

数理 (24) 略解 (v-4.0)

数理 1

$$[1] \quad l(\beta) = -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta x_i)^2$$

$$[2] \quad \text{最尤推定量は } \hat{\beta}_{ML} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i Y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \text{ で, } E[\hat{\beta}_{ML}] = \beta \text{ となる。}$$

$$[3] \quad \text{フィッシャー情報量は } I_n(\beta) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2. \text{ クラメール・ラオの下限は } \frac{1}{I_n(\beta)} = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}.$$

$$[4] \quad E[\tilde{\beta}] = \beta, \quad V[\tilde{\beta}] = \frac{n\sigma^2}{\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)^2}$$

[5] 検出力につき $P(\hat{\beta}_{ML} \geq c_{ML} | \beta = \beta_1) \geq P(\tilde{\beta} \geq \tilde{c} | \beta = \beta_1)$ が成り立つ。

数理 2

[1] 累積分布関数は

$$F(r) = \begin{cases} 0 & (r < 0) \\ r^2 / \theta^2 & (0 \leq r \leq \theta) \\ 1 & (r > \theta) \end{cases}$$

確率密度関数は

$$f(r) = \begin{cases} 2r / \theta^2 & (0 \leq r \leq \theta) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

$$[2] E[R] = \frac{2}{3}\theta, \quad V[R] = \frac{1}{18}\theta^2$$

$$[3] \text{ 累積分布関数は } G(r) = \frac{r^{2n}}{\theta^{2n}}, \quad \text{ 確率密度関数は } g(r) = \frac{2nr^{2n-1}}{\theta^{2n}}.$$

$$[4] \text{ 最尤推定量は } R_1, \dots, R_n \text{ の最大値 } \hat{\theta}_{ML} = R_{(n)}.$$

$$[5] a = (2n+1)/(2n), \quad b = 0 \quad \Rightarrow, \quad V[\hat{\theta}_U] = \frac{\theta^2}{4n(n+1)}.$$

数理3

[1] S_n は二項分布 $B(n, \theta)$ に従い、 $E[S_n] = n\theta$, $V[S_n] = n\theta(1-\theta)$ 。

[2] θ の尤度関数は $L(\theta) \propto \theta^{S_n} (1-\theta)^{n-S_n}$ と S_n のみの関数となるので、 S_n は θ の十分統

計量。 θ の最尤推定量は $\hat{\theta}_{ML} = S_n / n$ 。

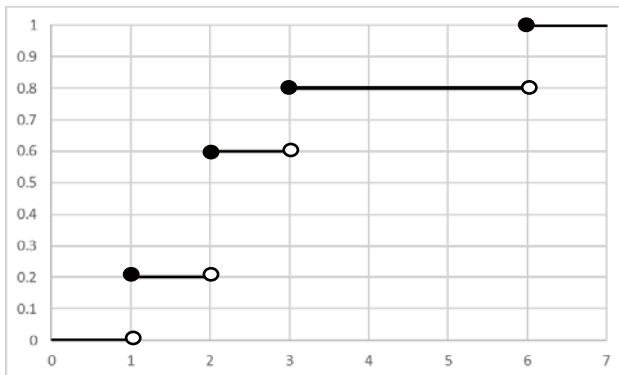
[3] $\alpha = \frac{1}{\sqrt{n}(\sqrt{n} \mp 1)}$, $\beta = \mp \frac{1}{2(\sqrt{n} \mp 1)}$ (複合同順)。このとき $MSE[T_n] = \frac{1}{4(\sqrt{n} + 1)^2}$ 。

[4] $V[\hat{\theta}_{ML}] \leq MSE[T_n]$ となるのは $\frac{\theta(1-\theta)}{n} \leq \frac{1}{4(\sqrt{n} + 1)^2}$ のときで、そうなる θ の範囲は

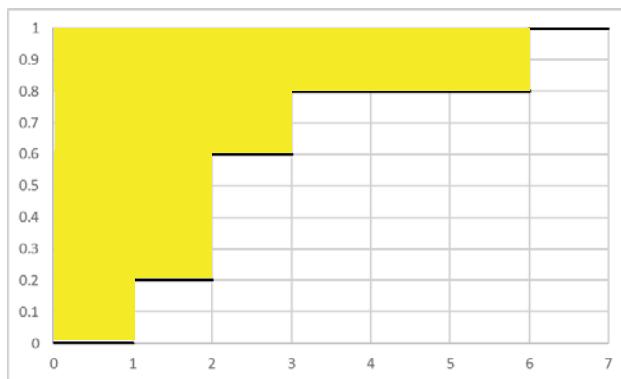
$\left| \theta - \frac{1}{2} \right| \geq \frac{\sqrt{2\sqrt{n} + 1}}{2(\sqrt{n} + 1)}$ であり、それ以外では $MSE[T_n]$ のほうが小さくなる。

数理4

[1] 経験分布関数は次のようにある。



[2] 領域は次の網掛けの部分となる。



$$[3] \int_0^\infty \{1 - F(x)\} dx = \int_0^\infty \left\{ \int_x^\infty f(t) dt \right\} dx = \int_0^\infty t f(t) dt = E[X].$$

$$[4] f(x) = \frac{\alpha \beta^\alpha}{(\beta + x)^{\alpha+1}} \quad (x \geq 0)$$

$$[5] \text{期待値が存在する範囲は } \alpha > 1. \text{ そのとき } E[X] = \frac{\beta}{\alpha - 1}.$$

数理 5

[1] 区間 $(-0.5, 0.5)$ の範囲で $f_1(x_1) = 3(0.5 - x_1)^2$, $f_2(x_2) = 6(0.25 - x_2^2)$, $f_3(x_3) = 3(x_3 + 0.5)^2$ 。

期待値は, $E[X_{(1)}] = -\frac{1}{4}$, $E[X_{(2)}] = 0$, $E[X_{(3)}] = \frac{1}{4}$ 。

[2] $f(x_1, x_2, x_3) = \begin{cases} 6 & (-0.5 < x_1 \leq x_2 \leq x_3 < 0.5) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$

[3] $E[\hat{\theta}_c] = \theta + cE[X_{(1)}] + (1 - 2c)E[X_{(2)}] + cE[X_{(3)}] = \theta$

[4] $\{y_{(1)}, y_{(2)}, y_{(3)}\}$ が観測されたときの尤度関数

$$L(\theta) = \begin{cases} 6 & (y_{(3)} - 0.5 < \theta < y_{(1)} + 0.5) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

は $\{y_{(1)}, y_{(3)}\}$ のみの関数なので, $\{Y_{(1)}, Y_{(3)}\}$ は θ に対する十分統計量。

[5] $E[Y_{(2)} | Y_{(1)}, Y_{(3)}] = \frac{Y_{(3)} + Y_{(1)}}{2}$ であり, $V[\hat{\theta}_c]$ を最小とするのは $c = 1/2$ 。