

昭和51年度 (問 題)

午前の部

1. 確率変数
- X
- ,
- Y
- の同時確率密度関数が

$$f(x, y) = e^{-(x+y)} \quad (x > 0, y > 0)$$

$$= 0 \quad (\text{その他})$$

のとき、次の確率を求めよ。

(1) $P(1 < X + Y < 2)$

(2) $P(X < Y | X < 2Y)$

2. 非負の整数値をとる確率変数
- X
- の平均値
- $E(X)$
- が存在すれば

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geq k)$$

となることを証明せよ。

3. 確率変数
- X
- の分布関数を
- $F(x)$
- とする。
- $F(x) = \frac{1}{2}$
- を満足する点
- $x = m_c$
- をこの分布の中央値 (median) と呼ぶ。点
- c
- の周りの 1 次の絶対積率
- $E(|X - c|)$
- は、
- $c = m_c$
- のとき最小であることを示せ。

午後の部

4. n 個のボールを n 個の箱にランダムに入れた場合、ちょうど 2 個の箱が空になる確率を求めよ。ただし $n \geq 5$ とする。
5. (1) 次の確率変数 X の積率母関数または、特性関数を求めよ。
- (a) X がポワソン分布 $P(k; \lambda)$ にしたがうとき。
- (b) X が正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ にしたがうとき。
- (2) 次の確率変数 X の積率母関数または特性関数を求め、これからその分布を求めよ。
- (a) $X = X_1 + X_2$ で、確率変数 X_1, X_2 は独立でそれぞれポワソン分布 $P(k; \lambda_1)$, $P(k; \lambda_2)$ にしたがうとき。
- (b) $X = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \cdots + a_n X_n + b$ (a_1, \dots, a_n, b は定数) で確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n は独立でそれぞれ正規分布 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, \dots , $N(\mu_n, \sigma_n^2)$ にしたがうとき。

昭和51年度（解答例）

午前部

1. (1) $P(1 < X+Y < 2)$

$$= \iint_{\substack{1 < x+y < 2 \\ x > 0, y > 0}} e^{-(x+y)} dx dy$$

$$= \int_0^1 \left(\int_{y=1-x}^{2-x} e^{-(x+y)} dy \right) dx + \int_1^2 \left(\int_{y=0}^{2-x} e^{-(x+y)} dy \right) dx$$

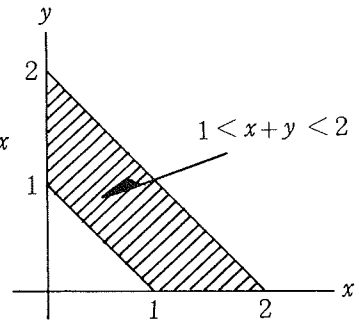
$$= \int_0^1 \left[-e^{-(x+y)} \right]_{y=1-x}^{2-x} dx + \int_1^2 \left[-e^{-(x+y)} \right]_{y=0}^{2-x} dx$$

$$= \int_0^1 (-e^{-(x+2-x)} + e^{-(x+1-x)}) dx + \int_1^2 (-e^{-(x+2-x)} + e^{-x}) dx$$

$$= \int_0^1 (-e^{-2} + e^{-1}) dx + \int_1^2 (-e^{-2} + e^{-x}) dx$$

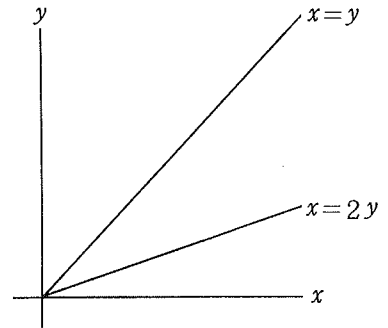
$$= e^{-1} - 2e^{-2} + \left[-e^{-x} \right]_1^2$$

$$= 2e^{-1} - 3e^{-2}$$



(2) $P(X < Y | X < 2Y)$

$$= \frac{P(X < Y \text{かつ} X < 2Y)}{P(X < 2Y)} = \frac{P(X < Y)}{P(X < 2Y)}$$



$$P(X < Y) = \int_0^{\infty} \int_x^{\infty} e^{-(x+y)} dy dx = \int_0^{\infty} \left[-e^{-(x+y)} \right]_{y=x}^{\infty} dx$$

$$= \int_0^{\infty} e^{-2x} dx = \left[-\frac{1}{2} e^{-2x} \right]_0^{\infty} = \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{\infty} |x - m_e| dF(x) + \int_{-\infty}^{m_e} (c - m_e) dF(x) + \int_{m_e}^c (c + m_e - 2x) dF(x) - \int_c^{\infty} (c - m_e) dF(x) \\
&\geq \int_{-\infty}^{\infty} |x - m_e| dF(x) + \int_{-\infty}^{m_e} (c - m_e) dF(x) - \int_{m_e}^{\infty} (c - m_e) dF(x) = E(|X - m_e|)
\end{aligned}$$

$c < m_e$ のときも同様。

ルベッグ・スチールチェス積分を用いずに証明するには、 X が確率密度函数 $f(x)$ をもつ場合は

$$E(|X - c|) = \int_{-\infty}^{\infty} |x - c| f(x) dx \quad \text{と書けば上と同様に,}$$

$$X \text{ が離散分布のときは, } E(|X - c|) = \sum_{k=1}^{\infty} P_k |x_k - c| \quad (P_k = P(X = x_k))$$

とおいて同じように証明できる。

午後の部

4. n 個のボールを n 個の箱に入れる仕方の数は n^n 。その内 2 個の箱が空になる場合の数は次のようにして計算できる。

(1) 空になる 2 つの箱のえらび方は ${}_n C_2 = \frac{n(n-1)}{2}$

(2) n 個のボールを残りの $n-2$ 個の箱に、1 つも空でないように入れる仕方の数は

(a) 残り $n-2$ 箱の内、1 箱に 3 個のボールが入っている場合の数

$$(n-2) \cdot {}_n C_3 \cdot (n-3)! = (n-2) \cdot \frac{n(n-1)(n-2)(n-3)!}{3!} = \frac{n-2}{6} \cdot n!$$

(b) 残り $n-2$ 箱の内、2 箱に各々 2 個のボールが入っている場合の数

$$\begin{aligned}
&{}_n C_2 \cdot {}_n C_2 \cdot (n-4)! \\
&= \frac{(n-2)(n-3)}{2} \cdot \frac{n(n-1)(n-2)(n-3)}{4} \cdot (n-4)! \\
&= \frac{(n-2)(n-3)}{8} \cdot n!
\end{aligned}$$

したがって、求める確率は

$$\left\{ \frac{(n-2)(n-3)}{8} + \frac{(n-2)}{6} \right\} \cdot \frac{n(n-1)}{2} \cdot n! / n^n$$

5. 積率母函数を用いると次の通り。

(1) (a) ポワソン分布の確率密度函数は

$$P_k = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

だから、積率母函数は

$$\begin{aligned} m(\theta) &= \sum_{k=0}^{\infty} e^{\theta k} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda \cdot e^{\theta})^k}{k!} e^{-\lambda e^{\theta}} \cdot e^{-\lambda + \lambda e^{\theta}} \\ &= e^{-\lambda(1-e^{\theta})} \end{aligned}$$

(b) 正規分布の確率密度函数は

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

だから、積率母函数は

$$\begin{aligned} m(\theta) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{\theta x} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu-\sigma^2\theta)^2} \cdot e^{\mu\theta + \frac{\sigma^2}{2}\theta^2} dx \\ &= e^{\mu\theta + \frac{\sigma^2}{2}\theta^2} \end{aligned}$$

(2) (a) Xの積率母函数は

$$m_1(\theta) \cdot m_2(\theta) = e^{-\lambda_1(1-e^{\theta})} \cdot e^{-\lambda_2(1-e^{\theta})} = e^{-(\lambda_1+\lambda_2)(1-e^{\theta})}$$

したがってXの分布はポワソン分布 $P(k; \lambda_1 + \lambda_2)$

(b) $a_1 X_1 = Y_1, a_2 X_2 = Y_2, \dots, Y = X - b = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$

とおくと、 Y_1, \dots, Y_n の積率母函数は

$$m_i(\theta_i) = e^{\mu_i a_i \theta + \frac{\sigma_i^2 a_i^2}{2} \theta^2}$$

Yの積率母関数は $\prod_{i=1}^n m_i(\theta) = e^{\sum \mu_i a_i \theta + \frac{\sum \sigma_i^2 a_i^2}{2} \theta^2}$

したがってYの分布は $N(\mu, \sigma^2)$ ただし $\mu = \sum \mu_i a_i, \sigma^2 = \sum \sigma_i^2 a_i^2$

だから、Xの分布は正規分布 $N(\mu + b, \sigma^2)$