201910790 海野 哲也 1

## 3.5 オーバーラップグループ Lasso

説明変数に関して  $\{1,2,3\},\{3,4,5\}$  のように,グループに含まれる変数が重複する場合にもグループ Lasso の処理を構成したい.グループ  $k=1,\cdots,K$  において,変数に対する係数  $\beta_1,\cdots,\beta_p$  のうち,用いない変数  $\beta_k$  については 0 とおく.また  $\mathbb{R}^p\ni\beta=\sum_{k=1}^K\theta_k$  を満たす  $\theta_1,\cdots,\theta_k\in\mathbb{R}^p$  を用意する.そして,与えられる  $X\in\mathbb{R}^{N\times p},y\in\mathbb{R}^N$  から

$$L(\theta) = \frac{1}{2} \left\| y - X \sum_{k=1}^{K} \theta_k \right\|_2^2 + \lambda \sum_{k=1}^{K} \|\theta_k\|_2$$

を最小にする $\theta$ を求めることを考える.

例として, p=5, K=2 で  $\beta_3$  のみがオーバーラップしている場合を考える. この場合,  $\theta_1, \theta_2$  は以下のようになる

$$\theta_{1} = \begin{bmatrix} \beta_{1} \\ \beta_{2} \\ \beta_{3,1} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \theta_{2} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \beta_{3,2} \\ \beta_{4} \\ \beta_{5} \end{bmatrix} \quad (\beta_{3} = \beta_{3,1} + \beta_{3,2}).$$

ここで、 $X \in \mathbb{R}^{N \times 5}$  の最初の 3 列を  $X_1 \in \mathbb{R}^{N \times 3}$ , 最後の 3 列を  $X_2 \in \mathbb{R}^{N \times 3}$  と書き、L について  $\theta_1, \theta_2$  の最初の 3 成分  $\gamma_1, \gamma_2$  で劣微分をとると

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma_{1}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial L}{\partial \beta_{1}} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_{2}} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_{3,1}} \end{bmatrix} = -X_{1}^{T}(y - X_{1}\gamma_{1}) + \lambda \partial \|\gamma_{1}\|_{2}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma_{2}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial L}{\partial \beta_{3,2}} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_{4}} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_{5}} \end{bmatrix} = -X_{2}^{T}(y - X_{2}\gamma_{2}) + \lambda \partial \|\gamma_{2}\|_{2}$$

となることがわかるので,グループ数が 1 の場合での全体の微分が 0 を含むとした (3.8) 式は

$$-X_1^T (y - X\theta_1) + \lambda \partial \|\theta_1\|_2 = 0$$
  
$$-X_2^T (y - X\theta_2) + \lambda \partial \|\theta_2\|_2 = 0$$

に相当することがわかる. したがって  $\theta_j=0$  (j=1,2) で最小となるとき  $\|X_j^Ty\|_2 \le \lambda$  が成立することから、結局オーバーラップがあった場合でも通常のグループ Lasso と同じ手法

201910790 海野 哲也 2

で最適化ができることがわかる.

## 3.6 目的変数が複数個ある場合のグループ Lasso

観測データ  $X \in \mathbb{R}^{N \times p}, \beta \in \mathbb{R}^{p \times K}, y \in \mathbb{R}^{N \times K}$  から

$$L_0(\beta) := \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \left( y_{i,k} - \sum_{j=1}^{p} x_{i,j} \beta_{j,k} \right)^2$$
 (1)

として

$$L(\beta) := L_0(\beta) + \lambda \sum_{j=1}^{p} ||\beta_j||_2$$

を最小にする  $\beta \in \mathbb{R}^{p \times K}$  を求めたい. 上式で K=1 とすれば,これは第 1 章で扱った Lasso に相当する.  $y_i = [y_{i,1}, \cdots, y_{i,K}]$  というように目的変数を K 個に拡張した場合,各 j について  $\beta_j = [\beta_{j,1}, \cdots, \beta_{j,K}]$  の K 個のアクティブ・非アクティブのタイミングが同じであることを仮定している.

 $L(\beta)$  の最小化について考える. (1) 式を  $\beta_{j,k}$  で偏微分すると

$$\begin{split} \frac{\partial L_0}{\partial \beta_{j,k}} &= \sum_{i=1}^N \{ -x_{i,j} (r_{i,k}^{(j)} - x_{i,j} \beta_{j,k}) \} \\ &\quad (\text{till } r_{i,k}^{(j)} := y_{i,k} - \sum_{h \neq i} x_{i,h} \beta_{h,k}) \end{split}$$

となることから  $L(\beta)$  の  $\beta_i$  による劣微分は

$$\beta_j \sum_{i=1}^{N} x_{i,j}^2 - \sum_{i=1}^{N} x_{i,j} r_i^{(j)} + \lambda \partial \|\beta_j\|_2$$
 (2)

となることがわかる.もし  $\hat{\beta_j}=0$  が最適解ならば,(2) が 0 となるのは

$$\lambda \partial \|\beta_j\|_2 \ni \sum_{i=1}^N x_{i,j} r_i^{(j)}$$

$$\therefore \left\| \sum_{i=1}^N x_{i,j} r_i^{(j)} \right\|_2 \le \lambda$$

のときであり、 $\hat{\beta}_j \neq 0$  が最適解であるならば、グループ数が 1 の場合のグループ Lasso と 同様の論法により

$$\hat{\beta}_j = \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} x_{i,j}^2} \left( 1 - \frac{\lambda}{\|\sum_{i=1}^{N} x_{i,j} r_i^{(j)}\|_2} \right) \sum_{i=1}^{N} x_{i,j} r_i^{(j)}$$

201910790 海野 哲也 3

となることがわかる.以上より (2) 式を 0 にする  $\hat{eta}_j$  は

$$\hat{\beta}_j = \frac{1}{\sum_{i=1}^N x_{i,j}^2} \left( 1 - \frac{\lambda}{\|\sum_{i=1}^N x_{i,j} r_i^{(j)}\|_2} \right)_+ \sum_{i=1}^N x_{i,j} r_i^{(j)}$$

とかけることがわかる.