贝叶斯分类器的 训练

张俊超

中南大学航空航天学院





• 最小错误率贝叶斯分类决策

若
$$P(\omega_i | \mathbf{x}) = \max_{j=1,2,\dots,c} P(\mathbf{x} | \omega_j) P(\omega_j)$$
,则 $\mathbf{x} \in \omega_i$

• 最小风险贝叶斯分类决策

类条件概率密度和先验概率需要事先估算。

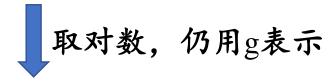
$$P(\mathbf{x}|\omega_j)$$
 $P(\boldsymbol{\omega}_j)$



$$g_i(\mathbf{x}) = P(\mathbf{x}|\omega_i)P(\omega_i)$$

假设类条件密 度为高斯分布

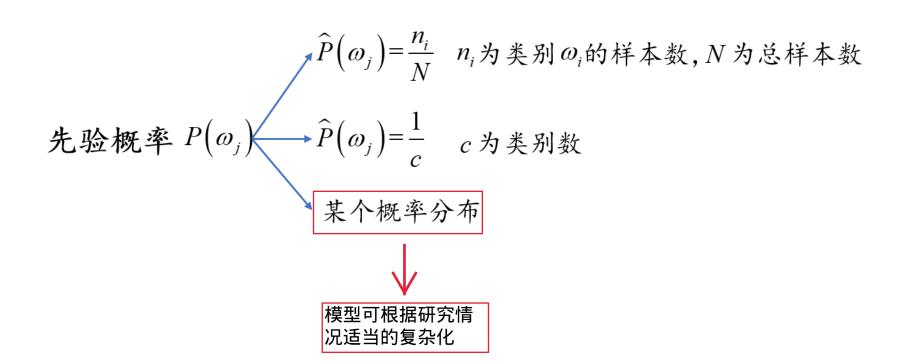
$$= P(\omega_i) \left\{ \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\mathbf{\Sigma}_i|^{1/2}} \exp\left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)^T \mathbf{\Sigma}_i^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i) \right\} \right\}$$



$$g_i(\mathbf{x}) = \ln(P(\omega_i)) - \frac{d}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln(|\mathbf{\Sigma}_i|) - \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mathbf{\mu}_i)^T \mathbf{\Sigma}_i^{-1}(\mathbf{x} - \mathbf{\mu}_i)$$



• 先验概率的估计





• 类条件概率密度的估计

参数估计(最大似然估计、贝叶斯估计)

类条件概率密度 $P(x|\omega_j)$

非参数估计(直方图、近邻估计等)

近邻分类器

中南大学航空航天学院

不实用



最大似然估计的基本假设:

- \triangleright 待估计的参数记作 θ (单变量), θ (多变量)
- 》类条件概率密度<mark>具有某种确定的函数形式</mark>,只是其中的参数 θ/θ 未知。
- ▶每类样本集记作 \aleph_i , i = 1, 2, ..., c,同类里的样本满足独立同分布条件。
- ▶不同类别的参数是独立的。(对每一类单独处理)

独立意味着不相关(正态分布) 其他情况,独立一定不相关,但不相关未必独立

为了强调待估计的参数, $p(\omega_i|\mathbf{x})$ 记作 $p(\omega_i|\mathbf{x},\theta_i)$ 或 $p(\mathbf{x}|\theta_i)$



似然函数:

类别 $ω_i$ 的样本集为: $\{\mathbf{x}_1,\mathbf{x}_2,...,\mathbf{x}_N\}$, 在概率密度为 $p(\mathbf{x}|\theta)$ 获得该样本集的概率为:

$$l(\theta) = p(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_N \mid \theta) = \prod_{i=1}^{N} p(\mathbf{x}_i \mid \theta)$$

参数 θ 相对于样本集 $\{\mathbf{x}_1,\mathbf{x}_2,...,\mathbf{x}_N\}$ 的似然函数。

反映的是在不 同参数取值下 取得当前样本 集的可能性

对数似然函数:

$$H(\theta) = \ln l(\theta) = \ln \left(\prod_{i=1}^{N} p(\mathbf{x}_{i} \mid \theta) \right) = \sum_{i=1}^{N} \ln \left(p(\mathbf{x}_{i} \mid \theta) \right)$$

最大似然估计是假设在估计值 θ 等于真值 θ 时,似然函数取得最大值,即抽取到样本集的概率最大。



对似然函数或对数似然函数求梯度并置零:

$$\nabla_{\theta} l(\theta) = 0$$

$$\nabla_{\theta} H(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \nabla_{\theta} \ln(p(\mathbf{x}_{i} | \theta)) = 0$$

当 $\theta = (\theta_1, \theta_2, ..., \theta_s)$ 是向量时,对 θ 的每一维分别求偏导

$$\nabla_{\boldsymbol{\theta}} = \left(\frac{\partial}{\partial \theta_1}, \frac{\partial}{\partial \theta_2}, \dots, \frac{\partial}{\partial \theta_s}\right)$$

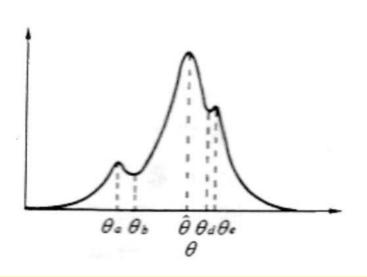


$$\mathbf{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_s)$$

$$\nabla_{\boldsymbol{\theta}} H(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{N} \nabla_{\boldsymbol{\theta}} \ln(p(\mathbf{x}_{i} | \boldsymbol{\theta})) = \mathbf{0}$$



$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{N} \frac{\partial}{\partial \theta_{1}} \ln(p(\mathbf{x}_{i} | \mathbf{\theta})) = 0 \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^{N} \frac{\partial}{\partial \theta_{s}} \ln(p(\mathbf{x}_{i} | \mathbf{\theta})) = 0 \end{cases}$$



求得的满足方程的参数估计值有可能有多个,有的是局部最优解,需要寻找到全局最优解!



正态分布下的最大似然估计

当d=1,即一维情况时,只有两个未知参数: $\boldsymbol{\theta}=(\mu,\sigma^2)^t$

$$p(x | \mathbf{\theta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$H(\mathbf{\theta}) = \ln(p(x|\mathbf{\theta})) = -\frac{1}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2$$

$$\nabla_{\boldsymbol{\theta}} H(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{N} \nabla_{\boldsymbol{\theta}} \ln(p(x_i | \boldsymbol{\theta})) = 0$$

$$\int \frac{\partial H(\mathbf{\theta})}{\partial \mu} = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{\sigma} \left(x_i - \mu \right) = 0$$

$$\begin{cases} \partial \mu & \sum_{i=1}^{2} \sigma^{2} \\ \frac{\partial H(\mathbf{\theta})}{\partial \sigma^{2}} = \sum_{i=1}^{N} \left(-\frac{1}{2\sigma^{2}} + \frac{\left(x - \mu\right)^{2}}{2\sigma^{4}} \right) = 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} \mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i \\ \sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(x_i - \mu \right)^2 \end{cases}$$

有偏估计

模式识别

中南大学航空航天学院



$$H(\theta) = \ln\left(\prod_{i=1}^{N} p(\mathbf{x}_{i}|\boldsymbol{\theta})\right) = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu})^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu})\right\}\right)$$

$$= -\frac{dN}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(|\boldsymbol{\Sigma}|) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \left((\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu})^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu})\right)$$

$$\nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}^{T}\mathbf{A}\mathbf{x}) = (\mathbf{A} + \mathbf{A}^{T})\mathbf{x}$$

$$\nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{y}^{T}\mathbf{x}) = \nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}^{T}\mathbf{y}) = \mathbf{y}$$

$$\frac{\partial |\mathbf{A}|}{\partial \mathbf{A}} = |\mathbf{A}|(\mathbf{A}^{-1})^{T} = |\mathbf{A}|(\mathbf{A}^{T})^{-1}$$

$$\frac{\partial (\mathbf{x}^{T}\mathbf{A}^{-1}\mathbf{x})}{\partial \mathbf{A}} = -\mathbf{x}\mathbf{x}^{T}\mathbf{A}^{-1}\mathbf{A}^{-1}$$

$$\begin{cases} \mathbf{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathbf{x}_{i} \\ \mathbf{\Sigma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (\mathbf{x}_{i} - \mathbf{\mu}) (\mathbf{x}_{i} - \mathbf{\mu})^{T} \end{cases}$$



$$\Sigma \Sigma^{-1} = \mathbf{I}$$

$$\frac{\partial \Sigma}{\partial t} \left(\Sigma^{-1} \right) + \Sigma \frac{\partial \Sigma^{-1}}{\partial t} = 0$$

$$\frac{\partial \Sigma^{-1}}{\partial t} = -\Sigma^{-1} \frac{\partial \Sigma}{\partial t} \left(\Sigma^{-1} \right)$$

$$\frac{\partial \Sigma^{-1}}{\partial \Sigma} = -\Sigma^{-1} \frac{\partial \Sigma}{\partial \Sigma} \left(\Sigma^{-1} \right) = -\Sigma^{-1} \Sigma^{-1}$$



• 推导过程

基于矩阵迹的矩阵求导公式 $\frac{\partial \left(\mathbf{y}^{T} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{y}\right)}{\partial \mathbf{\Sigma}} = \frac{\partial \left(\mathbf{y}^{T} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{y}\right)}{\partial \mathbf{\Sigma}^{-1}} \cdot \frac{\partial \mathbf{\Sigma}^{-1}}{\partial \mathbf{\Sigma}}$ tr(a) = a $tr(A) = tr(A^T)$ tr(AB) = tr(BA)tr(ABC) = tr(CAB) = tr(BCA) $\partial tr(AB) = B^T$

$$\frac{\partial A}{\partial tr(ABA^{T}C)} = CAB + C^{T}AB^{T}$$

$$\frac{\partial \left(\mathbf{y}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{T} \mathbf{y}\right)}{\partial \boldsymbol{\Sigma}} = \frac{\partial \left(\mathbf{y}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{T} \mathbf{y}\right)}{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}} \cdot \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}}{\partial \boldsymbol{\Sigma}}$$

$$= \frac{\partial \left(tr\left(\mathbf{y}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{y}\right)\right)}{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}} \cdot \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}}{\partial \boldsymbol{\Sigma}}$$

$$= \frac{\partial \left(tr\left(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{y} \mathbf{y}^{T}\right)\right)}{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}} \cdot \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}}{\partial \boldsymbol{\Sigma}}$$

$$= \left(\mathbf{y} \mathbf{y}^{T}\right)^{T} \cdot \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}^{-1}}{\partial \boldsymbol{\Sigma}}$$

$$= \mathbf{y} \mathbf{y}^{T} \left(-\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}\right)$$

$$= -\mathbf{y} \mathbf{y}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}$$

将 $(\mathbf{x}_i - \mathbf{\mu})^T \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x}_i - \mathbf{\mu})$ 记为 $\mathbf{y}^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{y}$



把待估计的参数 θ 看作具有先验分布密度 $p(\theta)$ 的随机变量

\theta 的先 验信息

在样本集 $\aleph = \{\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_N\}$ 下的条件风险为:

$$R(\hat{\theta} \mid \aleph) = \int_{\Theta} \lambda(\hat{\theta}, \theta) p(\theta \mid \aleph) d\theta$$

条件风险最小化:
$$\theta^* = \arg\min_{\hat{\theta}} R(\hat{\theta}|\aleph) \triangleright \int_{\Theta} \lambda(\hat{\theta},\theta) p(\theta|\aleph) d\theta$$

若采用平方误差损失: $\lambda(\hat{\theta},\theta) = (\hat{\theta} - \theta)^2$

$$\lambda(\hat{\theta},\theta) = (\hat{\theta} - \theta)^2$$

则,
$$\theta^* = E[\theta \mid \aleph] = \int_{\Theta} \theta p(\theta \mid \aleph) d\theta$$



最小平方误差损失函数下, 贝叶斯估计的步骤:

- 1. 确定 θ 的先验分布密度 $p(\theta)$
- 2. 基于样本是独立同分布的,样本集的联合分布为: $p(\aleph|\theta) = \prod_{i=1}^{N} p(x_i|\theta)$
- 3. 利用贝叶斯公式,求 θ 的后验概率分布: $p(\theta|\aleph) = \frac{p(\aleph|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} p(\aleph|\theta)p(\theta)d\theta}$
- 4. θ 的贝叶斯估计量是: $\theta^* = \int_{\Theta} \theta p(\theta | \aleph) d\theta$



正态分布时的贝叶斯估计:

Example

当d=1, 即一维情况时, μ 为未知参数,方差为 σ^2

$$p(x \mid \mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)$$

假设
$$\mu$$
的先验分布也是正态分布: $p(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_0}{\sigma_0}\right)^2\right)$

$$p(\mu|\aleph) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_N} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_N}{\sigma_N}\right)^2\right)$$

$$\mu_{N} = \frac{N\sigma_{0}^{2}}{N\sigma_{0}^{2} + \sigma^{2}} m_{N} + \frac{\sigma^{2}}{N\sigma_{0}^{2} + \sigma^{2}} \mu_{0}, \quad m_{N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_{i}$$

$$\sigma_N^2 = \frac{\sigma_0^2 \sigma^2}{N \sigma_0^2 + \sigma^2}$$



$$p(\mu|\aleph) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_N} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_N}{\sigma_N}\right)^2\right)$$

$$\mu_N = \frac{N\sigma_0^2}{N\sigma_0^2 + \sigma^2} m_N + \frac{\sigma^2}{N\sigma_0^2 + \sigma^2} \mu_0, \quad m_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$$

$$\sigma_N^2 = \frac{\sigma_0^2 \sigma^2}{N\sigma_0^2 + \sigma^2}$$

 μ 的贝叶斯估计为: $\mu^* = \mu_N$

- 》当样本数趋于无穷大时,第一项系数趋于1,第二项系数趋于0,估 计的均值就是样本的算术平均,与最大似然估计一致。
- 》当样本数有限,先验分布方差σ₀²很小,第一项系数就很小,第二项系数接近于1,估计主要由先验知识来决定。



举例说明:

抛硬币实验,记正面朝上的概率记为θ。且假设抛硬币的模型是二项 分布。

我们抛 10 次,得到的数据x 是"反正正正反正正正反",我们想求正面朝上的概率 θ 。

则似然函数为:

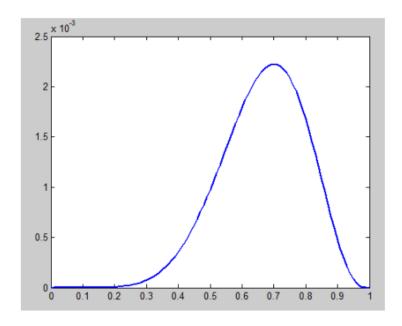
$$P(x \mid \theta) = (1 - \theta) \times \theta^4 \times (1 - \theta) \times \theta^3 \times (1 - \theta) = \theta^7 (1 - \theta)^3$$



则似然函数为:

$$P(x \mid \theta) = (1 - \theta) \times \theta^4 \times (1 - \theta) \times \theta^3 \times (1 - \theta) = \theta^7 (1 - \theta)^3$$

 $p_{\theta}=0.7$ 时,似然函数取得最大值。





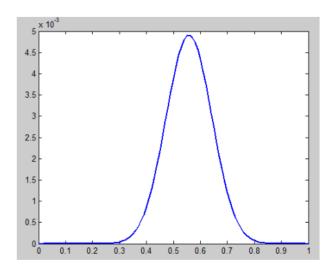
贝叶斯学派

我们先验地知道 $\theta=0.5$ 的概率很大,取其他值的概率小一些。我们

用一个高斯分布来描述这个先验信息: $\mu=0.5, \sigma=0.1$

$$P(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\theta-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

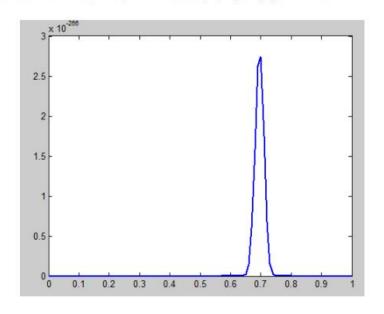
则 $P(x|\theta)P(\theta)$ 的图像为:



在 θ =0.56时取得最大值。



那么,怎么让贝叶斯派相信 $\theta=0.7$ 呢?多做点实验,做 1000 次实验,700 次都是正面朝上,这时 $P(x|\theta)P(\theta)$ 的图像为:



此时, $\theta=0.7$,就算一个考虑了先验概率的贝叶斯派,也不得不承认得把 θ 估计在 0.7 附近了。



- 最大似然估计和贝叶斯估计的区别:
- ▶最大似然估计:把待估计的参数当作未知固定 的量,根据观测数据估计这个量;
- ▶贝叶斯估计: 把待估计的参数本身也看作是随机变量,根据观测数据对参数的分布进行估计。

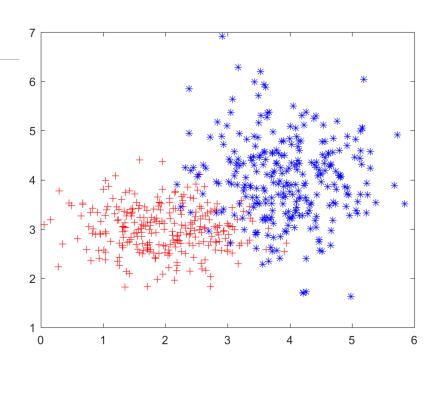






【举例】最大似然估计

```
clc;
close all:
clear all;
%% 最大似然估计
% 生成数据
randn('seed', 2020);
mu1 = [2 \ 3];
sigma1 = [0.5 0;
         0 0.2];
data1 = mvnrnd(mu1, sigma1, 300);
randn('seed', 2021);
mu2 = [4 \ 4];
sigma2 = [0.5 0;
         0 0.8];
data2 = mvnrnd(mu2, sigma2, 300);
```





```
%%
N1 = size(data1, 1):
N2 = size(data2, 1);
Test Num = 20;
Training_Num1 = N1 - Test_Num;
Training Num2 = N2 - Test Num;
%% 训练
mul hat = mean(data1(1:Training Num1,:),1);
mu2 hat = mean(data2(1:Training Num2,:),1);
Tmp1 = data1(1:Training Num1,:)-repmat(mu1 hat, [Training Num1, 1]);
Tmp2 = data2(1:Training Num2,:)-repmat(mu2 hat, [Training Num2, 1]);
sigmal hat = Tmp1'*Tmp1/Training Num1;
sigma2 hat =Tmp2'*Tmp2/Training Num2;
```



$$K>> mu1_hat$$

$$K>> mu2_hat$$

$$mu2_hat =$$

1. 9919 3. 0047

3. 9366 4. 0085

K>> sigma1_hat

K>> sigma2_hat

sigmal_hat =

sigma2_hat =

0. 5543 -0. 0249

0. 5074 -0. 0423

-0. 0249 0. 2128

-0. 0423 0. 6971



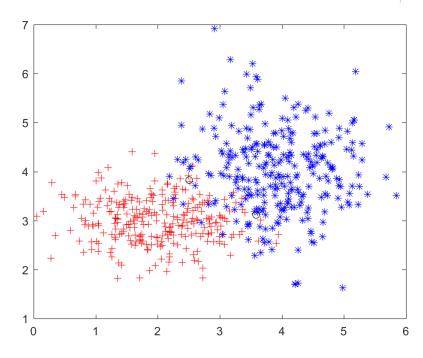
%% 预测

```
Data = data1(N1-Test Num+1:end,:);
P 1 1 = Predict (Data, sigmal hat, mul hat);
P_1_2 = Predict(Data, sigma2_hat, mu2_hat);
P 1 = [P 1 1, P 1 2];
[^{\sim}, ind1] = max(P 1, [], 2);
C N1 = sum(ind1==ones(size(ind1))); %% 分类正确的数目
Data = data2(N2-Test Num+1:end,:);
P 2 1 = Predict (Data, sigmal hat, mul hat);
P 2 2 = Predict (Data, sigma2 hat, mu2 hat);
P 2 = [P 2 1, P 2 2];
[^{\sim}, ind2] = max(P 2, [], 2);
C N2 = sum(ind2==1+ones(size(ind1))); % 分类正确的数目
C N = C N1 + C N2:
ratio = C_N/(Test_Num*2);%% 分类正确率
```



%% 显示错误分类的样本

```
figure(2), plot(data1(1:N1-Test_Num, 1), data1(1:N1-Test_Num, 2), 'r+'); hold on;
plot(data2(1:N2-Test_Num, 1), data2(1:N2-Test_Num, 2), 'b*'); hold on;
D = data1(N1-Test_Num+1:end,:);
plot(D(ind1==1+ones(size(ind1)), 1), D(ind1==1+ones(size(ind1)), 2), 'ko'); hold on;
D = data2(N2-Test_Num+1:end,:);
plot(D(ind2==ones(size(ind2)), 1), D(ind2==ones(size(ind2)), 2), 'ko'); hold on;
```



中南大学航空航天学院

贝叶斯分类器-作业



3 二维空间中的两类样本均服从正态分布,其参数分别为:

均值向量: $\boldsymbol{\mu}_1 = (1,0)^T, \boldsymbol{\mu}_2 = (-1,0)^T$

协方差矩阵:
$$\Sigma_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \Sigma_2 = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

且两类的先验概率相等,试证明其基于最小错误率判决准则的决策分界面方程为一圆,并求其方程。



【作业】

- 1. 编程实现正态分布下的5种case(2D情况下),最大似然估计下的分类结果,基于test数据,计算分类准确率
- 2. 数据可以自己随机生成
- 3. 给出case 1- case4的决策面方程,并绘制出来
- 4. 完成实验报告



案例:字写数字的识别

基于Mnist数据集,请用贝叶斯分类器对手写数字进行识别。

```
00000000000000000
  11111111111
222222222222222222
44444444444444444
5555555555555555555
6666666666666666666
ファチーマフフフフフフフフンフチワフフフ
999
```



【要求】

- 1. 编程语言: Matlab (或Python)
- 2. 不能使用额外的库函数,自己编写实现算法(采用最大似然估计)。
- 3. 可以用最小错误类贝叶斯决策或最小风险决策(决策表自己设置)
- 4. 提交实验报告和源代码(命名规则:贝叶斯_学号_姓名)
- 5. 作业迟交n天, 本次作业分数乘以0.98ⁿ。







