

数 学 1 (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。 (35 点)

(1) 非負の整数値を取り平均が m の離散的確率変数 X のなかで、 $P(X \geq M)$ を最大とする確率変数の分散 $V(X)$ は である。(M, m は正の整数で、 $M > m$)

(2) a, b, c はそれぞれ $(0, 1)$ 上の一様分布に従う互いに独立な確率変数とする。このとき、方程式 $a x^2 + b x + c = 0$ が実根をもつ確率は である。

(3) ある会社の内線電話における 1 通話あたりの回線使用料 Y は、通話時間 X によって次のように定まっている。

$$Y = \begin{cases} 0 & (0 < X \leq 1) \\ n a & (n < X \leq n + 1 ; n = 1, 2, \dots) \end{cases} \quad (a \text{ は正の定数})$$

確率変数 X が、平均 λ^{-1} ($\lambda > 0$) の指数分布に従うとき、

$E[Y] = \text{}$ 、 $V[Y] = \text{}$ である。

(4) X, Y が独立な確率変数で、ともに正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うとき、

$U = X^2 + Y^2$ の確率密度関数は、

$$f(u) = \begin{cases} \text{} & (u > 0) \\ 0 & (u \leq 0) \end{cases} \quad \text{である。}$$

(5) X, Y は、ともに平均が a^{-1} ($a > 0$) の指数分布に従う独立な確率変数とする。これらの和

$S = X + Y$ に対して、 $S = s$ が与えられたときの X の条件付分布の密度関数は である。

2. ある保険会社が 1 年間に新規に獲得する期間 1 年の保険契約の件数は平均 r ($r > 0$) のポアソン分布に従っている。それぞれの契約は 1 年ごとに確率 p ($0 < p < 1$) でそれぞれ独立に更新されていく。ただし、更新時以外での契約の消滅はないものとする。

この会社が保険を発売してから十分な時間がたっているとき、この会社の保有する契約の件数の分布を求めよ。

(20 点)

3. 確率変数 N は平均 λ ($\lambda > 0$) のポアソン分布に従う。確率変数 Y を次のとおり定義するとき、 $E(Y)$ を求めよ。

$$Y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^{N+1} \exp(-x^2/2) dx$$

(20 点)

4. 次の問に答えよ。

(1) 長さ L の線分を無作為に 3 分割する。得られた 3 つの線分を 3 辺とする三角形ができる確率を求めよ。

(2) 長さ L の線分を無作為に 2 分割し、長い方を更に無作為に 2 分割する。得られた 3 つの線分を 3 辺とする三角形ができる確率を求めよ。

(25 点)

数学 1 解答例

$$1. (1) m = E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k P(X=k) \geq \sum_{k=M}^{\infty} k P(X=k) \quad \text{①}$$

$$\geq M \sum_{k=M}^{\infty} P(X=k) = MP(X \geq M) \quad \text{②}$$

$$\text{よって } P(X \geq M) \leq \frac{m}{M} \dots\dots\dots \text{③}$$

$$\text{さて ①で等号が成り立つ} \langle \Rightarrow \sum_{k=0}^{M-1} k P(X=k) = 0$$

$$\langle \Rightarrow P(X=k) = 0 \quad (k=1, 2, \dots, M-1)$$

$$\text{また ②で等号が成り立つ} \langle \Rightarrow \sum_{k=M+1}^{\infty} (k-M) P(X=k) = 0$$

$$\langle \Rightarrow P(X=k) = 0 \quad (k=M+1, M+2, \dots)$$

$$\text{よって ③で等号をとるには } P(X=k) = 0 \quad (k \neq 0, M)$$

$$\text{したがって } P(X=0) + P(X=M) = 1$$

$$m = 0 \cdot P(X=0) + M \cdot P(X=M) \quad \text{より}$$

$$P(X=0) = (M-m)/M, \quad P(X=M) = m/M$$

この確率分布を持つ X が $P(X \geq M)$ を最大とする。

$$X \text{ の分散は、 } V(X) = (0-m)^2 P(X=0) + (M-m)^2 P(X=M)$$

$$= m^2 (M-m)/M + (M-m)^2 m/M$$

$$= \boxed{(M-m)m}$$

(2) $ax^2 + bx + c = 0$ は $b^2 - 4ac \geq 0$ のときに実根をもつ。

ある b について、これは右図の斜線の部分となるから、

b を固定した場合に上式が実根をもつ条件付確率は、

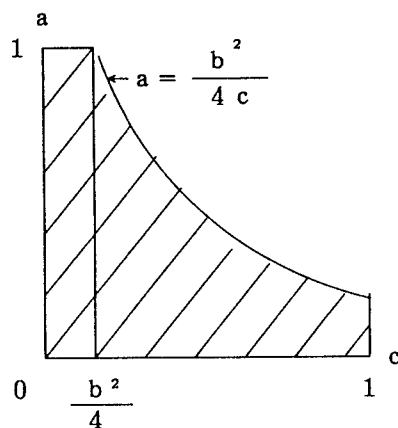
この面積であらわせ、

$$\int_0^{b^2/4} 1 \, dc + \int_{b^2/4}^1 \frac{b^2}{4c} \, dc$$

$$= \frac{b^2}{4} + \frac{b^2}{4} \left[\log c \right]_{b^2/4}^1$$

$$= \frac{b^2}{4} + \frac{b^2}{4} \left\{ -\log\left(\frac{b^2}{4}\right) \right\}$$

$$= \frac{b^2}{4} - \frac{b^2}{2} \log\left(\frac{b}{2}\right)$$



これを、b について (0, 1) で積分した結果が解である。

$$\int_0^1 \left(\frac{b^2}{4} - \frac{b^2}{2} \log \frac{b}{2} \right) db$$

$$\begin{aligned}
&= \left[\frac{b^3}{4 \cdot 3} \right]_0^1 - \left[\frac{b^3}{2 \cdot 3} \log \frac{b}{2} \right]_0^1 + \int_0^1 \frac{1}{0 \cdot 2 \cdot 3} b^2 db \\
&= \frac{1}{12} - \frac{1}{6} \log \frac{1}{2} + \left[\frac{b^3}{2 \cdot 3 \cdot 3} \right]_0^1 \\
&= \frac{3 + 2 + 6 \log 2}{36} = \boxed{\frac{5 + 6 \log 2}{36}}
\end{aligned}$$

(3) Yの積率母関数 $f(\theta)$ は

$$\begin{aligned}
f(\theta) &= E[e^{\theta Y}] \\
&= P[0 < X \leq 1] E[e^{\theta Y} | 0 < X \leq 1] \\
&\quad + \sum_{n=1}^{\infty} P[n < X \leq n+1] E[e^{\theta Y} | n < X \leq n+1] \\
&= P[0 < X \leq 1] E[1] + \sum_{n=1}^{\infty} P[n < X \leq n+1] E[e^{n\theta a}] \\
&= \int_0^1 \lambda e^{-\lambda x} dx + \sum_{n=1}^{\infty} e^{n\theta a} \int_n^{n+1} \lambda e^{-\lambda x} dx \\
&= 1 - e^{-\lambda} + \sum_{n=1}^{\infty} e^{n\theta a} e^{-\lambda n} (1 - e^{-\lambda}) \\
&= (1 - e^{-\lambda}) \sum_{n=0}^{\infty} e^{n(\theta a - \lambda)} = \frac{1 - e^{-\lambda}}{1 - e^{\theta a - \lambda}}
\end{aligned}$$

$$\therefore f'(\theta) = \frac{a e^{\theta a - \lambda} (1 - e^{-\lambda})}{(1 - e^{\theta a - \lambda})^2} \quad \therefore E[Y] = f'(0) = \boxed{\frac{a e^{-\lambda}}{1 - e^{-\lambda}}}$$

$$f''(\theta) = \frac{a^2 e^{\theta a - \lambda} (1 + e^{\theta a - \lambda}) (1 - e^{-\lambda})}{(1 - e^{\theta a - \lambda})^3}$$

$$\therefore E[Y^2] = f''(0) = \frac{a^2 e^{-\lambda} (1 + e^{-\lambda})}{(1 - e^{-\lambda})^2}$$

$$\therefore V[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2 = \boxed{\frac{a^2 e^{-\lambda}}{(1 - e^{-\lambda})^2}}$$

(4) X, Yが独立であるから、結合密度関数 $f(x, y)$ はX, Yの各密度関数の積で

$$\begin{aligned}
f(x, y) &= f_x(x) f_y(y) \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2\sigma^2}\right)
\end{aligned}$$

$U = X^2 + Y^2$ の分布関数を $F(u)$ 、密度関数を $f(u)$ とすると、

$$n \leq 0 \text{ のとき } F(u) = 0, f(u) = 0$$

$$n > 0 \text{ のとき}$$

$$F(u) = P(U \leq u) = P(X^2 + Y^2 \leq u)$$

$$= \int \int_{x^2 + y^2 \leq u} f(x, y) dx dy$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int \int_{x^2 + y^2 \leq u} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2\sigma^2}\right) dx dy$$

$x = r \cos \theta, y = r \sin \theta$ と極座標変換して

$$F(u) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{r \leq \sqrt{u}} \int \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma^2}\right) r dr d\theta$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_0^{\sqrt{u}} r \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma^2}\right) dr \cdot \int_0^{2\pi} d\theta$$

$$= \frac{2\pi}{2\pi\sigma^2} \left[-\sigma^2 \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma^2}\right) \right]_0^{\sqrt{u}}$$

$$= 1 - \exp\left(-\frac{u}{2\sigma^2}\right)$$

$$\therefore f(u) = F'(u) = \frac{1}{2\sigma^2} \exp\left(-\frac{u}{2\sigma^2}\right)$$

$$\therefore f(u) = \begin{cases} \frac{1}{2\sigma^2} \exp\left(-\frac{u}{2\sigma^2}\right) & (u > 0) \\ 0 & (u \leq 0) \end{cases}$$

(5) X, Yの密度関数をそれぞれ $f(x), g(y)$ とする。

Sの密度関数 $h(s)$ は、 $S=s$ に対して、

$$h(s) = \int_0^s f(x) g(s-x) dx$$

$$= \int_0^s a e^{-ax} a e^{-a(s-x)} dx = a^2 s e^{-as}$$

Xの条件付分布の密度関数 $f(x|s)$ は $0 < x < s$ のとき、

$$f(x|s) = \frac{f(x) g(s-x)}{h(s)} = \frac{a e^{-ax} a e^{-a(s-x)}}{a^2 s e^{-as}} = \frac{1}{s}$$

$$\therefore f(x|s) = \begin{cases} \frac{1}{s} & (0 < x < s) \\ 0 & (x \leq 0, x \geq s) \end{cases}$$

2. 新規契約の件数を X_0 とおくと X_0 は平均 r のポアソン分布に従っている。

1回更新された件数を X_1 とおくと、更新率は p でそれぞれの契約は独立であるから、

$$\begin{aligned}
 P(X_1 = x) &= \sum_{t=x}^{\infty} \frac{e^{-r} r^t}{t!} \cdot C_x p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{t=x}^{\infty} \frac{e^{-r} r^t}{t!} \cdot \frac{t!}{x! (t-x)!} p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-r} r^{k+x}}{x! k!} p^x (1-p)^k \quad (\text{ただし、} k = t - x) \\
 &= \frac{e^{-r} r^x p^x}{x!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{r^k (1-p)^k}{k!} \\
 &= \frac{e^{-r} (rp)^x}{x!} e^{r(1-p)} \\
 &= \frac{e^{-rp} (rp)^x}{x!} \dots\dots \text{平均 } rp \text{ のポアソン分布}
 \end{aligned}$$

2回更新された件数を X_2 とおくと、

$$\begin{aligned}
 P(X_2 = x) &= \sum_{t=x}^{\infty} P(X_1 = t) \cdot C_x p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{t=x}^{\infty} \frac{e^{-rp} (rp)^t t!}{t! x! (t-x)!} p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-rp} (rp)^{k+x}}{x! k!} p^x (1-p)^k \quad (\text{ただし、} k = t - x) \\
 &= \frac{e^{-rp} (rp)^x p^x}{x!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(rp)^k (1-p)^k}{k!} \\
 &= \frac{e^{-rp} (rp^2)^x}{x!} e^{rp(1-p)} \\
 &= \frac{e^{-rp^2} (rp^2)^x}{x!} \dots\dots \text{平均 } rp^2 \text{ のポアソン分布}
 \end{aligned}$$

$$P(X_n = x) = \frac{e^{-rp^n} (rp^n)^x}{x!} \dots\dots \text{平均 } rp^n \text{ のポアソン分布と仮定すると}$$

$$\begin{aligned}
 &P(X_{n+1} = x) \\
 &= \sum_{t=x}^{\infty} P(X_n = t) \cdot C_x p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{t=x}^{\infty} \frac{e^{-rp^n} (rp^n)^t t!}{t! x! (t-x)!} p^x (1-p)^{t-x} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-rp^n} (rp^n)^{k+x}}{x! k!} p^x (1-p)^k \quad (\text{ただし、} k = t - x)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{e^{-rp^n} (rp^n)^x p^x}{x!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(rp^n)^k (1-p)^k}{k!} \\
&= \frac{e^{-rp^n} (rp^{n+1})^x}{x!} e^{rp^n(1-p)} \\
&= \frac{e^{-rp^{n+1}} (rp^{n+1})^x}{x!} \dots\dots \text{平均 } rp^{n+1} \text{ のポアソン分布}
\end{aligned}$$

従って、 X_n は平均 rp^n のポアソン分布に従う。

十分に時間が経った後の保有契約件数を X とおくと

$$X = X_0 + X_1 + X_2 + \dots\dots\dots$$

ポアソン分布の再生性により X もまたポアソン分布に従い、その平均値は

$$r + rp + rp^2 + \dots\dots\dots = r / (1-p) \quad \text{となる。}$$

3.
$$I_n = \int_{-\infty}^{\infty} x^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \quad \text{とおく}$$

n が奇数のとき $I_n = 0$

n が偶数 ($= 2m$) のとき

$$\begin{aligned}
I_{2m} &= \int_{-\infty}^{\infty} x^{2m} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} x^{2m-1} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \\
&= \left[x^{2m-1} \left(-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)\right) \right]_{-\infty}^{\infty} \\
&\quad + \int_{-\infty}^{\infty} (2m-1) x^{2m-2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \\
&= (2m-1) I_{2m-2}
\end{aligned}$$

$$\therefore I_{2m} = (2m-1)(2m-3)\dots\dots\dots 3 \cdot 1 \cdot 1$$

よって、 Y は値 $0, 1, 1 \cdot 3, \dots\dots\dots, 1 \cdot 3 \cdot \dots\dots \cdot (2m-1), \dots\dots$

をとる確率変数で

$$P(Y = 1 \cdot 3 \cdot \dots\dots \cdot (2m-1)) = P(N = 2m-1) \quad (m = 1, 2, \dots\dots)$$

$$P(Y = 0) = \sum_{k=0}^{\infty} P(N = 2k) \quad \text{となる。}$$

$$\text{従って、} E(Y) = \sum_{m=1}^{\infty} 1 \cdot 3 \cdot \dots\dots \cdot (2m-1) P(N = 2m-1)$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{m=1}^{\infty} 1 \cdot 3 \cdot \dots \cdot (2m-1) e^{-\lambda} \frac{\lambda^{2m-1}}{(2m-1)!} \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{2m-1}}{2 \cdot 4 \cdot \dots \cdot (2m-2)} \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{2m-1}}{2^{m-1} (m-1)!} \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \lambda e^{-\lambda} \frac{(\lambda^2/2)^{m-1}}{(m-1)!} \\
&= \lambda e^{-\lambda} \exp\left(\frac{\lambda^2}{2}\right) = \lambda \exp\left(\frac{\lambda^2}{2} - \lambda\right)
\end{aligned}$$

4. (1) 線分 $[0, L]$ 上の分割点の座標をそれぞれ x, y とする。

① $x < y$ のとき

3つの線分の長さは各々 $x, y-x, L-y$ となる。

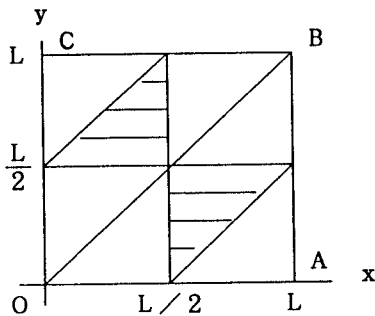
三角形ができる条件は $x+y-x > L-y \quad \therefore y > L/2$

$x+L-y > y-x \quad \therefore y < L/2+x$

$y-x+L-y > x \quad \therefore x < L/2$

② $x \geq y$ のとき、 x, y の対称性より

$x > L/2, x < L/2+y, y < L/2$



(x, y) は四角形 $OABC$ 上で一様分布するから

求める確率は $\frac{\text{上図の2つの三角形の面積の和}}{\text{四角形 } OABC \text{ の面積}} = \frac{2 \cdot (1/2) \cdot (L/2)^2}{L^2} = \frac{1}{4}$

(2) 最初の分割でできた短い線分の長さを x とすると、 x は $[0, L/2]$ 上で一様分布する。また、2回目の分割でできた線分の一方の長さを y とすると、 y は $[0, L-x]$ 上で一様分布する。3本目の線分の長さは $L-x-y$ である。

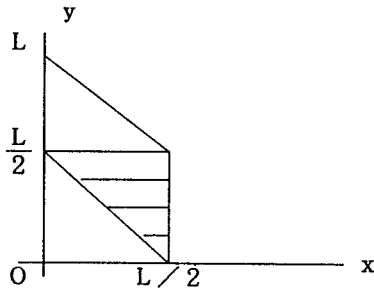
三角形のできる条件は

$x+y > L-x-y \quad \therefore y > L/2-x$

$x+L-x-y > y \quad \therefore y < L/2$

$y+L-x-y > x \quad \therefore x < L/2$

すなわち、下図の三角形の範囲である。



従って、求める確率は、

$$\begin{aligned}
 \frac{2}{L} \int_0^{L/2} \int_{L/2-x}^{L/2} \frac{1}{L-x} dy dx &= \frac{2}{L} \int_0^{L/2} \frac{x}{L-x} dx \\
 \frac{L-x}{L} = t \text{ として} &= -2 \int_1^{1/2} \frac{1-t}{t} dt \\
 &= 2 \int_{1/2}^1 \left(\frac{1}{t} - 1 \right) dt \\
 &= 2 \left[\log t - t \right]_{1/2}^1 \\
 &= 2 (\log 2 - 1/2) \\
 &= \log 4 - 1
 \end{aligned}$$