, Y) = ($)。

(A)
$$-\frac{\lambda}{n}$$
 (B) $\frac{\lambda}{n}$ (C) $-\frac{3\lambda}{n}$ (D) $\frac{3\lambda}{n}$

分析:利用协方差的性质及相互独立随机变量的协方差等于 0。解:

$$Cov(X_{1}-2X_{2}, Y) = Cov(X_{1}, Y) - 2Cov(X_{2}, Y)$$

$$= Cov\left(X_{1}, \frac{X_{1} + X_{2} + \dots + X_{n}}{n}\right) - 2Cov\left(X_{2}, \frac{X_{1} + X_{2} + \dots + X_{n}}{n}\right)$$

$$= Cov\left(X_{1}, \frac{X_{1}}{n}\right) - 2Cov\left(X_{2}, \frac{X_{2}}{n}\right)$$

$$= \frac{1}{n}Cov(X_{1}, X_{1}) - \frac{2}{n}Cov(X_{2}, X_{2})$$

$$= \frac{1}{n}Var(X_{1}) - \frac{2}{n}Var(X_{2}) = \frac{1}{n}\lambda - \frac{2}{n}\lambda = -\frac{\lambda}{n}$$

选(A)。

10. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立同分布, 且 $X_i \sim Exp(\lambda)$ (指数分布),

$$Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$$
, $\mathbb{N} \stackrel{\text{def}}{=} n \to +\infty$, $Y_n \stackrel{P}{\to}$ () .

(A)
$$\frac{1}{\lambda^2}$$
 (B) $\frac{2}{\lambda^2}$ (C) $\frac{1}{\lambda}$ (D) $\frac{2}{\lambda}$

分析: 辛钦大数定律: 独立同分布条件下, 平均值依概率收敛于数学期望。

解:由题意可知 $X_1^2, X_2^2, \cdots, X_n^2$ 独立同分布,其平均值 $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 依概率收敛于数学期望 $E(X_i^2)$ 。

$$E(X_i^2) = \text{Var}(X_i) + (EX_i)^2 = \frac{1}{\lambda^2} + \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = \frac{2}{\lambda^2}$$

选(B)。

二. 计算题: (共7小题,每小题9分,共63分)

1. 甲、乙、丙三个车间加工同样的零件,甲、乙、丙加工零件的次品率分别是 0.01, 0.03, 0.05, 三个车间加工的零件放在一起, 甲乙丙加工零件的数量之比为3:2:1。

- (1) 求任取一个零件是次品的概率;
- (2) 如果取出的零件为次品,求它是由甲车间加工的概率。

分析:第(1)小题求结果用全概率公式,第(2)小题结果发生了问原因用 贝叶斯公式。

解:结果:设A表示取到次品;原因:设 B_1 , B_2 , B_3 分别表示取到甲、乙、丙车间产品。有

$$P(B_1) = 0.01$$
, $P(B_2) = 0.03$, $P(B_3) = 0.05$,

$$P(A | B_1) = \frac{3}{6}, \quad P(A | B_2) = \frac{2}{6}, \quad P(A | B_3) = \frac{1}{6}$$

(1) 全概率公式

$$P(A) = P(B_1)P(A \mid B_1) + P(B_2)P(A \mid B_2) + P(B_3)P(A \mid B_3)$$

$$=0.01\times\frac{3}{6}+0.03\times\frac{2}{6}+0.05\times\frac{1}{6}=\frac{7}{300}$$

(2) 贝叶斯公式

$$P(B_1 \mid A) = \frac{P(AB_1)}{P(A)} = \frac{P(B_1)P(A \mid B_1)}{P(A)} = \frac{0.01 \times \frac{3}{6}}{\frac{7}{300}} = \frac{3}{14}.$$

2. 设连续型随机变量X的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} ax^2 + x, & 0 \le x \le 0.5; \\ x, & 0.5 < x \le 1; \\ 0, & \sharp \text{.} \end{cases}$$

- (1) 求常数 a;
- (2) 求X的分布函数F(x)。

分析: 利用密度函数正则性求待定系数,求分布函数应按x分段计算概率。解: (1) 正则性

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = \int_{0}^{0.5} (ax^2 + x)dx + \int_{0.5}^{1} xdx = \left(\frac{ax^3}{3} + \frac{x^2}{2}\right)\Big|_{0}^{0.5} + \frac{x^2}{2}\Big|_{0.5}^{1} = \frac{a}{24} + \frac{1}{2} = 1,$$

故a=12。

(2) x的分段点为 0,0.5,1。当 x<0 时, F(x)=0; 当 $0 \le x < 0.5$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(u)du = \int_{0}^{x} (12u^{2} + u)du = \left(4u^{3} + \frac{u^{2}}{2}\right)\Big|_{0}^{x} = 4x^{3} + \frac{x^{2}}{2}.$$

当 $0.5 \le x < 1$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(u)du = \int_{0}^{0.5} (12u^{2} + u)du + \int_{0.5}^{x} udu = \frac{1 + x^{2}}{2}$$

当 $x \ge 1$ 时,F(x) = 1。故

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ 4x^3 + \frac{x^2}{2}, & 0 \le x < 0.5; \\ \frac{1+x^2}{2}, & 0.5 \le x < 1; \\ 1, & x \ge 1. \end{cases}$$

3. 设连续型随机变量 X 的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}x^2, & -1 \le x \le 2; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

求随机变量 $Y = X^2 + 2$ 的概率密度 $p_y(y)$ 。

分析:函数不是严格单调,用分布函数法。

解: y的分段点为 2, 3, 6。当 y < 2时, $F_y(y) = 0$; 当 $2 \le y < 3$ 时,

$$F_Y(y) = P\{X^2 + 2 \le y\} = P\{-\sqrt{y-2} \le X \le \sqrt{y-2}\}$$
$$= \int_{-\sqrt{y-2}}^{\sqrt{y-2}} \frac{1}{3} x^2 dx = \frac{1}{9} x^3 \Big|_{-\sqrt{y-2}}^{\sqrt{y-2}} = \frac{2}{9} (y-2)\sqrt{y-2} .$$

当 $3 \le y < 6$ 时,

$$F_{Y}(y) = P\{X^{2} + 2 \le y\} = P\{-\sqrt{y-2} \le X \le \sqrt{y-2}\}$$

$$= \int_{-1}^{\sqrt{y-2}} \frac{1}{3} x^{2} dx = \frac{1}{9} x^{3} \Big|_{-1}^{\sqrt{y-2}} = \frac{1}{9} (y-2) \sqrt{y-2} + \frac{1}{9} .$$

当 $y \ge 6$ 时, $F_{Y}(y) = 1$ 。故

$$F_{Y}(y) = \begin{cases} 0, & y < 2; \\ \frac{2}{9}(y-2)\sqrt{y-2}, & 2 \le y < 3; \\ \frac{1}{9}(y-2)\sqrt{y-2} + \frac{1}{9}, & 3 \le x < 6; \\ 1, & x \ge 6. \end{cases}$$

分布函数 $F_{v}(v)$ 连续,Y是连续随机变量,Y的概率密度为

$$p_{Y}(y) = F'_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{3}\sqrt{y-2}, & 2 < y < 3; \\ \frac{1}{6}\sqrt{y-2}, & 3 \le x < 6; \\ 0, & \sharp \text{ th.} \end{cases}$$

4. 有三项任务 A, B, C, 其完成的时间分别为随机变量 $X \sim U(1, 4)$ (区间(1, 4)

上的连续型均匀分布), $Y \sim b(10, 0.2)$ (二项分布), $Z \sim Exp\left(\frac{1}{6}\right)$ (指数分布)。

小明采用如下方式选择其中一项任务完成: 掷两颗骰子一次,若出现两个 6 点,则选择任务 A; 若出现点数之和为 5,则选择任务 B; 其它情况选择任务 C 。求: 小明完成任务的平均时间。

分析:此题从直观上容易看出结论,但要数学上严谨,就需要用重期望公式解:设T表示完成任务的时间,U表示所选的任务。

$$U = \begin{cases} 1, & 选择任务A; \\ 2, & 选择任务B; \\ 3, & 选择任务C. \end{cases}$$

有

$$P\{U=1\} = \frac{1}{36}$$
, $P\{U=2\} = \frac{4}{36}$, $P\{U=3\} = \frac{31}{36}$.

根据重期望公式,E(T) = E[E(T|U)],有

$$E(T | U = 1) = EX = \frac{a+b}{2} = \frac{5}{2}$$
,

$$E(T | U = 2) = EY = np = 2$$
,

$$E(T | U = 3) = EZ = \frac{1}{\lambda} = 6$$
,

可得

$$\begin{array}{c|cccc}
E(T|U) & \frac{5}{2} & 2 & 6 \\
\hline
P & \frac{1}{36} & \frac{4}{36} & \frac{31}{36}
\end{array}$$

故

$$E(T) = E[E(T \mid U)] = \frac{5}{2} \times \frac{1}{36} + 2 \times \frac{4}{36} + 6 \times \frac{31}{36} = \frac{131}{24}$$

5. 设随机变量 X 和 Y 相互独立, $X \sim U(0,2)$ (区间 (0,2) 上的连续型均匀分 布), $Y \sim Exp(2)$ (指数分布)。求: Z = X - 2Y的密度函数。

分析:根据边际分布及独立性得到联合分布,再用密度函数法计算二维随机 变量函数的分布。

解: 因 $X \sim U(0,2)$, $Y \sim Exp(2)$, 有

$$p_{X}(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$
 $p_{Y}(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0; \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$ $y \ne 0$.

且X和Y相互独立,则

$$p(x, y) = p_X(x)p_Y(y) = \begin{cases} e^{-2y}, & 0 < x < 2, y > 0; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

作支撑区域平面图以及曲线簇 x-2y=z。当z 从 $-\infty$ 到 $+\infty$ 变动时,曲线簇 x-2y=z 从 xOy 平面的左上方向右下方变动。 z 的分段点为 0,2。

对于Z = X - 2Y,因函数z = x - 2y关于x 严格单减,增补变量W = Y,由函 数z=x-2y, w=y,得到反函数x=z+2w, y=w。雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} x_z & x_w \\ y_z & y_w \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & 2 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1,$$

则

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z+2y,y) \cdot |J| dy = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z+2y,y) dy$$
 。
当 $z < 0$ 时,

$$p_Z(z) = \int_{-\frac{z}{2}}^{\frac{2-z}{2}} e^{-2y} dy = -\frac{1}{2} e^{-2y} \Big|_{-\frac{z}{2}}^{\frac{2-z}{2}} = \frac{e^z - e^{z-2}}{2};$$

当 $0 \le z < 2$ 时,

$$p_Z(z) = \int_0^{\frac{2-z}{2}} e^{-2y} dy = -\frac{1}{2} e^{-2y} \Big|_0^{\frac{2-z}{2}} = \frac{1 - e^{z-2}}{2};$$

当 $z \ge 2$ 时, $p_Z(z) = 0$ 。故

$$p_{Z}(z) = \begin{cases} \frac{e^{z} - e^{z-2}}{2}, & z < 0; \\ \frac{1 - e^{z-2}}{2}, & 0 \le z < 2; \\ 0, & z \ge 2. \end{cases}$$

6. 设二维随机变量(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}xy, & 0 < x < y < 2; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

求: (1) 边际密度 $p_{y}(y)$;

(2)
$$E(X | Y = 1)$$
.

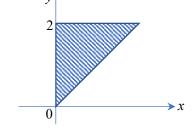
分析: 先求边际密度 $p_{Y}(y)$, 条件密度 $p_{X}(x|Y=y)$, 再求条件数学期望

 $E(X \mid Y = y) \circ$

解: (1)边际密度

$$p_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$

当0 < y < 2时,



$$p_Y(y) = \int_0^y \frac{1}{2} xy dx = \frac{1}{4} x^2 y \Big|_0^y = \frac{y^3}{4}$$
,

故

$$p_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{y^{3}}{4}, & 0 < y < 2; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

(2) 条件密度

$$p_X(x \mid Y = y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} .$$

当0 < y < 2时, $p_y(y) > 0$,此时

$$p_X(x | Y = y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} = \begin{cases} \frac{2x}{y^2}, & 0 < x < y; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

则当0 < y < 2时,

$$E(X \mid Y = y) = \int_{-\infty}^{+\infty} x p_X(x \mid Y = y) dx = \int_0^y x \cdot \frac{2x}{y^2} dx = \frac{2}{y^2} \cdot \frac{x^3}{3} \Big|_0^y = \frac{2y}{3} .$$

故

$$E(X | Y = 1) = \frac{2}{3}$$
.

7. 某银行网点附近住着 600 个储户,假设每个储户每月去该银行取 1 万元的概率为 0.6,且储户之间每月取钱相互独立。问:该银行每月应准备多少现金,才能以 99.9%的把握满足附近储户取款的需求。

分析: 二项分布, 数量大, 根据中心极限定理, 用正态分布处理。

解:设X表示取款储户个数,有X服从二项分布b(600,0.6)。二项分布,n=600很大,用中心极限定理。因

$$EX = np = 360$$
, $Var(X) = np(1-p) = 144$,

可知

$$\frac{X-360}{12} \stackrel{.}{\sim} N(0,1)$$
.

又设银行每月准备a万元现金,有 $P{X \le a} = 0.999$ 。可得

$$P\{X \le a\} = P\left\{\frac{X - 360}{12} \le \frac{a - 360}{12}\right\} = \Phi\left(\frac{a - 360}{12}\right) = 0.999$$
,

即

$$\frac{a-360}{12} = 3.08$$
,

$$a = 396.96$$
,

故银行每月应准备 396.96 万元现金。

三. 证明题: (共1个题,7分)

已知随机变量序列 $\{X_i, i=1,2,\cdots\}$ 独立同分布,且

$$\begin{array}{c|cc} X_i & 0 & 1 \\ \hline P & 1-p & p \end{array} \quad i=1,2,\cdots$$

随机变量 $N \sim P(\lambda)$ (泊松分布),且独立于 X_i , $i = 1, 2, \dots$ 。 $Y = \sum_{i=1}^{N} X_i$ 。

- (1) 求N的特征函数;
- (2) 利用特征函数证明: $Y \sim P(\lambda p)$ 。

分析:第(1)小题直接计算特征函数。第(2)小题是随机个独立随机变量和,需要利用重期望公式,先讨论随机个数取定时的条件期望,然后再求该条件期望的期望。

解: (1) N 的分布列为

$$P\{N=k\} = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}, \quad k=0,1,2,\dots$$

则N的特征函数为

$$\varphi_{N}(t) = E(e^{itN}) = \sum_{k=0}^{+\infty} e^{itk} \cdot \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\lambda e^{it})^{k}}{k!} e^{-\lambda} = e^{\lambda e^{it}} \cdot e^{-\lambda} = e^{\lambda(e^{it}-1)} \circ$$

(2) Y的特征函数为

$$\varphi_{V}(t) = E(e^{itY}) = E\left(e^{it\sum_{j=1}^{N} X_{j}}\right) = E\left[E\left(e^{it\sum_{j=1}^{N} X_{j}} \mid N\right)\right]_{\circ}$$

因

$$E\left(e^{it\sum_{j=1}^{N}X_{j}}\middle|N=n\right)=E\left(e^{it\sum_{j=1}^{n}X_{j}}\right)=E(e^{itX_{1}})E(e^{itX_{2}})\cdots E(e^{itX_{n}}),$$

且

$$E(e^{itX_j}) = e^{it\cdot 0} \cdot (1-p) + e^{it\cdot 1} \cdot p = 1-p+pe^{it}$$

则

$$E\left(e^{it\sum_{j=1}^{N}X_{j}}\middle|N=n\right)=(1-p+pe^{it})^{n}$$
,

即

$$E\left(e^{it\sum_{j=1}^{N}X_{j}}\middle|N\right) = (1-p+pe^{it})^{N}.$$

故Y的特征函数为

$$\varphi_{Y}(t) = E[(1 - p + pe^{it})^{N}] = \sum_{k=0}^{+\infty} (1 - p + pe^{it})^{k} \cdot \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda}$$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{[\lambda(1 - p + pe^{it})]^{k}}{k!} e^{-\lambda} = e^{\lambda(1 - p + pe^{it})} \cdot e^{-\lambda} = e^{-\lambda p + \lambda pe^{it}} = e^{\lambda p(e^{it} - 1)},$$

这正是泊松分布 $P(\lambda p)$ 的特征函数,可知 $Y \sim P(\lambda p)$ 。