

# 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)

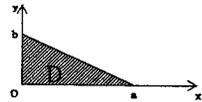
(1) 表の出る確率が  $p$  の硬貨を  $n$  回続けて投げるとき、表の出る回数が偶数である確率を  $a_n$  とする。このとき  $2a_n - 1$  を、 $n$  と  $p$  を用いて表わすと  である。

(2) 2つの数が区間  $[0, 1]$  の中で、ランダムに独立して選ばれた。小さい方の数が  $a$  より小さいと言う条件のもとで、大きい方の数が  $a$  より大きい確率は  である。ただし、 $0 < a < 1$  とする。

(3) 種類の異なる  $m$  組のイヤリングがある。十分に混ぜたあと、その  $2m$  個の中から  $n$  個抜き出したとき、左右のイヤリングがそろっている組数の期待値は  である。

(4) 1個のさいころを振りつづけ、最初に1の目が出たときの回数を  $\alpha$ 、2回目に1の目が出たときの回数を  $\beta$  とする。このとき、関数  $f(x) = ae^{-\beta|x|}$  が  $(-\infty, \infty)$  上の確率密度関数となる確率は  である。

(5) 右図の直角三角形の領域  $D$  上で一様分布する2次元確率変数  $(X, Y)$  について、相関係数は  である。



2. 宝くじに000000から999999までの数が書かれている。これを1枚購入するとき以下の問に答えよ。 (20点)

(1) 購入したくじの各桁の数値を初めから、 $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  とする。 $X_1$  の確率母関数を求めよ。

(2)  $X_1 + X_2 + X_3$  の確率母関数  $g(s)$  を求めよ。

(3)  $g(s)$  における  $s^r$  の係数は何を表しているか。

(4)  $g(s)g(s^{-1})$  を求めよ。

(5) 最初の3桁の和が最後の3桁の和と等しくなる数の書かれた券の得られる確率を求めよ。

3. A, Bの2人がそれぞれ  $n$  枚、 $N-n$  枚 ( $N > n$ ) のコインを持っている。この2人がゲームを行い、1回のゲーム毎に負けたほうが勝った方にコインを1枚渡すものとし、どちらかのコインが0になったとき、ゲームは終了するものとする。A, Bが1回のゲームで勝つ確率をそれぞれ  $p, q$  ( $p, q$  は定数で  $p+q=1$ ) とするとき、Aのコインが0になる確率  $a_n$  を求めよ。 (20点)

4. 次の問に答えよ。 (25点)

(1)  $X_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) が独立で、いずれも同一の指数分布

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x > 0), \quad (\lambda > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

に従うとき、 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度関数を求めよ。

(2) ある会社のある係に溜まっている未決裁書類の数  $N$  は幾何分布

$$P\{N=k\} = \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^k \quad (k=0, 1, 2, \dots)$$

に従い、1通の書類を決裁するのに要する時間は、平均30分の指数分布に従うものとする。このとき、書類が届いてから決裁に着手するまでの平均待ち時間を求めよ。

# 数学 1 解答

1.

(1) この事象は  $n - 1$  回目までに偶数回表が出た後  $n$  回目に裏が出るか、奇数回表が出たあと  $n$  回目に表が出た場合に起こるから、

$$a_n = (1 - p) a_{n-1} + p (1 - a_{n-1}) \quad (n \geq 0), \quad a_0 = 1$$

$$\begin{aligned} a_n - \frac{1}{2} &= (1 - 2p) \left( a_{n-1} - \frac{1}{2} \right) \\ &= (1 - 2p)^n \cdot \frac{1}{2} \end{aligned}$$

$$2 a_n - 1 = \boxed{(1 - 2p)^n}$$

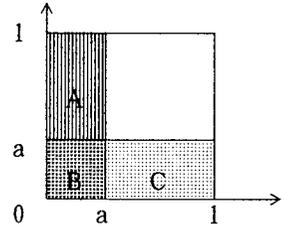
(2)  $X, Y$  を区間  $[0, 1]$  で一様分布する確率変数とする。

$$\begin{aligned} &P \{ \sup(x, y) > a \mid \inf(x, y) < a \} \\ &= \frac{P \{ (\sup(x, y) > a) \cap (\inf(x, y) < a) \}}{P \{ \inf(x, y) < a \}} \end{aligned}$$

$$= \frac{P \{ \text{右図の } A \cup C \}}{P \{ \text{右図の } A \cup B \cup C \}}$$

$$= \frac{2 a (1 - a)}{1 - (1 - a)^2} = \frac{2 a (1 - a)}{a (2 - a)}$$

$$= \boxed{\frac{2(1-a)}{2-a}}$$



(3)  $X_i = \begin{cases} 1 & \text{抜き出した } n \text{ 個の中に } i \text{ 番目の組がある場合} \\ 0 & \text{上記以外} \end{cases}$   
 とする。 ( $1 \leq i \leq m$ )

$$E(X_i) = \frac{\binom{2m-2}{n-2}}{\binom{2m}{n}} = \frac{n(n-1)}{2m(2m-1)}$$

$$E(X_1 + \dots + X_n) = \frac{m \cdot n(n-1)}{2m(2m-1)} = \boxed{\frac{n(n-1)}{2(2m-1)}}$$

(4) まず、函数  $f(x) = \alpha e^{-\beta|x|}$  が  $(-\infty, \infty)$  上の確率密度函数となるための条件を求める。

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \alpha e^{-\beta|x|} dx = \int_{-\infty}^0 \alpha e^{\beta x} dx + \int_0^{\infty} \alpha e^{-\beta x} dx \\ &= \frac{\alpha}{\beta} \left[ e^{\beta x} \right]_{-\infty}^0 - \frac{\alpha}{\beta} \left[ e^{-\beta x} \right]_0^{\infty} = \frac{2\alpha}{\beta} \end{aligned}$$

よって、函数  $f(x) = \alpha e^{-\beta|x|}$  が  $(-\infty, \infty)$  上の確率密度函数となるための条件は、 $\beta = 2\alpha$  である。

従って、求める確率は、 $\sum_{k=1}^{\infty} P_k$  ; ここに  $P_k$  は最初の  $(k-1)$  回は 1 以外の目  $k$  回目に 1、次の  $(k-1)$  回は 1 以外の目、 $2k$  回目に 1 の目がでる確率であり、

$$P_k = \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \times \frac{1}{6} \times \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{36} \times \left(\frac{25}{36}\right)^{k-1}$$

よって、求める確率は、

$$\sum_{k=1}^{\infty} P_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{36} \times \left(\frac{25}{36}\right)^{k-1} = \frac{1}{36} \times \frac{1}{1 - \frac{25}{36}} = \boxed{\frac{1}{11}}$$

(5)  $X, Y$  の同時確率密度函数

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{2}{ab} & (x, y) \in D \\ 0 & (x, y) \notin D \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(X) &= \int \int_D x f(x, y) dx dy = \frac{2}{ab} \int_0^a x dx \int_0^{b(1-x/a)} dy \\ &= \frac{2}{a} \int_0^a \left(x - \frac{x^2}{a}\right) dx = \frac{2}{a} \left(\frac{a^2}{2} - \frac{a^3}{3a}\right) = \frac{a}{3} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \frac{2}{ab} \int_0^a x^2 dx \int_0^{b(1-x/a)} dy = \frac{2}{a} \int_0^a \left(x^2 - \frac{x^3}{a}\right) dx \\ &= \frac{2}{a} \left(\frac{a^3}{3} - \frac{a^4}{4a}\right) = \frac{a^2}{6} \end{aligned}$$

$$V(X) = E(X)^2 - E(X^2) = \frac{a^2}{18}$$

$$\text{同様にして、} E(Y) = \frac{b}{3}, V(Y) = \frac{b^2}{18}$$

$$\begin{aligned} E(XY) &= \frac{2}{ab} \int_0^a x dx \int_0^{b(1-x/a)} y dy = \frac{b}{a} \int_0^a x \left(1 - \frac{x}{a}\right)^2 dx \\ &= \frac{b}{a} \int_0^a \left(x - 2\frac{x^2}{a} + \frac{x^3}{a^2}\right) dx \end{aligned}$$

$$= \frac{b}{a} \left( \frac{a^2}{2} - \frac{2}{3} a^2 + \frac{a^2}{4} \right) = \frac{a b}{12}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{ab}{12} - \frac{ab}{9} = -\frac{ab}{36}$$

$$\text{相関係数 } \rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}} = \frac{-\frac{ab}{36}}{\sqrt{\frac{a^2}{18} \frac{b^2}{18}}} = \boxed{-\frac{1}{2}}$$

2.

(1) 各桁の数値を  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  とすると、 $X_i$  は独立であり、一様に分布している確率変数で、その確率分布は  $k = 0, 1, \dots, 9$  に対して

$P\{X_i = k\} = 0.1$  である。したがって、 $X_i$  の確率母関数は

$$P_i(s) = 0.1(1 + s + \dots + s^9) = \frac{1}{10} \frac{1 - s^{10}}{1 - s} \text{ である。}$$

(2) 独立な離散的確率変数の和の確率母関数は、おのおのの確率母関数の積となる

$$\text{から、} X_1 + X_2 + X_3 \text{ の確率母関数は } g(s) = \frac{1}{10^3} \frac{(1 - s^{10})^3}{(1 - s)^3}$$

(3)  $g(s)$  における  $s^r$  の係数は初めの3桁の和が  $r$  である確率である。

$$\begin{aligned} (4) \quad g(s)g(s^{-1}) &= \frac{1}{10^6} \frac{(1 - s^{10})^3}{(1 - s)^3} \frac{(1 - s^{-10})^3}{(1 - s^{-1})^3} \\ &= \frac{1}{10^6} \frac{1}{s^{27}} \frac{(1 - s^{10})^6}{(1 - s)^6} \end{aligned}$$

(5)  $g(s)g(s^{-1})$  における  $s^0$  の係数が求める確率となる。  
ところで、

$$(1 - s^{10})^6 = 1 - \binom{6}{1} s^{10} + \binom{6}{2} s^{20} + \dots$$

$$(1 - s)^{-6} = 1 + \binom{6}{5} s + \binom{7}{5} s^2 + \dots$$

したがって、 $s^0$  の係数は

$$\begin{aligned} \frac{1}{10^6} \left( \binom{32}{5} - \binom{6}{1} \binom{22}{5} + \binom{6}{2} \binom{12}{5} \right) &= \frac{55252}{1000000} = 0.055252 \\ &\left( = \frac{13813}{250000} \right) \end{aligned}$$

3. Aがn枚のコインを持っている時にAのコインが0になる確率を $\alpha_n$ とすると、この事象ははじめのゲームにAが勝ってからAのコインが0になる確率と、Aが負けてからAのコインが0になる確率の和だから、

$$\alpha_n = p \alpha_{n+1} + q \alpha_{n-1} \quad (1 \leq n \leq a + b - 1)$$

$$p (\alpha_{n+1} - \alpha_n) = q (\alpha_n - \alpha_{n-1})$$

$$\begin{aligned} \therefore (\alpha_{n+1} - \alpha_n) &= \frac{q}{p} (\alpha_n - \alpha_{n-1}) = \left(\frac{q}{p}\right)^2 (\alpha_{n-1} - \alpha_{n-2}) = \dots \\ &= \left(\frac{q}{p}\right)^n (\alpha_1 - \alpha_0) \end{aligned}$$

$$\text{従って、} \alpha_n = \alpha_0 + \sum_{k=0}^{n-1} (\alpha_{k+1} - \alpha_k)$$

$$= \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0) \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{q}{p}\right)^k$$

$\frac{q}{p} \neq 1$ つまり $p \neq \frac{1}{2}$ のとき、

$$\alpha_n = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^n}{1 - \frac{q}{p}}$$

ここで、 $\alpha_0 = 1$ 、 $\alpha_N = 0$ より、

$$\alpha_N = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N}{1 - \frac{q}{p}}$$

$$(\alpha_1 - \alpha_0) = - \frac{1 - \frac{q}{p}}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N}$$

$$\alpha_n = 1 - \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^n}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N} = \frac{q^n (p^{N-n} - q^{N-n})}{p^N - q^N}$$

$\frac{q}{p} \neq 1$ つまり $p \neq \frac{1}{2}$ のとき、

$\alpha_n = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0) n$ 、 $\alpha_0 = 1$ 、 $\alpha_N = 0$ より、

$$0 = \alpha_N = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0) N \quad (\alpha_1 - \alpha_0) = - \frac{1}{N}$$

$$\therefore \alpha_n = 1 - \frac{n}{N} = \frac{N-n}{N}$$

4.

(1)  $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度関数を  $f_n(x)$  とする。

$X_1$  の確率密度関数:  $f_1(y) = \lambda e^{-\lambda y} \quad (y > 0)$

$$\begin{aligned}
X_1 + X_2 \text{ の確率密度関数: } f_2(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x) f_1(y-x) dx \\
&= \int_0^y \lambda e^{-\lambda x} \lambda e^{-\lambda(y-x)} dx \\
&= \lambda^2 \int_0^y e^{-\lambda y} dx = \lambda^2 y e^{-\lambda y} \quad (y > 0)
\end{aligned}$$

$X_1 + X_2 + X_3$  の確率密度関数:

$$\begin{aligned}
f_3(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_2(x) f_1(y-x) dx \\
&= \int_0^y \lambda^2 x e^{-\lambda x} \lambda e^{-\lambda(y-x)} dx = \lambda^3 \int_0^y x e^{-\lambda y} dx \\
&= \lambda^3 e^{-\lambda y} \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^y = \frac{\lambda^3}{2} y^2 e^{-\lambda y} \quad (y > 0)
\end{aligned}$$

以上により、 $X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度関数を

$$f_n(y) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} y^{n-1} e^{-\lambda y} & (y > 0) \\ 0 & (y \leq 0) \end{cases} \dots\dots\dots \textcircled{1}$$

と仮定する。

①が成立するとしたとき、 $X_1 + X_2 + \dots + X_{n+1}$  の確率密度関数を求めると

$$\begin{aligned}
f_n(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_n(x) f_1(y-x) dx \\
&= \int_0^y \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\lambda x} \lambda e^{-\lambda(y-x)} dx \\
&= \frac{\lambda^{n+1}}{(n-1)!} \int_0^y x^{n-1} e^{-\lambda y} dx = \frac{\lambda^{n+1}}{(n-1)!} e^{-\lambda y} \frac{y^n}{n} \\
&= \frac{\lambda^{n+1}}{n!} y^n e^{-\lambda y} \quad (y > 0)
\end{aligned}$$

これは①において  $n$  を  $n+1$  に置き換えたものに等しい。

また、①は  $n=1$  のときも成立する。よって、 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度関数は、

$$f_n(s) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} s^{n-1} e^{-\lambda s} & (s > 0) \\ 0 & (s \leq 0) \end{cases}$$

〔別解〕  $X_1$  の積率母函数  $m(t)$  を求める。

$$\begin{aligned} m(t) &= E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx = \int_0^{\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \lambda \int_0^{\infty} e^{(t-\lambda)x} dx = \frac{\lambda}{t-\lambda} \left[ e^{(t-\lambda)x} \right]_0^{\infty} = \frac{\lambda}{\lambda-t} \\ &= \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-1} \quad (t < \lambda) \end{aligned}$$

$X_1, X_2, \dots, X_n$  が独立であるから、 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の積率母函数  $m_n(t)$  は

$$m_n(t) = \{m(t)\}^n = \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-n}$$

一方、次の密度函数に従う分布 ( $\Gamma$ -分布)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} & (x > 0, \lambda > 0) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

の積率母函数  $m'(t)$  は

$$\begin{aligned} m'(t) &= E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx \\ &= \int_0^{\infty} e^{tx} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx = \int_0^{\infty} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{(t-\lambda)x} dx \end{aligned}$$

ここで、 $t < \lambda$  に対して  $(\lambda - t)x = s > 0$  と置換して

$$\begin{aligned} dx &= \frac{1}{\lambda - t} ds \\ \therefore m'(t) &= \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \int_0^{\infty} \left(\frac{s}{\lambda - t}\right)^{n-1} e^{-s} \frac{1}{\lambda - t} ds \\ &= \frac{\lambda^n}{\Gamma(n) (\lambda - t)^n} \int_0^{\infty} s^{n-1} e^{-s} ds \\ &= \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^n = \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-n} \quad \because \int_0^{\infty} s^{n-1} e^{-s} ds = \Gamma(n) \end{aligned}$$

よって、 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の積率母函数が  $\Gamma$ -分布の積率母函数に等しいことにより、 $S$  は  $\Gamma$ -分布に従う。

したがって、 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度函数は、

$$f_n(s) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} s^{n-1} e^{-\lambda s} & (s > 0) \\ 0 & (s \leq 0) \end{cases}$$

(2) 書類1通の決裁時間の分布は平均1/2時間の指数分布だから、k通の書類が全て決裁されるまでの時間の確率分布は(1)より、

$$g(x) = \frac{2^k}{(k-1)!} x^{k-1} e^{-2x} \quad (x > 0) \text{ に従う。}$$

また、決裁前にk通の書類がたまっている確率は  $\frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^k$  だから、

1通の書類が届いてから決裁に着手するまでの時間Xの確率分布は

$$\begin{aligned} h(x) &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^k \frac{2^k}{(k-1)!} x^{k-1} e^{-2x} \\ &= \frac{3}{8} e^{-2x} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(3x/2)^{k-1}}{(k-1)!} = \frac{3}{8} e^{-2x} e^{3x/2} \\ &= \frac{3}{8} e^{-x/2} \quad (x > 0) \quad \left(\because \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^{k-1}}{(k-1)!} = e^x\right) \end{aligned}$$

よって、着手するまでの平均時間E(X)は、

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{+\infty} x h(x) dx = \frac{3}{8} \int_0^{+\infty} x e^{-x/2} dx = \frac{3}{8} \times 4 \\ &= \frac{3}{2} \quad (\text{時間}) \end{aligned}$$