## ELEMENTS OF STATISTICAL LEARING

# Week 3 ~ Week 4: Linear Regression and Related Methods Part 2

앞서, penalty 항이 없는 Linear Regression에 대해서 알아보았다. 이제 penalty을 통해서 계수를 shrinkage하는 Ridge와 Lasso에 대해서 알아보자.

### Ridge Regression

Ridge esimator를 formal하게 적으면 아래와 같다.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Ridge} = argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})' (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) + \lambda \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\beta} \right\}$$

$$= argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \sum_{i} (y_{i} - \beta_{0} - \sum_{j} \beta_{j} x_{ij})^{2} + \lambda \sum_{j} \beta_{j}^{2} \right\}$$

기존의 OLS는  $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{OLS} = argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^{'} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \right\}$ 로 정의됐다. 즉, Ridge Estimator는 penalty를 추가한 Quantity를 minimize한다는 점이 OLS와는 다르다. 그럼 penalty의 역할이 무엇일까? 계수  $\beta_{j}$ 를 shrinkage하는 역할이다. 여기서  $\lambda$ 는 tuning parameter로, shrinkage의 정도를 조절한다. 예를 들어 아주 큰  $\lambda$ 를 생각해보자.  $\lambda$ 가 아주 크다면  $\sum_{i}(y_{i}-\beta_{0}-\sum_{j}\beta_{j}x_{ij})^{2}$ 의 중요도는 작아지고, quantity를 최소로 하기 위해,  $\lambda$ 에 곱해진  $\sum_{j}\beta_{j}^{2}$ 를 작게 만들려고 할 것이다. 즉, penalty의 영향력이 커지고 계수들은 전체적으로 0에 shrinkage 된다. 반면에,  $\lambda$ 가 작아서 0이라면, penalty는 없어지고 Ridge estimator는 OLS와 동일해진다. Ridge estimator는 동일하게 아래와 같이 쓸 수있다.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Ridge} = argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \left( \mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \right)^{'} \left( \mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \right) \right\} \ subjet \ to \ \sum_{i} \beta_{j}^{2} \leq s$$

여기서 s와  $\lambda$ 는 one-to-one correspondence를 가진다. 즉, s가 작아진다면 제한하는 영역이 원점과 가까워지면서 줄어든다. 즉, 제한하는 정도가 강해지므로 계수들이 0에 가까워진다. 따라서 이는  $\lambda$ 가 커지는 것과 동일하다. 반대로, s가 커지는 것은  $\lambda$ 가 작아지는 것과 동일하다.

Ridge regression에서, penalty는 항상  $\sum_{j=1}^p \beta_j^2$ 로 쓰여진다. 뭔가 빠진 것이 있지 않은가? penalty 항에는  $\beta_0$ 를 포함하지 않는다. 그 이유를 살펴보자. minimize하고자 하는 quantity는 아래와 같이다시 쓸 수 있다.

$$\left\{ \sum_{i} (y_{i} - \beta_{0} - \sum_{j} \beta_{j} x_{ij})^{2} + \lambda \sum_{j} \beta_{j}^{2} \right\} = \sum_{i} \left( y_{i} - \bar{y} - \sum_{j} \beta_{j} (x_{ij} - \bar{x}_{j}) + \left( \bar{y} - \sum_{j} \beta_{j} \bar{x}_{j} - \beta_{0} \right) \right)^{2} + \lambda \sum_{j} \beta_{j}^{2} \\
= \sum_{i} \left( y_{i} - \bar{y} - \sum_{j=1} \beta_{j} (x_{ij} - \bar{x}_{j}) \right)^{2} + \lambda \sum_{j=1} \beta_{j}^{2} + N \left( \bar{y} - \sum_{j=1} \beta_{j} \bar{x}_{j} - \beta_{0} \right)^{2}$$

이를 minimize하는  $\beta_0$ 의 estimator는  $\hat{\beta}_0=\bar{y}-\sum_{j=1}\beta_j\bar{x}_j$ 이며 데이터를 centering한다면, 이는 항상

0이다. 조금의 유도 과정을 거치면  $\hat{oldsymbol{eta}}^{Ridge}$ 을 아래와 같이 도출할 수 있다.  $(\mathbf{y},\mathbf{X}$ 는 centering 되었음)

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Ridge} = (\mathbf{X}'\mathbf{X} + \lambda \mathbf{I})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$$

Ridge estimator을 이용한 fitted value와 OLS을 이용한 fitted value을 SVD를 통해 비교하면 몇 가지 재미있는 성질을 알 수 있다. centering된 design matrix을  $\mathbf{X} = \mathbf{UDV}'$ 로 SVD한뒤 유도 과정을 거치면

$$\mathbf{X}\hat{oldsymbol{eta}}^{LSE} = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{u}_{j} \mathbf{u}_{j}^{'} \mathbf{y}$$

$$\mathbf{X}\hat{oldsymbol{eta}}^{Ridge} = \sum_{j=1}^{p} rac{d_{j}^{2}}{d_{j}^{2} + \lambda} \mathbf{u}_{j} \mathbf{u}_{j}^{'} \mathbf{y}$$

즉,  $\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}^{LSE}$ 는 **U**의 column space로  $\mathbf{y}$ 를 projection한 결과이다.  $(\mathbf{u}_j(\mathbf{u}_j'\mathbf{u}_j)^{-1}\mathbf{u}_j'=\mathbf{u}_j\mathbf{u}_j')$  또한  $\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Ridge}$ 도 **U**의 column space로  $\mathbf{y}$ 를 projection하는데,  $\frac{d_j^2}{d_j^2+\lambda}$ 라는 shrinkage effect을 가진다. 만약에  $\lambda=0$ 이라면 약분이 되어, OLS가 투영하는 공간과 동일해지고,  $\lambda$ 가 매우 커진다면  $d_j^2$ 의 값에 상관 없이 shrinkage가 많이 일어날 것이다.  $\lambda$ 가 고정되어 있고  $d_j^2$ 가 매우 크다면 1과 가까워 지므로 shrinkage effect가 크지 않고  $d_j^2$ 가 매우 작다면  $\frac{d_j^2}{d_j^2+\lambda}\approx\frac{1}{\lambda}$ 가 되어 shrinkage effect가 커질 것이다.

 $d_j^2$ 를 자세히 살펴보자. centering 된  $\mathbf{X}$ 의 sample covariance matrix을  $\mathbf{S} = \mathbf{X}'\mathbf{X}/N$ 이라고 두고  $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ 의 eigen decomposition은  $\mathbf{X}'\mathbf{X} = \mathbf{V}\mathbf{D}^2\mathbf{V}'$ 이다. 즉,  $\mathbf{V} \vdash \mathbf{X}'\mathbf{X}$ 의 eigen vector로 구성된 행렬이며, PCA에서 j 번째 principal component direction은 j 번째 eigen vector이다. 따라서  $\mathbf{X}\mathbf{v}_j \vdash \mathbf{X}$ 의 columns의 선형 결합이고, 이는 곳 j 번째 principal component이다.

$$\mathbf{z}_i = \mathbf{X}\mathbf{v}_i$$

그런데,  $\mathbf{X} = \mathbf{U}\mathbf{D}\mathbf{V}$ 에서  $\mathbf{X}\mathbf{V}' = \mathbf{U}\mathbf{D}$ 이고  $\mathbf{X}\mathbf{v}_j = d_j\mathbf{u}_j$ 이다. 따라서  $\mathbf{z}_j = \mathbf{X}\mathbf{v}_j = d_j\mathbf{u}_j$ 이다. 즉,  $\mathbf{z}_j'\mathbf{z}_j/N = d_j^2/N$ 이고,  $d_j^2 \in j$  번째 principal component의 sample variance랑 관련이 있다. 작은  $d_j^2$  값은 shrinkage effect가 크다는 뜻인데, 어디로 커지냐면  $\mathbf{X}$ 의 column space 내에서 작은 분산을 가지는 쪽으로 커진다는 뜻이다.

#### The LASSO

LASSO는  $L_1$  penalty을 가진다.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Lasso} = argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \sum_{i} (y_i - \beta_0 - \sum_{j} \beta_j x_{ij})^2 + \lambda \sum_{j} |\beta_j| \right\}$$

$$== argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \sum_{i} (y_i - \beta_0 - \sum_{j} \beta_j x_{ij})^2 \right\} subject \ to \ \sum_{j} |\beta_j| \le s$$

m Ridge에서와 마찬가지로  $\lambda$ 는 m shrinkage를 control하는 tuning parameter이다. m Ridge와는 달리, Lasso

는  $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Lasso}$ 의 closed form이 존재하지 않는다. 그리고 Ridge는 계수를 정확히 0으로 shrinkage하지 않지만, Lasso는 계수를 정확히 0으로 shrinkage한다. 따라서 Lasso는 variable selection의 역할도 수행한다.

#### Elastic Net

Lasso가 variable selection 기능을 한다고 하지만, 성능이 Ridge보다 좋지 않을 때가 많았고 서로 correlate된 변수들 중에서 단 하나의 변수만 선택하는 문제점이 있었다. 이러한 motivation으로 인해, Ridge와 Lasso를 혼합한 Elastic Net이 등장하였다.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{Enet} = argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \sum_{i} (y_i - \beta_0 - \sum_{j} \beta_j x_{ij})^2 + (1 - \alpha) \sum_{j} |\beta_j| + \alpha \sum_{j} \beta_j^2 \right\}$$

$$== argmin_{\boldsymbol{\beta}} \left\{ \sum_{i} (y_i - \beta_0 - \sum_{j} \beta_j x_{ij})^2 \right\} subject \ to \ (1 - \alpha) \sum_{j} |\beta_j| + \alpha \sum_{j} \beta_j^2 \le s$$