

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、 θ 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 μ 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 ϕ	$t_{\phi}(0.025)$	$t_{\phi}(0.05)$	$\chi_{\phi}^2(0.025)$	$\chi_{\phi}^2(0.05)$	$u(0.025)$	$u(0.05)$
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 θ 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、 θ 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 λ_1 個の誤植が残り、 B によれば 1 頁当たり平均 λ_2 個の誤植が残る。ただし、 λ_1, λ_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 χ^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 θ 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 θ 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 λ 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、 λ 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 ϵ と δ 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 ε 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。