

# 2025 模式识别

## 作业二

人工智能学院 221300079 王俊童

2025.3.25

221300079 王俊童, 人工智能学院

### 1 问题一

- a. 对于这个形式化问题, 根据题目的描述如下:  $\gamma_{ij}$  表示第  $j$  个样本 (共  $M$  个被分到了第  $i$  类别 (共  $K$  类)). 而  $\mu_i$  代表这个类别的均值. 那很显然的一个事情是, 我们的分类标准应该是类内是要尽量小的, 意思是离均值点的距离应当近. 因此我们的目标是, 对于每一个类别都要做到这一点, 那对应样本应该被分进正确的类别以达到最小, 问题形式化如下:

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \|x_j - \mu_i\|$$

那么优化函数就可以写为题目说的那个样子:

$$\arg \min_{\gamma_{ij}, \mu_i} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \|x_j - \mu_i\| \quad (1)$$

QED, Eqn. 1

- b. 根据题目描述, 第一步应该是  $\mu_i$  被固定, 那么优化问题就变成了对于  $M$  个样本, 我们要做到优化对于每个样本来说:

$$\mathcal{L}_j = \sum_{i=1}^K \gamma_{ij} \|x_j - \mu_i\|^2$$

要做到上述的  $j$  个 (共  $M$  个式子) 最小, 意思是属于某一个类别. 那么对于这个东西, 相当于求一个

$$\arg \min_i \|x_j - \mu_i\|^2$$

只要找到了最小的, 其他的标识变量都是 0 了. 所以  $\gamma_{ij}$  可以重写为:

$$\gamma_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } dist = \min_i \|x_j - \mu_i\|^2 \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (2)$$

对于第二步骤, 其实是固定了类别之后, 需要重新找一个分类的最小均值. 此时问题变为:

$$\mathcal{L}_i = \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \|x_j - \mu_i\|^2$$

可以求导:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \mu_i} = 0$$

可以解得:

$$\mu_i = \frac{\sum_{j=1}^M \gamma_{ij} x_j}{\sum_{j=1}^M \gamma_{ij}} \quad (3)$$

所以这个题目的更新规则如 Eqn. b.,Eqn. 3所示。

c. 证明敛散性, 相当于证明, 新得到的  $\mathcal{L}' - \mathcal{L}$  跟 0 的关系:

对于步骤 1, 样本找到了一个新的类别, 意思是找到了一个更小的均值点和他的距离, 那么问题可以写为:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}' - \mathcal{L} &= \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^M (\gamma'_{ij} - \gamma_{ij}) \|x_j - \mu'_i\|^2 \\ \mathcal{L}' - \mathcal{L} &= \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^M (\|x_j - \mu'_i\|^2 - \|x_j - \mu_i\|^2) \leq 0 \end{aligned}$$

显然, 根据刚才的证明, 他会更小, 所以一定成立。

对于步骤 2, 只针对每一个类别来说, 切换新的均值点, 不增加计算成本, 那么考虑一个类就行了:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}' - \mathcal{L} &\sim \sum_{j=1}^M (\|x_j - \mu'_i\|^2 - \|x_j - \mu_i\|^2) \\ \mathcal{L}' - \mathcal{L} &\sim \sum_{j=1}^M (\mu_i - \mu'_i)^\top (2x_j - \mu_i - \mu'_i) \end{aligned}$$

将 Eqn. 3代入可以化简得到:

$$\mathcal{L}' - \mathcal{L} \sim -(\mu_i - \mu'_i)^\top (\mu_i - \mu'_i) \leq 0$$

那么, 根据证明, 确实收敛。

## 2 问题二

a. 把题目说的形式带进去可以了:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 &= \sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{x}_i^\top \beta)^2 \\ \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{x}_i^\top \beta)^2 \end{aligned}$$

b. 可以写成矩阵形式的优化问题:

$$\arg \min_{\beta} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)^\top (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)$$

矩阵形式的优化问题就是这样。

c. 可逆的话, 那么用求导等于 0 就好了:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} &= 2\mathbf{X}^\top (\mathbf{X}\beta - \mathbf{y}) = 0 \\ \beta^* &= (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^\top \mathbf{y} \end{aligned}$$

d. 因为维度 d 比 n 大, 第二问说 X 是 n\*d 的, 那么  $\text{rank}(\mathbf{X}) \leq n < d$  可以得到, 那么  $\text{rank}(\mathbf{X}^\top \mathbf{X}) \leq n < d$  可以得到。但是,  $\mathbf{X}^\top \mathbf{X}$  这个东西是 d\*d 的, 所以一定不满秩。那就不可逆了

e. 在正则化项加入了之后，这个东西一般不可逆的，就可以求解了。而且一般模型都没有闭式解，这种情况下引入正则化项既降低了复杂度，也同时使得式子可以求解，这样就有闭式解了，一般为复杂度最低的，感觉也算是一种归纳偏好吧。

f. 引入正则化之后的优化目标如下：

$$\arg \min_{\beta} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)^{\top} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta) + \lambda \beta^{\top} \beta$$

求导化简：

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = 2\mathbf{X}^{\top} (\mathbf{X}\beta - \mathbf{y}) + 2\lambda \beta = 0$$

$$\beta^* = (\mathbf{X}^{\top} \mathbf{X} + \lambda \mathbf{I})^{-1} \mathbf{X}^{\top} \mathbf{y}$$

g. 上面说了，如果不可逆的时候，这样就解决不了了，因为没有唯一的闭式解了。但是这个东西加入之后，那个  $\lambda \mathbf{I}$  可以让基本所有情况都可以解。这个时候就可以选择了。

h.  $\lambda = 0$ , 就变成之前的普通线性回归,  $\lambda = \infty$ , 这个只能解后面的  $\beta^{\top} \beta = 0$ , 答案就是 0.

i. 我觉得不行，假如我们可以找到最优解  $\lambda^*, \beta^*$ ，那么原来的运算可以写作：

$$(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*)^{\top} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*) + \lambda^* \beta^{*\top} \beta^*$$

但是你会发现一个非常严肃的问题，当没有正则化的时候，一定存在：

$$(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*)^{\top} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*) < (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*)^{\top} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta^*) + \lambda^* \beta^{*\top} \beta^*$$

那不是，我令为 0 不就行了，所以没啥用。

### 3 问题三

a. 表格如下：

Table 1: Performance Metrics Table						
下标	类别标记	得分	查准率	查全率	AUC-PR	AP
0	-	-	1.0000	0.0000	-	-
1	1	1.0	1.0000	0.2000	0.2000	0.2000
2	2	0.9	0.5000	0.2000	0.0000	0.0000
3	1	0.8	0.6667	0.4000	0.1167	0.1333
4	1	0.7	0.7500	0.6000	0.1417	0.1500
5	2	0.6	0.6000	0.6000	0.0000	0.0000
6	1	0.5	0.6667	0.8000	0.1267	0.1333
7	2	0.4	0.5714	0.8000	0.0000	0.0000
8	2	0.3	0.5000	0.8000	0.0000	0.0000
9	1	0.2	0.5556	1.0000	0.1056	0.1111
10	2	0.1	0.5000	1.0000	0.0000	0.0000
-	-	-	-	-	0.6907	0.7277

b. 由于 AP 的算法为

$$AP = \sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1}) * p_i$$

而 AUC-PR 为：

$$AUC - PR = \sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1}) * \frac{p_i + p_{i-1}}{2}$$

做个减法:

$$AP - AUC - PR = \sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1}) * \frac{p_i - p_{i-1}}{2}$$

一般情况下  $p_i \geq p_{i-1}$  所以确实 AP 会比 AUC 大一些。

c. 我们通过计算可以得到新的 AUC 为 0.6794, 新的 AP 为 0.7167. 其实就是跟先进入正样本还是负样本的顺序有区别罢了。

d. 计算得到:AUC-PR: 0.6906, AP: 0.7278. 说明我们算对了。图像如下: 代码如下:

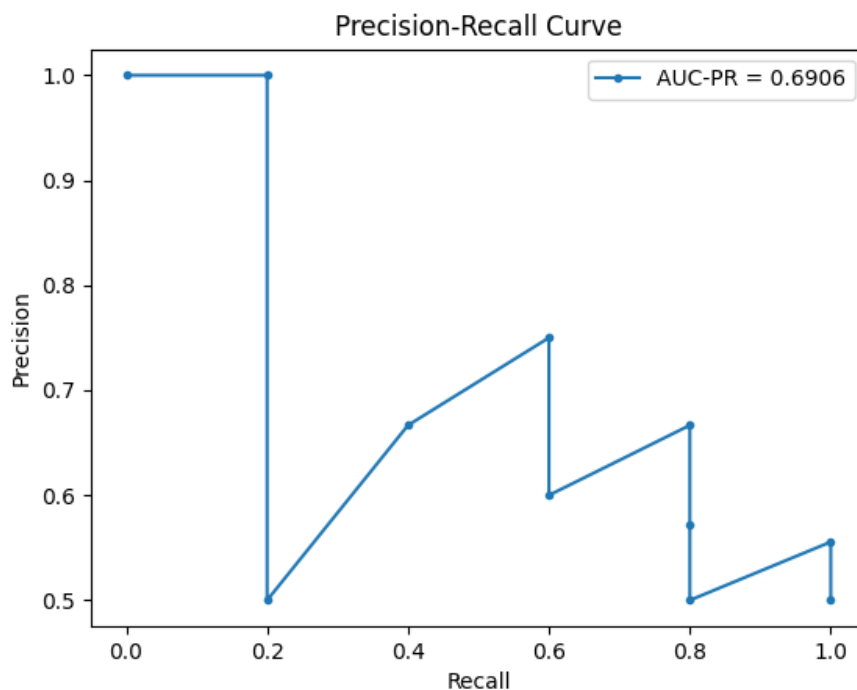


Figure 1: auc

Listing 1: Python 代码示例

```
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
from sklearn.metrics import precision_recall_curve, auc, average_precision_score

data = [
    (0, 1, 1.0),
    (1, 2, 0.9),
    (2, 1, 0.8),
    (3, 1, 0.7),
    (4, 2, 0.6),
    (5, 1, 0.5),
    (6, 2, 0.4),
    (7, 2, 0.3),
    (8, 1, 0.2),
```

```

        (9, 2, 0.1)
    ]

    true_labels = np.array([label for _, label, _ in data])
    scores = np.array([score for _, _, score in data])

    binary_labels = (true_labels == 1).astype(int)
    precision, recall, _ = precision_recall_curve(binary_labels, scores)
    auc_pr = auc(recall, precision)
    ap = average_precision_score(binary_labels, scores)

    print(f"AUC-PR: {auc_pr:.4f}")
    print(f"AP: {ap:.4f}")

    plt.figure()
    plt.plot(recall, precision, marker='.', label=f'AUC-PR={auc_pr:.4f}')
    plt.xlabel('Recall')
    plt.ylabel('Precision')
    plt.title('Precision-Recall Curve')
    plt.legend()
    plt.savefig('pr.png')
    plt.show()

```

## 4 问题四

- a. 对于这个问题，题目其实想验证一个问题，减去均值和不减去均值会对 PCA 造成什么影响。实际上，减去均值之后是对的，这样 `pca` 才能找到真正的变化方向。但是如果不减去均值，题目很有可能把第一主成分当作均值方向。我们可以看一下实验数据的表现。

```

Scale: 1.0000, corr1: -1.0000, corr2: 0.0373
Scale: 0.5000, corr1: -1.0000, corr2: -0.3636
Scale: 0.1000, corr1: 0.9982, corr2: 0.2976
Scale: 0.0500, corr1: 0.9924, corr2: 0.1879
Scale: 0.0100, corr1: 0.2269, corr2: 0.9921
Scale: 0.0050, corr1: 0.1261, corr2: 0.9987
Scale: 0.0010, corr1: 0.2926, corr2: 0.9999
Scale: 0.0001, corr1: 0.0672, corr2: 1.0000

```

我们可以看到，`scale` 很大的时候，未中心化 PCA 会使得第一主成分主要指向均值方向，这种影响最为明显。

中心化后 PCA 的主成分 `new_e1` 更能反映数据的真实变异方向，而不是均值的影响。可以看到这个在 `scale` 越小的时候，越接近 1。可以看出正确的第一主成分 `new_e1` 主要由数据的协方差决定，而不是均值，因此当 `scale` 变小时，它的方向稳定。

通过这个题可以看出来，必须减去均值（中心化），在 `scale` 小的时候影响都不大的，这才是对的。不减均值那个完全就会导致整个方向错乱，甚至在 `scale` 大的时候，完全的被指向了与 `avg` 相反的方向，这是错误的。

```

rand('seed', 0);
scales = [1, 0.5, 0.1, 0.05, 0.01, 0.005, 0.001, 0.0001];
avg = [1 2 3 4 5 6 7 8 9 10];

for scale = scales

```

```

% 生成数据
data = randn(5000, 10) + repmat(avg * scale, 5000, 1);

% 计算均值并归一化
m = mean(data);
m1 = m / norm(m);

% PCA without centering
[~, S, V] = svd(data);
S = diag(S);
e1 = V(:, 1);

% PCA with centering
newdata = data - repmat(m, 5000, 1);
[U, S, V] = svd(newdata);
S = diag(S);
new_e1 = V(:, 1);

% 计算相关性
avg_scaled = avg - mean(avg);
avg_scaled = avg_scaled / norm(avg_scaled);

e1 = e1 - mean(e1);
e1 = e1 / norm(e1);

new_e1 = new_e1 - mean(new_e1);
new_e1 = new_e1 / norm(new_e1);

corr1 = avg_scaled * e1;
corr2 = e1' * new_e1;

% 输出结果
fprintf('Scale: %4f, corr1: %4f, corr2: %4f\n', scale, corr1, corr2);
end

```

当然，这个题还喊我们看正确的特征向量

```

Scale: 1.0000, corr1: -1.0000, corr2: -0.6733
new_e1 (first 5 values): -0.3525 -0.2847 -0.4691 0.3433 -0.2291
Scale: 0.5000, corr1: 1.0000, corr2: 0.1689
new_e1 (first 5 values): -0.1231 -0.3047 0.2140 0.1848 0.0328
Scale: 0.1000, corr1: 0.9988, corr2: -0.5822
new_e1 (first 5 values): 0.4918 0.1268 0.2494 -0.0886 0.3937
Scale: 0.0500, corr1: -0.9964, corr2: -0.4006
new_e1 (first 5 values): -0.2049 -0.4067 -0.0147 0.4926 -0.0330
Scale: 0.0100, corr1: 0.8100, corr2: 0.1957
new_e1 (first 5 values): -0.0573 -0.1757 -0.4358 -0.1678 0.7425
Scale: 0.0050, corr1: 0.2241, corr2: 0.9998
new_e1 (first 5 values): -0.5281 0.4544 -0.1225 -0.3347 0.2780
Scale: 0.0010, corr1: 0.1857, corr2: 1.0000
new_e1 (first 5 values): 0.0536 0.0390 -0.4744 0.1108 0.0601
Scale: 0.0001, corr1: 0.4436, corr2: 1.0000
new_e1 (first 5 values): -0.0259 -0.2168 -0.7334 0.0134 0.4399

```

可以看出：当 scale 较大时（如 1.0 或 0.5）， $new\_e1$  的值有较大波动。例如，在  $scale = 1.0$  时， $new\_e1$  的前五个值为：-0.3525 -0.2847 -0.4691 0.3433 -0.2291。这表明均值对数据影响较大，导致主成分的方向变化较大。当 scale 较小时（如 0.0010 或 0.0001）， $new\_e1$  趋于稳定。例如，在  $scale = 0.0010$  时， $new\_e1$  的前五个值为：0.0536 0.0390 -0.4744 0.1108 0.0601，这表明数据的协方差结构主导了特征向量，主成分变得更稳定

## 5 问题五

- a. 左乘一个 G 矩阵之后，对于  $x$  的改变就是  $i, j$  两个。可以得到基本为：

$$y = \begin{cases} cx_i - sx_j, & \text{if } y_i \\ sx_i + cx_j, & \text{if } y_j \\ y_k, & k \neq i, k \neq j \end{cases}$$

- b. 第  $j$  行的表达式为： $sx_i + cx_j = 0$ ，所以有： $sx_i = -cx_j$

$$\theta = \arctan\left(-\frac{x_j}{x_i}\right)$$

这个时候就满足等于 0 了。等价的，可以有这个式子：

$$c = \frac{x_i}{r}, s = \frac{-x_j}{r}, r = \sqrt{x_i^2 + x_j^2} \quad (4)$$

- c. 如果不用三角函数，就用上面的 Eqn. 4. 那么问题就化简为一个先计算  $r$ ，然后

- if  $r \neq 0$ ，用 Eqn. 4
- if  $r = 0$ ， $c=1$ ， $s=0$ 。既可

- d. 会对 A 矩阵的第  $i$  行和第  $j$  行做改变，比如对于第  $i$  行的第一个元素，原来是  $A_{i1}$ ，现在变成了  $cA_{i1} - sA_{j1}$  对于第  $j$  行也一样，只不过变成了  $sA_{i1} + cA_{j1}$ ，其余的列在  $i, j$  行的变化也一样。总结就是

$$A'_i = cA_i - sA_j, A'_j = sA_i + cA_j$$

假如我们要让其中的一个  $A_{jk}$  为 0. 那么则有  $sA_{ik} + cA_{jk} = 0, \tan \theta = -\frac{A_{jk}}{A_{ik}}$  那么则有：

$$c = \frac{A_{ik}}{\sqrt{A_{ik}^2 + A_{jk}^2}}, s = -\frac{A_{jk}}{\sqrt{A_{ik}^2 + A_{jk}^2}} \quad (5)$$

这样就为 0 了。

复杂度这一块的话，如果只是单次 Givens 旋转，只修改 2 行，复杂度是  $O(n)$ 。

- e. 我们可以发现，对于 QR 分解，这个东西本质就是把一个矩阵变成一个  $Q, Q^T Q = I$ ，然后这个 R 还是个上三角。不难发现我们的 Givens 矩阵有一个很好的性质，对于任意的一个 givens 矩阵 G 来说，存在：

$$G^T G = I$$

也就是说，这个 givens 矩阵本身充当的就是帮助 Q 进行变换的角色。那么问题就简单了，不停的利用 givens 矩阵去小曲下三角的元素即可。

那我们的思路就是，对于一个矩阵 A 来说，从左往右，从上往下去消去下三角部分的值，选  $A_{ij}, i > j$ ，构造 givens 让  $A_{ij} = 0$ 。我们可以选对角线元素，有 Eqn. 5 即可。重复这个过程，每次更新  $Q, Q = QG$  即可。最后这个东西就是这么做的。

## 6 问题六

- a. 根据谱范数和奇异值之间的定义可以得到  $\|\mathbf{A}\|_2 = \sup_{\|x\|_2=1} \|\mathbf{A}x\|_2 = \sigma_1$  即最大的奇异值。所以可以得到：

$$\kappa(\mathbf{X}) = \|\mathbf{X}\|_2 \|\mathbf{X}^{-1}\|_2 = \frac{\sigma_1}{\sigma_n}$$

- b. 此事在张利军老师的计算方法和数值分析课上已有记载。根据题目的意思是，我们要求解问题  $\mathbf{Ax} = \mathbf{b}$ ,  $\mathbf{x} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{b}$  由于: (不知道为什么我的 tex 用不了 Delta 的符号了，所以这里都用三角代替了)

$$\mathbf{Ax} = \mathbf{b}, \mathbf{Ax} + \mathbf{A} \triangle \mathbf{x} = \mathbf{b} + \triangle \mathbf{b}$$

可以得到:  $\mathbf{A} \Delta \mathbf{x} = \Delta \mathbf{b}$ , 则  $\Delta \mathbf{x} = \mathbf{A}^{-1} \Delta \mathbf{b}$ . 把上面的式子转换成范数形式, 可以得到一下不等式:

$$\|\mathbf{b}\| \leq \|\mathbf{A}\| \|\mathbf{x}\|, \|\Delta \mathbf{x}\| \leq \|\mathbf{A}^{-1}\| \|\Delta \mathbf{b}\|$$

化简可以得到：

$$\frac{\|\Delta \mathbf{x}\|}{\|\mathbf{x}\|} \leq \|\mathbf{A}\| \|\mathbf{A}^{-1}\| \frac{\|\Delta \mathbf{b}\|}{\|\mathbf{b}\|}$$

则可以看出来如果扰动  $b$  小的时候，对于  $x$  的影响还是大的。同理假如说我们对  $A$  进行扰动，也可以得到（参考数值分析）：

$$\frac{\|\Delta \mathbf{x}\|}{\|\mathbf{x} + \Delta \mathbf{x}\|} \leq \|\mathbf{A}\| \|\mathbf{A}^{-1}\| \frac{\|\Delta \mathbf{A}\|}{\|\mathbf{A}\|}$$

也可以看出来扰动会对于  $y$  造成病态的影响。

- c. 正交矩阵满足一定的性质, 比如  $Q^T Q = I, Q^{-1} = Q^T$ . 所以

$$\kappa(Q) = \|Q\| \|Q^{-1}\| = 1$$

条件数小，那就肯定好了。

## 7 问题七

- a. 已经完成代码，注释和代码在 `extract-cls.py` 里面。运行截图如下：

```
(npv) (base) ~\wangjuntong\wangjuntong\acBook-Pro> [Applications\py\pr\Pr\h2] - [ 4.02, 15151]
● [s] python3 extract-cls.py
DatasetDict({
  train: Dataset({
    features: ['image', 'label'],
    num_rows: 11788
  })
})
Selected 200 images.
Intel MKL WARNING: Support of Intel(R) Streaming SIMD Extensions 4.2 (Intel(R) SSE4.2) enabled only processors has been deprecated. Intel oneAPI Math Kernel Library 2025.0 will require Intel(R) Advanced Vector Extensions (Intel(R) AVX) instructions.
CLS tokens saved to cls.tokens.npy | 200/200 [00:08:00:00, 22.57it/s]
```

Figure 2: extract

- b. PCA 和保留的如下:

```

In [17]: pca = PCA(n_components=70)
In [18]: pca.fit(X)
In [19]: pca.explained_variance_ratio_
Out[19]: 0.9002341111111111

```

Figure 3: pca