

## 数 学 I (問題)

1. 次の各問の  に入る答のみを、所定の解答用紙に記入せよ。(各問4点, 計40点)

(1) 確率変数  $X$  の密度関数が,

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \dots\dots x < 1 \text{ のとき} \\ \frac{c}{x^n} & \dots\dots x \geq 1 \text{ のとき} \end{cases}$$

( $c$ : 定数,  $n$ : 3 以上の自然数)

で与えられるとき,  $c$  および  $E(X)$  を  $n$  を用いて表わすと, ①  $c =$  , ②  $E(X) =$   である。

(2) 円弧上に固定された点  $A$  を端点とする任意の弦  $AX$  が円に内接する正三角形の一辺よりも短くなる確率は  である。

(3) 6組の夫婦の中から3人の委員を選ぶとき, 委員の中に夫婦がいない確率は  である。

(4) 確率変数  $X_i (i=1, 2, 3, 4)$  が互いに独立で, 正規分布  $N(\mu, 2)$  にしたうとき,  $\frac{X_1 + X_2 + X_3 - X_4}{2}$  の分散は  である。

(5)  $P(A) = 0.5, P(A \cup B) = 0.6$  で

①  $A, B$  が排反であるとき,  $P(B) =$

②  $A, B$  が独立であるとき,  $P(B) =$

③  $P(A|B) = 0.4$  のとき,  $P(B) =$

(6)  $\phi(t)$  は平均  $\mu$ , 分散  $\sigma^2$  の確率変数  $X$  の積率母関数とする。ここで,  $\psi(t)$  を  $\psi(t) = \log \phi(t)$  で定義するとき,  $\left. \frac{d^2}{dt^2} \psi(t) \right|_{t=0}$  を  $\mu, \sigma^2$  で表わせば  $\left. \frac{d^2}{dt^2} \psi(t) \right|_{t=0} =$   である。ただし,  $\phi(t)$  は  $t=0$  の近傍で存在するものとする。

(7) 連続型確率変数  $X$  の密度関数を  $f(x)$  とするとき, 確率変数  $Y = |X|$  の密度関数  $g(y)$  は,

$$g(y) = \begin{cases} 0 & \dots\dots\dots y < 0 \text{ のとき} \\ \text{} & \dots\dots\dots y \geq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

(8) 2つの確率変数  $X, Y$  は,  $mX + nY = c$  を満足する。ここに,  $m, n, c$  は定数で,  $m < 0, n < 0$  である。 $X$  と  $Y$  の相関係数は  である。

(9) さいころを3回振るとき, 出る目の数の合計が6になる確率は  である。

(10) ポアソン分布  $P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} (k = 0, 1, 2, \dots)$  の①平均は , ②分散は , ③積率母関数は  である。

2. 成功の確率が  $p$  ( $0 < p < 1$ ) のベルヌーイ試行列を考える。第 1 回から連続した同一結果が切れると、つぎはそれまでと異なる結果が現われる。この新しい結果が連続して現われる回数を確率変数  $X$  とするとき、 $E(X), V(X)$  を求めよ。(20点)
- $$SS \widehat{F}^{X=1} S \dots$$

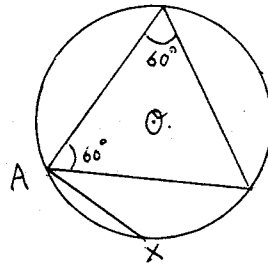
$$SS \widehat{FF}^{X=2} S \dots$$
3.  $X$  が正規分布  $N(\mu, \sigma^2)$  にしたがうとき、 $a \leq X \leq b$  の条件のもとで  $X$  の平均を、 $a, b, F(x), f(x)$  を使って表わせ。ここに、 $F(x), f(x)$  はそれぞれ  $N(\mu, \sigma^2)$  の分布関数および密度関数である。(20点)
4.  $X_1, \dots, X_n$  はすべて平均  $\mu$  と有限な分散  $\sigma^2$  を持つ独立条件のない確率変数列とする。 $n \rightarrow \infty$  のとき  $\frac{1}{n^2} \sum_{i < j} Cov(X_i, X_j) \rightarrow 0$  であるならば、任意の  $\varepsilon > 0$  に対して  $n \rightarrow \infty$  のとき  $P \left\{ \left| \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \mu \right| > \varepsilon \right\} \rightarrow 0$  が成立することをチェビシエフの不等式を用いて証明せよ。(20点)

## 数学 I (解答例)

1.

(1)  $\int_1^{\infty} f(x) dx = 1$  だから  
 $\int_1^{\infty} c/x^n dx = [-c/(n-1) \cdot x^{1-n}]_1^{\infty} = c/(n-1) = 1 \quad \therefore c = n-1.$   
 また  $EX = \int_1^{\infty} x \cdot c/x^n dx = [c/(2-n) \cdot x^{2-n}]_1^{\infty}$   
 $= c/(n-2) = (n-1)/(n-2).$

(2) 右図より求める確率は  $2/3$ .



(3) 余事象は、委員が一組の夫婦と残り10人中一人という組合せだから、その場合の数は  ${}^6C_1 \cdot {}^{10}C_1$  通り。また 委員の選び方は  ${}^{12}C_3$  通りあるから、求める確率は  $1 - {}^6C_1 \cdot {}^{10}C_1 / {}^{12}C_3 = 8/11$  である。

(4) 各  $X_i$  が独立で  $\text{Var}(X_i) = 2$  だから、

$$\begin{aligned} \text{Var}\{(X_1+X_2+X_3-X_4)/2\} &= \{\text{Var}(X_1+X_2+X_3-X_4)\}/4 \\ &= \{\text{Var}(X_1)+\text{Var}(X_2)+\text{Var}(X_3)+\text{Var}(X_4)\}/4 \\ &= 2. \end{aligned}$$

(5)  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$  である。

① A, Bが排反なら  $0.6 = 0.5 + P(B) - 0 \quad \therefore P(B) = 0.1$  .

② A, Bが独立なら  $0.6 = 0.5 + P(B) - 0.5 \cdot P(B) \quad \therefore P(B) = 0.2$  .

③  $P(A|B) \cdot P(B) = P(A \cap B)$  であるから、

$P(A|B) = 0.4$  なら  $0.6 = 0.5 + P(B) - 0.4 \cdot P(B) \quad \therefore P(B) = 1/6$  .

$$(6) \Psi'(t) = \phi'(t)/\phi(t)$$

$$\Psi''(t) = (\phi''(t)\phi(t) - \phi'(t)^2)/\phi(t)^2$$

$$\Psi''(0) = (\phi''(0)\phi(0) - \phi'(0)^2)/\phi(0)^2 = E(X^2) - (EX)^2 = \sigma^2$$

$$(\because \phi(0)=1, \phi'(0)=EX, \phi''(0)=E(X^2))$$

(7) Xの分布関数をF(x)とすると

$$P\{|X|\leq y\} = P\{-y\leq X\leq y\} = F(y) - F(-y) \text{ だから}$$

$$g(y) = (F(y) - F(-y))' = f(y) + f(-y). \quad (y\geq 0 \text{ のとき})$$

$$(8) Y = -m/n \cdot X + c \text{ だから } Y - EY = -m/n \cdot X + c - (-m/n \cdot EX + c) \\ = -m/n \cdot (X - EX)$$

$$\rho(X, Y) = E\{(X - EX)(Y - EY)\} / \{\text{Var}(X)\text{Var}(Y)\}^{1/2} \\ = E\{-m/n \cdot (X - EX)^2\} / \{\text{Var}(X)\text{Var}(-m/n \cdot X + c)\}^{1/2} \\ = -m/n \cdot \text{Var}(X) / [m^2/n^2 \cdot \{\text{Var}(X)\}^2]^{1/2} = -1.$$

(9) 出る目の和が6になる場合の数は、次の10通りである。

$$(1, 1, 4) \quad (1, 4, 1) \quad (4, 1, 1) \quad (1, 2, 3) \quad (1, 3, 2) \quad (2, 1, 3) \quad (2, 3, 1) \\ (3, 1, 2) \quad (3, 2, 1) \quad (2, 2, 2)$$

一方、全ての場合の数は $6^3$ 通りあり同様に確からしいと考えられる。

従って、求める確率は $10/6^3=5/108$ である。

ここに括弧標記は(1回目の結果, 2回目の結果, 3回目の結果)とした。

(10) ① Poisson分布の平均は $\lambda$

② Poisson分布の分散は $\lambda$

③ Poisson分布の積率母関数は  $\sum_{k=0}^{\infty} \exp(\theta^k) \exp(-\lambda \cdot \lambda^k/k!)$

$$= \exp(-\lambda) \cdot \sum_{k=0}^{\infty} [\lambda \exp\{\exp(\theta)\}]^k/k!$$

$$= \exp\{\lambda(\exp(\theta) - 1)\}$$

2.  $\{X=k\}$  という事象は、

『初めから何回か成功が続き失敗がk回繰返された後成功する』事象と、

『初めから何回か失敗が続き成功がk回繰返された後失敗する』事象

という二つの排反事象の和である。

従って  $q=1-p$  とすると、

$$P(X=k) = \sum_{j=1}^{\infty} p^j q^k p + \sum_{j=1}^{\infty} q^j p^k q = p^2 q^k \sum_{j=0}^{\infty} p^j + q^2 p^k \sum_{j=0}^{\infty} q^j$$

$$= p^2 q^k / (1-p) + q^2 p^k / (1-q) = p^2 q^{k-1} + q^2 p^{k-1}$$

$$EX = \sum_{k=1}^{\infty} k(p^2 q^{k-1} + q^2 p^{k-1}) = p^2 \sum_{k=1}^{\infty} k q^{k-1} + q^2 \sum_{k=1}^{\infty} k p^{k-1}$$

$$[ \{1/(1-q)\} \text{のマクローリン展開を微分、}\{1/(1-q)\}' = 1/(1-q)^2 ]$$

$$= p^2 / (1-q)^2 + q^2 / (1-p)^2 = 2 .$$

次に

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \sum_{k=1}^{\infty} k^2 (p^2 q^{k-1} + q^2 p^{k-1}) - 4$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \{k(k-1) + k\} (p^2 q^{k-1} + q^2 p^{k-1}) - 4$$

$$= EX - 4 + p^2 q \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \cdot q^{k-2} + q^2 p \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \cdot p^{k-2}$$

$$[ \{1/(1-q)\} \text{のマクローリン展開を2回微分、}\{1/(1-q)\}'' = 2/(1-q)^3 ]$$

$$= 2 - 4 + 2p^2 q / (1-q)^3 + 2q^2 p / (1-p)^3$$

$$= 2(q/p + p/q - 1)$$

$$= 2(3p^2 - 3p + 1) / \{p(1-p)\} .$$

$$3. P\{X \leq x \mid a \leq X \leq b\} = P\{a \leq X \leq x\} / P\{a \leq X \leq b\}$$

$$= \{F(x) - F(a)\} / \{F(b) - F(a)\} \cdots (a \leq x \leq b)$$

従って、 $a \leq X \leq b$  の条件のもとで  $X$  のもつ密度関数  $g(x \mid a \leq x \leq b)$  は

$$g(x \mid a \leq x \leq b) = f(x) / \{F(b) - F(a)\}$$

である。

$$E(X | a \leq X \leq b) = \int_a^b x \cdot g(x | a \leq x \leq b) dx \\ = \{F(b) - F(a)\}^{-1} \cdot \int_a^b x f(x) dx \quad \cdots \textcircled{1}$$

ここで  $f(x)$  は  $N(\mu, \sigma^2)$  の密度関数だから、

$$\sigma^2 \cdot f'(x) = [\sigma / (2\pi)^{1/2} \cdot \exp\{-(x-\mu)^2 / (2\sigma^2)\}]' \\ = -(x-\mu) / \{(2\pi)^{1/2} \cdot \sigma\} \cdot \exp\{-(x-\mu)^2 / (2\sigma^2)\} \\ = \mu f(x) - x f(x)$$

の成り立つことが分る。従って、

$$\textcircled{1} = \{F(b) - F(a)\}^{-1} \cdot \int_a^b \{\mu f(x) - \sigma^2 \cdot f'(x)\} dx \\ = \{F(b) - F(a)\}^{-1} \cdot [\mu F(x) - \sigma^2 \cdot f(x)]_a^b \\ = \mu - \sigma^2 \{f(b) - f(a)\} / \{F(b) - F(a)\} .$$

$$4. \text{Var}(X_1 + \cdots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ = n\sigma^2 + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

$$E\{(X_1 + \cdots + X_n)/n\} = (EX_1 + \cdots + EX_n)/n = \mu$$

$$\text{Var}\{(X_1 + \cdots + X_n)/n\} = \{\text{Var}(X_1 + \cdots + X_n)\}/n^2$$

ここで チェビシェフの不等式は、確率変数  $X$  が平均  $m$ 、分散  $s^2 < \infty$  を持つとき任意の  $k > 0$  に対し

$$P\{|X - m| > k s\} \leq 1/k^2$$

が成り立つことを示す。  $(X_1 + \cdots + X_n)/n$  にチェビシェフの不等式を適用すれば

$$P\{|(X_1 + \cdots + X_n)/n - \mu| > k \cdot \text{Var}\{(X_1 + \cdots + X_n)/n\}^{1/2}\} \leq 1/k^2 \quad \cdots \textcircled{1}$$

が成立する。  $k$  は任意の正数だったから

$$\epsilon = k \cdot \text{Var}\{(X_1 + \cdots + X_n)/n\}^{1/2}$$

とおくと、 $\textcircled{1}$  式は任意の正数  $\epsilon$  を用いた式に変形されて

$$P\{|(X_1 + \cdots + X_n)/n - \mu| > \epsilon\} \leq \text{Var}\{(X_1 + \cdots + X_n)/n\} / \epsilon^2$$

$$= \{\sigma^2/n + 2/n^2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j)\} / \epsilon^2 \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty \text{ のとき})$$

$$\therefore n \rightarrow \infty \text{ のとき 仮定より } 1/n^2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) \rightarrow 0 \quad \text{かつ}$$

$$\sigma^2 < \infty \text{ より } \sigma^2/n \rightarrow 0$$