

昭和 48 年度 (問題)

午前 の 部

1. 確率変数
- X
- が指数分布に従うとき

$$P(X \leq a+x \mid X \geq a) = P(X \leq x)$$

が成り立つことを証明せよ。ここに、

$$a, x > 0$$

2. ある自動車保険で、初年度の保険料は P 、第 t 年度 ($t = 1, 2, \dots$) に保険金支払事由の発生がなかった場合は、第 $t+1$ 年度の保険料は、第 t 年度の保険料の λ 倍 ($0 < \lambda < 1$) になり、第 t 年度に保険金支払事由の発生があった場合には、第 $t+1$ 年度の保険料は、初年度と同じ P となる。

どの年度でも、保険金支払事由の発生のある確率は q とする。また、契約は無限に続くものとする。

- (a) 第 n 年度 ($n \geq 2$) の保険料が $\lambda^k P$ である確率 p_k ($k = 0, 1, 2, \dots, n-1$) を求めよ。
- (b) 第 n 年度の保険料の期待値の $n \rightarrow \infty$ における極限值を求めよ。

3. ある群団に属する人がある菌をもっている確率は
- a
- である。

この菌に関する検査法が 4 つあり、検査 T_i ($i = 1, 2, 3, 4$) で、保菌者が陽性となる確率は b_i 、無菌者が陽性となる確率は c_i とする。また、各検査法は、たがいに独立とする (すなわち、たとえば検査 T_1 で保菌者が陽性と出れば、検査 T_2 でも陽性が出やすいとか、あるいはその逆というようなことがない)。

この群団のある人が検査 T_1, T_2 で陽性、 T_3 で非陽性であった。

- (a) この人が保菌者である確率を求めよ。
- (b) この人が、検査 T_4 で陽性となる確率を求めよ。

〔問〕

午後の部

4. 買切り制で、週刊紙を販売している売店がある。1部 a 円で仕入れて、 b 円で売るものとする。毎週の需要冊数 X は平均 λ のポアソン分布に従うとする。 n 部仕入れるときの利益(売れ残りは、全額損失とする)の期待値を、ポアソン分布表からえた次の2つの数値 π_0, π_1 を使って求めよ。

$$\pi_0 = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^n \frac{\lambda^x}{x!}, \quad \pi_1 = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{n-1} \frac{\lambda^x}{x!}$$

5. A, B を確率事象とすると、

A と B との和事象を $A+B$

A と B との積事象を AB

A の余事象を A^C

のように表わすことにする。

- (a) $P(A+B) = P(A) + P(B) - P(AB)$

という公式を使って、

$$\begin{aligned} P(A+B+C) &= P(A) + P(B) + P(C) \\ &\quad - P(AB) - P(AC) - P(BC) \\ &\quad + P(ABC) \end{aligned}$$

という公式を導き出せ。

- (b) 1から3までの目を2つずつもち、4以上の目のないさいころがある。このさいころを n 回ふって、 i の目 ($i = 1, 2, 3$) が1回も出ないという事象を A_{ni} で表わす。

この A_{ni} という記号を使って、 n 回 ($n \geq 3$) までの間に、1, 2, 3の目全部が出るという事象を表現せよ。

- (c) (a), (b)の結果を利用して、(b)のさいころを n 回 ($n \geq 3$) ふって、 n 回目にはじめて1から3までの目が全部出るとい確率を求めよ。

昭和 48 年度 (解答)

午前 の 部

1. X の 確率密度関数は、

$$\lambda e^{-\lambda x} \dots\dots\dots x > 0$$

$$0 \dots\dots\dots x \leq 0$$

$$\begin{aligned} \therefore F(x) &= P(X < x) = \int_0^x \lambda e^{-\lambda x} dx = [-e^{-\lambda x}]_0^x \\ &= 1 - e^{-\lambda x} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X \leq a+x \mid X \geq a) &= \frac{P(X \geq a, X \leq a+x)}{P(X \geq a)} \\ &= \frac{F(a+x) - F(a)}{1 - F(a)} \\ &= \frac{e^{-\lambda a} - e^{-\lambda(a+x)}}{e^{-\lambda a}} \\ &= 1 - e^{-\lambda x} \\ &= P(X \leq x) \end{aligned}$$

2. (a) p_0 は、第 $n-1$ 保険年度で保険金支払事由のある確率だから、

$$p_0 = q$$

$1 \leq k \leq n-2$ のとき、 p_k は第 $n-1, n-2, \dots, n-k$ 保険年度に保険金支払事由の発生がなく、かつ、第 $n-k-1$ 年度に保険金支払事由の発生があるという確率となる。

$$\therefore p_k = q p^k \quad (p = 1 - q \text{ とおいた。})$$

p_{n-1} は、 $n-1$ 年間全然、保険金支払事由がおこらないという確率であり、 $p_{n-1} = p^{n-1}$

(b) 第 n 年度の保険料の期待値

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^{n-1} \lambda^k P p_k \\ &= P \left\{ q \sum_{k=0}^{n-2} p^k \lambda^k + p^{n-1} \lambda^{n-1} \right\} \\ &= P \left\{ q \frac{1 - (p\lambda)^{n-1}}{1 - p\lambda} + (p\lambda)^{n-1} \right\} \\ &\rightarrow P \frac{q}{1 - p\lambda} \end{aligned}$$

3. この群団からランダムに取った人が保菌者であるという事象をA, 検査Tiで陽性となる事象をBiとする。

検査T₁, T₂で陽性, T₃で非陽性という事象はB₁B₂B₃^c

(a) 求める確率 = P (A | B₁B₂B₃^c)

$$\begin{aligned} &= \frac{P (A B_1 B_2 B_3^c)}{P (B_1 B_2 B_3^c)} \\ &= \frac{P (A B_1 B_2 B_3^c)}{P (A B_1 B_2 B_3^c) + P (A^c B_1 B_2 B_3^c)} \\ &= \frac{P (A) P (B_1 B_2 B_3^c | A)}{P (A) P (B_1 B_2 B_3^c | A) + P (A^c) P (B_1 B_2 B_3^c | A^c)} \\ &= (\rightarrow) \end{aligned}$$

B₁, B₂, B₃は独立だから

$$\begin{aligned} P (B_1 B_2 B_3^c | A) &= P (B_1 | A) P (B_2 | A) P (B_3^c | A) \\ &= b_1 b_2 (1 - b_3) \end{aligned}$$

$$\therefore (\rightarrow) = \frac{a b_1 b_2 (1 - b_3)}{a b_1 b_2 (1 - b_3) + (1 - a) c_1 c_2 (1 - c_3)}$$

(b) 求める確率 = P (B₄ | B₁B₂B₃^c)

$$\begin{aligned} &= \frac{P (B_1 B_2 B_3^c B_4)}{P (B_1 B_2 B_3^c)} \\ &= \frac{P (A) P (B_1 B_2 B_3^c B_4 | A) + P (A^c) P (B_1 B_2 B_3^c B_4 | A^c)}{P (A) P (B_1 B_2 B_3^c | A) + P (A^c) P (B_1 B_2 B_3^c | A^c)} \\ &= \frac{a b_1 b_2 (1 - b_3) b_4 + (1 - a) c_1 c_2 (1 - c_3) c_4}{a b_1 b_2 (1 - b_3) + (1 - a) c_1 c_2 (1 - c_3)} \end{aligned}$$

午後の部

4. 利益Yは,

$$\begin{aligned} Y &= b X - a n \dots \dots X \leq n \\ &= (b - a) n \dots \dots X \geq n \\ \therefore E Y &= e^{-\lambda} \sum_{x=0}^n (b x - a n) \frac{\lambda^x}{x!} + (b - a) n e^{-\lambda} \sum_{x=n+1}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} \\ &= b e^{-\lambda} \sum_{x=0}^n x \frac{\lambda^x}{x!} - a n \pi_0 + (b - a) n (1 - \pi_0) = (\rightarrow) \end{aligned}$$

$$\zeta \subset \mathbb{C}, \sum_{x=0}^n x \frac{\lambda^x}{x!} = \lambda \sum_{x=1}^n \frac{\lambda^{x-1}}{(x-1)!} = \lambda \sum_{x=0}^{n-1} \frac{\lambda^x}{x!}$$

$$\therefore e^{-\lambda} \sum_{x=0}^n x \frac{\lambda^x}{x!} = \lambda \pi_1$$

$$\therefore (\rightarrow) = b \lambda \pi_1 - a n \pi_0 + (b-a) n (1-\pi_0)$$

$$= b \lambda \pi_1 - b n \pi_0 + (b-a) n$$

5. (a) $P(A+B+C) = P((A+B)+C)$

$$= P(A+B) + P(C) - P((A+B)C)$$

$$= P(A) + P(B) - P(AB) + P(C) - P(AC+BC)$$

$$= (\rightarrow)$$

$$\zeta \subset \mathbb{C}, P(AC+BC) = P(AC) + P(BC) - P(ABC)$$

$$\therefore (\rightarrow) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC)$$

(b) $A_{n_1} A_{n_2} A_{n_3} (= (A_{n_1} + A_{n_2} + A_{n_3})^c)$

(c) 求める確率は,

$$p_n = P(A_{n_1} A_{n_2} A_{n_3})$$

として, $p_n - p_{n-1}$ である。($p_2 = 0$ と定義する)

$$p_n = 1 - P(A_{n_1} + A_{n_2} + A_{n_3})$$

(a) の結果から

$$P\left(\sum_{i=1}^3 A_{n_i}\right) = \sum_i P(A_{n_i}) - \sum_{i < j} P(A_{n_i} A_{n_j}) + P(A_{n_1} A_{n_2} A_{n_3})$$

$$i, j \in \{1, 2, 3\}$$

$$\zeta \subset \mathbb{C} P(A_{n_i}) = \left(\frac{2}{3}\right)^n$$

$$P(A_{n_i} A_{n_j}) = \left(\frac{1}{3}\right)^n$$

$$P(A_{n_1} A_{n_2} A_{n_3}) = 0$$

だから,

$$p_n = 1 - 3\left(\frac{2}{3}\right)^n + 3\left(\frac{1}{3}\right)^n$$

$$\therefore p_n - p_{n-1} = \Delta p_{n-1}$$

$$= -3\left(\frac{2}{3} - 1\right)\left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} + 3\left(\frac{1}{3} - 1\right)\left(\frac{1}{3}\right)^{n-1}$$

$$= \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} - 2\left(\frac{1}{3}\right)^{n-1}$$

$$= \frac{2}{3} \frac{2^{n-2} - 1}{2^{n-2} - 1}$$