

## 情報統計学の問題 (その 5)

**問題 1**  
定問題

$X_1, X_2, \dots, X_n (n \geq 2)$  を正規母集団  $N(\mu, 1)$  からの大きさ  $n$  の無作為標本とし, 検

$$H_0: \mu = 0, \text{ vs. } H_1: \mu > 0$$

を考える.

(1)  $\bar{x}_n = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$  としたとき,

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2$$

を求めよ.

(2) 観測  $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n$  を得たとき,  $\mu$  に関する尤度関数  $L(\mu)$  を書け. ただし,  $L(\mu)$  は  $\exp(-\frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu)^2)$  の乗数倍という形でかけるが, その乗数も含めて書くこと.

(3) 検定問題  $H_0: \mu = 0, \text{ vs. } H_1: \mu' (\mu' > 0)$  を考える. 定数  $k (0 < k < 1)$  に対して,

$$L(0) < kL(\mu') \iff \bar{x}_n > k'$$

となるが,  $k'$  を  $k, \mu', n$  等必要な記号を用いて表現せよ.

(4) 帰無仮説  $H_0$ のもと,  $\bar{X}_n$  の分布を求め,  $\bar{X}_n$  を一次変換することにより, 標準正規分布に従う確率変数を構成せよ.

(5) 検定関数を

$$\varphi(x_1, x_2, \dots, x_n) = \begin{cases} 1 & (\bar{x}_n > k') \\ 0 & (\bar{x}_n \leq k') \end{cases}$$

と定めたとき, 有意水準  $\alpha (0 < \alpha < 1)$  となるように  $k'$  を

$$\int_u^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \alpha$$

となる  $u$  の値  $u(\alpha)$  を用いて定めよ.

**Solution**

(1)

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n + \bar{x}_n - \mu)^2 \\ &= \sum_{i=1}^n \{ (x_i - \bar{x}_n)^2 + (\bar{x}_n - \mu)^2 + 2(x_i - \bar{x}_n)(\bar{x}_n - \mu) \} \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{x}_n - \mu)^2 + 2(\bar{x}_n - \mu) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n) \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2 + n(\bar{x}_n - \mu)^2. \end{aligned}$$

最後の等号は，

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n) = \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n \bar{x}_n = n\bar{x}_n - n\bar{x}_n = 0$$

からわかる．よって，

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2 = n(\bar{x}_n - \mu)^2$$

(2)

$$\begin{aligned} L(\mu) &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x_i - \mu)^2\right) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right) \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2 - \frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu)^2\right) \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2\right) \exp\left(-\frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu)^2\right) \end{aligned}$$

(3)

$$\begin{aligned} L(0) < kL(\mu') &\iff \frac{L(0)}{L(\mu')} < k \\ &\iff \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2\right) \exp\left(-\frac{n}{2}\bar{x}_n^2\right)}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2\right) \exp\left(-\frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu')^2\right)} < k \\ &\iff \frac{\exp\left(-\frac{n}{2}\bar{x}_n^2\right)}{\exp\left(-\frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu')^2\right)} < k \\ &\iff \exp\left(-\frac{n}{2}\bar{x}_n^2 + \frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu')^2\right) < k \\ &\iff -\frac{n}{2}\bar{x}_n^2 + \frac{n}{2}(\bar{x}_n - \mu')^2 < \log k \\ &\iff \bar{x}_n^2 - (\bar{x}_n - \mu')^2 > -\frac{2}{n} \log k \\ &\iff \bar{x}_n^2 - \bar{x}_n^2 + 2\mu'\bar{x}_n - (\mu')^2 > -\frac{2}{n} \log k \\ &\iff 2\mu'\bar{x}_n > (\mu')^2 - \frac{2}{n} \log k \\ &\iff \bar{x}_n > \frac{\mu'}{2} - \frac{1}{n\mu'} \log k \end{aligned}$$

よって，

$$k' = \frac{\mu'}{2} - \frac{1}{n\mu'} \log k$$

(4)  $\bar{X}_n$  は正規分布に従う確率変数  $X_1, \dots, X_n$  の一次結合なので，その分布は正規分布になるので， $\bar{X}_n$  の期待値と分散を計算する： $H_0$  のもと， $\mathbb{E}[X_i] = 0$  となることに注意すれば，

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\bar{X}_n] &= \mathbb{E}\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] = 0. \end{aligned}$$

また,  $X_1, \dots, X_n$  は互いに独立であるので,  $i \neq j$  のとき,  $\text{COV}[X_i, X_j] = 0$ ,  $\text{VAR}[X_i] = 1$  となることと分散の性質より

$$\begin{aligned}\text{VAR}[\bar{X}_n] &= \text{VAR}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right] \\ &= \left(\frac{1}{n}\right)^2 \text{VAR}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] \\ &= \left(\frac{1}{n}\right)^2 \sum_{i=1}^n \text{VAR}[X_i] + \sum_{i,j:i \neq j} \text{COV}[X_i, X_j] \\ &= \left(\frac{1}{n}\right)^2 \sum_{i=1}^n \text{VAR}[X_i] = \frac{1}{n} \text{VAR}[X_1] = \frac{1}{n}\end{aligned}$$

よって,

$$\frac{\bar{X}_n - \mathbb{E}[\bar{X}_n]}{\sqrt{\text{VAR}[\bar{X}_n]}} = \frac{\bar{X}_n - 1}{\sqrt{1/n}} = \sqrt{n}(\bar{X}_n - 1)$$

は標準正規分布に従う.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_{\mu=0}[\varphi(X_1, \dots, X_n)] &= \mathbb{E}_{\mu=0}[\bar{X}_n > k'] \\ \mathbb{E}_{\mu=0}[\sqrt{n}(\bar{X}_n - 1) > \sqrt{n}k'] &= \int_{\sqrt{n}k'}^{\infty} n f_T y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt\end{aligned}$$

より

$$\sqrt{n}k' = u(\alpha) \iff k' = \frac{u(\alpha)}{\sqrt{n}}$$