

昭和 42 年度 (解答)

午 前 の 部

1. k 番目のときに最後の不良品が発見されるということは、 $k-1$ 番目までに $a-1$ 個の不良品が抽出され、さらに k 番目に不良品が抽出されることを意味する。

最初の $k-1$ 番目までは、仮定により、 $a+b$ 個から $k-1$ 個を選んでもできる組合せはすべて等しい確率を有することになる。その中で、 a 個の不良品から $a-1$ 個、 b 個の良品から $k-a$ 個をとる組合せは $\binom{a}{a-1} \cdot \binom{b}{k-a}$ とおりあるから、最初の $k-1$ 番目までに $a-1$ 個の不良品が抽出される確率は、

$$\frac{\binom{a}{a-1} \binom{b}{k-a}}{\binom{a+b}{k-1}}$$

となる。

$k-1$ 番目までに $a-1$ 個の不良品が抽出されるという条件のもとでは、 k 番目の抽出のときには、 $a+b-k+1$ 個中不良品は 1 個だけであるから、その不良品が抽出される条件つき確率は、 $\frac{1}{a+b-k+1}$ となる。故に求める確率は、

$$\frac{1}{a+b-k+1} \cdot \frac{\binom{a}{a-1} \binom{b}{k-a}}{\binom{a+b}{k-1}} = \frac{a! (k-1)!}{(a+b)! (k-a)!}$$

〔 別 解 〕

k 番目の抽出でちょうど全部の不良品が発見されることは、最初の k 回の抽出で全部の不良品が発見されるが、最初の $k-1$ 回の抽出では全部の不良品が発見されていないことを意味する。よって求める確率は、

$$\frac{\binom{a}{a} \binom{b}{k-a}}{\binom{a+b}{k}} - \frac{\binom{a}{a} \binom{b}{k-a-1}}{\binom{a+b}{k-1}} = \frac{a! (k-1)!}{(a+b)! (k-a)!}$$

2. まず X の確率法則を考える。

X のとり得る値は $0, 1, 2, \dots, n, \dots$

$$P(X=0) = p, \quad P(X=1) = (1-p) \cdot p, \quad \dots,$$

$$P(X=n) = (1-p)^n \cdot p, \quad \dots \quad \text{である。}$$

平均値 μ は

$$\mu = 1 \times (1-p)p + 2(1-p)^2 p + \dots + n(1-p)^n p + \dots$$

となる。ここで $1-p = q$ とおくと

$$\mu = q \cdot p + 2q^2 p + 3q^3 p + \dots + nq^n p + \dots$$

$$= qp(1 + 2q + 3q^2 + \dots + nq^{n-1} + \dots)$$

となる。いま、

$$Q(q) = q + q^2 + \dots + q^n + \dots, \quad (Q(q) = \frac{q}{1-q}) \text{ を考えると,}$$

$$Q'(q) = 1 + 2q + \dots + nq^{n-1} + \dots$$

$$= \left(\frac{q}{1-q} \right)'$$

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

から、

$$\mu = qp \times Q'(q) = \frac{1-p}{p}$$

分散 σ^2 は定義により

$$\sigma^2 = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot (npq^n) - \mu^2 = \sum_{n=0}^{\infty} \{q^2 \cdot n(n-1)pq^{n-2} + q \cdot np \cdot q^{n-1}\} - \mu^2$$

となり、次の計算により求めることができる。

$$\sigma^2 = q^2 p \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial^2}{\partial q^2} (q^n) + qp \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial}{\partial q} (q^n) - \mu^2$$

$$\begin{aligned}
&= g^2 p \cdot \frac{\partial^2}{\partial g^2} \sum_{n=0}^{\infty} g^n + gp \cdot \frac{\partial}{\partial g} \sum_{n=0}^{\infty} g^n - \mu^2 \\
&= g^2 p \cdot \left(\frac{1}{1-g} \right)'' + gp \cdot \left(\frac{1}{1-g} \right)' - \frac{(1-p)^2}{p^2} \\
&= g^2 p \times \frac{2}{(1-g)^3} + gp \times \frac{1}{(1-g)^2} - \frac{(1-p)^2}{p^2} \\
&= \frac{2g^2}{p^2} + \frac{gp}{p^2} - \frac{g^2}{p^2} \\
&= \frac{1}{p^2} (2g^2 + gp - g^2) \\
&= \frac{1}{p^2} (g^2 + gp) \\
&= \frac{g(g+p)}{p^2} = \frac{1-p}{p^2}
\end{aligned}$$

3. 題意により、一様分布を

$$\begin{aligned}
f(x) &= 1 \quad (-0.5 < x < 0.5) \\
&= 0 \quad (\text{その他で})
\end{aligned}$$

とすると,

$$\begin{aligned}
E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{-0.5} x f(x) dx + \int_{-0.5}^{0.5} x f(x) dx \\
&\quad + \int_{0.5}^{\infty} x f(x) dx
\end{aligned}$$

$$= \int_{-0.5}^{0.5} x \, dx = \left[\frac{x^2}{2} \right]_{-0.5}^{0.5} = 0$$

同様に

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) \, dx = \int_{-0.5}^{0.5} x^2 \, dx = \left[\frac{x^3}{3} \right]_{-0.5}^{0.5} = \frac{1}{12}$$

故に

$$V(X) = E(X^2) - \{E(X)\}^2 = \frac{1}{12}$$

X_1, X_2, \dots, X_{75} はたがいに独立であるから

$$E(X_1 + X_2 + \dots + X_{75}) = 0$$

$$V(X_1 + X_2 + \dots + X_{75}) = \frac{75}{12} = \frac{25}{4}$$

中心極限定理を適用して

$$P\{-\alpha < X_1 + X_2 + \dots + X_{75} < \alpha\}$$

$$= P\left\{-\frac{2}{5}\alpha < \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_{75}}{\sqrt{\frac{25}{4}}} < \frac{2}{5}\alpha\right\}$$

$$\approx \int_{-\frac{2}{5}\alpha}^{\frac{2}{5}\alpha} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \, dx$$

ここで $\int_{-1.96}^{1.96} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \, dx = 0.95$ であるから

$$\frac{2}{5}\alpha = 1.96$$

故に $\alpha = 4.9$

よって、丸めの誤差の総和が4.9をこえない確率はほぼ0.95である。

午後 の 部

4. 昆虫が生む卵の数を表わす確率変数を N とし、ふ化した卵の個数を表わす確率変数を X とする。このとき仮定によれば Poisson 分布 $P(N=n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$ であり、また $N=n$ ($n=1, 2, \dots$) という条件のもとでは、 X の条件つき分布は二項分布 $Bi(n, p)$ となる。

$$\begin{aligned}
 P(X=k) &= \sum_{n=k}^{\infty} P(X=k, N=n) = \sum_{n=k}^{\infty} P(X=k | N=n) \times P(N=n) \\
 &= \sum_{n=k}^{\infty} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^n}{n!} \cdot \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\
 &= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^k}{k!} \sum_{n=k}^{\infty} \frac{\{\lambda(1-p)\}^{n-k}}{(n-k)!} \\
 &= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^k}{k!} \cdot e^{\lambda(1-p)} \\
 &= e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^k}{k!} \quad (k=0, 1, \dots)
 \end{aligned}$$

従って、 X は Poisson分布 $P_0(\lambda p)$ にしたがう確率変数となる。

- 5.

方程式

$$x^2 + ax + (a+b+k) = 0 \dots\dots\dots (1)$$

が実根をもつための必要十分条件は

$$a^2 - 4(a+b+k) \geq 0$$

すなわち、

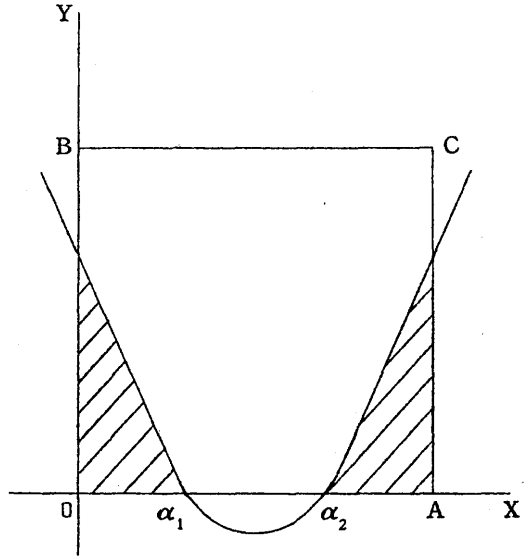
$$b \leq \frac{1}{4} (a^2 - 4a - 4k) \dots\dots\dots (2)$$

さて、 a 、 b は0と4の間の任意の実数値をとり得るから直交座標OX、OY上に、点A(4, 0)、点B(0, 4)をとり正方形OACBを作れば、 a 、 b のとり得る値は、この正方形内の点に対応する。

次に(2)を満足する a 、 b の値は、正方形OACB内において、放物線

$$f(a) = \frac{1}{4} (a^2 - 4a - 4k)$$

より下方の部分にある点に対応する。



a 、 b はそれぞれ独立に区間(0, 4)で均等分布するから、方程式(1)が実根をもつ確率 p は、右図において面積OACBに対する斜線の部分として表わされる。すなわち、

$$p = \frac{1}{16} \left[\int_0^{\alpha_1} f(a) da + \int_{\alpha_2}^4 f(a) da \right] \dots\dots\dots (3)$$

ところで、 $f(a)$ は $a=2$ で最小となり、そのときの最小値は $-(k+1)$ であり、 k の値によって上下に変動する。したがって、確率 p もいろいろな値をとりうるが、 k の変動によって次のようになる。

$$k \geq -1 \text{ のとき } p \leq \frac{1}{12}$$

$$-4 \leq k < -1 \text{ のとき}$$

$$\frac{1}{16} \int_0^4 \frac{1}{4} (a^2 - 4a + 4) da < p \leq \frac{1}{16} \int_0^4 \frac{1}{4} (a^2 - 4a + 16) da$$

$$\frac{1}{12} < p \leq \frac{5}{6}$$

$$-5 \leq k < -4 \text{ のとき } \frac{5}{6} < p \leq 1$$

$$k \leq -5 \text{ のとき} \quad p = 1$$

したがって、方程式(1)が実根をもつ確率 p が $\frac{1}{2}$ となるのは $-4 < k < -1$ のときであり、次式を解くことによって得られる。

$$p = \frac{1}{2} = \frac{1}{16} \int_0^4 \frac{1}{4} (a^2 - 4a - 4k) da$$

$$\therefore k = -\frac{8}{3} \dots\dots\dots \text{(答)}$$

