

昭和 38 年度 (問題)

午 前 の 部

1. 多数の品物を一まとめにしたロットから抜取検査によつて、各ロットの合格、不合格を決定するに、次の2方式を考える。

(a) ロットから10個の品物を抜きとって検査し、そのなかの不良個数が2個以下ならばロットは合格、3個以上ならば不合格とする。

(b) ロットからまず7個を抜きとって検査し、そのなかの不良個数が1個以下ならばロットを合格とし、3個以上ならば不合格とする。もし2個であればさらに7個を抜きとって検査し、さきの標本と合わせて合計14個のなかの不良個数が3個以下であればロットを合格とし、4個以上であれば不合格とする。

ロットの不良率(不良品の割合)が p であるとき次の2問に答えよ。

- (1) 上の2方式についてロットが合格とされる確率はそれぞれいくらか。
 (2) (a), (b)いずれの検査個数が少ないと期待されるか。

$$2. \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} \quad \begin{array}{l} -\infty < x < \infty \\ \sigma > 0 \end{array}$$

で定義される関数が、密度関数であることを示せ。

また、確率変数 X の密度関数が上式の $f(x)$ であるとき、 X の分布の平均値および分散はそれぞれ μ および σ^2 であることを証明せよ。

3. 天秤(てんびん)で2つの物体 A_1, A_2 の重さ(それぞれ w_1, w_2 とする)を測定するのに次の2つの方法が考えられるが、第2の方法が精度のよい測定値がえられることを証明せよ。

ただし、この天秤による誤差は、正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うものとする。(σ は定数とする)

第1の方法： w_1, w_2 を別々に測定する。

第2の方法： A_1, A_2 を同時に一方の皿にのせその重さ $w_1 + w_2$ を測定(その測定値を U とする)、次に A_1, A_2 を左右別々の皿にのせ $w_1 - w_2$ を測定(そ

[問]

の測定値を V とする)する。

$\frac{U+V}{2}$, $\frac{U-V}{2}$ をそれぞれ w_1 , w_2 の測定値として用いる。

午後 の 部

1. 確率変数 X_1, X_2, \dots, X_k がたがいに独立のとき, 次の各場合について $X_1 + X_2 + \dots + X_k$ の分布を求めよ。
 - 1) X_i が二項分布 $B(n_i, p)$ に従うとき。
ただし, p は共通とする。
 - 2) X_i が平均値 λ_i の Poisson 分布に従うとき。

2. 離散的な確率変数を X, Y としたとき, 次の事項を証明せよ。
 - 1) X, Y が独立ならば, 相関係数は0となる。
 - 2) X, Y がいずれも2個の異なる値しかとらない場合, 相関係数が0ならば X, Y は独立となる。

3. 甲, 乙が勝負(甲の勝つ確率を p , 負ける確率を q , $p+q=1$ とする)をし, 1回の勝負毎に負けた方が勝った方に単位金額1を支払う。これを独立に繰り返して行なって, 一方の資金が0になる(破産する)まで続ける賭をする。甲乙が有限の資金 a, b をもって始めるとき, 甲の破産する確率を求めよ。

昭和 38 年度 (解答)

午 前 の 部

1. $q = 1 - p$ とかく。また, (a) でとった 10 個の品物のなかの不良品の数を X , (b) で最初にとった 7 個の品物のなかの不良品の数を Y , かさねてとった 7 個中の不良品の数を Z とすると, X, Y, Z はそれぞれ 2 項分布 $B(10, p), B(7, p), B(7, p)$ にしたがう。また, Y, Z は独立である。

$$(1)(a) \text{ 求める確率} = P(X \leq 2) = q^{10} + \binom{10}{1} p q^9 + \binom{10}{2} p^2 q^8 = q^{10} + 10 p q^9 + 45 p^2 q^8$$

$$(b) \text{ 求める確率} = P(Y \leq 1) + P(Y = 2) P(Z \leq 1 | Y = 2) \\ = P(Y \leq 1) + P(Y = 2) P(Z \leq 1) \\ = q^7 + 7 p q^6 + \binom{7}{2} p^2 q^5 (q^7 + 7 p q^6) = (q^7 + 7 p q^6) \\ \times (1 + 21 p^2 q^5)$$

(2)(a) の場合, 検査個数はつねに 10 個だから, その期待値も 10

(b) の場合, 7 個は最初に確実に検査する。次の 7 個も検査する確率は $P(Y = 2)$

$$\therefore \text{求める期待値} = 7 + 7 p (Y = 2) = 7 + 7 \times 21 p^2 (1 - p)^5$$

この最大値を求めるため, p で微分すると,

$$7 \times 21 \{ 2 p (1 - p)^5 - 5 p^2 (1 - p)^4 \} \\ = 7 \times 21 p (1 - p)^4 \{ 2(1 - p) - 5 p \} = 7 \times 21 (2 - 7 p)$$

これから, $p = \frac{2}{7}$ のとき, 上の期待値は最大値をとることがわかる。

$$\text{その最大値} = 7 + 7 \times 21 \left(\frac{2}{7}\right)^2 \left(\frac{5}{7}\right)^5 = 7 + 12 \times \left(\frac{5}{7}\right)^5$$

$$= 7 + \frac{37500}{16807} = 7 + 2.231 < 10$$

したがって, (b) の方法の期待値が少ない。

2. $f(x) \geq 0$ であることはあきらか。

したがって, $A \equiv \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$ を証明すればよい。

$y = \frac{x - \mu}{\sigma}$ と変換すれば

$$A = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

$$\therefore A^2 = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} dx dy$$

(x, y) を極座標 (r, θ) に変換 (すなわち, $x = r \cos \theta$, $y = r \sin \theta$ と変換) すると

$$\begin{aligned} 2\pi A^2 &= \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} r dr d\theta = \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^{\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} d\left(\frac{r^2}{2}\right) \\ &= 2\pi \left[-e^{-\frac{r^2}{2}} \right]_0^{\infty} = 2\pi \end{aligned}$$

$\therefore A^2 = 1$, またあきらかに $A \geq 0$, $\therefore A = 1$

X の平均値 $E(X)$ は,

$$E(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$y = \frac{x - \mu}{\sigma}$ と変換すると,

$$\begin{aligned} E(X) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\mu + \sigma y) e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \mu \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ &\quad + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \mu + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y e^{-\frac{y^2}{2}} dy \end{aligned}$$

この最後の式の第2項中, $y e^{-\frac{y^2}{2}}$ は奇関数だから, 第2項=0

$\therefore E(X) = \mu$

X の分散 $\text{Var } X$ は,

$$\begin{aligned} \text{Var} X &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^2 e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (y = \frac{x-\mu}{\sigma} \text{ と変換して}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \sigma^2 y^2 e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot (-e^{-\frac{y^2}{2}})' dy \end{aligned}$$

部分積分法から

$$\begin{aligned} \frac{\sqrt{2\pi}}{\sigma^2} \text{Var} X &= \left[y \cdot (-e^{-\frac{y^2}{2}}) \right]_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} -e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \sqrt{2\pi} \end{aligned}$$

$$\therefore \text{Var} X = \sigma^2$$

3. 第1法の w_1 , w_2 の測定値の誤差の分散はどちらも σ^2 。

第2法の $w_1 + w_2$, $w_1 - w_2$ の測定誤差を, それぞれ ϵ_1 , ϵ_2 とおくと, 題意から,

$$\text{Var} \epsilon_1 = \text{Var} \epsilon_2 = \sigma^2$$

また, $\frac{U+V}{2}$ および $\frac{U-V}{2}$ の誤差は $\frac{\epsilon_1 + \epsilon_2}{2}$, $\frac{\epsilon_1 - \epsilon_2}{2}$ で,

$$\begin{aligned} \text{Var} \frac{\epsilon_1 + \epsilon_2}{2} &= \frac{1}{4} \text{Var}(\epsilon_1 + \epsilon_2) \quad (\epsilon_1, \epsilon_2 \text{ は独立だから}) \\ &= \frac{1}{4} (\text{Var} \epsilon_1 + \text{Var} \epsilon_2) = \frac{\sigma^2}{2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var} \frac{\epsilon_1 - \epsilon_2}{2} &= \frac{1}{4} \text{Var}(\epsilon_1 - \epsilon_2) \quad (\epsilon_1, \epsilon_2 \text{ は独立だから}) \\ &= \frac{1}{4} (\text{Var} \epsilon_1 + \text{Var} \epsilon_2) = \frac{\sigma^2}{2} \end{aligned}$$

すなわち, 第2法の方が, 精度が高い。

午後 の 部

1. 1) X_i の積率母関数 $M_i(\theta)$ は, $q=1-p$ として,

$$\begin{aligned} M_i(\theta) &= \sum_x e^{\theta x} P(X_i=x) = \sum_{x=0}^{n_i} e^{\theta x} \binom{n_i}{x} p^x q^{n_i-x} \\ &= \sum_{x=0}^{n_i} \binom{n_i}{x} (p e^{\theta x})^x q^{n_i-x} = (p e^{\theta x} + q)^{n_i} \end{aligned}$$

X_1, \dots, X_k はたがいに独立だから, $X_1 + \dots + X_k$ の積率母関数は, 各 X_i の積率母関数の積になる。すなわち,

$$(p e^{\theta x} + q)^{n_1} \dots (p e^{\theta x} + q)^{n_k} = (p e^{\theta x} + q)^{n_1 + \dots + n_k}$$

したがって, $X_1 + \dots + X_k$ は $B(n_1 + \dots + n_k, p)$ に従う。

2) X_i の積率母関数 $M_i(\theta)$ は,

$$\begin{aligned} M_i(\theta) &= \sum_x e^{\theta x} P(X=x) = e^{-\lambda_i} \sum_{x=0}^{\infty} e^{\theta x} \frac{\lambda_i^x}{x!} = e^{-\lambda_i} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(\lambda_i e^{\theta})^x}{x!} \\ &= e^{-\lambda_i} e^{\lambda_i e^{\theta}} = e^{\lambda_i (e^{\theta} - 1)} \end{aligned}$$

X_1, \dots, X_k は独立だから, $X_1 + \dots + X_k$ の積率母関数は

$$e^{\lambda_1 (e^{\theta} - 1)} e^{\lambda_2 (e^{\theta} - 1)} \dots e^{\lambda_k (e^{\theta} - 1)} = e^{(\lambda_1 + \dots + \lambda_k) (e^{\theta} - 1)}$$

したがって, $X_1 + \dots + X_k$ は平均値 $\lambda_1 + \dots + \lambda_k$ の Poisson 分布に従う。

2. 1) $\text{Cov}(X, Y) = E((X - E(X))(Y - E(Y)))$

X, Y は独立だから $X - E(X), Y - E(Y)$ も独立となる。

$$\therefore \text{Cov}(X, Y) = E(X - E(X)) \cdot E(Y - E(Y)) = 0 \cdot 0 = 0$$

したがって, 相関係数も 0 となる。

2) X のとる 2 点を x_1, x_2 , Y のとる 2 点を y_1, y_2 とおく。また,

$$\tilde{X} = X - x_1, \tilde{Y} = Y - y_1, x = x_2 - x_1, y = y_2 - y_1$$

とおくと,

$$\rho(\tilde{X}, \tilde{Y}) = \rho(X - x_1, Y - y_1) = \rho(X, Y) = 0$$

$$\therefore 0 = \text{Cov}(\tilde{X}, \tilde{Y}) = E(\tilde{X}\tilde{Y}) - E(\tilde{X}) \cdot E(\tilde{Y})$$

$$= x y P(\tilde{X}=x, \tilde{Y}=y) - x P(\tilde{X}=x) \cdot y P(\tilde{Y}=y)$$

$$= x y \{ P(\tilde{X}=x, \tilde{Y}=y) - P(\tilde{X}=x) P(\tilde{Y}=y) \}$$

$$=xy \{ P(X=x_2, Y=y_2) - P(X=x_2) P(Y=y_2) \}$$

$xy \neq 0$ だから,

$$P(X=x_2, Y=y_2) = P(X=x_2) P(Y=y_2)$$

同様にして,

$$P(X=x_i, Y=y_j) = P(X=x_i) P(Y=y_j) \\ (i=1, 2; j=1, 2)$$

がえられる。したがって、 X, Y は独立である。

注 $P(X=x_2, Y=y_2) = P(X=x_2) P(Y=y_2)$ から、直接、

$P(X=x_i, Y=y_j) = P(X=x_i) P(Y=y_j)$ を導き出すこともできる：

$$\begin{aligned} \text{たとえば } P(X=x_1, Y=y_2) &= P(Y=y_2) - P(X=x_2, Y=y_2) \\ &= P(Y=y_2) - P(X=x_2) P(Y=y_2) \\ &= P(Y=y_2) \{ 1 - P(X=x_2) \} = P(X=x_1) P(Y=y_2) \end{aligned}$$

3. 甲が現在 x の資金 (したがって乙は $a+b-x$) をもっているとき、甲が破産する確率を $R(x)$ とする。 $1 \leq x \leq a+b-1$ なら、甲が破産するという事象は、この時現在から最初に 1 回勝負した結果、その回は勝って、したがって資金が $x+1$ になって、やがて破産する事象と、その回に負けて、したがって資金が $x-1$ になって、やがて破産する事象というたがいに排反な 2 つの事象の和になる。したがって、

$$R(x) = pR(x+1) + qR(x-1) \quad (1 \leq x \leq a+b-1) \quad (1)$$

一方、あきらかに

$$R(0) = 1, \quad R(a+b) = 0 \quad (2)$$

E を、 $E R(x) = R(x+1)$ 、 $E^\alpha R(x) = R(x+\alpha)$ のような作用素とすると、(1) から

$$(pE^2 - E + q) R(x) = 0 \quad (0 \leq x \leq a+b-2) \quad (3)$$

$$\therefore (pE - q)(E - 1) R(x) = 0$$

$$\therefore (E - \frac{q}{p})(E - 1) R(x) = 0$$

1° $p \neq \frac{1}{2}$ の場合

A, B を定数として、

$$R(x) = A + B \left(\frac{q}{p} \right)^x$$

となる (注参照)。

$$1=R(0)=A+B, \quad 0=R\left(\frac{q}{p}\right)=A+B\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}$$

$$\therefore B = \frac{1}{1-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} \quad A = \frac{-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}{1-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}$$

$$\begin{aligned} \therefore R(u) &= \frac{-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}{1-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} + \frac{1}{1-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} \left(\frac{q}{p}\right)^a \\ &= \frac{\left(\frac{q}{p}\right)^a \left\{1-\left(\frac{q}{p}\right)^b\right\}}{1-\left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} \end{aligned}$$

2° $p = \frac{1}{2}$ の場合

$$(E-1)^2 R(x) = 0$$

したがって、 A, B を定数として、

$$R(x) = Ax + B \quad (\text{注参照})$$

$$1=R(0)=B, \quad 0=R(a+b)=A(a+b)+B. \quad \therefore A = -\frac{1}{a+b}$$

$$\therefore R(x) = -\frac{1}{a+b} x + 1 = \frac{a-x}{a+b}$$

(註) 一般に、2階の定差方程式

$$(aE^2 + bE + c) f(x) = 0 \quad (a \neq 0)$$

の解法について述べる。これは、

$$(E-\alpha)(E-\beta) f(x) = 0$$

のように書ける (α, β は一般に複素数)。

以下、 x は整数値しか考えないことにする。

定理 1. $(E-\alpha) f(x) = 0$ の解は、 $f(x) = A\alpha^x$ (A は任意定数)

証) $f(x+1) = \alpha f(x)$

$$\therefore f(1) = \alpha f(0), \quad f(2) = \alpha f(1), \quad \dots, \quad f(x) = \alpha f(x-1) \dots \dots \dots (1)$$

(1) 式を辺々かけあわせると、

$$f(x) = \alpha^x f(0)$$

ここで、 $f(0)$ は任意にきめてよい。

$x < 0$ の場合も同様。

定理2. 2階の定差方程式

$$(aE^2 + bE + c)f(x) = 0$$

の解は、任意定数2つしかなく、その解は、

$$f(x) = Af_1(x) + Bf_2(x)$$

の形に書ける。ここに、 $f_1(x), f_2(x)$ は、たがいに一次独立な解、 A, B は任意定数である。

$$\text{証) } f(x+2) = -\frac{b}{a}f(x+1) - \frac{c}{a}f(x)$$

$$\therefore f(2) = -\frac{b}{a}f(1) - \frac{c}{a}f(0)$$

$$f(3) = -\frac{b}{a}f(2) - \frac{c}{a}f(1)$$

\vdots

$$f(x) = -\frac{b}{a}f(x-1) - \frac{c}{a}f(x-2)$$

これから、 $f(0), f(1)$ を任意に定めれば、 $f(x)$ は必然的に求まる。すなわち、任意定数は2つしかない。 $f_1(x), f_2(x)$ が、たがいに一次独立な解とすると、

$$(aE^2 + bE + c)(Af_1(x) + Bf_2(x)) = A(aE^2 + bE + c)f_1(x) + B(aE^2 + bE + c)f_2(x) = 0$$

したがって、 $Af_1(x) + Bf_2(x)$ も解である。この解は任意定数を2つもつから、すべての解がこれで行くされる。

定理3. $\alpha \neq \beta$ なら

$$(E - \alpha)(E - \beta)f(x) = 0$$

の解は、 $A\alpha^x + B\beta^x$

$$\text{証) } (E - \alpha)(E - \beta)\alpha^x = (E - \beta)\{(E - \alpha)\alpha^x\} = (E - \beta)0 = 0$$

したがって α^x は解である。同様に β^x も解。 $\alpha \neq \beta$ だから、 α^x, β^x は一次独立である。したがって解は $A\alpha^x + B\beta^x$ と書ける。

定理 4. $(E - 1)^2 f(x) = 0$

の解は、 $Ax + B$

証) $(E-1)\{(E-1)f(x)\}=0$

$\therefore (E-1)f(x)=A \cdot 1^x = A$ (定理1から)

$\therefore f(x+1)=f(x)+A$

$\therefore f(1)=f(0)+A, f(2)=f(1)+A, \dots, f(x)=f(x-1)+A \dots (1)$

(1)式を辺々たして、 $f(x)=Ax+f(0)$

ここで、 $f(0)$ は任意に定めてよい。

(一般には、 $(E-1)^n f(x)=0$ の解は、高々 $(n-1)$ 次の多項式

$A_{n-1}x^{n-1} + A_{n-2}x^{n-2} + \dots + A_0$ である。)