

OLS 係数についての補足

佐藤

2019 年 7 月 10 日

$Y \in \mathbb{R}^n = \mathbb{R}^{n \times 1}$, $X^{n \times p} \in \mathbb{R}$ とする¹。 n は観測の数, p は定数項を含めた説明変数の数である。線形回帰モデル

$$Y = X\beta + u$$

の回帰係数を最小 2 乗法で計算したものを $\hat{\beta} \in \mathbb{R}^p$ とする。係数が β であるときの Y の予測を

$$\hat{Y}(\beta) = X\beta$$

と書けば, 予測誤差

$$e(\beta) = Y - \hat{Y}(\beta) \in \mathbb{R}^n$$

のユークリッドノルムの 2 乗 (成分ごとの誤差の 2 乗和) を最小化するように $\beta = \hat{\beta}$ が定まっている。

$$\min \|e(\beta)\|^2$$

の必要十分条件は

$$\frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_0} = 0, \quad \frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_1} = 0, \dots, \quad \frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_{p-1}} = 0 \quad (1)$$

であるから, 連立方程式 (1) を解けば $\hat{\beta}$ が求まる。

ノルムの計算

式 (1) のような連立方程式を

$$\frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta} = 0$$

と書くことにしよう。もちろん, β はベクトルなので文字通り偏微分を計算するわけではなく, 成分ごとに偏微分した結果を並べたものと理解する。すなわち,

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_0} \\ \frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial \|e(\beta)\|^2}{\partial \beta_{p-1}} \end{bmatrix} = 0$$

実は, $\|e(\beta)\|^2$ は β の 2 次式なので左辺の偏微分ベクトルを行列で書くことができる。

$$\begin{aligned} \|e(\beta)\|^2 &= e(\beta)^\top e(\beta) \\ &= (Y - X\beta)^\top (Y - X\beta) \\ &= Y^\top Y - \beta^\top X^\top Y - Y^\top X\beta + \beta^\top X^\top X\beta \end{aligned}$$

¹ベクトル・行列であっても太字で書かないので注意する

ここで、最右辺の各項がスカラーであることに注意すると、

$$\beta^T X^T Y = (\beta^T X^T Y)^T = Y^T X \beta$$

であることに気がつく。したがって、

$$\|e(\beta)\|^2 = Y^T Y - 2\beta^T X^T Y + \beta^T X^T X \beta \quad (2)$$

である。

ベクトルによる微分

式 (2) で β に関係があるのは

$$\beta^T X^T Y, \quad \beta^T X^T X \beta$$

の2つであるから、これらの項の微分がわかればよい。($Y^T Y$ は微分するとゼロになる)

$X^T Y \in \mathbb{R}^p, X^T X \in \mathbb{R}^{p \times p}$ であることに注意しておこう。

定理 1. $\alpha \in \mathbb{R}^p, \beta \in \mathbb{R}^p$ とする。このとき

$$\frac{\partial}{\partial \beta} [\beta^T \alpha] = \alpha.$$

証明. $\beta^T \alpha = \sum_{i=0}^{p-1} \beta_i \alpha_i$ なので、 $\frac{\partial}{\partial \beta_i} [\beta^T \alpha] = \alpha_i, i = 0, 1, \dots, p-1$ 。したがって、

$$\frac{\partial}{\partial \beta} [\beta^T \alpha] = \begin{bmatrix} \frac{\partial}{\partial \beta_0} [\beta^T \alpha] \\ \frac{\partial}{\partial \beta_1} [\beta^T \alpha] \\ \vdots \\ \frac{\partial}{\partial \beta_{p-1}} [\beta^T \alpha] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_{p-1} \end{bmatrix} = \alpha.$$

□

定理 2. $A \in \mathbb{R}^{p \times p}, \beta \in \mathbb{R}^p$ とする。このとき

$$\frac{\partial}{\partial \beta} [\beta^T A \beta] = (A + A^T) \beta.$$

証明. $[A\beta]_j$ を $A\beta \in \mathbb{R}^p$ の第 j 成分、 A_{jk} を行列 A の第 (j, k) 成分とすると、

$$\begin{aligned} \beta^T A \beta &= \sum_{j=0}^{p-1} \beta_j [A\beta]_j = \\ &= \sum_{j=0}^{p-1} \beta_j \left[\sum_{k=0}^{p-1} A_{jk} \beta_k \right] \\ &= \sum_{j=0}^{p-1} \sum_{k=0}^{p-1} A_{jk} \beta_j \beta_k \end{aligned}$$

と書ける。したがって,

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \beta_i} [\beta^\top A \beta] &= \frac{\partial}{\partial \beta_i} \left[\sum_{j=0}^{p-1} \sum_{k=0}^{p-1} A_{jk} \beta_j \beta_k \right] \\
 &= \sum_{k=0}^{p-1} A_{ik} \beta_k + \sum_{j=0}^{p-1} A_{ji} \beta_j \\
 &= \sum_{j=0}^{p-1} A_{ij} \beta_j + \sum_{j=0}^{p-1} A_{ji} \beta_j \\
 &= A\beta + A^\top \beta \\
 &= (A + A^\top) \beta
 \end{aligned}$$

□

系 3. $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$, $\beta \in \mathbb{R}^p$, A は対称行列とする。このとき,

$$\frac{\partial}{\partial \beta} [\beta^\top A \beta] = 2A\beta.$$

証明. $A^\top = A$ と定理 2 より直ちに示せる。

□

正規方程式の解

上で示した定理, 系を式 2 に適用しよう。偏微分がゼロになる条件は

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \beta} \|e(\beta)\|^2 &= \frac{\partial}{\partial \beta} [Y^\top Y - 2\beta^\top X^\top Y + \beta^\top X^\top X \beta] \\
 &= -2X^\top Y + 2X^\top X \beta \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

である。これを β について解けばよい。解 $\hat{\beta}$ は次の公式によって定まる。

$$\hat{\beta} = (X^\top X)^{-1} X^\top Y$$