## 贝叶斯决策

## 决策理论

- 贝叶斯公式:  $P(\omega_i | \vec{x}) = \frac{p(\vec{x} | \omega_i) P(\omega_i)}{\sum p(\vec{x} | \omega_j) P(\omega_j)}$
- 联合概率分布和条件概率分布:

$$P(B|A)P(A) = P(B,A)$$

• 最小错误率方法:

$$\arg \max_{i} P(\omega_{i}|\vec{x}) = \arg \max_{i} P(\vec{x}|\omega_{i})P(\omega_{i})$$

- 最小错误率分析:  $P(e) = P(\omega_2)P_2(e) + P(\omega_1)P_1(e), P_2(e)$ 是把2分类错误成1的概率
- 多类正确率分析:  $P(c) = \sum P_i(c) P(\omega_j)$  对应最高的曲线加先验的面积
- False postive: 将负样本判成正样本。False negative: 将 正样本判成负样本
- ROC曲线: 横轴 False Postive, 纵轴 True Positive
- 最 小 风 险 贝 叶 斯 决 策:  $\lambda(\alpha_i, \omega_j)$ 是 在 $\omega_j$ 状 态 上 采 用 $\alpha_i$ 决 策 的 代 价。(选 对 了 可 以 认 为 是0)。 决 策 arg min  $\sum_i \lambda(\alpha_i, \omega_j) p(\vec{x}|\omega_j) p(\omega_j)$
- 限定一类错误率,求第二类错误率最小值: 拉格朗日待定系数法  $\gamma = P_1(e) + \lambda(P_2(e) \epsilon_0) = 1 P_1(c) + \lambda P_2(e) \lambda \epsilon_0$ 。 对 $\lambda$ 求偏导,一维情况得到决策面满足 $\lambda = \frac{p(t|\omega_1)}{p(t|\omega_2)}$ ,决策面限定错误率达到指标上限。(图解: 看残余面积)。
- 最小最大决策: 风险已知, 先验概率未知。  $R=\int_{\mathcal{R}_1} \lambda_{11} p(\omega_1) P(\vec{x}|\omega_1) + \lambda_{12} p(\omega_2) P(\vec{x}|\omega_2) + \int_{\mathcal{R}_2} \lambda_{21} p(\omega_1) P(\vec{x}|\omega_1) + \lambda_{22} p(\omega_2) P(\vec{x}|\omega_2) = a + p(\omega_1) b$ 风 医不可确定,以b = 0作为最坏情况的最优解(防止 $P(\omega_2)$ 产生态 $P(\omega_2)$
- 多类决策: 可以进行逐一比较。或者算最大的 $P(\omega_i|\vec{x}) > P(\omega_j|\vec{x}) \Rightarrow p(\vec{x}|\omega_i)p(\omega_i) > p(\vec{x}|\omega_j)p(\omega_j) \Rightarrow p(\vec{x}|\omega_i)p(\vec{x}|\omega_j) > p(\omega_j)p(\omega_i) \Rightarrow \ln p(\vec{x}|\omega_i) + \ln p(\omega_i) > \ln p(\vec{x}|\omega_j) \ln p(\omega_j)$ (对数似然)
- 决策面以及两类情况的决策面:  $g(\vec{x})$   $\begin{cases} > 0 \Rightarrow \in \omega_1 \\ < 0 \Rightarrow \in \omega_2 \end{cases}$  g(0) 0是决策面

# 朴素贝叶斯决策和正态分布决策

- 朴素贝叶斯: 认为所有变量独立:  $P(\vec{x}|\omega) = \prod_i p(x_i|\omega)$
- 正态分布基本性质:  $P(\vec{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp(-\frac{1}{2}(\vec{x} \mu)^{\mathrm{T}} \Sigma^{-1} (\vec{x} \mu)$
- 性质:等密度点是超椭球面 $(\vec{x}-\mu)^{\mathrm{T}}\Sigma^{-1}(\vec{x}-\mu)=const$ , 马氏距离,不相关性 $E_{12}=E_{1}E_{2}==$ 独立性 $P_{12}=P_{1}P_{2}$
- 边缘分布和条件分布,线性变化正态性。 $ec{y} = \mathbf{A} ec{x} 
  ightarrow N(\mathbf{A} \mu, \mathbf{A} \Sigma \mathbf{A}^{\mathbf{A}^T})$
- $\Sigma_i = \sigma^2 \mathbf{I}$  (协方差相等均对角),分类面为圆形(先验不相等)或中位(先验相等)
- $\Sigma_i = \Sigma$  (协方差相等),分类面为椭圆形(先验不相等)或 直线(先验相等,相对中位线发生偏转)
- 其他可能性:二次曲线。计算错误率:公式,近似计算上界,实验估计

### **概率密度函数的估计** 参数和非参数估计

- 参数空间,点估计,区间估计,统计量等概念。 ${
  m MLE}$ 方 法 ${
  m max} \sum_i \ln(p(ec{x}_i| heta))$ (有的时候不需要求导,
- 正态分布的MLE估计方法:  $\mu = \frac{1}{N} \sum_i \vec{x}_i, \Sigma = \frac{1}{N} \sum_i (\vec{x} \mu)(\vec{x} \mu)^{\mathrm{T}}$
- 可识别性:参数空间内每两个不同参数均有不同的概率密度函数,连续的往往是可以识别的,离散的往往不能识别
- 贝叶斯参数估计: 将参数认为成随机变量, 并有先验。  $P(\theta|\vec{x}) = \frac{P(\vec{x}|\theta)p(\theta)}{p(\vec{x})}$
- 正态分布MAP:  $\vec{x} \sim N(\mu, \sigma^2), p(\mu) \sim N(\mu_0, \sigma_0^2)$  (均值有不确定性)  $P(\mu | \vec{x}) = \frac{1}{p(\vec{x})} \prod \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp(-\frac{1}{2} \frac{\vec{x}_k \mu^2}{\sigma}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} \exp(-\frac{1}{2} \frac{\vec{m}u \mu_0}{\sigma_0}^2)) \sim N(\mu_N, \sigma_N), \mu_N = \frac{N\sigma_0^2}{N\sigma_0^2 + \sigma^2} m_N + \frac{\sigma^2}{N\sigma_0^2 + \sigma^2} \mu_0.$

结果仍然是正态分布。N=0 →仅能靠先验,没有实验信息。 $N\to\infty$ 实验信息足够多,先验信息没有用。 $\sigma_0\to0$ 先验太强,实验信息被忽视。 $\sigma_0\to\infty$ 先验信息太弱,被忽视。当先验可靠时,利用更多的信息。目的是 $\max P(\vec{x}|\theta)p(\theta)$ 。同等情况下MLE更简单

- 最小二乘等价于对认为误差是正态分布的MLE方法,此方 法上的加参数先验为正态分布的MAP方法就是L-2正则化
- Parzen窗法: 窗口大小的选择,正态分布Parzen窗
- 三类误差: 贝叶斯误差: 特征一旦选定就无法改变的误差。模型误差: 模型不标准或者错误。估计误差: 参数估计的时候产生的误差。维数问题: 普遍x100个样本一维。 依靠PCA,独立性等方式降低维数灾难
- 过拟合: MLE的普遍特性, 考虑增加样本或者引入MAP方案, 通过简单模型 (参数化模型, 对角矩阵, 共享参数)降低参数
- 错误率估计: 先验未知 $\epsilon = \frac{k}{N}, E(k) = N\epsilon, Var(k) = N\epsilon(1 \epsilon), Var(\hat{\epsilon}) = \frac{\epsilon(1 \epsilon)}{N}$ 。 先验已知:  $E(\hat{\epsilon}) = \epsilon, Var(\hat{\epsilon}) = \frac{1}{N} \sum P(\omega_i)\epsilon_i(1 \epsilon_i)$ 。 已知先验方差更低。交叉验证和留一法等

## EM, GMM 算法

- $\langle v_i \rangle >$  **6** GMM算法:  $P(X|\Theta) = \sum_{i} \alpha_i p_i(X|\theta_i), \sum_i \alpha_i = 1, p_i(X|\theta_i) \sim N(\mu_i, \sigma_i) \text{log-MLE}$   $g(\vec{x}) = \sum_{i} \lim_{i} \sum_{j} N(x_i|\mu_j, \Sigma_j) P(\omega_j)$ 
  - 已知概率是多类高斯混合而成的,每一类的比例(先验)未知,每一类高斯的参数未知
  - $P(\omega_k|x_i, \mu_k, \Sigma_k) = \frac{N(x_i|\mu_k, \Sigma_k)P(\omega_k)}{\sum_j N(x_i|\mu_j, \Sigma_j)P(\omega_j)}$
  - $\hat{P}(\omega_k|x_i, \mu_k, \Sigma_k) = \frac{1}{N} \sum_i P(\omega_k|x_i, \mu_k, \Sigma_k)$
  - 对 $\mu_k$ 求偏导为零得到 $\hat{\mu}_k = \frac{\sum_i P(\omega_k|x_i,\mu_k,\Sigma_k)x_i}{\sum_i P(\omega_k|x_i,\mu_k,\Sigma_k)}$
  - $\forall \Sigma_k : \hat{\Sigma}_k = \frac{\sum_i P(\omega_k | x_i, \mu_k, \Sigma_k) (x_i \mu_k) (x_i \mu_k)^{\mathrm{T}}}{\sum_i P(\omega_k | x_i, \mu_k, \Sigma_k)}$
  - 解决策略: E步利用上一步的东西计算 $P(\omega_k|x_i,\mu_k,\Sigma_k)$ ,M步计算参数迭代
  - EM 算法: 解决数据缺失或隐变量的问题X显变量,Y隐变量。 $P(X,Y|\theta)=p(Y|X,\theta)p(X|\theta)$
  - $L(\theta) = \ln p(X|\theta) = \ln(\sum_{Y} p(X,Y|\theta))$ ,  $\mbox{if } Y \sim q(Y)$

# 线性判别函数

- 线性判别,广义线性判别,增广向量等
- 感知准则函数: 假设样本线性可分,  $\begin{cases} a^{\mathrm{T}}y>0$ 对一切 $y_i\in\omega_1$  后点到直线的距离(单边切距)  $a^{\mathrm{T}}y<0$ 对一切 $y_i\in\omega_2$ 特征提取和特征选择

采用 $y_i' = \begin{cases} y_i \\ -y_i \end{cases}$  得到 $\forall i, a^{\mathrm{T}}y_i' > 0$ ,错分样本集合设为 $Y^k$ 

- 目标函数 $J_P(a) = \sum_{y \in Y^k} -a^T y \ge 0$ ,希望优化到0。梯度下降得到 $ak+1 = a_k + \rho \sum_{y \in Y^k} y$
- 1-bit SGD,  $\rho = 1$  可以达到最小值(可以硬证明)

## VM

- 优化问题:  $\min \frac{1}{2} w^{\mathrm{T}} w$ , subject to  $d_i(w^{\mathrm{T}} x_i + b) > 1$ , 凸优化问题加拉格朗日乘子转对偶方法优化
- $J = \frac{1}{2} w^{\mathrm{T}} w \sum \alpha_i [d_i(w^{\mathrm{T}} x_i + b) 1], \alpha_i > 0$  转优 化 $J(\vec{W}, \vec{\alpha})_{\circ}$
- 鞍点是最值点:  $J(\vec{W}',\alpha) \leq J(\vec{W}',\alpha') \leq J(\vec{W},\alpha')$ ,左 侧得到 $\sum (\alpha_i' \alpha)g_i(\vec{w}') \leq 0 \Rightarrow \sum g_i(\vec{w}') > 0$ 说明是可行点,取 $\alpha_i = 0$  得到 $\alpha_i'g_i(\vec{w}') = 0$
- 右侧:  $f(\vec{w}') \le f(\vec{w}) \alpha' g(\vec{w}) \le f(\vec{w})$ 得到最优点(强对偶条件)
- 对偶求鞍点:  $w = \sum \alpha_i d_i x_i, \sum alpha_i d_i = 0$
- 对偶方法:  $\max Q(\alpha) = \sum \alpha_i \frac{1}{2} \sum \alpha_i \alpha_j d_i d_j H_{ij}, H_{ij} = x_i^{\mathrm{T}} x_j$ , 之后可以更换为核函数。
- 线性不可分松弛:  $\min \frac{1}{2} w^T w + C \sum \xi$ 。 松弛 $d_i(w^T x_i + b) > 1 \xi_i$ ,C越大,要求性能越好,间隔越小,C越小要求间隔越大。
- 非线性核函数方法,多项式 $K(x,y) = (xy+1)^p$ ,RBF:  $\exp(-\|x-y\|^2/2\sigma^2)$ 等、
- 采用L-1正则化和L-2正则化的函数的SVM, L-1稀疏学习,L-2防过拟合

• 产生式模型(优点: 可以提供大量信息量)和判別式模型 (优点: 简单)

#### 神经网络

- 损失函数: TSSE:  $\frac{1}{2}(d_i-y_i)^2$ , 可以进一步补充为对整个batch的求导
- BP算法,矩阵求导,反向传播,链式法则等
- CNN, RNN, LSTM的结构(有空补上)。序列长度:一个sample的长度(sample之间没有关系)

## 决策树

- $\nabla \mathbb{Z}$   $\mathbf{m}$ :  $E = -\sum p_i \ln p_i$
- Gini 不纯度:  $1 \sum P(w_n)^2$
- 误差不纯度:  $1 \max_i P(\omega_i)$
- 信息熵的增量:  $l p(l)l_l p(r)l_r$  (左右两支加权计算)

# 近邻法和距离

- 最近邻法错误率在12倍贝叶斯错误率中间
- 压缩近邻法: 首先用近邻法测试所有测试样本,如果测错了放进评测集,通过这种方式扩充评测集
- 距离度量: 1. s-Minkowski:  $D(x,y) = [\sum |x_i y_i|^s]^{1/s}$ 。 s = 2为欧几里得距离。Chebyshev 距离: $\max_i |x_i y_i|$ ,马氏距离 $(x y)^{\mathrm{T}}Q(x y)$
- 距离的正定性,三角性,Holder不等式等(不会)
- KL 散度作为概率PDF之间距离,切距离:做流形变换之 后点到直线的距离(单边切距离,双边切距离)

# PCA, KL变换等线性方法

• 目的: 防止维数灾难, 方便可视化和理解

- Fisher 方法: 找一个方向使得投影结束后类间方差最大,类间方差最小。类间方差 $(m_1-m_2)(m_1-m_2)^{\mathrm{T}}$ 。类内方差 $\sum_j \sum_i (x_{ij}-m_j)(x_{ij}-m_j)^{\mathrm{T}}$
- 投影之后方差变化做比 $J(w) = \frac{w^{\mathrm{T}}S_bw}{w^{\mathrm{T}}S_ww}$ 最大转拉格朗日乘子:  $L = w^{\mathrm{T}}S_bw \lambda(w^{\mathrm{T}}S_ww c)$ (控制一个类内方差不变)得到w是 $S_w^{\mathrm{T}}S_b$ 的最大特征值对应的特征向量。
- Fisher投影之后的分类问题: 按照两类重心的重点、或者按照加权重心或者  $\frac{m_1+m_2}{2}+\frac{\ln P(w_1)-\ln P(w_2)}{N_1+N_2-2}$  先验。也可以采用Bayes决策手段
- 其他的Fisher手段,局部方法,非线性方法等,选取其他判据方案等(如矩阵迹)
- 多维度Fisher方法: 选取最大的几个向量
- PCA: 最小化剩余方差min  $E(x \hat{x})^{\mathrm{T}}(x \hat{x}) = E[\sum_{i=d+1}^{\infty} c^2]$
- ullet PCA: 找S (对称正交矩阵)的从大到小的特征值,对应的特征向量组成变换矩阵。

#### 特征选择方案

- 向前向后方法,顺序前进法,顺序后退法(找收益最大的和损失最小的)
- Relief方案,遗传算法等,存在问题:特征选择过学习

#### MDS, LLE, ISOMap, 遗传算法

- MDS方案: 给定两点之间的距离,找p维的x使得 $d_{rs}^2=(x_r-x_s)^{\mathrm{T}}(x_r-x_s)=x_r^{\mathrm{T}}x_r+x_s^{\mathrm{T}}x_s-2x_r^{\mathrm{T}}x_s$ 可以构造 $B=XX^{\mathrm{T}},n\times n$ ,进行p维PCA提出  $B=V\Lambda V^{\mathrm{T}},X=V_1\Lambda^{\frac{1}{2}}$ ,展开成P维空间
- ISOMAP 方案: 先通过kNN或者ε圆构建一个整个图的支撑树,之后采用Dijkstra算法找到图中任意两点的最近距离构建距离矩阵,之后使用MDS方法确定坐标
- ullet LLE(局部线性化):先通过kNN或者 $\epsilon$ 圆找到每一个点的近邻然后把每一个面元铺平
- GA: 初始化种群,交叉和编码方式等

#### Ensemble

- Adaboost: 采用一组弱学习器进行学习。方案: 1. 初始 化 $w_1(i) = \frac{1}{N}$ . 2. 归一化:  $p_l(i) = \frac{w_l(i)}{\sum_i w_l(i)}$  3.  $\epsilon_l = \sum_{mis} p_l(i)$  4.  $a_l = \frac{1}{2} \ln \frac{1-\epsilon_l}{\epsilon_l}$  5. 调整:  $w_{l+1}(i) = w_l(i) \exp(\pm a_l)$ 正: 错分样本加权重。负: 正确样本减权重。
- 随机森林: 随机抽取若干特征构造树,按照准确率进行投票,投票悖论等

# 聚类分析, 非监督学习方法

5. 训练结束之后按 $a_1$ 对L个分类器加权投票。

- GMM聚类:对样本进行GMM算法,每一个成分分成一类
- kmeans方案: 对分割进行调整规则:  $\frac{N_j}{N_j+1} ||y-m_j||^2 < \frac{N_k}{N_k-1} ||y-m_k||^2$ 将y从k类移到j类,复杂度 $\mathcal{O}(n)$

● 分类个数的选取:选择肘点(二阶差分最大(一阶差分变化 晶大))

- 核函数方法,选择核函数代替欧几里得距离
- 多级聚类方案: 将两个最近/最远/平均距离最近的两类每次聚类,直到只剩下一类。形成聚类树。  $O(n^3)$ 复杂度
- 谱聚类: 首先构造相似距离矩阵D(越远的距离越大,可以使用RBF核或者其他的 $\epsilon$ 圆或者kNN方案。将行相加构造对角矩阵D。 $L=D-W,L_{rw}=D^{-1}L$ 构造非归一化和归一化的拉普拉斯矩阵。计算两个矩阵的前k个向量组成n行k列的矩阵,对此矩阵进行聚类。复杂度 $\mathcal{O}(n^2)$

## 各种情况下的EM算法 一般情况下的EM算法

- X是显变量,Z是隐变量(一般来说是离散的)。 联合分  $\pi p(X,Z|\theta)$ 确定。目标是最大化 $p(X|\theta)=\sum_{Z}p(X,Z|\theta)$
- 强行引入Z的分布q(Z), 立即得到 $\ln(p(X|\theta))$   $\mathcal{L}(q,\theta)+KL(q||p)$
- $\mathcal{L}(q,\theta) = \sum_{Z} q(Z) \ln \frac{p(X,Z|\theta)}{q(Z)}$
- $KL(q||p) = -\sum_{Z} q(Z) \ln \frac{p(Z|X,\theta)}{q(Z)}$
- 以上根据 $\ln P(X,Z|\theta) = \ln P(Z|X,\theta) + \ln P(X|\theta),$  KL(q||p)是KL散度,当且仅当 $q(Z) = p(Z|X,\theta)$ (估计完全正确)时等于0否则大于零,注意 $\sum_Z q(z) \ln p(X|\theta) = \ln(p(X|\theta))$ ( $\ln p(X|\theta)$ 与Z无关
- $\mathcal{L}(q,\theta) \leq \ln(p(X|\theta))$ , 得到优化下界
- E-step: 使用q最大化 $\mathcal{L}(q,\theta)$ ,由于 $\ln(p(X|\theta))$ 不变,故只能KL散度为0, $q(Z)=p(Z|X,\theta)$ 时 $\mathcal{L}$ 达到最大化。
- M-step: 使用θ优化C, 这将使得p(Z|X,θ)导致非零的KL散度,给E-step留空间。
- 当总共有n个样本时, $P(Z|X,\theta) = \frac{P(X,Z|\theta)}{\sum_{Z}P(X,Z|\theta)} = \frac{\prod p(x_n,z_n|\theta)}{\sum_{Z}\prod p(x_n,z_n|\theta)} = \prod p(z_n|x_n,\theta)$ 。其中用到了交換求和求积顺序,同时需要求条件概率。

#### 基于上述解释的EM算法

- E-step: 计算p(Z|X, θ)
- M-step: 计算 $\theta$  =  $\arg \max_{\theta} Q(\theta, \theta^{old})$  =  $\sum_{Z} p(Z|X, \theta^{old}) \ln p(X, Z|\theta)$ 。 这里忽略了上面的分母因为和 $\theta$ 无关

## EM算法用于有先验的贝叶斯参数估计,GEM算法

- $\ln P(\theta|X) = \ln P(X|\theta) + \ln P(\theta) \ln P(X)$ 进行优化
- GEM 算法:对M-step进行梯度下降而不是一次到最优点

#### GMM算法的EM表示

- E-step:  $\gamma(z_{nk}) = \frac{\pi_k \mathcal{N}(x_n | \mu_k, \Sigma_k)}{\sum_j \pi_j \mathcal{N}(x_n | \mu_j, \Sigma_j)}$
- M-step:  $\begin{cases} \pi_k = \frac{1}{N} \sum \gamma(z_{nk}), N_k = \sum \gamma(z_{nk}) \\ \mu_k = \frac{1}{N_k} \sum \gamma(z_{nk}) x_n \\ \Sigma_k = \frac{1}{N_k} \sum \gamma(z_{nk}) (x_n \mu_k) (x_n \mu_k)^T \end{cases}$
- 对数似然:  $\sum \ln \sum \pi_k \mathcal{N}(x_n | \mu_k, \Sigma_k)$ 】
- 隐变量是二值的 $Z, Z_{nk}$ 表征第n个样本是否在k的聚类中。 $P(X, Z|\theta) = \prod_n \prod_k \pi_k^{z_{nk}} \mathcal{N}(x_n|\theta)^{z_{nk}}$
- $p(Z|X,\theta) = const \prod_n \prod_k \pi_k^{z_{nk}} \mathcal{N}(x_n|\theta)^{z_{nk}}$ 具有X在第k个聚类中的概率,可以用条件公式贝叶斯等
- M-step 必然得到GMM算法的结果

#### 使用琴生不等式推出的EM算法

- $\ln P(x|\theta) = \ln \sum_{z} P(x, z|\theta) = \ln \sum_{z} q(z) \frac{p(x, z|\theta)}{q(z)} \ge \sum_{z} q(z) \ln p(x, z|\theta) \sum_{z} q(z) \ln q(z) = F(q, \theta)$
- E-step 仍然是对 $F(q,\theta)$ 进行优化,得到结论仍是 $q(Z)=p(Z|X,\theta)$ ,原因是此时处理之后 $F(q,\theta)=\mathcal{L}(\theta)$ 。我们优化的是q
- M-step 优化 $Q(\theta, \theta^{old}) = \sum_z p(Z|X, \theta^{old}) \ln p(x, z|\theta)$ 和前面的相同

#### GMM对应一个batch的样本

- $P(Z|X,\theta) = \prod p(z_n|x_n,\theta)$ ,混合模型下 $p(x,z|\theta) = \sum alpha_{z_i}p_{z_i}(x|\theta)$ 。注意这里的表示方式和上面的二值表示不同,这里表示的是下标参数,因此 $\sum_Z$ 需要展开成那个很复杂的式子。设 $y_i = k$ 表示的是i样本在k类中,直接得到M步为  $\sum_{y_1=1}^{M} \cdots \sum_{y_1=1}^{M} \sum_{i=1}^{N} ln(\alpha_{z_i}p_{z_i}(x|\theta_{z_i}))$ 。
- 这样做没有上面那么做好,二值的可以表示的更简洁。求解过程中注意区分 $\theta$ ,  $\theta^{old}$ ,  $p(z|x,\theta_old)$ 中不含我们需要的东西