

7.2 推定量の望ましい性質 (P.108)

1. 不偏性 (P.108) :

ある母集団のある母数 θ に対して, θ の推定量として $\hat{\theta}$ を考える。

(すなわち, $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ となる)

このとき,

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

となるとき, $\hat{\theta}$ は θ の不偏推定量であると言う。

$\hat{\theta}$ は不偏性を持つと言う。

$E(\hat{\theta}) - \theta$ は偏りと定義される。

(a) 不偏推定量の実現値を不偏推定値と呼ぶ。

$$\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) \implies \text{不偏推定量}$$

$$\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n) \implies \text{不偏推定値}$$

(b) 標本平均 \bar{X} は μ の不偏推定量である。

証明：

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(\bar{X}) &= \mathbf{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{E}(X_i) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu \\ &= \mu \end{aligned}$$

このように， $\mathbf{E}(\bar{X}) = \mu$ なので，標本平均 \bar{X} は μ の不偏推定量となる。

(c) 標本分散 S^2 は σ^2 の不偏推定量である。

証明：

準備として，以下の計算を行う。

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \\ &= \sum_{i=1}^n ((X_i - \mu) - (\bar{X} - \mu))^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - 2 \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)(\bar{X} - \mu) \\ & \quad + \sum_{i=1}^n (\bar{X} - \mu)^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - 2(\bar{X} - \mu) \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \\ & \quad + \sum_{i=1}^n (\bar{X} - \mu)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - 2n(\bar{X} - \mu)^2 \\
&\quad + n(\bar{X} - \mu)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - n(\bar{X} - \mu)^2
\end{aligned}$$

途中で， $\sum_{i=1}^n (X_i - \mu) = n(\bar{X} - \mu)$ に注意せよ。

上の式を代入して，計算すると，

$$\begin{aligned}
&\mathbf{E}(S^2) \\
&= \mathbf{E}\left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) \\
&= \frac{1}{n-1} \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) \\
&= \frac{1}{n-1} \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - n(\bar{X} - \mu)^2\right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n \mathbf{E}(X_i - \mu)^2 - n\mathbf{E}(\bar{X} - \mu)^2 \right) \\
&= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n \sigma^2 - n \frac{\sigma^2}{n} \right) \\
&= \frac{1}{n-1} (n\sigma^2 - \sigma^2) \\
&= \sigma^2
\end{aligned}$$

となる。途中で， $\mathbf{E}(X_i - \mu)^2 = \sigma^2$ ， $\mathbf{E}(\bar{X} - \mu)^2 = \sigma^2/n$ (定理 4.9 , P.62) に注意せよ。

このように， $\mathbf{E}(S^2) = \sigma^2$ なので，標本分散 S^2 は σ^2 の不偏推定量となる。

2. 一致性 (P.110) :

ある母数 θ について推定量 $\hat{\theta}$ を考える。 n 個の標本から構成された推定量を $\hat{\theta}^{(n)}$ と定義する。

数列 $\hat{\theta}^{(1)}, \hat{\theta}^{(2)}, \dots, \hat{\theta}^{(n)}, \dots$ を考える。

十分大きな n について、 $\hat{\theta}^{(n)}$ が θ に確率的に収束するとき、 $\hat{\theta}$ は θ の一致推定量であるという。

$$\mathbf{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta} = \theta$$

と表現する。

(a) $\hat{\theta}$ が θ 一致推定量であるための一つの十分条件は、

$$\mathbf{E}(\hat{\theta}) = \theta$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{V}(\hat{\theta}) = 0$$

が成り立つことである。

(b) μ の推定量 \bar{X} を調べる。

$$\mathbf{E}(\bar{X}) = \mu$$

$$\mathbf{V}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

となる。 $n \rightarrow \infty$ のとき ,

$$\mathbf{V}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \rightarrow 0$$

となるので , \bar{X} は μ の一致推定量であると言える。

3. 有効性 (P.111) :

ある母数 θ に対して , $\hat{\theta}_1$ と $\hat{\theta}_2$ の 2 つの不偏推定量を考える。

このとき , $\mathbf{V}(\hat{\theta}_1) < \mathbf{V}(\hat{\theta}_2)$ が成り立つとき , $\hat{\theta}_1$ は $\hat{\theta}_2$ より有効であると言う。

ある母数 θ に対して、可能なすべての不偏推定量を考え、 $\hat{\theta}$ が最も小さな分散を持つ不偏推定量であるとする ($\hat{\theta}$ を θ の不偏推定量の中で最も小さい分散を持つ推定量とする)。

このとき、 $\hat{\theta}$ を有効推定量 (最小分散不偏推定量) と言う。

(a) 簡単化のために $n = 3$ の場合を考える。

X_1, X_2, X_3 は互いに独立に平均 μ 、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定する。

すなわち、 $i = 1, 2, 3$ について、 $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

μ の推定量を 2 つ考える。

$$\begin{aligned}\bar{X} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ &= \frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{3}X_3\end{aligned}$$

$$\tilde{X} = \frac{1}{4}X_1 + \frac{2}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3$$

不偏性のチェック：

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(\bar{X}) &= \frac{1}{3}\mathbf{E}(X_1) + \frac{1}{3}\mathbf{E}(X_2) + \frac{1}{3}\mathbf{E}(X_3) \\ &= \frac{1}{3}\mu + \frac{1}{3}\mu + \frac{1}{3}\mu \\ &= \mu\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(\tilde{X}) &= \frac{1}{4}\mathbf{E}(X_1) + \frac{2}{4}\mathbf{E}(X_2) + \frac{1}{4}\mathbf{E}(X_3) \\ &= \frac{1}{4}\mu + \frac{2}{4}\mu + \frac{1}{4}\mu \\ &= \mu\end{aligned}$$

よって， \bar{X}, \tilde{X} 共に μ の不偏推定量である。

分散は，

$$\begin{aligned}\mathbf{V}(\bar{X}) &= \mathbf{V}\left(\frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{3}X_3\right) \\ &= \mathbf{V}\left(\frac{1}{3}X_1\right) + \mathbf{V}\left(\frac{1}{3}X_2\right) + \mathbf{V}\left(\frac{1}{3}X_3\right) \\ &= \frac{1}{9}\mathbf{V}(X_1) + \frac{1}{9}\mathbf{V}(X_2) + \frac{1}{9}\mathbf{V}(X_3) \\ &= \frac{1}{9}\sigma^2 + \frac{1}{9}\sigma^2 + \frac{1}{9}\sigma^2 \\ &= \frac{\sigma^2}{3}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbf{V}(\tilde{X}) &= \mathbf{V}\left(\frac{1}{4}X_1 + \frac{2}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3\right) \\ &= \mathbf{V}\left(\frac{1}{4}X_1\right) + \mathbf{V}\left(\frac{2}{4}X_2\right) + \mathbf{V}\left(\frac{1}{4}X_3\right) \\ &= \frac{1}{16}\mathbf{V}(X_1) + \frac{4}{16}\mathbf{V}(X_2) + \frac{1}{16}\mathbf{V}(X_3) \\ &= \frac{1}{16}\sigma^2 + \frac{4}{16}\sigma^2 + \frac{1}{16}\sigma^2\end{aligned}$$

$$= \frac{6}{16}\sigma^2$$

したがって、 $V(\bar{X}) < V(\tilde{X})$ となり、 \bar{X} が \tilde{X} より有効であることが分かる。

- (b) ある母集団から標本数 n の独立な標本 X_1, X_2, \dots, X_n は、それぞれ、平均 μ 、分散 σ^2 の分布を持つものとする。

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ は最も小さな分散を持つ不偏推定量となる。}$$

⇒ 有効推定量

母平均 μ の推定量である標本平均 \bar{X} は、不偏性、一致性、有効性という3つの望ましい性質を持っている。