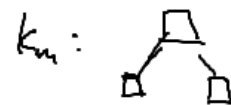


Ada Boost



Dane: (x_i, y_i) , $i=1, \dots, N$, $y_i \in \{-1, 1\}$

• $C_0(x) = 0$

• $C_m(x_i) = C_{m-1}(x_i) + \alpha_m k_m(x_i)$

Jak dobraćmy $\alpha_m \in \mathbb{R}$, klasyfikator $k_m: X \rightarrow \{-1, 1\}$? Tak, żeby zminimalizować funkcję kosztu:

$$\begin{aligned} E &= \sum_{i=1}^N e^{-y_i C_m(x_i)} = \sum_{i=1}^N \underbrace{e^{-y_i C_{m-1}(x_i)}}_{w_i^{(m)}} e^{-y_i \alpha_m k_m(x_i)} = \\ &= \sum_{i: y_i = k_m(x_i)} w_i^{(m)} e^{-\alpha_m} + \sum_{i: y_i \neq k_m(x_i)} w_i^{(m)} e^{\alpha_m} = \sum_{i=1}^N w_i^{(m)} e^{-\alpha_m} + \sum_{i: y_i \neq k_m(x_i)} w_i^{(m)} (e^{\alpha_m} - e^{-\alpha_m}) \end{aligned}$$

Dopasujemy k_m tak, by zminimalizować $\sum_{i: y_i \neq k_m(x_i)} w_i^{(m)}$. Mając ustalone k_m , dobraćmy α_m tak,

by zminimalizować E .

$$\alpha_m = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{\left(\sum_{i: y_i = k_m(x_i)} w_i^{(m)} \right)}{\left(\sum_{i: y_i \neq k_m(x_i)} w_i^{(m)} \right)} \right]. \quad \left| \begin{array}{l} \text{Otrzymujemy } C_m, \text{ ostateczna} \\ \text{klasyfikacja: } \text{sgn}(C_m(x)) \end{array} \right.$$

Tabela pomylek (confusion matrix)

		neczyłta klasa	
		-	+
prawdziwa klasa	-	a_{00}	a_{01}
	+	a_{10}	a_{11}

linijny obserwacji

		neczyłta	
		-	+
pred.	-	TN	FN
	+	FP	TP

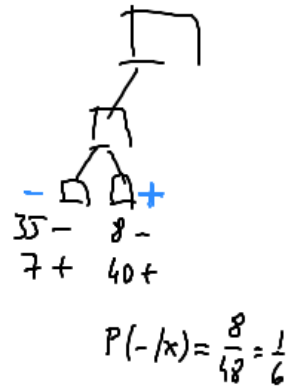
TN = true negative

FN = false negative

FP = false positive

TP = true positive

powiedzenie tego typu bledem chcemy uniknac



Można wprowadzić funkcję kosztu: C

	class
class	

np.

	9
1	

$$P^* = \frac{C(1,0)}{C(1,0) + C(0,1)}$$

np. $P^* = \frac{1}{1+9} = \frac{1}{10}$

Jeżeli $P(-/x) \geq P^*$ to klasyfikujemy x jako "-"

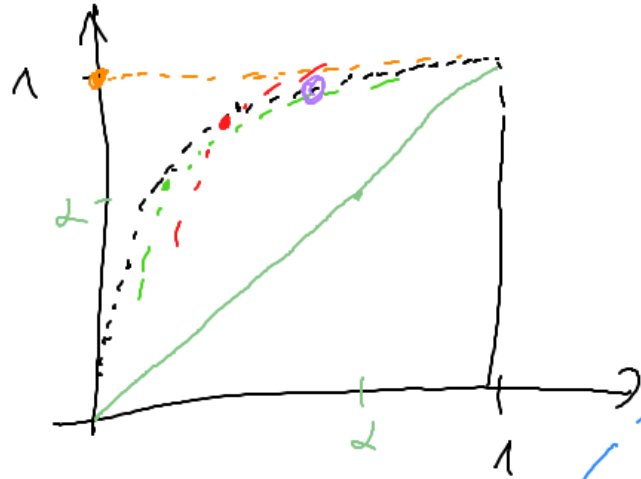
↑
estymowane prawdopodobieństwo, że x jest w klasie -

krzywa ROC (receiver operator characteristics)

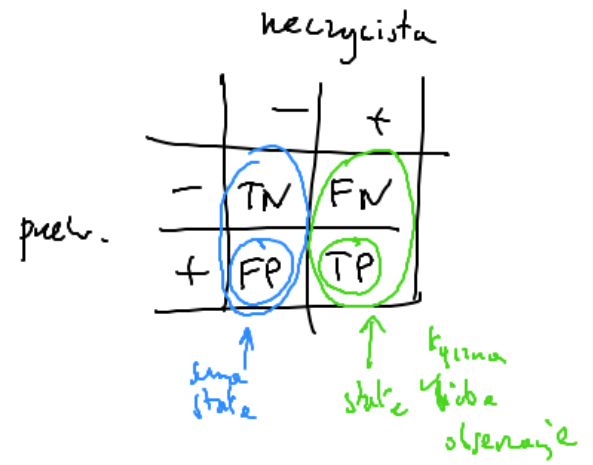
$$\frac{TP}{TP+FN}$$

||

$$\frac{\alpha \beta N}{\beta N} = \alpha$$



$$\frac{FP}{FP+TN} = \frac{\alpha(1-\beta)N}{(1-\beta)N} = \alpha$$



	(1-β)N	β·N
-	(1-α)(1-β)N	(1-α)β·N
+	α(1-β)N	αβ·N

pole pod krzywą ROC jest pewną miarą jakości klasyfikatora

klasyfikator, który losowo przyporządkowuje do jednej z klas: z prawdopodobieństwem α : +
1-α : -

Klasyfikator bayesowski

przypisujemy obserwacji do ^{najbardziej prawdopodobnej} klasy, tzn. wybieramy

$$\hat{y}_0 = \underset{k}{\operatorname{argmax}} P(Y=k | X=x_0)$$

(x_0, y_0) - obserwacja + jej klasa
 \hat{y}_0 - przewidywana klasa

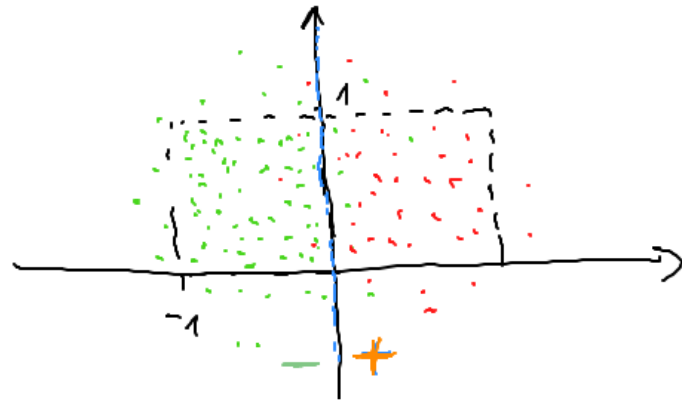
Można pokazać, że błąd $E\left(\sum \frac{1}{N} \mathbb{1}(y_0 \neq \hat{y}_0)\right)$ jest najmniejszym możliwym dla klasyfikatora bayesowskiego

W praktyce nie znamy $P(Y=k | X=x_0)$, więc nie możemy zrealizować tego klasyfikatora.

Np. (x_0, y_0) możemy generować następująco:

$$P(y_0=1) = \frac{1}{2}, P(y_0=-1) = \frac{1}{2} \quad (\text{układany monetą})$$

Jśli: $y_0 = -1$, to $x_0 = u_0 + u$, $u_0 \sim U([-1, 0] \times [0, 1])$, $u \sim N(0, \sigma^2 I)$, $u_0 \perp u$
 $y_0 = 1$, to $x_0 = u_1 + u$, $u_1 \sim U([0, 1] \times [0, 1])$, $u_1 \perp u$



LDA (Linear Discriminant Analysis) $X \in \mathbb{R}^p$

Model

$$P(Y=k | X=x) = \frac{\pi_k \cdot f_k(x)}{\sum_{l=1}^K \pi_l f_l(x)},$$

$$\left. \begin{aligned} P(A|B) &= \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \\ &\parallel \\ &= \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \end{aligned} \right\}$$

gdzie $\pi_k = P(Y=k)$ — kategorie do estymacji
 $f_k(x) = P(X=x | Y=k)$ — funkcje gęstości

$$P(X \in A | Y=k) = \int_A f_k(x) dx$$

żeby poradzić sobie z f_k , zakładamy, że f_k ma pewną konkretną postać

$p=1$ $f_k(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_k} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_k^2} (x - \mu_k)^2\right)$, μ_k, σ_k^2 — były może różne dla różnych klas k

LDA: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_B^2 = \sigma^2$ (QDA: jak LDA, ale bez tego założenia)

Wtedy

$$P(Y=k|X=x) = \frac{\pi_k \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu_k)^2\right)}{\sum_{e=1}^K \pi_e \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu_e)^2\right)}$$

przy porównaniu x klasę k , dla której powyższe wyrażenie jest największe

Mianowniki są takie same dla każdego $k=1, \dots, K$, więc wystarczy szukać największego licznika, lub jego logarytmu:

$$\log \pi_k + \underbrace{\log \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}}_{\text{stałe}} - \frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu_k)^2 = \log \pi_k + \log \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} - \frac{1}{2\sigma^2}x^2 + \frac{1}{\sigma^2}x\mu_k - \frac{1}{2\sigma^2}\mu_k^2$$

Ordy $K=2$: $\log \pi_1 + \frac{1}{\sigma^2}x\mu_1 - \frac{1}{2\sigma^2}\mu_1^2 \stackrel{?}{>} \log \pi_2 + \frac{1}{\sigma^2}x\mu_2 - \frac{1}{2\sigma^2}\mu_2^2 \quad | \cdot \sigma^2$

$\pi_1 = \pi_2$: $(\mu_1 - \mu_2)x > \frac{1}{2}(\mu_2^2 + \mu_1^2) = \frac{1}{2}(\mu_1 - \mu_2)(\mu_1 + \mu_2)$

jest $x < \frac{1}{2}(\mu_1 + \mu_2)$ to x jest klasyfikowany do klasy 1

