

# 統計科学同演習第 5 回

武山尚生

2020 年 5 月 24 日

**問題 1** (1) 線形回帰モデルは、ベクトルと行列を用いて  $y = X\beta + \varepsilon$  と表すことができる。これが単回帰モデルの場合、式に現れるベクトル・行列のサイズをすべて答えなさい。ただし、標本サイズを  $n$  とする。

$y$ :  $n$  次元ベクトル,  $X$ :  $n \times 2$  型行列,  $\beta$ : 2 次元ベクトル,  $\varepsilon$ :  $n$  次元ベクトル

**問題 1** (2) 単回帰モデルについて、最小二乗推定値  $\hat{\beta}$  の各成分を具体的に表しなさい。  
単回帰モデルを  $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$  とし、 $S(\beta) = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$  とする。 $S(\beta)$  を  $\beta_0$  で偏微分すると

$$S(\beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i - \beta_0 + \beta_1 x_i\}^2 \quad (1)$$

$$\frac{\partial S(\beta)}{\partial \beta_0} = 0 \quad (2)$$

$$-2 \sum_{i=1}^n \{y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i\} = 0 \quad (3)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{y_i - \beta_1 x_i\} = \beta_0 \quad (4)$$

$$\beta_0 = \bar{y} - \beta_1 \bar{x} \quad (5)$$

次に  $\beta_1$  を導出する。

$$S(\beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i - \beta_0 + \beta_1 x_i\}^2 \quad (6)$$

$$\frac{\partial S(\beta)}{\partial \beta_1} = 0 \quad (7)$$

$$-2 \sum_{i=1}^n \{x_i(y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i))\} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{x_i y_i - (\bar{y} - \beta_1 \bar{x}) x_i - \beta_1 x_i^2\} = 0 \quad (9)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \bar{y} = \beta_1 \sum_{i=1}^n (x_i^2 - x_i \bar{x}) \quad (10)$$

これより  $\beta_1$  は、

$$\beta_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i y_i - \bar{x} \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (11)$$

$$= \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\}^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (12)$$

$x, y$  の共分散  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\}^2$  を  $S_{xy}$ 、 $x$  の分散  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$  を  $S_{x^2}$  とすると、  
 $\beta_1 = \frac{S_{xy}}{S_{x^2}}$ 、 $\beta_0 = \bar{y} - \frac{S_{xy}}{S_{x^2}} \bar{x}$  となる。

**問題 1** (3) 射影行列  $P$  の固有値は 1 または 0 であることを示しなさい。

射影行列  $P$  の固有値を  $\lambda$ 、対応する固有ベクトルを  $x_\lambda$  とする。この時、

$$\lambda P = \lambda x_\lambda \quad (x_\lambda \neq 0) \quad (13)$$

これより、 $Px_\lambda$  同士の内積は、

$$\langle \lambda x_\lambda, \lambda x_\lambda \rangle = \lambda^2 x_\lambda^T x_\lambda \quad (14)$$

と表せる。内積と転置行列の性質より、

$$\langle x, Ay \rangle = \langle Bx, y \rangle \Leftrightarrow B = A^T \quad (15)$$

が成り立つ。射影行列の定義から  $P^2 = P$  であるため、

$$\langle Px_\lambda, Px_\lambda \rangle = \langle P^2 x_\lambda, x_\lambda \rangle \quad (16)$$

$$= \langle Px_\lambda, x_\lambda \rangle \quad (17)$$

$$= \lambda x_\lambda^T x_\lambda \quad (18)$$

$x_\lambda \neq 0$  であることから、(14)(18) 式より、

$$(\lambda^2 - \lambda) x_\lambda^T x_\lambda = 0 \quad (19)$$

$$\lambda(\lambda - 1) = 0 \quad (20)$$

$$\lambda = 0, 1 \quad (21)$$

よって、 $P$  の固有値は 0 か 1 である。

問題 1 (4) 射影行列  $P$  について、 $\text{tr}(P) = p + 1$  を示しなさい。

$P$  の固有値を  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$  とすると、 $\text{tr}(P) = \sum_{i=1}^n \lambda_i$  である。また、 $\text{rank}(P)$  は  $P$  の 0 でない固有値の個数と同じである。 $P$  の固有値は 0 か 1 のみであることから、 $\text{tr}(P) = \text{rank}(P)$  である。

次に、 $\text{rank}(P) = p + 1$  であることを示す。 $\text{rank}(X) < p + 1$  と仮定すると、 $\text{rank}(X^T X) < p + 1$  より、 $X^T X a = 0$  かつ  $a \neq 0$  を満たす  $a$  が存在する。しかし、射影行列の定義から  $X^T X$  が正則でなければならないため、 $X^T X a = 0$  は  $a = 0$  の時となり、矛盾する。

故に  $\text{rank}(X) = \text{rank}(X^T X) = p + 1$  より、 $\text{rank}(P) = p + 1$  が導かれ  $\text{tr}(P) = p + 1$  となる。

問題 1 (5)  $\text{Var}[\hat{e}]$  を計算しなさい。

最小二乗法の仮定より、以下の性質を要請する。

$$E[\varepsilon] = 0 \quad (22)$$

$$E[\varepsilon^T \varepsilon] = \sigma^2 I_n \quad (23)$$

最小二乗法は誤差同士が無相関かつ、誤差の期待値が 0 であること、誤差が誤差分散  $\sigma^2$  に従うことを前提としている。残差ベクトル  $\hat{e}$  を求めると、

$$\hat{e} := y - X\hat{\beta} \quad (24)$$

$$= y - X\beta - X(\hat{\beta} - \beta) \quad (25)$$

$$= e - P(y - X\beta) \quad (26)$$

$$= e - P(y - X\beta) \quad (27)$$

$$= e(I_n - P) \quad (28)$$

これより誤差分散を求めると、

$$\text{Var}[\hat{e}] = E[\hat{e}^T \hat{e} | X] \quad (29)$$

$$= E[e^T (I_n - P)(I_n - P)e | X] \quad (30)$$

$$= E[e^T (I_n - P)e | X] \quad (31)$$

行列の二次形式とトレースの性質より、 $b^T A b = \text{tr}(b b^T A)$  である。よって、

$$E[e^T (I_n - P)e | X] = E[\text{tr}(e e^T (I_n - P)) | X] \quad (32)$$

(23) の仮定より、 $y$  の標本分散を  $\text{tr}(e e^T) = \sigma^2 I_n$  とすると、トレースの線形性より、

$$E[\text{tr}(e e^T (I_n - P)) | X] = \sigma^2 E[\text{tr}(I_n - P) | X] \quad (33)$$

$$= \sigma^2 (n - (p + 1)) \quad (34)$$

と求まる。故に  $\text{Var}[\hat{e}] = \sigma^2 (n - (p + 1))$  である。