

数学 1 解答

1.

(1) 初めにAが1の目を出せばAの勝ち。もし1が出なければBの番になり、1を出せばBの勝ち、出なければ再びBの番となるが、この時Bの置かれている状況はゲーム開始時のAと同一である。引き分けはないためA, Bそれぞれの勝つ確率の和は1である。Aの勝つ確率を p とすると、

Bの勝つ確率は $\frac{5}{6} \left(\frac{1}{6} + \frac{5}{6} p \right)$ であるから

$$p + \frac{5}{6} \left(\frac{1}{6} + \frac{5}{6} p \right) = 1$$

$$\therefore p = \boxed{\frac{3}{6}}$$

(2) $h(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z-x) dx$ より

$0 \leq y = z - x \leq 1$ となるのは $z-1 \leq x \leq z$ のときであるから
 $z < 0, z > 2$ のときは $h(z) = 0$

$$0 \leq z \leq 1 \text{ のとき } h(z) = \int_0^1 f(x, z-x) dx = \int_0^z z dx = \boxed{z^2}$$

$$1 \leq z \leq 2 \text{ のとき } h(z) = \int_0^1 f(x, z-x) dx = \int_{z-1}^1 z dx = \boxed{2z - z^2}$$

(3) $P\{X=0\} = e^{-1}$

$$P\{(X=1) \text{ かつ } (Y \leq 3)\} = e^{-1} \left(e^{-1} \left(1 + 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \right) \right)$$

$$P\{(X=2) \text{ かつ } (Y \leq 1)\} = \frac{e^{-1}}{2} \left(e^{-1} (1 + 1) \right)$$

$$P\{(X=3) \text{ かつ } (Y \leq 1)\} = \frac{e^{-1}}{2} \left(e^{-1} (1 + 1) \right)$$

$$P\{(X \geq 4) \text{ かつ } (Y=0)\} = \left(1 - e^{-1} \left(1 + 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \right) \right) e^{-1}$$

求める確率はこの合計であるから、 $\boxed{2e^{-1} + \frac{4}{3}e^{-2}}$ である。

$$(4) P \{Y \geq X | X \geq 1\} = \frac{P \{ (Y \geq X) \cap (X \geq 1) \}}{P \{X \geq 1\}}$$

$$P \{X \geq 1\} = 1 - F(1)$$

$$\begin{aligned} P \{ (Y \geq X) \cap (X \geq 1) \} &= \int_1^{\infty} f(x) \int_x^{\infty} f(y) dy dx \\ &= \int_1^{\infty} f(x) (1 - F(x)) dx \\ &= \int_1^{\infty} f(x) dx - \int_1^{\infty} f(x) F(x) dx \\ &= 1 - F(1) - \frac{1}{2} (1 - F(1))^2 \end{aligned}$$

$$\left(\begin{array}{l} \because \int_1^{\infty} f(x) F(x) dx = [F(x)^2]_1^{\infty} - \int_1^{\infty} F(x) f(x) dx \\ \text{よ} \text{り} \int_1^{\infty} f(x) F(x) dx = \frac{1}{2} (1 - F(1))^2 \end{array} \right)$$

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

よって

$$P \{Y \geq X | X \geq 1\} = \boxed{\frac{1}{2} (1 - F(1))}$$

$$(5) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k = 1 + \lambda + \lambda^2 + \dots + \lambda^{\infty} \text{ から}$$

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k \right) &= \sum_{x=0}^{\infty} p (1-p)^x (1 + \lambda + \lambda^2 + \dots + \lambda^x) \\ &= \sum_{x=0}^{\infty} p (1-p)^x \cdot 1 + \sum_{x=1}^{\infty} p (1-p)^x \cdot \lambda \\ &\quad + \sum_{x=2}^{\infty} p (1-p)^x \cdot \lambda^2 + \dots \\ &= 1 + (1-p) \cdot \lambda + (1-p)^2 \cdot \lambda^2 + \dots \\ &= \boxed{\frac{1}{1 - \lambda (1-p)}} \end{aligned}$$

(ただし収束は $|\lambda| < \frac{1}{1-p}$ のとき。)

2. Xが正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従うとき、Xの積率母関数は

$$\begin{aligned} (1) \phi_X(\theta) &= E[e^{\theta X}] = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{\theta x}}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \exp\left(\mu\theta + \frac{\sigma^2}{2}\theta^2\right) \end{aligned}$$

またX, Yが互いに独立な確率変数でそれぞれの積率母関数を $\phi_X(\theta)$ 、 $\phi_Y(\theta)$ としたとき、 $X+Y$ の積率母関数は $\phi_X(\theta)\phi_Y(\theta)$ であるから、

$Y_n = \sum_{i=1}^n X_i$ の積率母関数は

$$\phi_{Y_n}(\theta) = E(\exp(\theta Y_n)) = \exp\left(n\left(\mu\theta + \frac{\sigma^2}{2}\theta^2\right)\right)$$

$$\begin{aligned} (2) Z_n &= \frac{S_n}{S_0} = \frac{S_1}{S_0} \times \frac{S_2}{S_1} \times \dots \times \frac{S_n}{S_{n-1}} \\ &= \exp\left(\log\left(\frac{S_1}{S_0} \times \frac{S_2}{S_1} \times \dots \times \frac{S_n}{S_{n-1}}\right)\right) \\ &= \exp\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \exp(Y_n) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Z_n) &= E(\exp(Y_n)) = \phi_{Y_n}(1) \\ &= \exp\left(n\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)\right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Z_n^2) &= E(\exp(2Y_n)) = \phi_{Y_n}(2) \\ &= \exp\left(n(2\mu + 2\sigma^2)\right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(Z_n) &= E(Z_n^2) - E(Z_n)^2 \\ &= \exp\left(n(2\mu + 2\sigma^2)\right) - \exp\left(n(2\mu + \sigma^2)\right) \\ &= \exp\left(n(2\mu + \sigma^2)\right) (\exp(n\sigma^2) - 1) \end{aligned}$$

3. (1) 1 ページ中に 1 個も誤植の無い確率は $e^{-\mu}$ 。ページ数 n の本の場合 1 冊中に 1 個も誤植の無い確率は $(e^{-\mu})^n = e^{-n\mu}$ 。よってこの図書館から無作為に 1 冊の本を取り出したときその中に 1 個も誤植の無い確率 π は

$$\begin{aligned} \pi &= \sum_{n=1}^{\infty} P\{X=n\} e^{-n\mu} = \sum_{n=1}^{\infty} P\{N=n-1\} e^{-n\mu} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} P\{N=n\} e^{-(n+1)\mu} = \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} e^{-(n+1)\mu} \\ &= e^{-\lambda-\mu} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^{-\mu})^n}{n!} = e^{-\lambda-\mu} e^{\lambda e^{-\mu}} \\ &= e^{-\lambda-\mu+\lambda e^{-\mu}} \end{aligned}$$

m 冊中、1 個も誤植の無い本の冊数は二項分布 $\{b(k; m, \pi)\}$ ($k = 0, 1, 2, \dots, m$) にしたがうと考えられるから、

その平均は $m e^{-\lambda-\mu+\lambda e^{-\mu}}$

分散は $m e^{-\lambda-\mu+\lambda e^{-\mu}} (1 - e^{-\lambda-\mu+\lambda e^{-\mu}})$

(2) $q = 1 - p$ とおく。1 ページ中に誤植が k 個あったとき、A 君が誤植を 1 個も見つけない確率は

$$\begin{aligned} &\sum_{k=0}^{\infty} P\{1 \text{ ページ中の誤植の数} = k\} q^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\mu} \frac{\mu^k}{k!} q^k = e^{-\mu} e^{\mu q} = e^{-\mu p} \end{aligned}$$

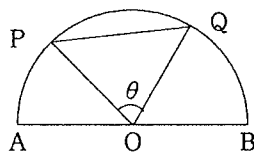
以降は (1) で μ の代わりに μp として同様に考えればよい。したがって、

期待値は $m e^{-\lambda-\mu p+\lambda e^{-\mu p}}$

分散は $m e^{-\lambda-\mu p+\lambda e^{-\mu p}} (1 - e^{-\lambda-\mu p+\lambda e^{-\mu p}})$

4. $\angle POB = \theta_1$ 、 $\angle QOB = \theta_2$ はそれぞれ
 一様分布 $U(0, \pi)$ に従うから

確率変数 $\theta = |\theta_1 - \theta_2|$ の密度関数を
 $f(t)$ ($0 \leq t \leq \pi$) とすると、 $0 \leq \forall s \leq \pi$
 に対して $\int_0^s f(t) dt = P\{\theta \leq s\} = P\{-s \leq \theta_1 - \theta_2 \leq s\}$



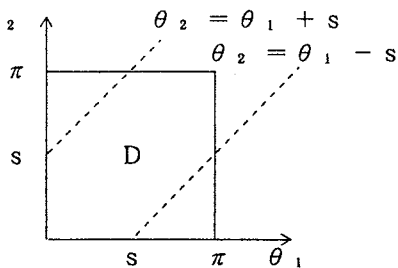
$$= P\{\theta_1 - s \leq \theta_2 \leq \theta_1 + s\} = \int_D g(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2$$

ここで θ_1, θ_2 の同時密度関数 $g(\theta_1, \theta_2)$ は

$$g(\theta_1, \theta_2) = \frac{1}{\pi^2} \quad \begin{matrix} (0 \leq \theta_1 \leq \pi) \\ (0 \leq \theta_2 \leq \pi) \end{matrix}$$

であるから

$$\begin{aligned} \int_0^s f(t) dt &= \frac{\pi^2 - (\pi - s)^2}{\pi^2} \\ &= \frac{2\pi s - s^2}{\pi^2} \end{aligned}$$



$$\therefore f(t) = \frac{1}{\pi^2} (2\pi - 2t)$$

$X = \overline{PQ} = 2 \sin \frac{\theta}{2}$ であるから

$$\begin{aligned} E[X] &= \int_0^\pi 2 \sin \frac{\theta}{2} f(\theta) d\theta \\ &= \frac{4}{\pi^2} \int_0^\pi (\pi - \theta) \sin \frac{\theta}{2} d\theta \\ &= \frac{4}{\pi^2} \left\{ \left[-2\pi \cos \frac{\theta}{2} \right]_0^\pi \right. \\ &\quad \left. - \left(\left[-2\theta \cos \frac{\theta}{2} \right]_0^\pi + \int_0^\pi 2 \cos \frac{\theta}{2} d\theta \right) \right\} \\ &= \frac{4}{\pi^2} \left(2\pi - \left[4 \sin \frac{\theta}{2} \right]_0^\pi \right) \\ &= \frac{8(\pi - 2)}{\pi^2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{また } E \{ X^2 \} &= \int_0^\pi 4 \sin^2 \frac{\theta}{2} f(\theta) d\theta \\
&= \frac{8}{\pi^2} \int_0^\pi (\pi - \theta) \sin^2 \frac{\theta}{2} d\theta \\
&= \frac{4}{\pi^2} \int_0^\pi (\pi - \theta) (1 - \cos \theta) d\theta \\
&= \frac{4}{\pi^2} \int_0^\pi (\pi - \theta - \pi \cos \theta + \theta \cos \theta) d\theta \\
&= \frac{4}{\pi^2} \left(\left[\pi \theta - \frac{\theta^2}{2} - \pi \sin \theta + \theta \sin \theta \right]_0^\pi \right. \\
&\quad \left. + \int_0^\pi \sin \theta d\theta \right) \\
&= \frac{4}{\pi^2} \left(\frac{\pi^2}{2} - 2 \right) \\
&= 2 - \frac{8}{\pi^2}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V \{ X \} &= E \{ X^2 \} - E \{ X \}^2 \\
&= 2 - \frac{8}{\pi^2} - \left\{ \frac{8(\pi - 2)}{\pi^2} \right\}^2 \\
&= 2 - \frac{72}{\pi^2} + \frac{256}{\pi^3} - \frac{256}{\pi^4}
\end{aligned}$$