● 点到点之间的距离

在n维空间中,a与b两点之间的欧氏距离为:

$$D(\boldsymbol{a}, \boldsymbol{b}) = ||\boldsymbol{a} - \boldsymbol{b}||$$

写成距离平方:

$$D^{2}(\boldsymbol{a},\boldsymbol{b}) = (\boldsymbol{a}-\boldsymbol{b})^{T}(\boldsymbol{a}-\boldsymbol{b}) = \sum_{k=1}^{n} (a_{k}-b_{k})^{2}$$

其中, a 和 b 为 n 维向量, 其第 k 个分量分别是 a_k 和 b_k 。

● 点到点集之间的距离

在 n 维空间中,点 a 到点 $x^{(i)}$ 之间的距离平方为:

$$D^{2}(\boldsymbol{a}, \boldsymbol{x}^{(i)}) = \sum_{k=1}^{n} (a_{k} - \boldsymbol{x}_{k}^{(i)})^{2}$$

因此,点a到点集 $\{x^{(i)}\}_{i=1,2,...,K}$ 之间的均方距离为:

$$\overline{D^{2}(\boldsymbol{a}, \{\boldsymbol{x}^{(i)}\})} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} D^{2}(\boldsymbol{a}, \boldsymbol{x}^{(i)}) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} \left\{ \sum_{k=1}^{n} (a_{k} - x_{k}^{(i)})^{2} \right\}$$

● 类内距离

n 维空间中同一类内各模式样本点集 $\{x^{(i)}\}_{i=1,2,...,K}$,其内部各点的均 方距离为 $\overline{D^2(\{x^{(j)}\},\{x^{(i)}\})}$,其中 $i,j=1,2,...,K,i\neq j$,即:

$$\overline{D^{2}(\{\boldsymbol{x}^{(j)}\}, \{\boldsymbol{x}^{(i)}\})} = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^{K} \left[\frac{1}{K-1} \sum_{\substack{i=1\\i\neq j}}^{K} \sum_{k=1}^{n} (x_{k}^{(j)} - x_{k}^{(i)})^{2} \right]$$

可证明:

$$\overline{D^2} = 2\sum_{k=1}^n \sigma_k^2$$

其中 σ_k^2 为 $\{x^{(i)}\}$ 在第k个分量上的无偏方差,即:

$$\sigma_k^2 = \frac{1}{K-1} \sum_{i=1}^K (x_k^{(i)} - \overline{x_k})^2$$

其中 $\overline{x_k} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K x_k^{(i)} 为 \{ \boldsymbol{x}^{(i)} \}$ 在第 k 个分量方向上的均值。

[证明作为练习]

• 类内散布矩阵

考虑一类内模式点集 $\{x^{(i)}\}_{i=1,2,...,K}$,其类内散布矩阵为:

$$S = \sum_{i=1}^{K} \{ (\boldsymbol{x}^{(i)} - \boldsymbol{m}) (\boldsymbol{x}^{(i)} - \boldsymbol{m})^{T} \}$$

其中

$$\boldsymbol{m} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} \boldsymbol{x}^{(i)}$$

对属于同一类的模式样本,类内散布矩阵表示各样本点围绕其均值周围的散布情况。

● 类间距离和类间散布矩阵

在考虑有两个以上的类别,如集合 $\{a^{(i)}\}$ 和 $\{b^{(i)}\}$ 时,<mark>类间距离对类</mark>别的可分性起着重要作用,此时应计算:

$$\overline{D^{2}(\{\boldsymbol{a}^{(i)}\}, \{\boldsymbol{b}^{(j)}\})}_{i=1,2,...,K_{a}; j=1,2,...,K_{b}} \circ$$

为简化起见,常用两类样本各自质心间的距离作为类间距离,并 假设两类样本出现的概率相等,则:

$$D^2 = \sum_{k=1}^{n} (m_{1_k} - m_{2_k})^2$$

其中 m_1 和 m_2 为两类模式样本集各自的均值向量, m_{1_k} 和 m_{2_k} 为 m_1 和 m_2 的第k个分量,n 为维数。

写成矩阵形式: $S_{b2} = (m_1 - m_2)(m_1 - m_2)^T$ 为两类模式的类间散布矩阵。

对三个以上的类别,类间散布矩阵常写成:

$$S_b = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{M} P(\omega_i) \sum_{j=1}^{M} P(\omega_j) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_j) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_j)^T$$

$$= \sum_{i=1}^{M} P(\omega_i) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0)^T$$

$$\propto \sum_{i=1}^{M} N_i (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0)^T$$

其中, m_0 为多类模式(如共有M类)分布的总体均值向量,即:

$$\mathbf{m}_0 = E\{\mathbf{x}\} = \sum_{i=1}^{c} P(\omega_i)\mathbf{m}_i, \quad \forall \omega_i, i = 1, 2, \dots, M$$

● 多类模式集散布矩阵

多类情况的类内散布矩阵,可写成各类的类内散布矩阵的先验概率的加权和,即:

$$S_{w} = \sum_{i=1}^{M} P(\omega_{i}) E\{(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_{i})(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_{i})^{T} \mid \omega_{i}\} = \sum_{i=1}^{M} P(\omega_{i}) \boldsymbol{C}_{i}$$

其中 C_i是第 i 类的协方差矩阵。

有时,用多类模式总体分布的散布矩阵来反映其可分性,即:

$$S_t = E\{(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_0)(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_0)^T\}, \quad \boldsymbol{x} \in \forall \omega_i, i = 1, 2, ..., M$$

其中, m_0 为多类模式分布的总体均值向量。

可以证明: $S_t = S_w + S_b$,即总体散布矩阵是各类类内散布矩阵与类间散布矩阵之和。

• 对于 $ω_i$ 和 $ω_j$ 两类训练样本的特征选择

例:对于 ω_i 和 ω_j 两类训练样本,假设其均值向量为 m_i 和 m_j ,其k维方向的分量为 m_{ik} 和 m_{jk} ,方差为 σ_{ik}^2 和 σ_{jk}^2 ,定义可分性准则函数:

$$G_k = \frac{(m_{ik} - m_{jk})^2}{\sigma_{ik}^2 + \sigma_{ik}^2}, \ k = 1, 2, ..., n$$

则 G_K 为正值。 G_K 值越大,表示测度值的第 k 个分量对分离 ω_i 和 ω_j 两类越有效。将 $\{G_K, k=1,2,...,n\}$ 按大小排队,选出最大的 m 个对应的测度值作为分类特征,即达到特征选择的目的。

● 一般特征的散布矩阵准则

类内:
$$S_w = \sum_{i=1}^{c} P(\omega_i) E\{(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_i) (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{m}_i)^T \mid \omega_i\}$$

类间:
$$S_b = \sum_{i=1}^c P(\omega_i) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0) (\boldsymbol{m}_i - \boldsymbol{m}_0)^T$$

直观上,类间离散度越大且类内离散度越小,则可分性越好。因此,可推导出散布矩阵准则采用如下形式:

行列式形式:
$$J_1 = \det(\mathbf{S}_w^{-1}\mathbf{S}_b) = \prod_i \lambda_i$$

迹形式: $J_2 = tr(\mathbf{S}_w^{-1}\mathbf{S}_b) = \sum_i \lambda_i$

其中, λ_i 是矩阵 $S_w^{-1}S_b$ 的特征值。使 J_1 或 J_2 最大的子集可作为选择的分类特征。

• 离散的有限 K-L 展开式的形式设一连续的随机实函数 x(t), $T_1 \le t \le T_2$,则 x(t)可用已知的正交函数集 $\{\varphi_j(\underline{t}), j=1,2,...\}$ 的线性组合来展开,即:

$$x(t) = a_1 \varphi_1(t) + a_2 \varphi_2(t) + \dots + a_j \varphi_j(t) + \dots$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} a_j \varphi_j(t), \quad T_1 \le t \le T_2$$
(1)

式中, a_j 为展开式的随机系数, $\varphi_j(t)$ 为一连续的正交函数,它应满足:

$$\int_{T_1}^{T_2} \varphi_n^{(t)} \tilde{\varphi}_m(t) dt = \begin{cases} I, & \text{if } m = n \\ 0 & \text{if } m \neq n \end{cases}$$

其中 $\tilde{\varphi}_m(t)$ 为 $\varphi_m(t)$ 的共轭复数式。

将上式写成离散的正交函数形式,使连续随机函数 x(t)和连续正交函数 $\varphi_i(t)$ 在区间 $T_i \le t \le T_2$ 内被等间隔采样为 n 个离散点,即:

$$\mathbf{x}(t) \to \{x(1), x(2), \dots, x(n)\}$$

 $\varphi_j(t) \to \{\varphi_j(1), \varphi_j(2), \dots, \varphi_j(n)\}$

写成向量形式:

$$\mathbf{x} = (x(1), x(2), \dots, x(n))^{T}$$

$$\mathbf{\varphi}_{j} = (\varphi_{j}(1), \varphi_{j}(2), \dots, \varphi_{j}(n))^{T}, j = 1, 2, \dots, n$$

将式(1)取 n 项近似, 并写成离散展开式:

$$\mathbf{x} = \sum_{j=1}^{n} a_{j} \boldsymbol{\varphi}_{j} = \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{a}, \quad T_{1} \le t \le T_{2}$$
(2)

其中, a 为展开式中随机系数的向量形式, 即:

$$\mathbf{a} = (a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n)^{\mathrm{T}}$$

Φ为nxn维矩阵,即:

$$\boldsymbol{\Phi} = (\boldsymbol{\varphi}_1, \boldsymbol{\varphi}_2, \dots, \boldsymbol{\varphi}_n) = \begin{bmatrix} \varphi_1(1) & \varphi_2(1) & \cdots & \varphi_n(1) \\ \varphi_1(2) & \varphi_2(2) & \cdots & \varphi_n(2) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \varphi_1(n) & \varphi_2(n) & \cdots & \varphi_n(n) \end{bmatrix}$$

其中,每一列为正交函数集中的一个函数,小括号内的序号为正交函数的采样点次序。因此, Φ 实质上是由 φ_j 向量组成的正交变换矩阵,它将x变换成 α 。

● 正交向量集 $\{\phi_i\}$ 的确定

设随机向量x的总体自相关矩阵为 $R = E\{xx^T\}$ 。由

$$\mathbf{x} = \sum_{j=1}^{n} a_j \boldsymbol{\varphi}_j = \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{a}, \quad T_1 \le t \le T_2$$
 (1)

将 $x = \Phi a$ 代入 $R = E\{xx^T\}$, 得:

$$R = E\{\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{a} \ \boldsymbol{a}^{T}\boldsymbol{\Phi}^{T}\} = \boldsymbol{\Phi}(E\{\boldsymbol{a} \ \boldsymbol{a}^{T}\})\boldsymbol{\Phi}^{T}$$

要求系数向量 a 的各个不同分量应统计独立,即应使($a_1, a_2, ..., a_j, ..., a_n$)满足如下关系:

$$E(a_j a_k) = \begin{cases} \lambda_j & \text{if } j = k \\ 0 & \text{if } j \neq k \end{cases}$$

写成矩阵形式,应使: $E\{a a^T\} = D_{\lambda}$,其中 D_{λ} 为对角形矩阵,其互相 关成分均为 0,即:

$$\mathbf{D}_{\lambda} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & & \lambda_j & & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & \lambda_n \end{bmatrix}$$

则:

$$\mathbf{R} = \mathbf{\Phi} \mathbf{D}_{\lambda} \mathbf{\Phi}^{\mathrm{T}}$$

由于 ϕ 中的各个向量 φ_j 都相互归一正交,故有:

$$\mathbf{R}\boldsymbol{\Phi} = \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{D}_{\lambda}\boldsymbol{\Phi}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Phi} = \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{D}_{\lambda}$$

其中, φ_j 向量对应为:

$$R\varphi_{j}=\lambda_{j}\varphi_{j}$$

可以看出, λ_j 是 x 的自相关矩阵 R 的特征值, φ_j 是对应的特征向量。因为 R 是实对称矩阵,其不同特征值对应的特征向量应正交,即:

$$\boldsymbol{\varphi}_{j}^{T}\boldsymbol{\varphi}_{k} = \begin{cases} 1 & if \ j = k \\ 0 & if \ j \neq k \end{cases}$$

由式(1), K-L 展开式系数应为:

$$\boldsymbol{a} = \boldsymbol{\Phi}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x}$$

- K-L 展开式系数的计算步骤
 - K-L 展开式系数可如下求得:
 - 1. 求随机向量x的自相关矩阵: $R = E\{xx^T\}$
 - 2. 求出矩阵 R 的特征值 λ_j 和对应的特征向量 φ_j , j=1,2,...,n,得矩阵:

$$\boldsymbol{\Phi} = (\boldsymbol{\varphi}_1, \boldsymbol{\varphi}_2, \cdots, \boldsymbol{\varphi}_n)$$

3. 计算展开式系数:

$$a = \mathbf{\Phi}^{\mathrm{T}} \mathbf{x}$$

• 问题:选取变换矩阵 ϕ ,使得降维后的新向量在最小均方差条件下接近原来的向量 x

对于 $\mathbf{x} = \sum_{j=1}^{n} a_{j} \boldsymbol{\varphi}_{j}$,现仅取 m 项,对略去的系数项用预先选定的常数 b 代替,此时对 \mathbf{x} 的估计值为:

$$\hat{\boldsymbol{x}} = \sum_{j=1}^{m} a_j \boldsymbol{\varphi}_j + \sum_{j=m+1}^{n} b \boldsymbol{\varphi}_j$$

则产生的误差为:

$$\Delta \mathbf{x} = \mathbf{x} - \hat{\mathbf{x}} = \sum_{j=m+1}^{n} (a_j - b) \boldsymbol{\varphi}_j$$

则 Δx 的均方误差为:

$$\overline{\varepsilon^2} = E\{\|\Delta x\|\}^2 = \sum_{j=m+1}^n \{E(a_j - b)^2\}$$

要使 $\overline{\varepsilon}^2$ 最小,对b的选择应满足:

$$\frac{\partial}{\partial b} [E(a_j - b)^2] = \frac{\partial}{\partial b} [E(a_j^2 - 2a_j b + b^2)] = -2[E(a_j) - b] = 0$$

因此, $b = E[a_j]$,即对省略掉的 a 中的分量,应使用它们的数学期望来代替,此时的误差为:

$$\overline{\varepsilon^2} = \sum_{j=m+1}^n E[(a_j - E\{a_j\})^2] = \sum_{j=m+1}^n \boldsymbol{\varphi}_j^T E[(\boldsymbol{x} - E\{\boldsymbol{x}\})(\boldsymbol{x} - E\{\boldsymbol{x}\})^T] \boldsymbol{\varphi}_j$$
$$= \sum_{j=m+1}^n \boldsymbol{\varphi}_j^T \boldsymbol{C}_x \boldsymbol{\varphi}_j$$

其中, C_x 为x的协方差矩阵, $\{\varphi_j\}$ 是正交向量,由拉格朗日法可导出 φ_j 为 C_x 的特征值。

设 λ_j 为 C_x 的第j个特征值, $\boldsymbol{\varphi}_j$ 是与 λ_j 对应的特征向量,则 $C_x \boldsymbol{\varphi}_i = \lambda_i \boldsymbol{\varphi}_i$

由于

$$\boldsymbol{\varphi}_j^T \boldsymbol{\varphi}_j = 1$$

从而

$$\boldsymbol{\varphi}_j^T \boldsymbol{C}_x \boldsymbol{\varphi}_j = \lambda_j$$

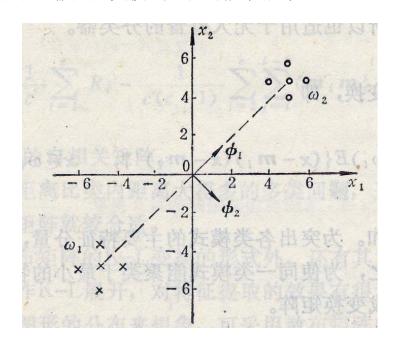
因此

$$\overline{\varepsilon^2} = \sum_{j=m+1}^n \boldsymbol{\varphi}_j^T \boldsymbol{C}_x \boldsymbol{\varphi}_j = \sum_{j=m+1}^n \lambda_j$$

由此可以看出, λ_j 值越小,误差也越小。

● K-L 变换实例

给定两类模式,其分布如图所示,试用 K-L 变换实现一维的特征 提取(假定两类模式出现的概率相等)。



$$P(\omega_1) = P(\omega_2) = 0.5, \quad \mathbf{m} = 0.5 * \frac{1}{5} \sum_{\mathbf{x}^j \in \omega_1} \mathbf{x}^j + 0.5 * \frac{1}{5} \sum_{\mathbf{x}^j \in \omega_2}^{N_i} \mathbf{x}^j = (0,0)^T$$

符合 K-L 变换进行特征压缩的最佳条件。

因 $P(\omega_1)=P(\omega_2)=0.5$,故

$$\mathbf{R} = \sum_{i=1}^{2} P(\omega_{i}) E\{\mathbf{x}\mathbf{x}^{T}\} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{5} \sum_{\mathbf{x}^{j} \in \omega_{1}}^{5} \mathbf{x}^{j} (\mathbf{x}^{j})^{T} \right] + \frac{1}{2} \left[\frac{1}{5} \sum_{\mathbf{x}^{j} \in \omega_{2}}^{5} \mathbf{x}^{j} (\mathbf{x}^{j})^{T} \right] = \begin{pmatrix} 25.4 & 25.0 \\ 25.0 & 25.4 \end{pmatrix}$$

解特征值方程 $[R-\lambda I]=0$,求 R 的特征值。

由 $(25.4-\lambda)^2$ -25.0²=0,得特征值 λ_I =50.4, λ_2 =0.4

其对应的特征向量可由 $\mathbf{R}\mathbf{\varphi}_i = \lambda_i \mathbf{\varphi}_i$ 求得:

$$\varphi_1 = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}, \quad \varphi_2 = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}$$

选 λ_I 对应的变换向量作为变换矩阵,由 $\mathbf{y} = \mathbf{\Phi}^T \mathbf{x}$ 得变换后的一维模式特征为:

$$\omega_1: \left\{-\frac{10}{\sqrt{2}}, -\frac{9}{\sqrt{2}}, -\frac{9}{\sqrt{2}}, -\frac{11}{\sqrt{2}}, -\frac{11}{\sqrt{2}}\right\} \omega_2: \left\{\frac{10}{\sqrt{2}}, \frac{11}{\sqrt{2}}, \frac{11}{\sqrt{2}}, \frac{9}{\sqrt{2}}, \frac{9}{\sqrt{2}}\right\}$$