

06 年

一、答:

$$p(\omega_i|x) = \frac{p(x|\omega_i)P(\omega_i)}{\sum_{j=1}^M p(x|\omega_j)P(\omega_j)}, \quad i = 1, \dots, M$$

$$R(\alpha_i|x) = \sum_{j=1}^M \lambda_{ij} p(\omega_j|x), \quad i = 1, \dots, M$$

如果

$$R(\alpha_i|x) = \min_{j=1, \dots, M} R(\alpha_j|x)$$

则 x 属于 ω_i

$$\lambda(\alpha_i, \omega_j) = \begin{cases} 0, & i=j, \\ 1, & i \neq j, \end{cases} \quad i, j = 1, 2, \dots, c \quad (2-18)$$

式中假定对于 c 类只有 c 个决策, 即不考虑“拒绝”的情况。式(2-18)中 $\lambda(\alpha_i, \omega_j)$ 是对于正确决策(即 $i=j$)没有损失; 而对于任何错误决策, 其损失均为 1。这样定义的损失函数称为 0-1 损失函数。

根据式(2-15), 条件风险为

$$R(\alpha_i|x) = \sum_{j=1}^c \lambda(\alpha_i, \omega_j) P(\omega_j|x) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^c P(\omega_j|x) \quad (2-19)$$

$\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^c P(\omega_j|x)$ 表示对 x 采取决策 ω_i 的条件错误概率。所以在 0-1 损失函数时, 使

$$R(\alpha_i|x) = \min_{i=1, \dots, c} R(\alpha_i|x)$$

的最小风险贝叶斯决策就等价于

$$\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^c P(\omega_j|x) = \min_{i=1, \dots, c} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^c P(\omega_j|x)$$

的最小错误率贝叶斯决策。

由此可见, 最小错误率贝叶斯决策就是在 0-1 损失函数条件下的最小风险贝叶斯决策。

二、答: 基于参数方法: 是由已知类别的样本集对总体分布的某些参数进行统计推断。

非参数方法: 已知样本所属类别, 但未知总体概率密度函数形式。

三、答:

实际应用中,多元正态分布的更典型情况是,均值 μ 和协方差矩阵 Σ 都未知。这样,参数向量 θ 就是由这两个成分组成。我们首先考虑单变量的情况,其中参数向量 θ 的组成成分是: $\theta_1 = \mu, \theta_2 = \sigma^2$ 。这样,对于单个训练样本的对数似然函数为:

$$\ln p(x_k | \theta) = -\frac{1}{2} \ln 2\pi\theta_2 - \frac{1}{2\theta_2} (x_k - \theta_1)^2 \quad (12)$$

对上式关于变量 θ 求导:

$$\nabla_{\theta} l = \nabla_{\theta} \ln p(x_k | \theta) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\theta_2} (x_k - \theta_1) \\ -\frac{1}{2\theta_2} + \frac{(x_k - \theta_1)^2}{2\theta_2^2} \end{bmatrix} \quad (13)$$

运用式(7),我们得到对于全体样本的对数似然函数的极值条件

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{\theta_2} (x_k - \hat{\theta}_1) = 0 \quad (14)$$

和

$$-\sum_{k=1}^n \frac{1}{\hat{\theta}_2} + \sum_{k=1}^n \frac{(x_k - \hat{\theta}_1)^2}{\hat{\theta}_2^2} = 0 \quad (15)$$

其中的 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 分别是对于 θ_1, θ_2 的最大似然估计。

把 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 用 $\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2$ 代替,并进行简单的整理,我们得到下述的对于均值和方差的最大似然估计结果

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \quad (16)$$

和

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_k - \hat{\mu})^2 \quad (17)$$

四、答:

Fisher:

$$m_1 = \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \\ 2 \\ 3 \end{bmatrix}, m_2 = \begin{bmatrix} -1 \\ -3 \\ -1 \\ -3 \end{bmatrix}, \Sigma_1 = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & -\frac{1}{6} \\ -\frac{1}{6} & \frac{1}{3} \end{bmatrix}, \Sigma_2 = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & -\frac{1}{6} \\ -\frac{1}{6} & \frac{1}{3} \end{bmatrix}, S_w = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & -\frac{1}{6} \\ -\frac{1}{6} & \frac{1}{3} \end{bmatrix}$$

$$w^* = S_w^{-1}(m_1 - m_2) = \begin{bmatrix} 6 \\ 6 \end{bmatrix}, y_0 = \frac{\tilde{m}_1 + \tilde{m}_2}{2} = \frac{w^{*T}m_1 + w^{*T}m_2}{2} = 2$$

$$\text{所以判别函数为: } g(x) = \begin{bmatrix} 6 \\ 6 \end{bmatrix}^T x - 2$$

最小平方误差法:

$$Y = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 1 & 1 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad Y^+ = (Y^T Y)^{-1} Y^T = \frac{1}{8} \begin{bmatrix} 3 & -1 & 2 & 0 & 3 & - \\ -1 & 3 & 2 & 0 & - & 1 \end{bmatrix} :$$

$$\text{令 } b = [1 \quad 1 \quad 1 \quad 1 \quad 1 \quad 1]^T, \quad a^* = Y^+ b = \begin{bmatrix} \frac{3}{4} \\ \frac{3}{4} \end{bmatrix}$$

五、答：

$$\mu = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$S_b = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 (\mu_i - \mu) (\mu_i - \mu)^T = \frac{1}{4} (\mu_1 - \mu_2) (\mu_1 - \mu_2)^T = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$S_w = \frac{1}{2} (S_1 + S_2) = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 5 \end{bmatrix}, \quad S_w^{-1} = \begin{bmatrix} 5 & 0 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}$$

$$S_w^{-1} S_b = \begin{bmatrix} 5 & 5 \\ 2 & 2 \end{bmatrix}$$

因为 $S_w^{-1} S_b$ 的秩为 1, 所以 $S_w^{-1} S_b$ 只有一个非零本征值, W 是 $D \times 1$ 矩阵, 即 $W = w$ 。为求 $S_w^{-1} S_b$ 的本征值应解方程：

$$S_w^{-1} S_b w = \lambda_1 w$$

或

$$\frac{1}{4} S_w^{-1} (\mu_1 - \mu_2) (\mu_1 - \mu_2)^T w = \lambda_1 w$$

$\frac{1}{4} (\mu_1 - \mu_2)^T w$ 是标量, 所以

$$w = S_w^{-1} (\mu_1 - \mu_2) = \begin{bmatrix} 10 \\ 4 \end{bmatrix}$$

六、答：

$$X = \emptyset, J(x_1) = 0, J(x_2) = 3, J(x_3) = 3, J(x_4) = 4$$

$$\text{所以 } X = \{x_4\}, J(X + x_1) = 4, J(X + x_2) = 5.2785, J(X + x_3) = 5.1569$$

$$\text{所以 } X = \{x_2, x_4\}, J(X + x_1) = 5.2785, J(X + x_3) = 6.2237$$

$$\text{所以 } X = \{x_2, x_3, x_4\}$$

七、答：

第一类：(-1,1), (-1,0), (-1,-1), (0,-1), (0,-2)

第二类：(0,1)

第三类：(1,1), (1,0), (2,0)