

## ① Lineare Modelle - Lineare Diskriminanz Analyse (LDA)

Wir betrachten Modelle der Form

$$(*) \quad p(y=c | x, \theta) = \frac{p(x | y=c, \theta) \cdot p(y=c)}{\sum_k p(x | y=k, \theta) \cdot p(y=k)}$$

Diagramm zur Formel (\*):

- $y=c$ : Label/Target
- $x$ : Daten
- $\theta$ : Modellparameter
- $k$ : Klassen ID

A-posteri Wahrscheinlichkeit der Klasse  $c$ ,  
gegeben Datenpunkt  $x$  und fixen Modell-  
parametern  $\theta$

$p(x | y=c, \theta)$  .... Klassenbedingte Wahrscheinlichkeitsdichte,  
gegeben Klasse  $c$  und fixen Modellparametern

$p(y=c)$  .... A-priori Wahrscheinlichkeit der Klasse  $c$

Zu gegebenem  $x$  (Datenpunkt) und fixem  $\theta$ , erhalten wir als  
Entscheidungsregel:

$$k^* = \arg \max_c p(y=c | x, \theta)$$

Beispiel: Wir betrachten den Fall  $\underbrace{x \in \mathbb{R}^d}_{\text{Datenpunkt}}$  und  $\underbrace{y \in \{0, 1\}}_{\text{Label}}$ .

Annahme 1:  $p(x | y=c, \theta)$  lässt sich mittels einer  
multivariaten Normalverteilung beschreiben.

$$p(x | y=c, \theta_c) = (2\pi)^{-\frac{d}{2}} \cdot |\det(\Sigma_c)|^{-1} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot (x - \mu_c)^T \Sigma_c^{-1} (x - \mu_c)\right)$$

Multivariate Normalverteilung mit Kovarianz Matrix  
 $\Sigma_c$  und Lokationsparameter  $\mu_c \in \mathbb{R}^d$   
 $d \times d$  Matrix

mit  $\theta_c = \{\Sigma_c, \mu_c\}$ .

Annahme 2:  $\Sigma_1 = \Sigma_0 = \Sigma$

Kovarianz Matrizen der Klasse 1 und 0 sind gleich!

Wir sehen aus (x), dass  $\rightarrow$  proportional zu

$$p(y=c | x, \theta) \propto p(x | y=c, \theta) \cdot p(y=c)$$

(da Nenner in (x) immer gleich)

Wir setzen  $p(y=0 | x, \theta) = p(y=1 | x, \theta)$  um zu sehen wie die Entscheidungsgrenze aussieht. Definieren  $\pi_0 = p(y=0)$  und  $\pi_1 = p(y=1)$ .

$$\pi_0 \cdot \frac{1}{|\det(\Sigma_0)|} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot (x - \mu_0)^T \Sigma_0^{-1} (x - \mu_0)\right) = \frac{1}{|\det(\Sigma_1)|} \cdot \exp\left(\dots\right) \cdot \pi_1$$

$\Sigma_0 = \Sigma_1 = \Sigma$

$$\log(\pi_0) - \frac{1}{2} \cdot (x - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_0) = \log(\pi_1) - \frac{1}{2} \cdot (x - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_1)$$

$$\Leftrightarrow \log(\pi_0) - \frac{1}{2} \cdot x^T \Sigma^{-1} x + \frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} \mu_0 + \frac{1}{2} \mu_0^T \Sigma^{-1} x - \frac{1}{2} \mu_0^T \Sigma^{-1} \mu_0 =$$

$$\log(\pi_1) - \frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} x + \frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} \mu_1 + \frac{1}{2} \mu_1^T \Sigma^{-1} x - \frac{1}{2} \mu_1^T \Sigma^{-1} \mu_1$$

$$\Leftrightarrow \cancel{-\frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} x} + \mu_0^T \Sigma^{-1} x - \frac{1}{2} \mu_0^T \Sigma^{-1} \mu_0 + \log(\pi_0) =$$

$$\cancel{-\frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} x} + \mu_1^T \Sigma^{-1} x - \frac{1}{2} \mu_1^T \Sigma^{-1} \mu_1 + \log(\pi_1)$$

$$\Leftrightarrow (\mu_1^T \Sigma^{-1} x - \mu_0^T \Sigma^{-1} x) - \frac{1}{2} \mu_1^T \Sigma^{-1} \mu_1 + \frac{1}{2} \mu_0^T \Sigma^{-1} \mu_0 + \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right) = 0$$

$$\Leftrightarrow (\Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_0))^T x + \frac{1}{2} (\mu_0 - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (\mu_0 + \mu_1) + \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right) = 0$$

$$\stackrel{\cdot 2}{\Leftrightarrow} \underbrace{2 \cdot (\Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_0))^T x}_{\text{abhängig von } x!!!} + \underbrace{(\mu_0 - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (\mu_0 + \mu_1)}_{\text{Skalar check!!!}} + \underbrace{2 \cdot \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right)}_{\text{Skalar}} = 0$$

$\Rightarrow$  Wir erhalten einen Ausdruck der Form  $Q^T x + b = 0$  mit

$$Q = \Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_0) \cdot 2$$

$$b = (\mu_0 - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (\mu_0 + \mu_1) + 2 \cdot \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right)$$

Lineare Entscheidungsgrenze!

(daher der Name LDA)  
 $\downarrow$   
 Linear

Wichtig: Wir haben  $\Sigma_1 = \Sigma_0 = \Sigma$  angenommen.  
 (Annahme 2).