

情報統計学の問題(その4)の解答例

問題 1 X_1, X_2, \dots, X_n は確率密度関数

$$f(x|\theta) = \theta x^{\theta-1}, \quad 0 < x < 1, \quad 0 < \theta < \infty \quad (*)$$

からの大きさ n のランダム標本とする .

- (1) $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ を観測したときの尤度関数を述べよ .
- (2) θ の最尤推定量を求めよ . さらに , $\tau = \theta^{-1}$ の最尤推定量は

$$\hat{\tau}_n = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log X_i$$

で与えられることを示せ .

- (3) 確率変数 X が確率密度関数 (*) を持つ分布に従うとき , X と $T = -\theta \log X$ の分布関数を求めよ . さらに , T の積率母関数 $M_T(r)$ を求めよ .
- (4) $\hat{\tau}_n$ は τ の不偏推定量であることを示した上でその分散を求めよ .
- (5) $\hat{\tau}_n$ は τ の一様最小分散不偏推定量であることを示せ .

解答. (1)

$$L_n(\theta | x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i | \theta) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{\theta-1} = \theta^n (x_1 x_2 \times \dots \times x_n)^{\theta-1}$$

(2) 対数尤度関数

$$\ell_n(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = \log L_n(\theta | x_1, \dots, x_n) = n \log \theta + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \log x_i$$

となる . θ に関して微分すれば、

$$\frac{d}{d\theta} \ell_n(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \log x_i = 0$$

とおけば、

$$\theta = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \log x_i}$$

となる . この点で $\ell_n(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n)$ は最大となるので , θ の最尤推定値は

$$\hat{\theta}_n = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \log x_i}$$

したがって, $\tau = 1/\theta$ の最尤推定値は

$$\hat{\tau}_n = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log x_i$$

となる. よって, $\tau = 1/\theta$ の最尤推定値は

$$\hat{\tau}_n = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log X_i$$

となる.

(3) $0 < x < 1$ のとき,

$$F_X(x|\theta) = \int_{-\infty}^x f(t|\theta) dt = \int_0^x f(t|\theta) dt = x^\theta$$

となるので,

$$F_X(x|\theta) = \begin{cases} 1 & (x \geq 1), \\ x^\theta & (0 < x < 1), \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

つぎに, T の分布関数を求める. $0 < x < 1$ のとき, $-\theta \log x > 0$ となることに注意する. $t > 0$ に対して, $0 < \exp(-t/\theta) < 1$ なので,

$$\begin{aligned} F_T(t) &= \mathbb{P}(T \leq t) = \mathbb{P}(-\theta \log X \leq t) \\ &= \mathbb{P}(X \geq \exp(-t/\theta)) \\ &= 1 - \mathbb{P}(X \leq \exp(-t/\theta)) \\ &= 1 - F_X(\exp(-t/\theta)) \\ &= 1 - (\exp(-t/\theta))^\theta = 1 - e^{-t} \end{aligned}$$

したがって,

$$F_T(t) = \begin{cases} 1 - e^{-t} & (t > 0), \\ 0 & (t \leq 0) \end{cases}$$

したがって, T の確率密度関数は

$$f_T(t) = \begin{cases} e^{-t} & (t > 0), \\ 0 & (t \leq 0) \end{cases}$$

となるので, T の積率母関数は $\xi < 1$ に対して,

$$M_T(\xi) = \mathbb{E}[\exp(\xi T)] = \int_0^\infty e^{\xi t} e^{-t} dt = \left[-\frac{1}{1-\xi} e^{-(1-\xi)t} \right]_0^\infty = \frac{1}{1-\xi}$$

このことから

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[T] &= \left. \frac{d}{d\xi} M_T(\xi) \right|_{\xi=0} = \left. \frac{1}{(1-\xi)^2} \right|_{\xi=0} = 1 \\ \mathbb{E}[T^2] &= \left. \frac{d^2}{d\xi^2} M_T(\xi) \right|_{\xi=0} = \left. \frac{2}{(1-\xi)^3} \right|_{\xi=0} = 2 \end{aligned}$$

したがって、

$$\text{VAR}[T] = \mathbb{E}[T^2] - \{\mathbb{E}[T]\}^2 = 1$$

に注意する。

(4) $T_i = -\theta \log X_i$ とおけば、 T_i の確率密度関数は

$$f_T(t) = \begin{cases} e^{-t} & (t > 0), \\ 0 & (t \leq 0) \end{cases}$$

となることに注意すれば、

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\hat{\tau}_n] &= \frac{\tau}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[-\theta \log X_i] = \frac{\tau}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[T_i] = \tau \\ \text{VAR}[\hat{\tau}_n] &= \frac{\tau^2}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{VAR}[-\theta \log X_i] = \frac{\tau^2}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{VAR}[T_i] = \frac{\tau^2}{n} \end{aligned}$$

(5) Cramér-Rao の不等式から、 τ に不偏推定量 S に対して、

$$\text{VAR}_\theta[S] \geq \frac{(\tau'(\theta))^2}{n \mathbb{E}_\theta \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]}$$

であった。

$$\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) = \frac{d}{d\theta} \{\log \theta + (\theta - 1) \log X\} = \frac{1}{\theta} + \log X = \frac{1}{\theta}(1 + \theta \log X) = \tau(1 - T)$$

となるので、

$$\mathbb{E}_\theta \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right] = \tau^2 \mathbb{E}[(T - 1)^2] = \tau^2 \text{VAR}[T] = \tau^2$$

となる。さらに、

$$\tau'(\theta) = -\frac{1}{\theta^2} = -\tau^2$$

なので、

$$\text{VAR}_\theta[S] \geq \frac{(\tau'(\theta))^2}{n \mathbb{E}_\theta \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]} = \frac{\tau^4}{n\tau^2} = \frac{\tau^2}{n}$$

したがって、 τ の最尤推定量 $\hat{\tau}_n = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log X_i$ の分散は Cramér-Rao の下限に到達するので、 τ の一様最小分散不偏推定量になることがわかる。