## 0 Statistické vlastnosti modelů

V modelu pro trénovací množinu  $Y = Xw + \varepsilon$  je  $\varepsilon$  náhodný vektor, z čehož plyne, že Y je náhodný vektor, a tedy i  $\hat{w}_{\lambda}$  je náhodný vektor.

### 0.1 Očekávaná chyba modelu

Protože je odhad  $\hat{\boldsymbol{w}}_{\lambda}$  náhodný vektor, můžeme pomocí kvadratické ztrátové funkce zkoumat očekávanou chybu predikce  $Y = \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x} + \varepsilon$  pomocí  $\hat{Y} = \hat{\boldsymbol{w}}_{\lambda}^T \boldsymbol{x}$ .

#### 0.1.1 Rozklad očekávané chyby modelu

Předpokládáme-li, nezávislost trénovací množiny s testovací množinou, tedy i nezávislost Y a  $\hat{Y}$ , pak lze očekávanou chybu spočíst jako

$$EL(Y, \hat{Y}) = E(Y - \hat{Y})^2 = ... = var Y + E(\hat{Y} - EY)^2 = \sigma^2 + MSE(\hat{Y})$$

První člen odpovídá Bayesovské chybě, která je dána náhodností modelu. Druhý člen značíme  $MSE(\hat{Y})$  (mean squared error), který se dá dále dělit na dva členy:

$$MSE(\hat{Y}) = E(\hat{Y} - EY)^2 = \dots = (E\hat{Y} - EY)^2 + E(\hat{Y} - E\hat{Y})^2 = (bias \hat{Y})^2 + var \hat{Y}$$

kde bias  $\hat{Y}$ značí vychýlení odhadu  $\hat{Y}$ a var  $\hat{Y}$ jeho rozptyl. Finální dekompozice očekávané chyby odhadu je

$$\operatorname{E} L(Y, \hat{Y}) = \sigma^2 + (\operatorname{bias} \hat{Y})^2 + \operatorname{var} \hat{Y}$$

a skládá se z neodstranitelné Bayesovské chyby. kvadrátu vychýlení odhadu a rozptylu odhadu.

Tento rozklad je pouze teoretický, v praxi máme jen celkové MSE, které se snažíme minimalizovat.

### 0.2 Bias-variance tradeoff

Zpravidla s komplexitou modelu klesá bias (vychýlení), ale roste variance (rozptyl) – model se přeučuje.

U hřebenové regrese s rostoucím regulačním koeficientem klesá rozptyl (regularizace je silnější, odhad  $\hat{\boldsymbol{w}}$  je stabilnější), ale zároveň roste vychýlení (koeficienty více "dusíme" a jsou systematicky podhodnocované). Takovému chování v závislosti na hyperparametrech modelu se nazývá bias-variance tradeoff.

V praxi při ladění hřebenové regresi hledáme optimální  $\lambda$ , při které je MSE na validační množině  $(Y_i', \boldsymbol{x}_i')$  nejmenší. MSE odhadujeme

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (Y_i' - \hat{\boldsymbol{w}}_{\lambda}^T \boldsymbol{x}_i')^2$$

Při použití hřebenové regrese je rozumné příznaky standardizovat, aby byly rozsahově podobné a penalizované stejně. Příznaky  $X_i$  nahradíme

$$X_i \leftarrow \frac{X_i - \bar{X}_i}{\sqrt{s_{X_i}^2}}, \quad \text{kde} \quad \bar{X}_i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i)_j \quad \text{a} \quad s_{X_i}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X}_i)^2$$

# 0.3 Nestrannost odhadu v metodou nejmenších čtverců

Protože je  $\hat{\boldsymbol{w}}_{\text{OLS}}$  bodový odhad (statistika) můžeme zkoumat zda je nestranný. Předpokládáme-li E $\boldsymbol{\varepsilon} = 0$ , pak z linearity střední hodnoty platí

$$\mathbf{E} \mathbf{Y} = \mathbf{E} (\mathbf{X} \mathbf{w} + \boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{E} \mathbf{X} \mathbf{w} + \mathbf{E} \boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{X} \mathbf{w}$$

Dále platí

$$E \hat{\boldsymbol{w}}_{\text{OLS}} = E[(\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{Y}]$$

$$= (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T E[\boldsymbol{Y}]$$

$$= (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X} \boldsymbol{w} = \boldsymbol{w}$$

Z čehož plyne

$$\mathrm{E}\,\hat{Y} = \mathrm{E}(\hat{\boldsymbol{w}}_{\mathrm{OLS}}^T\boldsymbol{x}) = \mathrm{E}(\hat{\boldsymbol{w}}_{\mathrm{OLS}})^T\boldsymbol{x} = \boldsymbol{w}^T\boldsymbol{x} = \mathrm{E}\,Y$$

 $\hat{Y}$  je tedy nestranným bodovým odhadem EY. To znamená, že pro neregularizovanou lineární regresi platí, že je vychýlení nulové:

bias 
$$\hat{Y} = E \hat{Y} - E Y = 0$$
.