

数 学 I (問題)

午前の部

- 2つの正しいサイコロを独立に投げて、出た目の数を各々 X , Y とする。このとき、
 - X および Y の分布および平均値, 分散を求めなさい。
 - $Z = X + Y$ の分布および平均値, 分散を求めなさい。
- 確立変数 X , Y が独立で各々パラメータ λ のポワソン分布をするとき, $Z = X + Y$ の分布を求めなさい。
- n 個の独立な事象 E_1, E_2, \dots, E_n において, 事象 E_1 の確率を p_1 , E_2 の確率を p_2, \dots, E_n の確率を p_n とする。

$$p = \frac{p_1 + p_2 + \dots + p_n}{n}, \quad q = 1 - p, \quad \text{とおく。}$$

この n 個の事象 E_1, E_2, \dots, E_n の内実現する事象の数を X とおくと, X の分散は npq より大きくないことを示しなさい。

午後の部

- 確率変数が, 平均値 0, 分散 1 の正規分布に従うとき, X^2 の分布の確率密度関数を求めなさい。

$$\left(X \text{ の確率密度関数は } \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right)$$

- X と Y は互いに独立で, ともに標準正規分布 $N(0, 1)$ に従う確立変数とする。

$$U = X \cos \alpha - Y \sin \alpha$$

$$V = X \sin \alpha + Y \cos \alpha$$

とおく。このとき U と V が互いに独立であり, ともに $N(0, 1)$ に従うことを積率母関数

または特性関数を用いて示しなさい。ただし $N(0, 1)$ の積率母数は $e^{\frac{\theta^2}{2}}$ 特性関数は $e^{-\frac{\theta^2}{2}}$ 。

数 学 I (解 答)

1. (1) X, Yの分布, 平均, 分散は

$$P(X=i) = \frac{1}{6}$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^6 P(X=i) \cdot i = \sum_{i=1}^6 \frac{i}{6} = \frac{21}{6} = \frac{7}{2}$$

$$V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$E(X^2) = \sum_{i=1}^6 P(X=i) \cdot i^2 = \sum_{i=1}^6 \frac{i^2}{6} = \frac{91}{6}$$

$$V(X) = \frac{91}{6} - \left(\frac{21}{6}\right)^2 = \frac{546-441}{36} = \frac{105}{36} = \frac{35}{12}$$

Yについても同様

(2) Z=X+Yの分布は

$$P(Z=2) = P(X=1, Y=1) = \frac{1}{36}$$

$$P(Z=3) = P(X=1, Y=2) + P(X=2, Y=1) = \frac{2}{36}$$

.....

$$P(Z=7) = P(X=1, Y=6) + \dots + P(X=6, Y=1) = \frac{6}{36}$$

.....

$$P(Z=12) = P(X=6, Y=6) = \frac{1}{36}$$

$$Zの平均値は E(Z) = E(X+Y) = E(X) + E(Y) = \frac{7}{2} + \frac{7}{2} = 7$$

Zの分散はX, Yの独立性から

$$V(Z) = V(X+Y) = V(X) + V(Y) = \frac{35}{12} + \frac{35}{12} = \frac{35}{6}$$

2. X, Yの分布は各々

$$P_i = P(X=i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$$

$$P_j = P(Y=j) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!}$$

Zの分布は

$$\begin{aligned} P(Z=n) &= \sum_{i=0}^n P(X=i, Y=n-i) = \sum_{i=0}^n P(X=i) \cdot P(Y=n-i) \\ &= \sum_{i=0}^n e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-i}}{(n-i)!} \\ &= \sum_{i=0}^n e^{-2\lambda} \frac{\lambda^n}{i!(n-i)!} = e^{-2\lambda} \cdot \lambda^n \sum_{i=0}^n \frac{1}{i!(n-i)!} \\ &= e^{-2\lambda} \cdot \lambda^n \sum_{i=0}^n \frac{1}{n!} \frac{n!}{i!(n-i)!} \\ &= e^{-2\lambda} \cdot \lambda^n \cdot \frac{1}{n!} (1+1)^n = e^{-2\lambda} \cdot \frac{(2\lambda)^n}{n!} \end{aligned}$$

すなわちZはパラメータ 2λ のポワソン分布をする。

3. 事象 $E_i (i=1, 2, \dots, n)$ が実現すれば $X_i=1$, 実現しなければ $X_i=0$ として, 確率変数 X_i を実義する。このとき X_1, X_2, \dots, X_n は互いに独立である。

$$V(X_i) = E(X_i^2) - \{E(X_i)\}^2 = P_i(1-P_i) \text{で}$$

$X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ が事象 $E_i (i=1, 2, \dots, n)$ の実現する個数を表わす。

$$\begin{aligned} \therefore V(X) &= V(X_1) + V(X_2) + \dots + V(X_n) \\ &= P_1(1-P_1) + P_2(1-P_2) \dots + P_n(1-P_n) \\ &= P_1 + P_2 + \dots + P_n - (P_1^2 + P_2^2 + \dots + P_n^2) \\ &\leq P_1 + P_2 + \dots + P_n - \frac{1}{n} (P_1 + P_2 + \dots + P_n)^2 \\ &= nP - \frac{1}{n} (nP)^2 = nP - nP^2 = nPq \end{aligned}$$

4. Xの確率密度関数は

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

$Y=X^2$ とおけば Y の確率密度関数 $g(y)$ は次のようにして求められる。

X の分布関数を $F(x)$, Y の分布関数を $G(y)$ とおくと,

$$\begin{aligned} G(y) &= G(x^2) = P(X^2 \leq x^2) = P(|X| \leq |x|) \\ &= P(-|x| \leq X \leq |x|) \\ &= F(|x|) - F(-|x|) \end{aligned}$$

$y \geq 0$ のとき, $x = y^{\frac{1}{2}}$ で

$$\begin{aligned} g(y) &= \frac{d}{dy} G(y) = \frac{dx}{dy} \cdot \frac{d}{dx} G(y) = \frac{d}{dy} y^{\frac{1}{2}} \cdot \left\{ f\left(y^{\frac{1}{2}}\right) + f\left(-y^{\frac{1}{2}}\right) \right\} \\ &= \frac{1}{2} y^{-\frac{1}{2}} \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} \right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot y^{-\frac{1}{2}} \cdot e^{-\frac{y}{2}} \end{aligned}$$

5. $\cos \alpha = a$, $\sin \alpha = b$ とおくと

$U = aX - bY$, $V = bX + aY$, $a^2 + b^2 = 1$ である。

X , Y の積率母関数 (以下 $m.g.f.$ と書く) を $\phi_0(\theta)$ とおくと, $\phi_0(\theta)$ とおくと,

$$\phi_0(\theta) = e^{\frac{\theta^2}{2}}$$

まず U , V が共に $N(0, 1)$ に従うことを示す。 U の $m.g.f.$ を $\phi_1(\theta)$ とすると,

$$\begin{aligned} \phi_1(\theta) &= E(e^{\theta U}) = E(e^{(aX - bY)\theta}) \\ &= E(e^{a\theta X}) E(e^{-b\theta Y}) \end{aligned}$$

(X と Y は独立だから $e^{a\theta X}$ と $e^{-b\theta Y}$ も独立)

$$= e^{\frac{1}{2}(a^2 + b^2)\theta^2} = e^{\frac{1}{2}\theta^2}$$

同様に V の $m.g.f.$ は $\phi_2(\theta) = e^{\frac{1}{2}\theta^2}$ だから, U , V はともに $N(0, 1)$ に従う。

次に U , V が互いに独立であることを示す。

(X , Y) の $m.g.f.$ を $\phi(\theta_1, \theta_2)$ とすると,

$$\phi(\theta_1, \theta_2) = \phi_0(\theta_1) \phi_0(\theta_2) = e^{\frac{1}{2}(\theta_1^2 + \theta_2^2)}$$

(U, V)のm.g.f.を $g(\theta_1, \theta_2)$ とすると,

$$\begin{aligned}g(\theta_1, \theta_2) &= E(e^{\theta_1 U + \theta_2 V}) = E(e^{\theta_1(aX - bY) + \theta_2(bX - aY)}) \\&= E(e^{(a\theta_1 + b\theta_2)X + (-b\theta_1 + a\theta_2)Y}) \\&= \phi(a\theta_1 + b\theta_2, -b\theta_1 + a\theta_2) \\&= e^{\left\{ \frac{1}{2}(a\theta_1 + b\theta_2)^2 + \frac{1}{2}(-b\theta_1 + a\theta_2)^2 \right\}} \\&= e^{\frac{\theta_1^2 + \theta_2^2}{2}} = \phi_1(\theta_1)\phi_2(\theta_2)\end{aligned}$$

すなわち(U, V)のm.g.f.がUとVの各々のm.g.f.の積になるから, UとVは独立。