数据挖掘与机器学习

潘斌

panbin@nankai.edu.cn 范孙楼227

上节回顾

- 贝叶斯准则
 - 最小错误率Bayes决策
 - 最 小 风 险 Bayes 决 策
 - 最大最小Bayes决策
- 贝叶斯分类器的设计

本节提要

- 贝叶斯分类器
- 典型分类器: 朴素贝叶斯
- ■典型分类器: 决策树

- 正态分布时分类器的决策面方程
 - 二次型判别函数 展开

$$g_{i}(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i})^{T} \boldsymbol{\Sigma}_{i}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i}) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_{i}| + \ln P(\boldsymbol{\omega}_{i})$$

$$= \mathbf{x}^{T} \boldsymbol{W}_{i} \mathbf{x} + \boldsymbol{w}_{i}^{T} \mathbf{x} + \boldsymbol{w}_{i0}$$

$$W_{i} = -\frac{1}{2} \Sigma_{i}^{-1} \qquad (d \times d \text{ 矩阵})$$

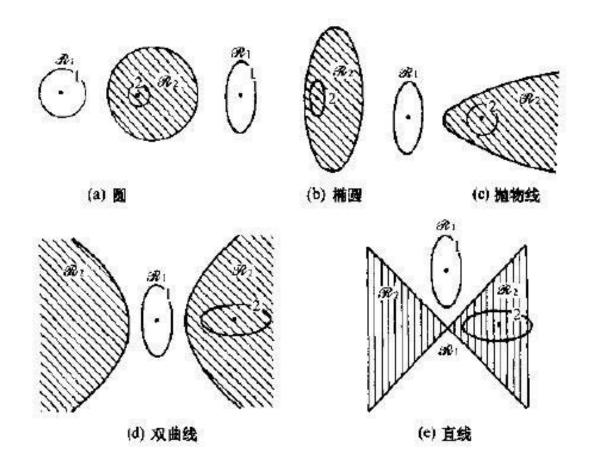
$$w_{i} = \Sigma_{i}^{-1} \mu \qquad (d \text{ 维列向量})$$

$$w_{i0} = -\frac{1}{2} \mu_{i}^{T} \Sigma_{i}^{-1} \mu_{i} - \frac{1}{2} \ln|\Sigma_{i}| + \ln P(\omega_{i})$$

- 决策面方程

相减

• 决策面示例



$$g_{i}(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i})^{T} \boldsymbol{\Sigma}_{i}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i}) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_{i}| + \ln P(\boldsymbol{\omega}_{i})$$
$$= \mathbf{x}^{T} W_{i} \mathbf{x} + \boldsymbol{w}_{i}^{T} \mathbf{x} + \boldsymbol{w}_{i0}$$

• 决策面特例一

$$-\Sigma_{i} = \sigma^{2} I \qquad i = 1, 2, ..., C$$

$$\Sigma_{i} = \begin{bmatrix} \sigma^{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma^{2} \end{bmatrix}$$

朴素贝叶斯 分类器

$$O_{O_0} g_t(x) = -\frac{1}{2\sigma^2} (x - \mu_t)^T (x - \mu_t) + \ln P(\omega_t)$$

$$\begin{array}{c}
\mathbf{w}^{F}(\mathbf{x}-\mathbf{x}_{0}) = 0 \\
\mathbf{w} = \mathbf{\mu} - \mathbf{\mu}_{j} \\
\mathbf{x}_{0} = \frac{1}{2}(\mathbf{\mu}_{i} + \mathbf{\mu}_{j}) - \frac{\sigma^{2}}{\|\mathbf{\mu}_{i} - \mathbf{\mu}_{j}\|^{2}} \ln \frac{P(\mathbf{\omega}_{i})}{P(\mathbf{\omega}_{j})}(\mathbf{\mu}_{i} - \mathbf{\mu}_{j})
\end{array}$$

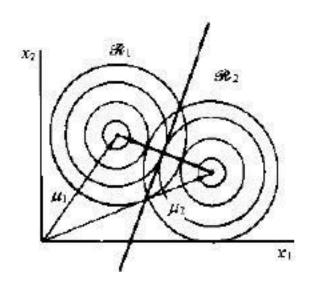
$$\mathbf{x}_0 = \frac{1}{2} (\mu_i + \mu_j) - \frac{\sigma^2}{\| \mu_i - \mu_j \|^2} \ln \frac{P(\omega_i)}{P(\omega_j)} (\mu_i - \mu_j)$$

• 决策面特例一

$$w^{T}(x-x_{0})=0$$

$$w=\mu-\mu_{s}$$

$$x_{0}=\frac{1}{2}(\mu_{s}+\mu_{s})-\frac{\sigma^{2}}{\|\mu_{s}-\mu_{s}\|^{2}}\ln\frac{P(\omega_{s})}{P(\omega_{s})}(\mu_{s}-\mu_{s})$$



• 决策面特例二

$$- \Sigma_{i} = \Sigma \qquad i = 1, 2, ..., C$$

$$g_{i}(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i})^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{i}) + \ln P(\boldsymbol{\omega}_{i})$$

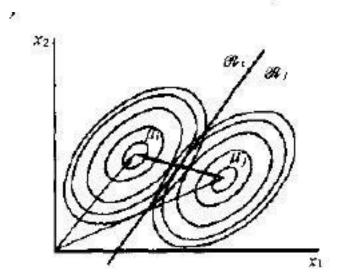
$$\mathbf{w}^{T} (\mathbf{x} - \mathbf{x}_{0}) = 0$$

 $w = \Sigma^{-1}(\mu_{i} - \mu_{j}) \frac{P(\omega_{i})}{P(\omega_{j})}$ $x_{0} = \frac{1}{2}(\mu_{i} + \mu_{j}) - \frac{P(\omega_{i})}{(\mu_{i} - \mu_{j})^{T} \Sigma^{-1}(\mu_{i} - \mu_{j})} (\mu_{i} - \mu_{j})$

• 决策面特例二

$$\mathbf{w}^T(\mathbf{x}-\mathbf{x}_0)=0$$

$$w = \sum^{-1} (\mu_i - \mu_j) \frac{\ln \frac{P(\omega_i)}{P(\omega_j)}}{\ln \frac{P(\omega_i)}{P(\omega_j)}} (\mu_i - \mu_j)$$



- Bayes分类器错误率的估计方法
 - 按理论公式求解计算*
 - 计算错误率上界
 - 实验估计错误率
 - *注:直接计算十分困难,只能在特例情况下进行。

• 错误率的计算

- 两类正态分布等协方差阵情况下

$$P(e) = \int_{\Re_1} P(\omega_2) \ p(x \mid \omega_2) dx + \int_{\Re_2} P(\omega_1) p(x \mid \omega_1) dx$$

$$P(e_{12}) = \int_{\Re_1} P(\omega_2) \ p(x \mid \omega_2) dx = P(\omega_2) \int_{\Re_1} p(x \mid \omega_2) dx = P(\omega_2) P_2(e)$$

$$P(e_{21}) = \int_{\Re_2} P(\omega_1) p(x \mid \omega_1) dx = P(\omega_1) \int_{\Re_2} p(x \mid \omega_1) dx = P(\omega_1) P_1(e)$$

• 错误率的计算

回顾最小错误率贝叶斯决策规则的负对数似然比形式。

$$h(x) = -\ln p(x|\omega_1) + \ln p(x|\omega_2) \leq \ln \left[\frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)}\right] \rightarrow x \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$$

h(x)是 x 的函数 $\cdot x$ 是随机向量,因此 h(x)是随机变量。我们记它的分布密度函数为 p(h) ω_i)。由于它是一维密度函数,因此易于积分,所以用它计算错误率有时较为方便。这样式 (2-113) 可表示为

$$P_{\perp}(e) = \int_{\mathcal{X}_{\eta}} p(\mathbf{x} | \mathbf{\omega}_{\perp}) d\mathbf{x} = \int_{t}^{\infty} p(h | \mathbf{\omega}_{\perp}) dh$$
 (2-114)

$$P_{z}(e) = \int_{\omega_{t_1}} p(\mathbf{x}|\omega_t) d\mathbf{x} = \int_{-\infty}^{t} p(h|\omega_t) dh$$
 (2-115)

其中
$$t = \ln[P(\boldsymbol{\omega}_1) | P(\boldsymbol{\omega}_2)]$$
 (2-116)

$$p(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\mathbf{\Sigma}|^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\mathrm{T}} \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right\}$$

• 错误率的计算

$$\mu = E(x)$$

$$\Sigma = E\{(x-\mu)(x-\mu)^{T}\}$$

$$h(x) = -\ln l(x) = -\ln p(x|\omega_1) + \ln P(x|\omega_2)$$

$$= -\left[-\frac{1}{2}(x - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1}(x - \mu_1) - \frac{d}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_1| \right]$$

$$+ \left[-\frac{1}{2}(x - \mu_2)^T \Sigma_2^{-1}(x - \mu_2) - \frac{d}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_2| \right]$$

$$= \frac{1}{2}(x - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1}(x - \mu_1) - \frac{1}{2}(x - \mu_2)^T \Sigma_2^{-1}(x - \mu_2) + \frac{1}{2} \ln \frac{|\Sigma_1|}{|\Sigma_2|}$$

$$\leq \ln \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} \to x \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$$

- 错误率的计算
 - 两类正态分布等协方差阵情况下

$$h(\mathbf{x}) = \frac{1}{2} (\mathbf{x} - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1} (\mathbf{x} - \mu_1) - \frac{1}{2} (\mathbf{x} - \mu_2)^T \Sigma_2^{-1} (\mathbf{x} - \mu_2) + \frac{1}{2} \ln \frac{|\Sigma_1|}{|\Sigma_2|}$$

$$h(\mathbf{x}) = (\mu_2 - \mu_1)^T \Sigma^{-1} \mathbf{x} + \frac{1}{2} (\mu_1^T \Sigma^{-1} \mu_1 - \mu_2^T \Sigma^{-1} \mu_1)$$

$$\leq \ln \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} \rightarrow \mathbf{x} \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$$

$$h(\mathbf{x}) = (\mu_2 - \mu_1)^T \Sigma^{-1} \mathbf{x} + \frac{1}{2} (\mu_1^T \Sigma^{-1} \mu_1 - \mu_2^T \Sigma^{-1} \mu_2)$$

$$\leq \ln \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} \rightarrow \mathbf{x} \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$$

• 错误率的计算

- hx是x的线性组合,线性组合仍然服从正态分布:通过均值和方差来估计错误率

$$\eta_{1} = E[h(\mathbf{x}) | \omega_{1}] = (\mu_{2} - \mu_{1})^{T} \Sigma^{-1} \mu_{1} + \frac{1}{2} (\mu_{1}^{T} \Sigma^{-1} \mu_{1} - \mu_{2}^{T} \Sigma^{-1} \mu_{2})$$

$$= -\frac{1}{2} (\mu_{1} - \mu_{2})^{T} \Sigma^{-1} (\mu_{1} - \mu_{2})$$

$$\eta = \frac{1}{2} [(\mu_{1} - \mu_{2})^{T} \Sigma^{-1} (\mu_{1} - \mu_{2})]$$

$$\eta_{1} = -\eta$$

$$\sigma_{1}^{2} = E([h(\mathbf{x}) - \eta]^{2} | \omega_{1}^{1}| = (\mu_{1} - \mu_{2})^{T} \Sigma^{-1} (\mu_{1} - \mu_{2}) = 2\eta$$

$$\eta_{2} = \frac{1}{2} (\mu_{1} - \mu_{2})^{T} \Sigma^{-1} (\mu_{1} - \mu_{2}) = \eta$$

$$\sigma_{2}^{2} = (\mu_{1} - \mu_{2})^{T} \Sigma^{-1} (\mu_{1} - \mu_{2}) = 2\eta$$

- 错误率的计算
 - 线性组合仍然服从正态分布

$$P_{1}(e) = \int_{\epsilon}^{\infty} p(h \mid \omega_{1}) dh$$

$$= \int_{\epsilon}^{\infty} \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}\sigma}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{h+\eta}{\sigma}\right)^{2}\right\} dh$$

$$= \int_{\epsilon}^{\infty} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{h+\eta}{\sigma}\right)^{2}\right\} d\left(\frac{h+\eta}{\sigma}\right)$$

$$= \int_{\left(\frac{t+\eta}{\sigma}\right)}^{\infty} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\xi^{2}\right\} d\xi$$

$$t = \ln\left[\frac{P(\omega_{1})}{P(\omega_{1})}\right], \sigma = \sqrt{2\eta}$$

- 错误率的计算
 - 线性组合仍然服从正态分布

$$P_{2}(e) = \int_{-\infty}^{t} p(h | \omega_{2}) dh$$

$$= \int_{-\infty}^{t} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{h-\eta}{\sigma}\right)^{2}\right\} d\left(\frac{h-\eta}{\sigma}\right)$$

$$= \int_{-\infty}^{t-\eta} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\xi^{2}\right) d\xi$$

$$t = \ln \left[\frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} \right], \sigma = \sqrt{2\eta}$$

4.5.3 错误率上界

- 两类情况下最小错误率的上界
 - Chernoff切尔诺夫上界

$$P(e_{12}) \le P(\omega_2) e^{[-\mu(s) + (1-s)t]}$$

 $P(e_{21}) \le P(\omega_1) e^{[-\mu(s) - st]}$

- Bhattacharyya巴氏系数上界

$$J_{B} = -\ln \left[\int \sqrt{p(x \mid \omega_{1}) p(x \mid \omega_{2})} dx \right]$$
$$P(e) \le \sqrt{P(\omega_{1}) P(\omega_{2})} \exp\{-J_{B}\}$$

4.5.3 实验估计错误率

• 错误率的实验估计

- 测试样本集(区别于训练样本集)
- 测试结果(有限样本情况,混淆矩阵)
- 错误率评价

4.5.4讨论

- Bayes决策的先决条件
 - 类条件概率密度的估计
 - 例:密度函数估计的简化
 - 假设特征向量各分量相互独立

4. 5. 4 讨论

- Bayes决策的最小错误概率
 - 设计难度大(类条件概率密度估计)
 - 寻求高"性价比"的分类器
 - 错误概率逼近
 - 决策面逼近

一种表见叶斯分类器

Naïve Bayes Classifier

朴素贝叶斯分类器 (NAÏVE BAYES CLASSIFIER)

在给定目标值时,属性值之间相互条件独立,即

$$P(a_1, ..., a_n | v_j) = \prod_i P(a_i | v_j)$$

$$P(x_1, ..., x_n | w_j) = \prod_i P(x_i | w_j)$$

$$v_{NB} = \underset{v_j \in V}{\operatorname{arg\,max}} P(v_j) \prod_i P(a_i | v_j)$$

Naive_Bayes_Learn(examples)

For each target value v_j

$$\hat{P}(v_j) \leftarrow \text{estimate } P(v_j)$$

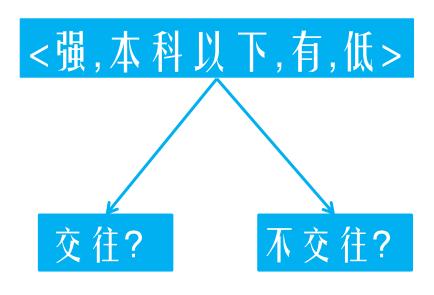
For each attribute value a_i of each attribute a

$$\hat{P}(a_i|v_j) \leftarrow \text{estimate } P(a_i|v_j)$$

Classify_New_Instance(x)

$$v_{NB} = \operatorname*{argmax}_{v_j \in V} \hat{P}(v_j) \prod_{a_i \in x} \hat{P}(a_i | v_j)$$
对此 $P(X|\theta) \times P(\theta)$

上进心	学历	房产	年薪	交 往
强	研究生	有	盲	是
强	研究生	有	低	是
弱	研究生	有	盲	否
一般	本科	有	盲	否
一般	本科以下	无	盲	否
一般	本科以下	无	低	是
弱	本科以下	无	低	否
强	本 科	有	盲	是
强	本科以下	无	盲	否
一般	本科	无	盲	否
强	本 科	无	低	否
弱	本科	有	低	否
弱	研究生	无	盲	否
— 般	本科	有	低	是



```
• 例 ( 续 ) v_{NB} = \underset{v_j \in \{E, T\}}{\operatorname{argmax}} P(v_j) \prod_i P(a_i | v_j)
                 = \operatorname{argmax} P(v_i)P( 强 | v_i)P( 本 科 以 下 | v_i)P( 有 | v_i)P( 低 | v_i)
                   v<sub>i</sub>∈{ 是, 否 }
  ■ 根据数据集,可以计算出上式需要的概率值
    ■P(否)=9/14=0.64; P(是)=5/14=0.36;
    ■ P(强 | 否)=2/9=0.22; P(强 | 是)=3/5=0.6;
    ■ P(弱 | 否)=4/9=0.44; P(弱 | 是)=0/5=0;
    ■P(一般 | 否)=3/9=0.33; P(一般 | 是)=2/5=0.4;
    ■ P(研究生|否)= 2/9=0.22; P(研究生|是)=2/5=0.4;
    ■ P(本科 | 否)= 4/9=0.44; P(本科 | 是)=2/5=0.4;
    ■ P(本科以下 | 否)=3/9=0.33; P(本科以下 | 是)=1/5=0.2;
    ■ P(无 | 否)=6/9=0.67; P(无 | 是)=1/5=0.2;
    ■P(有 | 否)=3/9=0.33; P(有 | 是)=4/5=0.8;
    ■ P(高 | 否)=6/9=0.67; P(高 | 是)=2/5=0.4;
    ■P(低 | 否)=3/9=0.33; P(低 | 是)=3/5=0.4
```

$$v_{NB} = \underset{v_{j} \in \{E, \overline{\Delta}\}}{\operatorname{argmax}} P(v_{j}) \prod_{i} P(a_{i}|v_{j})$$

$$= \underset{v_{j} \in \{E, \overline{\Delta}\}}{\operatorname{argmax}} P(v_{j}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j}) P(\mathbf{X}_{i}) P(\mathbf{V}_{i}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j})$$

$$= \underset{v_{j} \in \{E, \overline{\Delta}\}}{\operatorname{argmax}} P(v_{j}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j}) P(\mathbf{X}_{i}|v_{j}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j}) P(\mathbf{U}_{i}|v_{j})$$

- 求v_{NB}
 - •P(否)P(强 | 否)P(本科以下 | 否)P(有 | 否)P(低 | 否) =0.0053
 - •P(是)P(强 | 是)P(本科以下 | 是)P(有 | 是)P(低 | 是) =0.0206
 - **v**_{NB}=是
- ■通过将上述的量归一化,可计算给定观察值下目标值为 "是"的条件概率为0.0206/(0.0206+0.0053)=0.795。

• 练习:

Name	Give Birth	Can Fly	ve in Wat	lave Legs	Class
human	yes	no	no	yes	mammals
python	no	no	no	no	non-mamma
salmon	no	no	yes	no	non-mamma
whale	yes	no	yes	no	mammals
frog	no	no	sometime	yes	non-mamma
komodo	no	no	no	yes	non-mamma
bat	yes	yes	no	yes	mammals
pigeon	no	yes	no	yes	non-mamma
cat	yes	no	no	yes	mammals
leopard shar	yes	no	yes	no	non-mamma
turtle	no	no	sometime	yes	non-mamma
penguin	no	no	sometime	yes	non-mamma
porcupine	yes	no	no	yes	mammals
eel	no	no	yes	no	non-mamma
salamander	no	no	sometime	yes	non-mamma
gila monster	no	no	no	yes	non-mamma
platypus	no	no	no	yes	mammals
owl	no	yes	no	yes	non-mamma
dolphin	yes	no	yes	no	mammals
eagle	no	yes	no	yes	non-mamma

Give Birth	Can Fly	ive in Wate	Have Legs		Class
yes	no	yes	no	?	



Tid	Refund	Marital Status	Taxable Income	Evade
1	Yes	Single	125K	No
2	No	Married	100K	No
3	No	Single	70K	No
4	Yes	Married	120K	No
5	No	Divorced	95K	Yes
6	No	Married	60K	No
7	Yes	Divorced	220K	No
8	No	Single	85K	Yes
9	No	Married	75K	No
10	No	Single	90K	Yes

X = (Refund = No, Married, Income = 120K)



估计连续型属性的条件概率

- 将 每 一 连 续 属 性 离 散 化 , 然 后 利 用 相 应 的 离 散 区 间 替 换 连 续 属 性 值
- ■把 "Taxable Income"划分成两个区间,最佳的候选划分点为97K,对应区间为(0,97)和[97,10000)。通过计算不同类别中属性 "Taxable Income"落入对应区间的比例来估计条件概率。

Tid	Refund	Marital Status	Taxable Income< 97K	Evade
1	Yes	Single	No	No
2	No	Married	No	No
3	No	Single	Yes	No
4	Yes	Married	No	No
5	No	Divorced	Yes	Yes
6	No	Married	Yes	No
7	Yes	Divorced	No	No
8	No	Single	Yes	Yes
9	No	Married	Yes	No
10	No	Single	Yes	Yes

■用Bayes方法估计每个条件概率后,对之前新给出的样本可以进行判别。

X = (Refund = No, Married, Income = No)

Tid	Refund	Marital Status	Taxable Income< 97K	Evade
1	Yes	Single	No	No
2	No	Married	No	No
3	No	Single	Yes	No
4	Yes	Married	No	No
5	No	Divorced	Yes	Yes
6	No	Married	Yes	No
7	Yes	Divorced	No	No
8	No	Single	Yes	Yes
9	No	Married	Yes	No
10	No	Single	Yes	Yes

Since P(X|No)P(No) > P(X|Yes)P(Yes)
 Therefore P(No|X) > P(Yes|X)
 => Evade = No

用概率分布来估计条件概率

假设连续型属性服从某种概率分布(通常假设服从正态分布),然后用训练数据估计出分布的参数,进而计算相应的条件概率。如上例中,假设"Taxable Income"属性为随机变量

$$X_3 \sim N(\mu, \sigma^2)$$

■ 对于每个类 Ci, 属性值x_i属于类Ci的概率为

$$P(x_j|C_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{ij}} \exp(-\frac{(x_j - \mu_{ij})^2}{2\sigma_{ij}^2})$$

μ_i和σ_i分别为类C_i中随机变量x_i的期望和方差,可分别用C_i中x_i的观察值的样本均值和标准差估计

如上表数据中 "Taxable Income"数据,分别属于两类,设类别C1= "No", C2= "Yes",对应的观察值如下:

Taxable Income	125	100	70	120	95	60	220	85	75	90
Evade	No	No	No	No	Yes	No	No	Yes	No	Yes

- 类别 C1= "No"的两个参数估计如下:
 - $\bar{X} = \frac{1}{7}(125 + 100 + 70 + 120 + 60 + 220 + 75) = 110$
 - $S^2 = \frac{1}{6} \{ (125 110)^2 + (100 110)^2 + (70 110)^2 + (120 110)^2 + (60 110)^2 + (220 110)^2 + (75 110)^2 \} = 2975$
 - $(\mu, \sigma^2) = (110,54.54^2)$
- 同理, 类别 C2= "Yes"的两个参数估计为: $(\mu, \sigma^2) = (90, 5^2)$

•
$$P(Income = 120|No) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}(54.54)}e^{-\frac{(120-110)^2}{2(2975)}} = 0.0072$$

naive Bayes Classifier:

```
P(Refund=Yes|No) = 3/7
P(Refund=No|No) = 4/7
P(Refund=Yes|Yes) = 0
P(Refund=No|Yes) = 1
P(Marital Status=Single|No) = 2/7
P(Marital Status=Divorced|No)=1/7
P(Marital Status=Married|No) = 4/7
P(Marital Status=Single|Yes) = 2/7
P(Marital Status=Divorced|Yes)=1/7
P(Marital Status=Married|Yes) = 0
```

For taxable income:

If class=No: sample mean=110

sample variance=2975

If class=Yes: sample mean=90

sample variance=25

$$P(X | Class=No) = P(Refund=No | Class=No) \\ \times P(Married | Class=No) \\ \times P(Income=120K | Class=No) \\ = 4/7 \times 4/7 \times 0.0072 = 0.0024$$

$$P(X|Class=Yes) = P(Refund=No|Class=Yes)$$
 $\times P(Married|Class=Yes)$
 $\times P(Income=120K|Class=Yes)$
 $= 1 \times 0 \times 1.2 \times 10^{-9} = 0$

问题

Tid	Refund	Marital Status	Taxable Income	Evade
1	Yes	Single	125K	No
2	No	Married	100K	No
3	No	Single	70K	No
4	Yes	Married	120K	No
5	No	Divorced	95K	Yes
6	No	Married	60K	No
7	Yes	Divorced	220K	No
8	No	Single	85K	Yes
9	No	Married	75K	No
10	No	Single	90K	Yes

naive Bayes Classifier:

P(Refund=Yes|No) = 3/7

P(Refund=No|No) = 4/7

P(Refund=Yes|Yes) = 0

P(Refund=No|Yes) = 1

P(Marital Status=Single|No) = 2/7

P(Marital Status=Divorced|No)=1/7

P(Marital Status=Married|No) = 4/7

P(Marital Status=Single|Yes) = 2/7

P(Marital Status=Divorced|Yes)=1/7

P(Marital Status=Married|Yes) = 0

For taxable income:

If class=No: sample mean=110

sample variance=2975

If class=Yes: sample mean=90

sample variance=25

- 利用训练样例估计后验概率的潜在问题
 - ■若一属性的类条件概率为O, 在整个类的后验概率为O
 - ■一个极端的例子,训练样例不能覆盖那么多属性值时,可能无法分类某些测试记录
- ■一种解决方案
 - 当样本很小时,采用平滑技术, \mathbf{m} -估计 $\frac{n_a+mp}{n_c+m}$
 - p是将要确定的概率的先验估计,而m是一称为等效样本大小的常量,可取属性个数
 - ■在缺少其他信息时,选择p的一种典型的方法是均匀概率,比如某属性有k个可能值,那么p=1/k。

- 例 (续)
- 前例中, P(Married| Class=Yes)=0
- 使 用m-估 计, m=3, p=1/3
- P(Married | Class=Yes)= $(0+3 \times 1/3)/(3+3)=1/6$
- $P(X|Class=No) = P(Refund=No|Class=No)P(Married|Class=No)P(Income=120K|Class=No) = 6/10 \times 6/10 \times 0.0072 = 0.0026$
- $P(X|Class=Yes) = P(Refund=No|Class=Yes) P(Married|Class=Yes) P(Income=120K|Class=Yes) = 4/6 \times 1/6 \times 1.2 \times 10^{-9} = 1.3 \times 10^{-10}$

- 小结

- 朴 素 贝 叶 斯 分 类 器 假 定 了 属 性al,…,an的 值 在 给 定目标值v下是条件独立的。
- 这一假定显著地减小了目标函数学习的计算复杂 度。
- 当此条件成立时, 朴素贝叶斯分类器可得到最优 贝叶斯分类。
- ■但在多数情况下,这一条件独立假定过于严厉了。

实验3: 基于朴素贝叶斯的犯罪类型预测

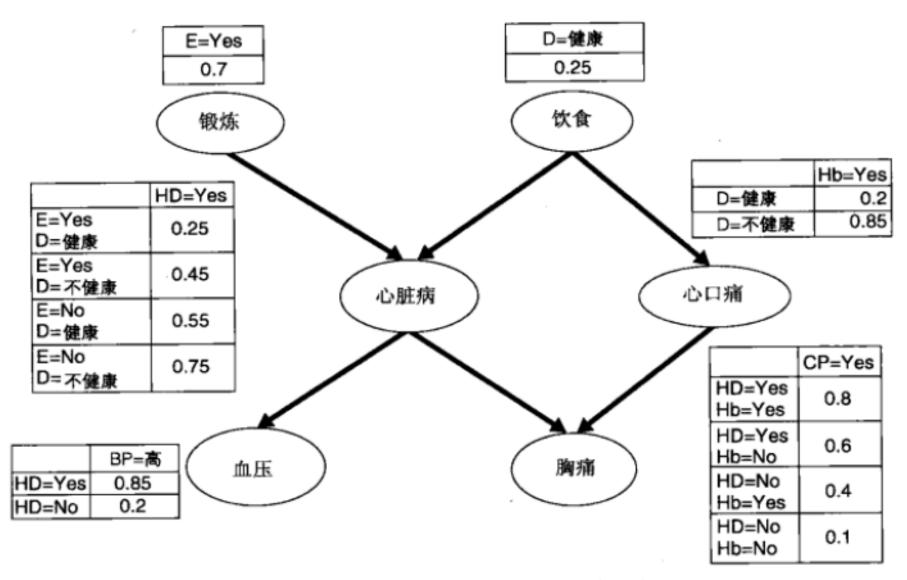
- 给定LA犯罪数据集
- 根据某案件的"案发时间""所属警区""案发地点"等属性,预测案件的类型,例如"抢劫""偷窃""杀人"等
- 属性均为离散的
- 共44948个训练样本,14983个测试样本
- Python编程实现

贝叶斯信念网络(BAYES BELIEF NETWORKS, BBN)

- ■简称贝叶斯网络, <u>表述变量的一个子集上的条件</u> 独立性假定。
- 贝叶斯网络中的一个节点,如果它的父母节点已知,则它条件独立与它的所有非后代节点。

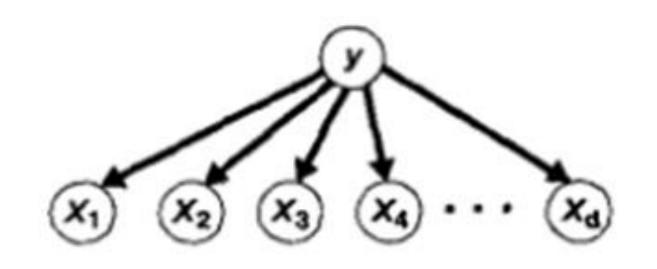
贝叶斯信念网络的表示

- 一个有向无环图(directed acyclic graph, or DAG), 指定一组条件独立性假定,表示变量间的依赖关系
 - 每个节点表示一个变量, 每条弧表示两个变量间的依赖关系
 - 如从x到y有一条有向弧,则x是y的父母, y是x的子女
 - 如网络中存在一条从X到Z的有向路径,则X是Z的祖先,Z是X的后代
- 一个概率表,即一组局部条件概率集合,把各节点和它的直接父节点 关联起来
 - 如节点 X 没有父母节点,则表中只包含先验概率 P(X)
 - 如节点X只有一个父母节点Y,则表中包含条件概率P(X|Y)
 - 如节点X有多个父母节点{Y1,...,YK},则表中包含条件概率P(X|Y1,...,YK)

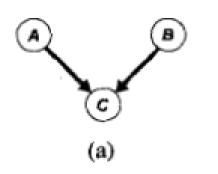


发现心脏病和心口痛病人的贝叶斯网络

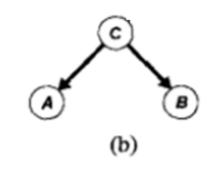
朴素贝叶斯分类器中的条件独立假设可以用贝叶斯网络表示。



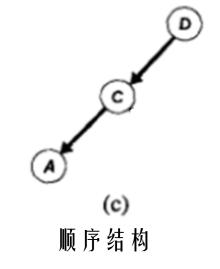
贝叶斯网络中三个变量间的典型依赖关系

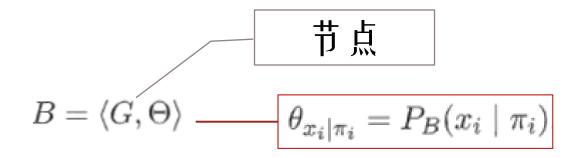


V型结构(V-Structure)、 冲撞结构



"同父"结构(CommonParent)





给定父结点集, 贝叶斯网假设每个属性与它的非后裔属性独立, 于是 $B = \langle G, \Theta \rangle$ 将属性 x_1, x_2, \dots, x_d 的联合概率分布定义为

$$P_B(x_1,x_2,\ldots,x_d)=\prod_{i=1}^d P_B(x_i\mid\pi_i)=\prod_{i=1}^d heta_{x_i\mid\pi_i}$$
 . 随机变量,XI父节点的集合

贝叶斯神经网络 (BAYESIAN NEURAL NETWORK)

- -什么是贝叶斯神经网络
- 为什么需要贝叶斯神经网络
- 贝叶斯神经网络如何实现



什么是贝叶斯神经网络

- 传统神经网络通过最小化损失函数求 出参数的点估计
- 贝叶斯神经网络希望求w的分布而不 是w的极大似然估计
- 网络的输出表示为 $P(y|x) = E_{P(w|D)}[P(y|x,w)]$

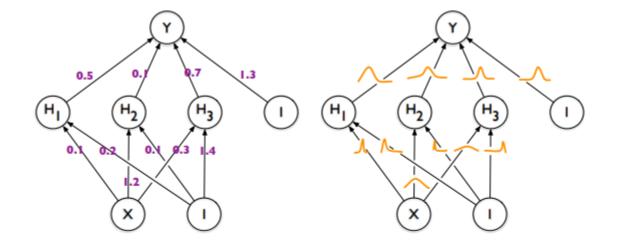


Figure 1. Left: each weight has a fixed value, as provided by classical backpropagation. Right: each weight is assigned a distribution, as provided by Bayes by Backprop.



为什么需要贝叶斯神经网络

- 贝叶斯神经网络相当于最全面的集成模型
- ■ $w \sim P(w|D)$, 每个w的样本都对应一个可能的模型
- $P(y|x) = E_{P(w|D)}[P(y|x,w)]$ 即是所有可能模型的预测结果的加权平均

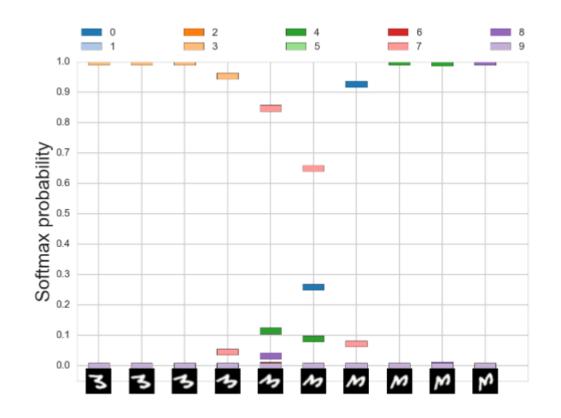


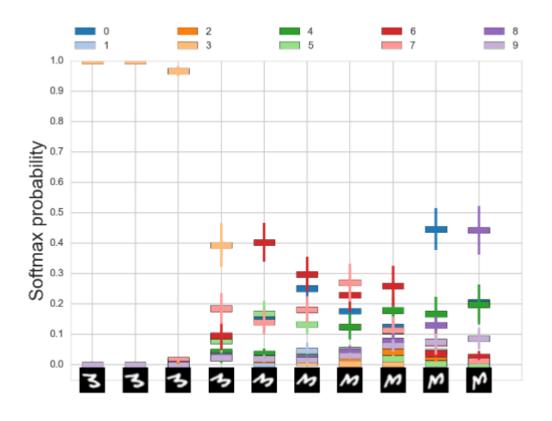
为什么需要贝叶斯神经网络

- 贝叶斯神经网络可以估计预测结果的不确定性(uncertainty)
- 普通神经网络的输出是点估计,通常过于自信
- 贝叶斯神经网络可以推导出输出的分布



贝叶斯神经网络可以估计预测结果的不确定性(UNCERTAINTY)





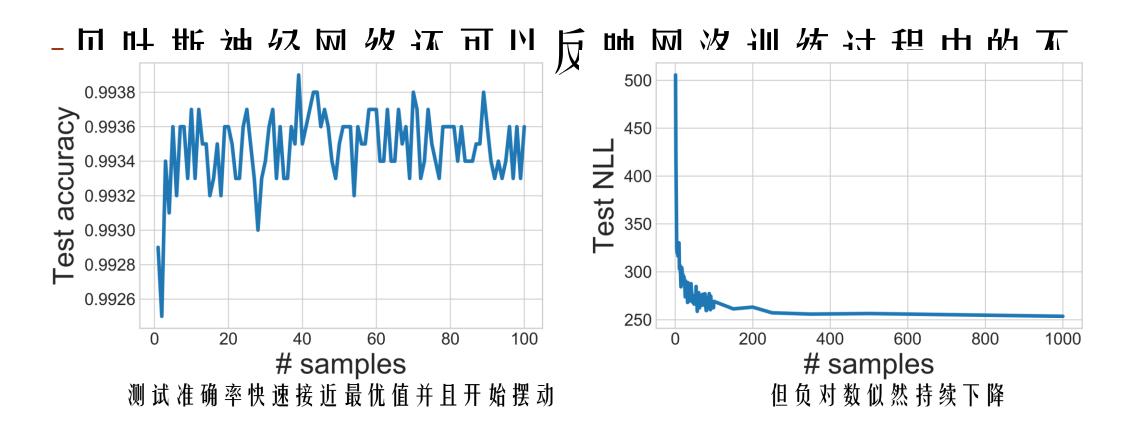
(a) LeNet with weight decay

(b) LeNet with multiplicative formalizing flows

Louizos, Christos, and Max Welling. "Multiplicative normalizing flows for variational bayesian neural networks." ICML 2017



为什么需要贝叶斯神经网络





贝叶斯神经网络如何实现

- P(w|D) 维 度 极 高 , 直 接 推 导 比 较 困 难 , 而 且 不 易 于 使 用
- 使用变分推断(variational inference)估计P(w|D),即寻找一个简单的分布 $q(w|\theta)$ 来逼近P(w|D)
- 逼近过程可以通过最小化两个分布的 KL 散度(Kullback-Leibler divergence)实现: $D_{KL}[q(w)||p(w)] = \int q(w)log \frac{q(w)}{p(w)}dw$



θ的求导过程:

$$\begin{split} \theta^* &= argmin_{\theta} D_{KL}[q(w|\theta)||P(w|D)] \\ &= argmin_{\theta} \int q(w|\theta)log \frac{q(w|\theta)}{P(w|D)} dw \\ &= argmin_{\theta} \int q(w|\theta)log \frac{q(w|\theta)P(D)}{P(w)P(D|w)} dw \\ &= argmin_{\theta} \int q(w|\theta)log \frac{q(w|\theta)P(D)}{P(w)} dw - \int q(w|\theta)log P(D|w) dw + \int q(w|\theta)log P(D) dw \\ &= argmin_{\theta} D_{KL}[q(w|\theta)||P(w)] - E_{q(w|\theta)}[log P(D|w)] + log P(D) \\ &= \$ \ \ \end{split}$$

- 最终, 网络的优化目标为:

贝叶斯神经网络如何实现

- 虽然利用变分推断简化了贝叶斯神经网络,但如何利用梯度下降法对分布进行优化?
- •重参数法(Reparameterization): 假设变分分布为正态分布 $q(w|\theta) = q(w|\mu, \sigma^2) = N(\mu, \sigma^2)$,

·这样就把贝叶斯神经<mark>网细的可水解的参数权</mark>化成了普通数值。但是级面前徒场时的参数校从是分



#