Евгений Борисов

$$\begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} & y_1 \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} & y_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{mn} & y_m \end{bmatrix}$$

х - вектор-признак

у - метка класса

n - размер пространства признаков

т - количество примеров

```
X - объекты Y - ответы X х Y - вероятностное пространство с плотностью p(x,y) (x_i,y_i) - выборка
```

### Задача:

найти функцию

**а: X → Y** с минимальной ошибкой

Х - объекты Ү - ответы

ХхҮ-вероятностное пространство с плотностью р(х,у)

(x<sub>i</sub>,y<sub>i</sub>) - выборка

#### Задача:

найти функцию (классификатор)

**а: X → Y** с минимальной ошибкой

### принцип максимума апостериорной вероятности

$$a(x) = \underset{y \in Y}{argmax} P(y|x)$$

### принцип максимума апостериорной вероятности

$$a(x) = \underset{y \in Y}{argmax} P(y|x) = \underset{y \in Y}{argmax} P(y) p(x|y)$$

Р(у) - априорная вероятность класса у

р(х|у) - ф-ция правдоподобия класса у

Р(у|х) - апостериорная вероятность класса у

формула Байеса : 
$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)}$$

о функционале среднего риска:

**а: X → Y** - классификатор

 $A_y = \{ x \in X \mid a(x) = y \}, y \in Y -$ разбиение X на части

Ошибка: объект  $\boldsymbol{x}$  класса  $\boldsymbol{y}$  попал в класс  $\boldsymbol{s}$   $\boldsymbol{A}_{s}$  ,  $\boldsymbol{s}$  ≠  $\boldsymbol{y}$ 

### о функционале среднего риска:

**а: X → Y** - классификатор

$$A_y = \{ x \in X \mid a(x) = y \}, y \in Y -$$
разбиение  $X$  на части

**Ошибка:** объект  $\boldsymbol{x}$  класса  $\boldsymbol{y}$  попал в класс  $\boldsymbol{s}$ 

Вероятность ошибки: 
$$P(A_s, y) = \int p(x, y) dx$$

$$A_{s}$$

про функционал среднего риска:

Потеря от ошибки: зададим  $\lambda_{ys} \ge 0$  для всех пар (y,s)∈YxY

Средний риск: мат.ожидание потери классификатора

$$R(a) = \sum_{y \in Y} \sum_{s \in Y} \lambda_{ys} P(A_s, y)$$

### Теорема про оптимальный байесовский классификатор

#### пусть заданы:

- априорные вероятности классов P(y),
- плотности их распределений р(х|у)
- λ<sub>ys</sub>≥0 потери от ошибки

тогда минимум среднего риска R(a) достигается классификатором

$$a(x) = \underset{s \in Y}{\operatorname{argmin}} \sum_{y \in Y} \lambda_{ys} P(y) p(x|y)$$

### Теорема про оптимальный байесовский классификатор

#### пусть заданы:

- априорные вероятности классов P(y),
- плотности их распределений р(х|у)
- λ<sub>уѕ</sub>≥0 потери от ошибки

тогда минимум среднего риска R(a) достигается классификатором

$$a(x) = \underset{s \in Y}{\operatorname{argmin}} \sum_{y \in Y} \lambda_{ys} P(y) p(x|y)$$

#### Дополнение:

если 
$$\lambda_{yy}$$
=0 и  $\lambda_{ys}$  =  $\lambda_y$  для всех y,s∈Y то

$$a(x) = \underset{y \in Y}{\operatorname{argmax}} \lambda_{y} P(y) p(x|y)$$

$$a(x) = \underset{y \in Y}{argmax} \lambda_{y} P(y) p(x|y)$$

 $\lambda_{_{V}}$  - потеря для объектов у

P(y) - априорная вероятность класса у (доля примеров класса у, пропорция классов должна соответствовать)

p(x|y) - ф-ция правдоподобия класса у (плотность)

#### подходы к оценке плотности распределения:

- непараметрический
- параметрический
- смеси распределений

параметрический подход к оцениванию плотности

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

параметрический подход к оценке плотности

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

смеси распределений

$$\hat{p}(x) = \sum_{j=1}^{k} w_j \varphi_j(x, \theta_j)$$

параметрический подход к оцениванию плотности

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

смеси распределений

$$\hat{p}(x) = \sum_{j=1}^{k} w_j \varphi_j(x, \theta_j)$$

НЕпараметрический подход к оцениванию плотности

$$\hat{p}(x) = \sum_{j=1}^{m} \frac{1}{mV(h)} K\left(\frac{\rho(x, x_j)}{h}\right)$$

«наивный Байес»

допущение: признаки X - независимы друг от друга

тогда многомерную плотность можно представить как произведение одномерных плотностей

$$p(x|y) = p_1(x_1|y) \dots p_n(x_n|y)$$

непараметрические методы

оценка плотности распределения

дискретный случай (гистограмма) :

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} [x = x_i]$$

пример: распределение повторов слов в тексте

#### непараметрические методы

#### оценка плотности распределения

непрерывный случай: эмпирическая оценка, окно ширины h (доля объектов попавших в отрезок)

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{2hm} \sum_{i=1}^{m} [|x - x_i| < h]$$

#### непараметрические методы

#### оценка плотности распределения

непрерывный случай: эмпирическая оценка, окно ширины h (доля объектов попавших в отрезок)

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{2hm} \sum_{i=1}^{m} [|x - x_i| < h]$$

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{mh} \sum_{i=1}^{m} \frac{1}{2} \left[ \frac{|x - x_i|}{h} < 1 \right]$$

#### оценка плотности Парзена-Розенблата

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{mh} \sum_{i=1}^{m} \frac{1}{2} \left[ \frac{|x - x_i|}{h} < 1 \right]$$

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{mh} \sum_{i=1}^{m} K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

K(r) - ядро

чётная ф-ция K(r)=K(-r)

нормированная  $\int K(r)dr=1$ 

невозрастающая при r>0, неотрицательная ф-ция

### оценка Парзена-Розенблата для класса у

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{mh} \sum_{i=1}^{m} K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

$$\hat{p}(x|y) = \frac{1}{l_y V(h)} \sum_{i: y=y_i} K\left(\frac{\rho(x, x_i)}{h}\right)$$

 $I_y$  - количество объектов у

ρ() - мера на Х

V(h) - нормирующий множитель

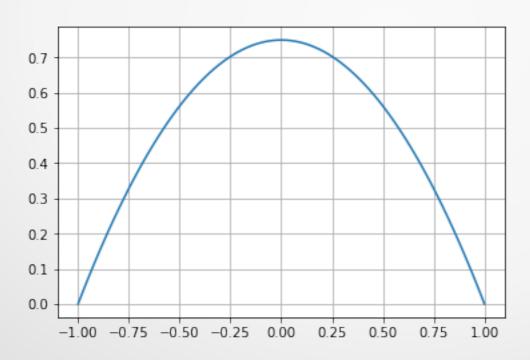
$$a(x) = \underset{y \in Y}{\operatorname{argmax}} \lambda_{y} P(y) p(x|y)$$

#### метод Парзеновского окна

$$a(x, X^{l}, h) = \underset{y \in Y}{\operatorname{argmax}} \lambda_{y} P(y) \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} K\left(\frac{\rho(x, x_{i})}{h}\right)$$

#### ядро Епанечникова

$$K(r) = \frac{3}{4}(1-r^2); |r| \le 1$$



#### выбор оптимального размера окна h

метод скользящего контроля (Leave One Out, LOO)

параметр h выбираем перебором

проверяем суммарную ошибку на учебном множестве

из учебного набора удаляется текущий (проверяемый) пример.

$$LOO(h, X) = \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i, \{X \setminus x_i\}, h) \neq y_i \right] \rightarrow \min_{h}$$

### оценка плотности - параметрический подход

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

### оценка плотности - параметрический подход

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

принцип максимума правдоподобия

$$L(\theta, X) = \sum_{i=1}^{m} \ln \varphi(x_i, \theta) \rightarrow \max_{\theta}$$

### оценка плотности - параметрический подход

$$\hat{p}(x) = \varphi(x, \theta)$$

принцип максимума правдоподобия

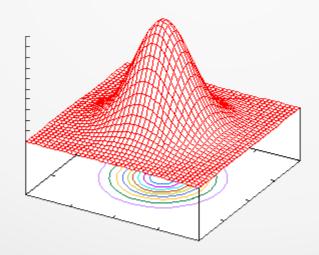
$$L(\theta, X) = \sum_{i=1}^{m} \ln \varphi(x_i, \theta) \rightarrow \max_{\theta}$$

условие оптимума

$$\frac{\partial}{\partial \theta} L(\theta, X) = \sum_{i=1}^{m} \frac{\partial}{\partial \theta} \ln \varphi(x_i, \theta) = 0$$

допущение: классы имеют n-мерную нормальную плотность

$$p(x|y) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu_y)^T \Sigma_y^{-1}(x - \mu_y)\right)}{\sqrt{(2\pi)^n \det \Sigma_y}}; y \in Y$$



**Теорема:** параметры оценки максимального правдоподобия для n-мерных гауссовских плотностей классов у имеют следующий вид

$$\hat{\mu}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} x_{i} \qquad \hat{\Sigma}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} (x_{i} - \hat{\mu}_{y}) (x_{i} - \hat{\mu}_{y})^{T}$$

**Теорема:** параметры оценки максимального правдоподобия для n-мерных гауссовских плотностей классов у имеют следующий вид

$$\hat{\mu}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} x_{i} \qquad \hat{\Sigma}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} (x_{i} - \hat{\mu}_{y}) (x_{i} - \hat{\mu}_{y})^{T}$$

классификатор: квадратичный дискриминант

$$a(x) = \underset{y \in Y}{argmax} \left( \ln(\lambda_{y} P_{y}) - (x - \hat{\mu}_{y})^{T} \hat{\Sigma}_{y}^{-1} (x - \hat{\mu}_{y}) - \frac{1}{2} \ln(\det \hat{\Sigma}_{y}) \right)$$

#### Дополнение:

если матрицы ковариаций классов равны то параметры оценки плотности имеют следующий вид

$$\hat{\mu}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} x_{i} \qquad \hat{\Sigma} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (x_{i} - \hat{\mu}_{yi}) (x_{i} - \hat{\mu}_{yi})^{T}$$

#### Дополнение:

если матрицы ковариаций классов равны то параметры оценки плотности имеют следующий вид

$$\hat{\mu}_{y} = \frac{1}{l_{y}} \sum_{i: y = y_{i}} x_{i} \qquad \hat{\Sigma} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (x_{i} - \hat{\mu}_{yi}) (x_{i} - \hat{\mu}_{yi})^{T}$$

классификатор: линейный дискриминант Фишера

$$a(x) = \underset{y \in Y}{argmax} \left( \ln(\lambda_{y} P_{y}) - \frac{1}{2} \hat{\mu}_{y}^{T} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mu}_{y} + x^{T} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mu}_{y} \right)$$

git clone <a href="https://github.com/mechanoid5/ml\_lectorium.git">https://github.com/mechanoid5/ml\_lectorium.git</a>

К.В. Воронцов Байесовская теория классификации и методы восстановления плотности. - Курс "Машинное обучение" ШАД Яндекс 2014

Борисов E.C. Байесовский классификатор. <a href="http://mechanoid.su/ml-bayes.html">http://mechanoid.su/ml-bayes.html</a>



Вопросы?