

## 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) ある番組の視聴率を信頼度95%で誤差が3%以内であるように推定したいとき  人以上のモニターを調査すればよい。

(2) 正規母集団  $N(\mu, 1)$  の母平均の検定で、帰無仮説  $H_0: \mu = 0$ 、対立仮説  $H_1: \mu = 1$  によって第1種および第2種の誤りをおかず確率をともに  $0.01$  以下にしたい。

この検定に要する標本の数は  以上である。

(3) 大きさ  $N$  の有限母集団から非復元抽出した大きさ  $n$  の標本を  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  とする。

母分散を  $\sigma^2$  とするとき、この母集団の総計推定量

$$Z = \frac{N}{n} \sum_{k=1}^n X_k \text{ の分散は } V(Z) = \text{  } \sigma^2 \text{ となる。}$$

(4) 二項母集団  $B(p; k)$ 、(ただし  $p$  は未知) からとった大きさ  $n$  の標本を度数によって整理したところ右表の結果を得た。

このとき  $p$  の最尤推定値は  である。

標本値	0	1	2	...	j	...	k	合計
度数	$n_0$	$n_1$	$n_2$	...	$n_j$	...	$n_k$	$n$

(5) 母数  $p$  ( $0 < p < 1$ ) の幾何分布に従う母集団から3つの標本  $X_1, X_2, X_3$  を抽出し、母数  $p$  についての検定を行う。

帰無仮説  $H_0: p = 1/3$ 、対立仮説  $H_1: p \neq 1/3$ 、棄却域  $R: \max(X_1, X_2, X_3) \geq 2$  と定めて  $H_0$  を検定するとき、有意水準は  (小数第4位を4捨5入) である。ただし、確率変数  $X$  が母数  $p$  の幾何分布に従うとは、非負の整数  $k$  にたいして、 $P\{X=k\} = p^k(1-p)$  となることである。

2. 次の問に答えよ。 (20点)

(1) 区間  $[0, \theta]$ 、( $\theta > 0$ ) 上の一様分布をもつ母集団から抽出した大きさ  $n$  の標本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  に対し統計量  $S = C_1 \cdot (X_1 + X_2 + \dots + X_n)$ 、 $T = C_2 \cdot \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  を考える。

このとき、 $S, T$  ともに  $\theta$  の不偏推定量となるように、定数  $C_1, C_2$  の値を定めよ。

(2) (1) で求めた  $\theta$  の不偏推定量  $S$  と  $T$  のどちらがより有効かを示せ。

3. 次の問に答えよ。 (20点)

(1) 母集団分布が指数分布のとき、母平均を  $\mu$  としてこの母集団からの大きさ  $n$  の標本に対し、標本平均を  $\bar{X}$  とする

とき、 $\left(\frac{2n}{\mu}\right) \bar{X}$  が従う確率分布を求めよ。

(2) ある都市で電話の通話時間を15件について調べたところ平均90秒であった。この都市の電話の平均通話時間を信頼度95%で区間推定せよ(小数第2位を4捨5入)。なお、通話時間は指数分布に従うものとする。

4. 正規母集団  $N(\mu, \sigma^2)$ 、( $\sigma^2$ : 未知) から  $n$  個の標本を抽出して母平均  $\mu$  を信頼度95%で区間推定するという試行を繰り返し行うことを考える。このとき次の問に答えよ。 (25点)

(1) 信頼区間の幅の平均を、未知のパラメーター  $\sigma, t_*(\varepsilon)$ 、ガンマ関数  $\Gamma(s)$  を用いて表わせ。

(2) 信頼区間の幅が  $2\sigma$  よりも小さくなる確率が95%以上となるためには標本の数  $n$  をどの程度の大きさにすればよいか。

必要であれば次の数値を用いよ。

標準正規分布： $u(\varepsilon)$ 、(上側確率  $\varepsilon$ )

$\varepsilon$	0.159	0.100	0.050	0.025	0.023	0.010	0.005
$u(\varepsilon)$	1.000	1.282	1.645	1.960	2.000	2.326	2.576

$\chi^2$  分布： $\chi^2_{\phi}(\varepsilon)$ 、(自由度  $\phi$ ，上側確率  $\varepsilon$ )

$\phi \backslash \varepsilon$	0.995	0.990	0.975	0.950	0.050	0.025	0.010	0.005
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.81	9.35	11.34	12.84
4	0.207	0.297	0.484	0.711	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.412	0.554	0.831	1.145	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.676	0.872	1.237	1.635	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.989	1.239	1.690	2.17	14.07	16.01	18.48	20.3
8	1.344	1.646	2.18	2.73	15.51	17.53	20.1	22.0
9	1.735	2.09	2.70	3.33	16.92	19.02	21.7	23.6
10	2.16	2.56	3.25	3.94	18.31	20.5	23.2	25.2
11	2.60	3.05	3.82	4.57	19.68	21.9	24.7	26.8
12	3.07	3.57	4.40	5.23	21.0	23.3	26.2	28.3
13	3.57	4.11	5.01	5.89	22.4	24.7	27.7	29.8
14	4.07	4.66	5.63	6.57	23.7	26.1	29.1	31.3
15	4.60	5.23	6.26	7.26	25.0	27.5	30.6	32.8
16	5.14	5.81	6.91	7.96	26.3	28.8	32.0	34.3
17	5.70	6.41	7.56	8.67	27.6	30.2	33.4	35.7
18	6.26	7.01	8.23	9.39	28.9	31.5	34.8	37.2
19	6.84	7.63	8.91	10.12	30.1	32.9	36.2	38.6
20	7.43	8.26	9.59	10.85	31.4	34.2	37.6	40.0
21	8.03	8.90	10.28	11.59	32.7	35.5	38.9	41.4
22	8.64	9.54	10.98	12.34	33.9	36.8	40.3	42.8
23	9.26	10.20	11.69	13.09	35.2	38.1	41.6	44.2
24	9.89	10.86	12.40	13.85	36.4	39.4	43.0	45.6
25	10.52	11.52	13.12	14.61	37.7	40.6	44.3	46.9
26	11.16	12.20	13.84	15.38	38.9	41.9	45.6	48.3
27	11.81	12.88	14.57	16.15	40.1	43.2	47.0	49.6
28	12.46	13.56	15.31	16.93	41.3	44.5	48.3	51.0
29	13.12	14.26	16.05	17.71	42.6	45.7	49.6	52.3
30	13.79	14.95	16.79	18.49	43.8	47.0	50.9	53.7

t 分布： $t_{\phi}(\varepsilon)$ 、(自由度  $\phi$ ，上側確率  $\varepsilon$ )

$\phi \backslash \varepsilon$	0.050	0.025	0.010	0.005
7	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.833	2.262	2.821	3.250
10	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.782	2.179	2.681	3.055

## 数学 2 解答

1.

(1) 全体の視聴率を  $p$ ,  $n$  人のモニターの視聴率を  $\hat{p}$  とすると確率 95% で

$$|p - \hat{p}| \leq u \left( \frac{0.05}{2} \right) \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} = 1.96 \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$

$\hat{p}$  は不明であるが

$$\hat{p}(1-\hat{p}) = - \left( \hat{p} - \frac{1}{2} \right)^2 + \frac{1}{4} \leq \frac{1}{4} \quad (0 \leq \hat{p} \leq 1)$$

であるから、 $|p - \hat{p}| \leq 1.96 \sqrt{\frac{1}{4n}} \leq 0.03$  を解けばよい。

$$\text{従って、 } n \geq \left( \frac{1.96}{0.03} \right)^2 \times \frac{1}{4} = 1067.1\dots$$

求める人数は 1068 人以上

(2) 第 1 種の誤りをおかす確率を 0.01 以下とするため、

$P(\bar{X} \geq c \mid \mu = 0) \leq 0.01$  すなわち、

$$\begin{aligned} P(\bar{X} \geq c \mid \mu = 0) &= P\left(\frac{\bar{X} - 0}{1/\sqrt{n}} \geq \frac{c}{1/\sqrt{n}} \mid \mu = 0\right) \\ &= \int_c^{\infty} \frac{1}{\sqrt{n}} e^{-1/2 x^2} dx \leq 0.01 \end{aligned}$$

$$u(0.01) = 2.326 \text{ であるから、 } c \sqrt{n} \geq 2.326 \quad \textcircled{1}$$

第 2 の誤りをおかす確率を 0.01 以下とするため、

$P(\bar{X} < c \mid \mu = 1) \leq 0.01$  すなわち、

$$\begin{aligned} P(\bar{X} \geq c \mid \mu = 1) &= P\left(\frac{\bar{X} - 1}{1/\sqrt{n}} \geq \frac{c-1}{1/\sqrt{n}} \mid \mu = 1\right) \\ &= \int_{\sqrt{n}(c-1)}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{n}} e^{-1/2 x^2} dx > 0.99 \end{aligned}$$

$$u(0.01) = 2.326 \text{ より、 } (c-1) \sqrt{n} < -2.326 \quad \textcircled{2}$$

$$\textcircled{1} - \textcircled{2} \text{ より、 } \sqrt{n} \geq 2.326 \times 2 = 4.652 \quad n \geq 21.641 \quad \text{答えは } \span style="border: 1px solid black; padding: 2px;">22$$

(3) 標本平均を  $\bar{X} = \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{n}$  とすると

$$V(\bar{X}) = \frac{N-n}{N-1} \frac{\sigma^2}{n}$$

$$Z = N\bar{X} \text{ より、 } V(Z) = V(N\bar{X}) = N^2 V(\bar{X})$$

$$= \boxed{N^2 \frac{N-n}{N-1} \frac{1}{n}} \sigma^2$$

(4) 尤度関数  $L(p) = L(x_1, x_2, \dots, x_n)$

$$= \prod_{i=1}^n P(X = x_i)$$

$$= \{P(X=0)\}^{n_0} \{P(X=1)\}^{n_1} \dots \{P(X=k)\}^{n_k}$$

$$= \left\{ \binom{k}{0} p^0 q^k \right\}^{n_0} \left\{ \binom{k}{1} p^1 q^{k-1} \right\}^{n_1} \dots \left\{ \binom{k}{k} p^k q^0 \right\}^{n_k}$$

$$= \prod_{j=1}^k \binom{k}{j}^{n_j} p^{jn_j} q^{(k-j)n_j} \quad (\text{ただし } q = 1-p)$$

$$\log L = \sum_{j=1}^k \left\{ n_j \log \binom{k}{j} + j n_j \log p + (k-j) n_j \log (1-p) \right\}$$

両辺を  $p$  で微分して

$$\frac{\partial \log L}{\partial p} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^k j n_j - \frac{1}{1-p} \sum_{j=1}^k (k-j) n_j = 0$$

これを  $p$  について解くと、

$$(1-p) \sum_{j=1}^k j n_j = p \sum_{j=1}^k (k-j) n_j$$

$$\sum_{j=1}^k j n_j = p k \sum_{j=1}^k n_j = p k n$$

$$\therefore p = \boxed{\frac{1}{k n} \sum_{j=1}^k j n_j}$$

$$(5) P(X \geq n) = \sum_{k=n}^{\infty} p^k (1-p)$$

$$= p^n (1-p) \sum_{k=0}^{\infty} p^k = p^n \text{ であるから、}$$

$$P(X < n) = 1 - p^n$$

ところで、標本  $X_1, X_2, X_3$  について

$$P \{ \max (X_1, X_2, X_3) \geq 2 \} = 1 - P \{ \max (X_1, X_2, X_3) < 2 \} \\ = 1 - P \{ X < 2 \}^3$$

有意水準  $\varepsilon$  は帰無仮説  $H_0$  が正しいときにこれを棄却してしまう確率であるから、

$$\varepsilon = 1 - P \{ X < 2 \}^3 = 1 - (1 - p^2)^3 = \frac{217}{729} \approx \boxed{0.298}$$

$$2. E(S) = a \sum_{i=1}^n E(X_i)$$

$$\text{ここで } E(X_i) = \int_0^{\theta} \frac{1}{\theta} x dx = \frac{1}{\theta} \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{\theta} = \frac{\theta}{2} \quad (i = 1, \dots, n)$$

$$\text{よって、} E(S) = C_1 \cdot \frac{\theta}{2} \cdot n = \theta \text{ より、} C_1 = \frac{2}{n}$$

次に  $U = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  とおくと、

$$P \{ U \leq x \} = P \{ X_1 \leq x, X_2 \leq x, \dots, X_n \leq x \} \\ = P \{ X_1 \leq x \} P \{ X_2 \leq x \} \cdots P \{ X_n \leq x \} \\ = \left( \frac{x}{\theta} \right)^n \quad (0 \leq x \leq \theta)$$

$$\text{よって、} E(T) = C_2 \int_0^{\theta} \left[ \left( \frac{x}{\theta} \right)^n \right]' x dx = C_2 \cdot \frac{n}{\theta^n} \int_0^{\theta} x^n dx \\ = C_2 \cdot \frac{n}{\theta^n} \left[ \frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^{\theta} = C_2 \cdot \frac{n}{n+1} \theta = \theta \text{ より}$$

$$C_2 = \frac{n+1}{n}$$

$$(2) V(S) = V \left( \frac{2}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right) = \frac{4}{n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i) \\ = \frac{4}{n^2} \cdot n \cdot \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$V(S) = V \left( \frac{n+1}{n} \cdot U \right) = \left( \frac{n+1}{n} \right)^2 V(U) \\ = \left( \frac{n+1}{n} \right)^2 \{ E(U^2) - (E(U))^2 \}$$

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

$$\begin{aligned}
\text{よって、} V(S) - V(T) &= \frac{\theta^2}{3n} - \frac{\theta^2}{n(n+2)} \\
&= \frac{n-1}{3n(n+2)} \theta^2 \geq 0 \text{ より}
\end{aligned}$$

$V(S) \geq V(T)$  となり T がより有効である。

3.

(1)  $X_1$  の確率密度関数は

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu} & (X > 0) \\ 0 & (X \leq 0) \end{cases}$$

$X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  の確率密度関数を  $f_n(x)$  とすると、

$$f_1(x) = \frac{1}{\mu} e^{-\frac{x}{\mu}}$$

$$\begin{aligned}
f_2(x) &= \int_0^x f_1(t) f_1(x-t) dt \\
&= \int_0^x \frac{1}{\mu} e^{-\frac{t}{\mu}} \frac{1}{\mu} e^{-\frac{x-t}{\mu}} dt \\
&= \frac{1}{\mu^2} e^{-\frac{x}{\mu}} x
\end{aligned}$$

$$f_{n-1}(x) = \frac{1}{\mu^{n-1}} \frac{1}{(n-2)!} x^{n-2} e^{-\frac{x}{\mu}} \text{ とすると、}$$

$$\begin{aligned}
f_n(x) &= \int_0^x \frac{1}{\mu^{n-1}} \frac{1}{(n-2)!} t^{n-2} e^{-\frac{t}{\mu}} \frac{1}{\mu} e^{-\frac{x-t}{\mu}} dt \\
&= \frac{1}{\mu^n} e^{-\frac{x}{\mu}} \frac{1}{(n-2)!} \int_0^x t^{n-2} dt
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{\mu^n} e^{-\frac{x}{\mu}} \frac{1}{(n-1)!} \left[ t^{n-1} \right]_0^x \\
&= \frac{1}{\mu^n} \frac{1}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\frac{x}{\mu}}
\end{aligned}$$

よって数学的帰納法により、

$$f_n(x) = \frac{1}{\mu^n} \frac{1}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\frac{x}{\mu}} \quad (x > 0)$$

$$\frac{2n}{\mu} \bar{X} = \frac{2}{\mu} X = Z \quad \text{とすると、} \quad \frac{dZ}{dX} = \frac{2}{\mu} \quad \text{より}$$

Z の確率密度関数  $g(z)$  は

$$\begin{aligned}
g(z) &= \frac{1}{\mu^n} \frac{1}{\Gamma(n)} \left( \frac{\mu}{2} z \right)^{n-1} e^{-\frac{1}{\mu} \cdot \frac{\mu}{2} z} \cdot \frac{\mu}{2} \\
&= \frac{1}{2^n} \frac{1}{\Gamma(n)} z^{n-1} e^{-\frac{z}{2}} \\
&= \frac{1}{2^{\frac{2n}{2}}} \frac{1}{\Gamma\left(\frac{2n}{2}\right)} z^{\frac{2n}{2}-1} e^{-\frac{z}{2}}
\end{aligned}$$

∴これは自由度  $2n$  の  $\chi^2$  分布に従う。

〔別解〕  $X_i$  の確率密度関数は

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu} & (X > 0) \\ 0 & (X \leq 0) \end{cases}$$

$Y_i = \frac{2}{\mu} X_i$  なる変数変換を行うとき、 $Y_i$  の確率密度関数は

$$g(y) = \frac{\mu}{2} f\left(\frac{\mu}{2} y\right) = \frac{1}{2} e^{-y/2} \quad (y > 0)$$

であり、これは自由度  $2$  の  $\chi^2$  分布の確率密度関数である。

$Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  は各々独立にこの分布に従う確率変数であることから  $\chi^2$  分布の再生性により、

$$Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n = \frac{2}{\mu} (X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \frac{2n}{\mu} \bar{X} \text{ は}$$

自由度  $2n$  の  $\chi^2$  分布に従う。

(2) (1) より  $\frac{2n}{\mu} \bar{X}$  は自由度  $2n$  の  $\chi^2$  分布に従うことから、信頼係数を  $(1 - \alpha)$  とすると

$$P \left\{ \chi^2_{2n} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right) \leq \frac{2n}{\mu} \bar{X} \leq \chi^2_{2n} \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right\} \geq 1 - \alpha \quad \text{より}$$

$$\frac{2n\bar{X}}{\chi^2_{2n} \left( \frac{\alpha}{2} \right)} \leq \mu \leq \frac{2n\bar{X}}{\chi^2_{2n} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right)} \quad \text{が求める信頼区間である。}$$

$n = 15, \bar{X} = 90, \alpha = 0.05$  より

$$\frac{2 \times 15 \times 90}{\chi^2_{30}(0.025)} \leq \mu \leq \frac{2 \times 15 \times 90}{\chi^2_{30}(0.975)}$$

$$57.4 \text{ 秒} \leq \mu \leq 160.8 \text{ 秒}$$

4.

(1)  $\mu$  の信頼区間を  $(\mu_1, \mu_u)$  とすると、

$$\mu_1 = \bar{X} - t_{n-1} \left( \frac{\epsilon}{2} \right) \frac{s}{\sqrt{n-1}}$$

ここに

$$\mu_u = \bar{X} + t_{n-1} \left( \frac{\epsilon}{2} \right) \frac{s}{\sqrt{n-1}} \quad s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2$$

であるから信頼区間の幅  $L$  は

$$L = \frac{2 t_{n-1} (\epsilon / 2)}{\sqrt{n} (\sqrt{n-1})} \sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

$Y = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  が自由度  $n-1$  の  $\chi^2$  分布に従うことを用いる。

$$L = \alpha \sigma Y^{1/2} \quad (\alpha \text{ は定数} = \frac{2 t_{n-1} (\epsilon / 2)}{\sqrt{n} (\sqrt{n-1})}) \text{ であるから、}$$

$$E[L] = \alpha \sigma E[Y^{1/2}]$$



$$\begin{aligned}
E \{ Y^{1/2} \} &= \int_0^{\infty} \frac{x^{(n-1)/2-1} e^{-x/2}}{\Gamma((n-1)/2) 2^{(n-1)/2}} x^{1/2} dx \\
&= \frac{1}{\Gamma((n-1)/2) 2^{(n-1)/2}} \int_0^{\infty} x^{n/2-1} e^{-x/2} dx \\
&= \frac{1}{\Gamma((n-1)/2) 2^{(n-1)/2}} \int_0^{\infty} (2s)^{n/2-1} e^{-s} 2 ds \\
&= \frac{2^{n/2}}{\Gamma((n-1)/2) 2^{(n-1)/2}} \Gamma(n/2) \\
&= \frac{2^{1/2} \Gamma(n/2)}{\Gamma((n-1)/2)}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\therefore E \{ L \} &= \frac{2 t_{n-1}(\varepsilon/2)}{\sqrt{n(n-1)}} \cdot \sigma \cdot \frac{2^{1/2} \Gamma(n/2)}{\Gamma((n-1)/2)} \\
&= \frac{2 \sigma t_{n-1}(\varepsilon/2)}{\sqrt{n(n-1)}/2} \cdot \frac{\Gamma(n/2)}{\Gamma((n-1)/2)}
\end{aligned}$$

(2)  $P \{ L \leq 2 \sigma \}$

$$= P \{ \alpha \sigma Y^{1/2} \leq 2 \sigma \}$$

$$= P \left\{ Y^{1/2} \leq \frac{2}{\alpha} \right\} = P \left\{ Y \leq \frac{4}{\alpha^2} \right\} \geq 0.95 \text{ となれば良いが、}$$

Y は自由度  $n-1$  の  $\chi^2$  分布に従うから、求める条件は

$$\frac{4}{\alpha^2} \geq \chi^2_{n-1}(0.05) \text{ すなわち、 } \frac{n(n-1)}{t_{n-1}^2(0.025)} \geq \chi^2_{n-1}(0.05)$$

これを計算すると

n	8	9	10	11	12
$\chi^2_{n-1}(0.05)$	14.07	15.51	16.92	18.31	19.68
$\frac{n(n-1)}{t_{n-1}^2(0.025)}$	10.01	13.54	17.58	22.16	27.25

$\therefore n$  は 10 以上必要である。