

## 昭和56年度（問 題）

1. 区間  $(0, \theta)$  上の一様分布

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & 0 < x < \theta \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

からの標本  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  に対して、 $\theta$  の 2 つの推定量  $2\bar{X} = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  と  $\frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  の不偏性を示し、かつ 2 つの推定量の有効性を比較せよ。

2. 正規母集団  $N(\mu, 25)$  の母平均  $\mu$  の検定で、帰無仮説  $H_0: \mu = 0$ 、対立仮説  $H_1: \mu = 1$  において、第 1 種および第 2 種の誤りをおかす確率をともに 0.01 にしたい。この検定に要する標本の大きさ  $n$  を求めよ。  $u(0.01) = 2.33$  とする。
3. 5 種類の商品を販売している会社で、販売実績から任意抽出して 1,000 件のサンプルをとったところ、次のような結果を得た。商品種類によるニーズ（あるいは販売姿勢）の違いはあるといえるか、有意水準 5% で調べよ。

商品種類	1	2	3	4	5	合計
販売件数	210	246	150	183	211	1,000

必要あれば次の数値を用いよ。

分布値 自由度 $\phi$	$t_{\phi}(0.025)$	$t_{\phi}(0.05)$	$\chi_{\phi}^2(0.025)$	$\chi_{\phi}^2(0.05)$	$u(0.025)$	$u(0.05)$
4	2.776	2.132	11.143	9.488	1.960	1.645
5	2.571	2.015	12.833	11.070		
6	2.447	1.943	14.449	12.592		

4. ある人種の ABO 式による血液型の A, B, AB, O はそれぞれ  $(2 + \theta) / 4$ ,  $(1 - \theta) / 4$ ,  $(1 - \theta) / 4$ ,  $\theta / 4$  で生ずることがわかっている。ここで  $\theta$  は未知の母数である。 $n$  人の観察の結果これら 4 種の人数がそれぞれ  $p, q, r, s$  (いずれも正) 人になったとき、 $\theta$  の最尤推定値を求めよ。
5. 校正者 A によれば 1 頁当たり平均  $\lambda_1$  個の誤植が残り、B によれば 1 頁当たり平均  $\lambda_2$  個の誤植が残る。ただし、 $\lambda_1, \lambda_2$  はともに未知とする。A が校正を行なった結果 20 頁中に 17 個の誤植が残り、B が校正を行なった結果 40 頁中に  $r$  個の誤植が残った。
- 1 頁当たりの平均誤植数を比較することによって、 $\lambda_1 = \lambda_2$  といえる  $r$  の値を有意水準 5% として求めよ。ここに、 $u(0.05) = 1.645$ ,  $u(0.025) = 1.960$  とする。

昭和56年度（解答例）

1. (1) 推定量  $2\bar{X} = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  について

$$\begin{aligned} E(2\bar{X}) &= E\left(\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) \\ &= \frac{2n}{n} \cdot \int_0^\theta \frac{x}{\theta} dx = 2 \cdot \frac{\theta^2}{2\theta} = \theta \quad \dots\dots\dots ① \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(2\bar{X}) &= \text{Var}\left(\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{4}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{4n}{n^2} \left(\int_0^\theta \frac{x^2}{\theta} dx - \left(\frac{\theta}{2}\right)^2\right) \\ &= \frac{4}{n} \left(\frac{\theta^3}{3\theta} - \frac{\theta^2}{4}\right) = \frac{\theta^2}{3n} \quad \dots\dots\dots ② \end{aligned}$$

(2) 推定量  $\frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  について

$\max(X_1, X_2, \dots, X_n) = X_{(n)}$  の分布関数は

$$\begin{aligned} P\{\max(X_1, X_2, \dots, X_n) < x\} &= P\{X_1 < x, X_2 < x, \dots, X_n < x\} \\ &= P\{X_1 < x\} \cdot P\{X_2 < x\} \cdot \dots \cdot P\{X_n < x\} = \left(\int_0^x \frac{dx}{\theta}\right)^n \\ &= \left(\frac{x}{\theta}\right)^n \quad (0 < x < \theta) \end{aligned}$$

だから、 $X_{(n)}$  の密度関数は  $n \cdot \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{\theta} \quad (0 < x < \theta)$  であることより

$$\begin{aligned} E(X_{(n)}) &= \int_0^\theta x \cdot n \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \frac{dx}{\theta} = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^n dx = \frac{n}{\theta^n} \cdot \frac{\theta^{n+1}}{n+1} = \frac{n}{n+1} \theta \\ \text{Var}(X_{(n)}) &= \int_0^\theta x^2 \cdot n \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \frac{dx}{\theta} - \left(\frac{n}{n+1} \theta\right)^2 = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^{n+1} dx - \left(\frac{n}{n+1} \theta\right)^2 \\ &= \frac{n}{\theta^n} \cdot \frac{\theta^{n+2}}{n+2} - \frac{n^2}{(n+1)^2} \theta^2 = n \cdot \frac{(n+1)^2 - n(n+2)}{(n+2)(n+1)^2} \theta^2 \\ &= \frac{n}{(n+2)(n+1)^2} \theta^2 \end{aligned}$$

従って

$$E\left(\frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)\right) = \frac{n+1}{n} E(X_{(n)}) = \theta \quad \dots\dots\dots ③$$

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)\right) &= \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \text{Var}(X_{(n)}) = \frac{\theta^2}{n(n+2)} \\ &\quad \dots\dots\dots ④ \end{aligned}$$

①,③ より,  $2\bar{X}, \frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  の不偏性が示され, ②,④

より  $\frac{n+1}{n} \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  の方が  $2\bar{X}$  より有効といえる。

2. 第1種の誤りをおかす確率を 0.01 とするため

$$P(\bar{X} > C | \mu = 0) = P\left(\frac{\bar{X} - 0}{5/\sqrt{n}} > \frac{C}{5/\sqrt{n}}\right) = \int_{c/5/\sqrt{n}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} = 0.01$$

また, 第2種の誤りをおかす確率を 0.01 とするため,

$$P(\bar{X} \leq C | \mu = 1) = 1 - P(\bar{X} > C | \mu = 1) = 0.01 \text{ より}$$

$$P(\bar{X} > C | \mu = 1) = P\left(\frac{\bar{X} - 1}{5/\sqrt{n}} > \frac{C - 1}{5/\sqrt{n}}\right) = \int_{(c-1)/5/\sqrt{n}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0.99$$

以上から,

$$\frac{C\sqrt{n}}{5} = 2.33 \quad \frac{(C-1)\sqrt{n}}{5} = -2.33$$

$$\text{となり, } \sqrt{n}/5 = 4.66 \quad n = (23.3)^2 = 542.89$$

$n$  は 543 以上とればよい。

3. ニーズ(あるいは販売姿勢)に違いはないとすれば,

$$H_0: p_i = \frac{1}{5} \quad (p_i \text{ は } i \text{ 番目の商品種類である確率})$$

$$\therefore np_i = 1,000 \times \frac{1}{5} = 200$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^5 \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} \quad (f_i \text{ は実現個数})$$

$$= \frac{1}{200} \{ (210 - 200)^2 + (246 - 200)^2 + (150 - 200)^2 + (183 - 200)^2 + (211 - 200)^2 \}$$

$$= \frac{1}{200} (100 + 2,116 + 2,500 + 289 + 121) = 5,126/200 = 25.63$$

これを自由度  $\nu = 5 - 1 = 4$  の  $\chi^2$ -分布上側 5% 点  $\chi_4^2(0.05) = 9.488$  と較べると,

$25.63 > 9.488$  で  $H_0$  は棄却される。

4. 4次元の確率変数  $(X_1, X_2, X_3, X_4)$  を考え、そのとり得る値は、

$$(1, 0, 0, 0), (0, 1, 0, 0), (0, 0, 1, 0), (0, 0, 0, 1)$$

とし、それぞれの値をとる確率を

$$(2 + \theta)/4, (1 - \theta)/4, (1 - \theta)/4, \theta/4$$

とする。 $(x_1, x_2, x_3, x_4)$  はこれら4つの点のいずれかとすれば、その密度は

$$f(x_1, x_2, x_3, x_4; \theta) = (2 + \theta)^{x_1} (1 - \theta)^{x_1 + x_2} \theta^{x_4} / 4$$

いま、これら4つの点が、 $n$ 回のうちでそれぞれ  $p, q, r, s$  回観察されたとすれば、尤度関数は、

$$L(\theta) = (2 + \theta)^p (1 - \theta)^{q+r} \theta^s / 4^n$$

となる。これより

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial \theta} &= \frac{p}{2 + \theta} - \frac{q + r}{1 - \theta} + \frac{s}{\theta} \\ &= \{p(1 - \theta) \cdot \theta - (q + r)(2 + \theta) \cdot \theta + s(2 + \theta)(1 - \theta)\} / (2 + \theta)(1 - \theta)\theta \\ &= \frac{-n\theta^2 + (p - 2q - 2r - s)\theta + 2s}{\theta(1 - \theta)(2 + \theta)} \dots\dots\dots \textcircled{1} \end{aligned}$$

$g(\theta) = -n\theta^2 + (p - 2q - 2r - s)\theta + 2s = 0$  において  $\theta$  を求めれば、正負2つの根が生ずる。 $\theta > 0$  であるから、正根を  $\hat{\theta}$  とする。

$$g(0) = 2s > 0, \quad g(1) = -3q - 3r < 0$$

であるから、 $0 < \hat{\theta} < 1$  となる。

①の分母は  $0 < \theta < 1$  のとき正、分子は  $0 < \theta < \hat{\theta}$  のとき正で、 $\hat{\theta} < \theta < 1$  のとき負となるから  $L$  は  $\hat{\theta}$  で最大となり、 $\hat{\theta}$  は  $\theta$  の最尤推定量となる。

5.  $x_1 = 17$  は Poisson 分布  $P_o(20\lambda_1)$  にしたがう確率変数  $X_1$  の実現値、 $x_2 = r$  は  $P_o(40\lambda_2)$  にしたがう確率変数  $X_2$  の実現値と考えられる。

$20\lambda_1, 40\lambda_2$  はともに大きいと想像されるので、

$$(X_1 - 20\lambda_1) / \sqrt{20\lambda_1}, (X_2 - 40\lambda_2) / \sqrt{40\lambda_2}$$

の分布はいずれも  $N(0, 1)$  にちかい。

そこで、 $\lambda_1 = \lambda_2$  であれば、この共通の値を  $\lambda$  とおくと、

$$\left(\frac{X_1}{20} - \frac{X_2}{40}\right) / \sqrt{\left(\frac{1}{20} + \frac{1}{40}\right) \lambda}$$

の分布は  $N(0, 1)$  にちかい。

さらに、 $\lambda$  のかわりに推定量  $(X_1 + X_2) / (20 + 40)$  を用いると、

$$U = \left(\frac{X_1}{20} - \frac{X_2}{40}\right) / \sqrt{\left(\frac{1}{20} + \frac{1}{40}\right) \frac{X_1 + X_2}{20 + 40}}$$

の分布は  $N(0, 1)$  にちかい。(注参照)

$X_1 = 17$  として  $|U| < 1.960$  より  $r$  を求めると、

$$\left(\frac{17}{20} - \frac{r}{40}\right)^2 < (1.960)^2 \left(\frac{1}{20} + \frac{1}{40}\right) \cdot \frac{17+r}{60}$$

$$(17 \times 2 - r)^2 < (1.96)^2 \times 2 \times (17 + r)$$

$$r^2 - 75.6832r + 1,025.3856 < 0$$

$$18 \leq r \leq 58$$

(注) A. 確率変数列  $(X_1, Y_1), (X_1, Y_2), \dots$  において、 $X_1, X_2, \dots$  の分布は  $F$  に収束し、 $Y_1, Y_2, \dots$  は 1 に確率収束するものとする。このとき、 $X_1/Y_1, X_2/Y_2, \dots$  の分布は  $F$  に収束する。

(証明)

$\frac{X_n}{Y_n} = X_n + X_n \cdot \frac{1-Y_n}{Y_n}$  となるので、 $X_n \cdot \frac{1-Y_n}{Y_n}$  が 0 に確率収束することを証明すれば、次に帰着する。

B. 確率変数列  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots$  において  $X_1, X_2$  の分布は  $F$  に収束し、 $Y_1, Y_2, \dots$  は 0 に確率収束するものとする。このとき  $X_1 + Y_1, X_2 + Y_2, \dots$  の分布は  $F$  に収束する。

$X_n \cdot \frac{1-Y_n}{Y_n}$  が 0 に確率収束することを証明するには、任意の正数  $\epsilon$  と  $\delta$  に対して、 $n$  を十分大きくとれば

$$|P(|X_n(1-Y_n)/Y_n| \geq \epsilon)| < \delta$$

となることをいえばよい。

さて、 $X_n$  の分布は  $F$  に収束する。そこで十分大きい正数  $a$  をとって、 $\pm a$  が  $F(x)$  の連続点で、しかも  $F(a) - F(-a) > 1 - \frac{\delta}{4}$  となるようにする。こ

のとき  $n_1$  を適当にとれば,  $n \geq n_1$  なるすべての  $n$  に対して

$$P(-a \leq X_n \leq a) > 1 - \delta/2$$

となる。

つぎに  $Y_1, Y_2, \dots$  は 1 に確率収束するので,  $(1-Y_n)/Y_n$  は  $n \rightarrow \infty$  のとき 0 に確率収束する (証明略)。よって,  $n_2$  を適当にとれば,  $n \geq n_2$  なるすべての  $n$  に対して

$$P\left(\left|\frac{1-Y_n}{Y_n}\right| < \frac{\varepsilon}{a}\right) > 1 - \frac{\delta}{2}$$

となる。

したがって,  $n \geq \max(n_1, n_2)$  なるすべての  $n$  に対して

$$P\left(\left|X_n \cdot \frac{1-Y_n}{Y_n}\right| \geq \varepsilon\right) \leq P(|X_n| > a) + P\left(\left|\frac{1-Y_n}{Y_n}\right| \geq \frac{\varepsilon}{a}\right) < \frac{\delta}{2} + \frac{\delta}{2} = \delta$$

これは,  $X_n(1-Y_n)/Y_n$  が 0 に確率収束することを示している。

## B の証明

$F(x)$  の任意の連続点  $a$  において

$$P(X_n + Y_n \leq a) \rightarrow F(a) \quad (n \rightarrow \infty)$$

となることをいえばよい。

いま正数  $\varepsilon$  に対して,  $F(x)$  の連続点  $a \pm \delta$  をとって,

$$(1) \quad 0 \leq F(a) - F(a - \delta) < \varepsilon/3, \quad 0 \leq F(a + \delta) - F(a) < \varepsilon/3$$

ならしめる。 $a$  は  $F(x)$  の連続点であり, また  $F(x)$  の不連続点は可数個しかないから, このことはいつも可能である。

このとき, 任意の自然数  $n$  について

$$(2) \quad P(X_n \leq a - \delta) - P(|Y_n| > \delta) \leq P(X_n + Y_n \leq a) \leq P(X_n \leq a + \delta) + P(|Y_n| > \delta)$$

仮定により,  $n \rightarrow \infty$  とすると,

$$P(X_n \leq a - \delta) \rightarrow F(a - \delta), \quad P(X_n \leq a + \delta) \rightarrow F(a + \delta),$$

$$P(|Y_n| > \delta) \rightarrow 0$$

となるから,  $n$  を十分大きくとることにより,

$$(3) \quad F(a - \delta) - \varepsilon/3 \leq P(X_n \leq a - \delta), \quad P(X_n \leq a + \delta) < F(a + \delta) + \varepsilon/3,$$

$$P(|Y_n| > \delta) < \epsilon/3$$

とすることができる。

(2),(3)から, このような  $n$  に対して,

$$F(a-\delta) - 2\epsilon/3 < P(X_n + Y_n \leq a) < F(a+\delta) + 2\epsilon/3$$

さらに (1) を用いれば,

$$F(a) - \epsilon < P(X_n + Y_n \leq a) < F(a) + \epsilon$$

となる。これは

$$P(X_n + Y_n \leq a) \rightarrow F(a)$$

を示している。