

# 計量分析数学資料

## 1 基本事項

- 標本平均  $\bar{X}$

$$\bar{X} = \frac{\Sigma X_i}{n} = \frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_n}{n}$$

- 平均周りの偏差

$$\Sigma(X_i - \bar{X})$$

- 偏差二乗和  $S_{xx}$

$$S_{xx} = \Sigma(X_i - \bar{X})^2 = (X_1 - \bar{X})^2 + (X_2 - \bar{X})^2 + \cdots + (X_n - \bar{X})^2$$

- 標本分散  $s_x^2$

$$s_x^2 = \frac{S_{xx}}{n-1} = \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

- 標本標準偏差  $s_x$

$$s_x = \sqrt{s_x^2} = \sqrt{\frac{\Sigma(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$$

- 偏差の積和  $S_{xy}$

$$S_{xy} = \Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$$

- 標本共分散  $s_{xy}$

$$s_{xy} = \frac{S_{xy}}{n-1} = \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n-1}$$

### 1.1 さまざまな式変形

標本平均、標本分散の変形

$$\Sigma X_i = n\bar{X}$$

$$\Sigma(X_i - \bar{X}) = n\bar{X} - n\bar{X} = 0$$

分散の分母を変形

$$\begin{aligned}\Sigma(X_i - \bar{X})^2 &= \Sigma(X_i^2 - 2X_i\bar{X} + \bar{X}^2) \\ &= \Sigma X_i^2 - \Sigma 2X_i\bar{X} + \Sigma \bar{X}^2\end{aligned}\tag{1}$$

- ここで右辺の第二項は  $\Sigma 2X_i\bar{X} = 2\bar{X}\Sigma X_i$  であり、
- $\Sigma X_i = n\bar{X}$  より、 $\Sigma 2X_i\bar{X} = 2\bar{X}\Sigma X_i = 2n\bar{X}^2$
- また第3項は  $\Sigma \bar{X}^2 = n\bar{X}^2$  であるから

$$\Sigma(X_i - \bar{X})^2 = \Sigma X_i^2 - n\bar{X}^2$$

さらに  $\Sigma(X_i - \bar{X})\bar{X} = \bar{X}\Sigma(X_i - \bar{X}) = 0$  より、

$$\begin{aligned}\Sigma(X_i - \bar{X})^2 &= \Sigma(X_i - \bar{X})X_i - \Sigma(X_i - \bar{X})\bar{X} \\ &= \Sigma(X_i - \bar{X})X_i\end{aligned}\tag{2}$$

と変形できる。共分散も同様に変形でき、

$$\begin{aligned}\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) &= \Sigma X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y} \\ &= \Sigma(X_i - \bar{X})Y_i \\ &= \Sigma(Y_i - \bar{Y})X_i\end{aligned}\tag{3}$$

## 2 最小二乗法 (単回帰モデル)

以下に定義する  $J$  を最小にする  $\alpha, \beta$  を考える。

$$J = \Sigma u_i^2 = \Sigma(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2\tag{4}$$

$J$  を  $\alpha, \beta$  で偏微分すると、

$$\begin{aligned}\frac{\partial J}{\partial \alpha} &= \Sigma \frac{\partial}{\partial \alpha}(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 \\ &= \Sigma\{-2(Y_i - \alpha - \beta X_i)\}\end{aligned}\tag{5}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial J}{\partial \beta} &= \Sigma \frac{\partial}{\partial \beta}(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 \\ &= \Sigma\{-2X_i(Y_i - \alpha - \beta X_i)\}\end{aligned}\tag{6}$$

ここで、 $J$  を最小にする  $\alpha, \beta$  を、それぞれ  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  とおく。 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  は最小二乗推定量と呼ばれる。 $\alpha, \beta$  が  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  を取るとき、(4) 式を偏微分した (5) 式、(6) 式はそれぞれ 0 になる。従って、

$$\begin{cases} \Sigma(Y_i - \alpha - \beta X_i) = \Sigma Y_i - n\hat{\alpha} - \hat{\beta}\Sigma X_i = 0 \\ \Sigma X_i(Y_i - \alpha - \beta X_i) = \Sigma X_i Y_i - \hat{\alpha}\Sigma X_i - \hat{\beta}\Sigma X_i^2 = 0 \end{cases}\tag{7}$$

$$\tag{8}$$

これを变形すると正規方程式が得られる。

$$\begin{cases} n\hat{\alpha} + (\Sigma X_i)\hat{\beta} = \Sigma Y_i \\ (\Sigma X_i)\hat{\alpha} + (\Sigma X_i^2)\hat{\beta} = \Sigma X_i Y_i \end{cases}\tag{9}$$

$$\tag{10}$$

これを解いて  $\hat{\beta}$  の推定量

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \frac{\Sigma X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y}}{(\Sigma X_i^2) - n\bar{X}^2} \\ &= \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2} \\ &= \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})Y_i}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2}\end{aligned}\tag{11}$$

を得る。これはさらに以下のようにも変形できる。

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2} = \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})/(n-1)}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2/(n-1)} \\ &= \frac{S_{xy}}{S_x^2} = \frac{s_{xy}}{s_{xy}^2}\end{aligned}\tag{12}$$

正規方程式の第一式を变形すると、 $\alpha$  を  $\beta$  で表すことができ、

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$$

となる。ここでまとめると、

$$\begin{cases} \hat{\beta} = \frac{\Sigma(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2} = \frac{\Sigma X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y}}{\Sigma X_i^2 - n\bar{X}^2} \\ \hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X} \end{cases} \quad (13)$$

$$(14)$$

### ■回帰直線

$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i$  を回帰直線とよび、 $\hat{Y}_i$  は  $Y_i$  の理論値、もしくは予測値と呼ばれる。

$Y$  の実績値  $Y_i$  はこの回帰直線を用いて表現すると以下のように書ける。

$$Y_i = \hat{Y}_i + \hat{u}_i = \hat{\alpha} + \beta X_i + \hat{u}_i$$

### ■決定係数

$$R^2 = \frac{\Sigma(\hat{Y}_i - \bar{Y})}{\Sigma(Y_i - \bar{Y})} = \frac{\Sigma(Y_i - \bar{Y}) - \Sigma\hat{u}_i^2}{\Sigma(Y_i - \bar{Y})} = 1 - \frac{\Sigma\hat{u}_i^2}{\Sigma(Y_i - \bar{Y})}$$

### ■誤差項の仮定

1. 残差の総和が0 ( $\Sigma\hat{u}_i = 0$ )
2. 説明変数  $X_i$  と残差の積和が0 ( $\Sigma X_i \hat{u}_i = 0$ )
3. 理論値  $\hat{Y}_i$  と残差の積和が0 ( $\Sigma \hat{Y}_i \hat{u}_i = 0$ )

### ■OLS の仮定

1. 線形モデルとして書ける
2. 説明変数  $X$  が散らばっている
3. 標本  $(x_i, y_i)$  は無作為抽出
4. 誤差項  $u_i$  は説明変数  $x_i$  と相関しない
5. 誤差項は互いに独立  $E(u_i, u_j) = \forall i \neq j$
6. 誤差項の分散は均一  $V(u_i|x_i) = E(u_i u_i | x_i) = \sigma^2$
7. (小標本の場合) 誤差分布の正規性  $u_i \sim N$