

数 学 2 (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) 平均 μ が既知の正規母集団 $N(\mu, \sigma^2)$ の標準偏差 σ を推定する。
 大きさ n の標本変量を (X_1, X_2, \dots, X_n) とするとき、

$$\text{統計量 } T = \frac{C}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu| \quad (C \text{ は定数}) \quad \text{とする。}$$

ここで、 $C = \text{$ のとき、 T は σ の不偏推定量となる。

- (2) 大きさ N の有限母集団から非復元抽出した大きさ n ($n < N$) の標本変量を
 (X_1, X_2, \dots, X_n) とするとき、
 X_i, X_j ($i \neq j$) の相関係数 ρ は である。

- (3) N 組の標本 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ に対して、 y の x に対する回帰直線 (最小 2 乗直線) を、標本平均 \bar{x}, \bar{y} 、標本標準偏差 σ_x, σ_y 、および標本相関係数 ρ を用いて表すと
 $y = \text{$ $x + \text{$ 。

- (4) 互いに異なる n 枚のカードを復元抽出する。各カードを引く確率が等しく $1/n$ であるとする。4 回目に初めて前回までに引いたカードのいずれかと同じカードを引いたとき、 n の最尤推定値は である。

- (5) 母集団が密度関数 $f(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha) \beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases} \quad (\alpha > 0, \beta > 0)$

で表される分布に従っているとき、この母集団から n 個の標本値 (x_1, x_2, \dots, x_n) が得られたとすると、 β の最尤推定値は である。ただし、 α は既知とする。

2. 同様の環境下で、等面積の 7 枚の畑に大麦を栽培した。肥料の濃度を 7 段階に分けて与えたところそれぞれの畑で、次のような収穫高を得た。肥料の濃度と収穫高との間に相関関係がない (相関係数 $\rho = 0$) といえるか。有意水準 0.05 で検定せよ。

肥料濃度 X	1	2	3	4	5	6	7
収穫高 Y	3	8	17	26	20	23	22

必要あれば次の数値を用いよ。

分布値 自由度 ϕ	$t_{\alpha} (0.025)$	$t_{\alpha} (0.050)$	$\chi^2_{\alpha} (0.025)$	$\chi^2_{\alpha} (0.050)$	$\chi^2_{\alpha} (0.950)$	$\chi^2_{\alpha} (0.975)$
4	2.776	2.132	11.14	9.49	0.711	0.484
5	2.571	2.015	12.83	11.07	1.145	0.831
6	2.447	1.943	14.45	12.59	1.635	1.237
7	2.365	1.895	16.01	14.07	2.17	1.690

$$u(0.025) = 1.960, \quad u(0.050) = 1.645$$

(20点)

3. 次の問に答えよ。

(1) $(0, 1)$ 上の一様分布に従う母集団から大きさ n の標本を取り出したとき、標本中の最大値と最小値の差を Z とする。確率変数 Z の確率密度関数 $g(z)$ を求めよ。

(2) 大きさ 65 の標本の最大値と最小値の間に、母集団の 95% 以上が含まれる確率を求めよ。

(25 点)

4. 次の問に答えよ。

(1) 自由度 n の χ^2 分布の積率母関数は $M(\theta) = (1 - 2\theta)^{-n/2}$ である。この関数を用いて、自由度 n の χ^2 分布の平均および分散を求めよ。

(2) 正規母集団 $N(\mu, \sigma^2)$ からの標本変量を X_1, X_2, \dots, X_n とするとき

$E[(kS^2 - \sigma^2)^2]$ を最小にする k の値を求めよ。

ただし、 $S^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 / n$ とする。

(20 点)

数学 2 解答例

1. (1) 確率変数 X が $N(\mu, \sigma^2)$ に従うとき、 $Y = \left\{ \frac{(X - \mu)}{\sigma} \right\}^2$ は、

自由度 1 の χ^2 分布に従い、 Y の確率密度関数は

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-1/2} e^{-y/2} & (y > 0) \\ 0 & (y \leq 0) \end{cases}$$

$|X - \mu| = \sigma\sqrt{Y}$ より

$$\begin{aligned} E(|X - \mu|) &= \sigma E(\sqrt{Y}) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} y^{1/2} y^{-1/2} e^{-y/2} dy \\ &= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \left[-2 e^{-y/2} \right]_0^{\infty} = \sqrt{2/\pi} \sigma \end{aligned}$$

$$\text{よって } E(T) = \frac{C}{n} \sum_{i=1}^n E(|X_i - \mu|) = \frac{C}{n} n \sqrt{2/\pi} \sigma = \sqrt{2/\pi} C \sigma = \sigma$$

$$\therefore C = \boxed{\sqrt{\pi/2}}$$

(2) 母集団の各要素を a_1, a_2, \dots, a_N とし、母平均、母分散を μ, σ^2 とする。

$X_i = a_s, X_j = a_t$ ($s \neq t$) となる確率は、

$$P(X_i = a_s, X_j = a_t) = \frac{1}{N(N-1)}$$

$$E[(X_i - \mu)(X_j - \mu)] = \sum_{s \neq t} \frac{(a_s - \mu)(a_t - \mu)}{N(N-1)}$$

$$= \frac{1}{N(N-1)} \sum_{s=1}^N (a_s - \mu) \left\{ \sum_{t=1}^N (a_t - \mu) - (a_s - \mu) \right\}$$

$$= \frac{-1}{N(N-1)} \sum_{s=1}^N (a_s - \mu)^2 = -\frac{\sigma^2}{N-1}$$

$$\left(\because \sum_{i=1}^N (a_i - \mu) = 0, \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (a_i - \mu)^2 = \sigma^2 \right)$$

$$\therefore \rho = \frac{E[(X_i - \mu)(X_j - \mu)]}{\sigma^2} = \boxed{-\frac{1}{N-1}}$$

(3) 求める回帰直線を $y = ax + b$ とすると、 a, b は

$$S(a, b) = \sum_{i=1}^N \{y_i - (ax_i + b)\}^2 \text{ を最小にする値である。}$$

$$\therefore \frac{\partial S}{\partial a} = -2 \sum_{i=1}^N \{y_i - (ax_i + b)\} x_i = 0$$

$$\frac{\partial S}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^N \{y_i - (ax_i + b)\} = 0$$

$$\therefore \sum_{i=1}^N x_i y_i = a \sum_{i=1}^N x_i^2 + b \sum_{i=1}^N x_i \quad \dots\dots ①$$

$$\sum_{i=1}^N y_i = a \sum_{i=1}^N x_i + b \sum_{i=1}^N 1 \quad \dots\dots ②$$

②より

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N y_i - a \sum_{i=1}^N x_i}{N}$$

これを①に代入して整理すると

$$a = \frac{N \sum_{i=1}^N x_i y_i - \sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^N y_i}{N \sum_{i=1}^N x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^N x_i \right)^2} = \frac{\text{Cov}(x, y)}{\sigma_x^2}$$

$$= \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \rho$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N y_i - a \sum_{i=1}^N x_i}{N} = \bar{y} - \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \rho \bar{x}$$

(4) 4回目に初めて同じカードを引く確率 $f(n)$ は

$$\begin{aligned} f(n) &= \frac{n}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdot \frac{n-2}{n} \cdot \frac{3}{n} \\ &= \frac{3(n-1)(n-2)}{n^3} \quad (n \geq 3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f'(n) &= \frac{3 \{ (2n-3)n^3 - (n-1)(n-2)3n^2 \}}{n^6} \\ &= \frac{-3(n^2 - 6n + 6)}{n^4} \end{aligned}$$

従って、 $n = 3 + \sqrt{3}$ のとき $f(n)$ は最大となる。(∵題意より $n \geq 2$)

ここで n は整数であり、 $f(4) = 0.28125$ 、 $f(5) = 0.288$ であるので、

$n = \boxed{5}$ で最大となる。

(5) (X_1, X_2, \dots, X_n) の確率密度関数を β の尤度関数 $l(\beta)$ とおいて

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, \beta)$$

$$= \frac{1}{\Gamma^{(n)}(a) \beta^{na}} \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{a-1} \exp\left(-\frac{1}{\beta} \sum_{i=1}^n x_i\right)$$

$$\log l(\beta) = -n \log \Gamma(a) - na \log \beta$$

$$+ (a-1) \sum_{i=1}^n \log x_i - \frac{1}{\beta} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \log l(\beta) = -\frac{n\alpha}{\beta} + \frac{1}{\beta^2} \sum_{i=1}^n x_i = 0$$

これを解いて求める β の最尤推定値は

$$\hat{\beta} = \frac{1}{\alpha n} \sum_{i=1}^n x_i = \boxed{\frac{\bar{x}}{\alpha}}$$

2. 母相関係数を ρ として、対立仮説 $H_1: \rho \neq 0$ に対して、
帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ を検定する。

$$\text{標本平均 } E(X) = \frac{1}{n} \sum X_i = 4, \quad E(Y) = \frac{1}{n} \sum Y_i = 17$$

$$\text{標本分散 } S(X)^2 = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{X})^2 = 4,$$

$$S(Y)^2 = \frac{1}{n} \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = 61.14$$

$$\text{標本共分散 } \text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = 12.857143$$

従って、標本相関係数 $r(X, Y)$ は

$$r(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{S(X)S(Y)} = 0.8221321$$

帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ のもとで、 n を標本数とすると統計量

$$T = \frac{\sqrt{n-2} r}{\sqrt{1-r^2}}$$
 は、自由度 $n-2$ の t 分布に従う。

いま、 $n=7$, $r=0.8221321$ だから、 T の実現値は、

$$\begin{aligned} T &= \frac{\sqrt{7-2} \cdot 0.8221321}{\sqrt{1-0.8221321^2}} \\ &= 3.2291475 > 2.571 = t_{5}(0.025) \end{aligned}$$

よって、 H_0 は棄却される。肥料濃度と収穫高との間に関係がないとはいえない。

3. (1) 最小値を X_1 , 最大値を X_n とすると、

これらの同時確率密度関数 $F(x_1, x_n)$ は

$$F(x_1, x_n) = \begin{cases} \frac{n!}{(n-2)!} (x_n - x_1)^{n-2} & (0 \leq x_1 \leq x_n \leq 1) \\ 0 & \text{(それ以外)} \end{cases}$$

ここで、 $Y = X_1$, $Z = X_n - X_1$, これらの同時確率密度関数を $G(y, z)$ とする。

$$X_1 = Y, \quad X_n = Y + Z \text{ より、} \frac{\partial x_1}{\partial y} = 1, \quad \frac{\partial x_1}{\partial z} = 0, \quad \frac{\partial x_n}{\partial y} = 1, \quad \frac{\partial x_n}{\partial z} = 1$$

$$\text{よって} \quad \left| \frac{\partial (x_1, x_n)}{\partial (y, z)} \right| = 1$$

従って、 $y \geq 0$, $z \geq 0$, $y + z \leq 1$ のとき

$$\begin{aligned} G(y, z) &= F(x_1, x_n) \left| \frac{\partial(x_1, x_n)}{\partial(y, z)} \right| \\ &= \frac{n!}{(n-2)!} (x_n - x_1)^{n-2} \cdot 1 \\ &= n(n-1) z^{n-2} \end{aligned}$$

それ以外の場合、 $G(y, z) = 0$

z の確率密度関数 $g(z)$ は、

$0 \leq z \leq 1$ のとき

$$g(z) = \int_0^{1-z} n(n-1) z^{n-2} dy = n(n-1) z^{n-2} (1-z)$$

$z < 0$, $z > 1$ のとき $g(z) = 0$

(2) $\text{Prob}(z \geq 0.95)$

$$= \int_{0.95}^1 65 \cdot 64 \cdot z^{63} (1-z) dz = 0.8424$$

よって求める確率は 84.2% である。

4. (1) $M'(\theta) = n(1-2\theta)^{-n/2-1}$

$$M''(\theta) = n(n+2)(1-2\theta)^{-n/2-2}$$

$$\text{平均 } E(X) = M'(0) = n$$

$$\begin{aligned} \text{分散 } V(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = M''(0) - [M'(0)]^2 \\ &= n(n+2) - n^2 = 2n \end{aligned}$$

(2) $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} = \frac{nS^2}{\sigma^2}$ は自由度 n の χ^2 分布に従う確率変数であるから、

自由度 n の χ^2 分布の平均は n 、分散は $2n$ であることより、

$$E\left(\frac{nS^2}{\sigma^2}\right) = n \quad \therefore E(S^2) = \sigma^2$$

$$V\left(\frac{nS^2}{\sigma^2}\right) = E\left(\frac{n^2 S^4}{\sigma^4}\right) - \left[E\left(\frac{nS^2}{\sigma^2}\right)\right]^2 = \frac{n^2}{\sigma^4} E(S^4) - n^2 = 2n$$

$$\therefore E(S^4) = \sigma^4 \frac{2+n}{n}$$

$$E[(kS^2 - \sigma^2)^2] = k^2 E(S^4) - 2k\sigma^2 E(S^2) + \sigma^4$$

$$= k^2 \sigma^4 \frac{2+n}{n} - 2k\sigma^4 + \sigma^4$$

よって、 $k = \frac{n}{n+2}$ のとき $E[(kS^2 - \sigma^2)^2]$ は最小となる。