

广告中的数学

在我们的现实生活中，广告无所不在。广告给商家带来了丰厚的利润，广告中蕴藏着诸多学问。以房产销售广告为例，房产开发商为了扩大销售，提高销售量，通常会印制精美的广告分发给大家。虽然买房人的买房行为是随机的，他可能买房，也可能暂时不买，可能买这家开发商的房子，也可能买另一家开发商的房子，但与各开发商的广告投入有一定的关联。一般地，随着广告费用的增加，潜在的购买量会增加，但市场的购买力是有一定限度的。表 9.1 给出了某开发商以往 9 次广告投入及预测的潜在购买力。

表 9.1 广告投入与潜在购买力统计（单位：百万元）

广告投入	0.2	0.4	0.5	0.52	0.56	0.65	0.67	0.69	1
购买力	10340	10580	10670	10690	10720	10780	10800	10810	10950

下面从数学角度，通过合理的假设为开发商制定合理的广告策略，并给出单位面积成本 700 元，售价为 4000 元条件下的广告方案。

模型假设

- (1) 假设单位面积成本为 p_1 元，售价为 p_2 元，忽略其他费用，需求量 r 是随机变量，其概率密度为 $p(r)$ 。
- (2) 假设广告投入为 p 百万元，潜在购买力是 p 的函数记作 $s(p)$,实际供应量为 y 。

模型建立

开发商制定策略的好坏主要由利润来确定，好的策略应该获得好的利润（平均意义下），为此，必须计算平均销售量 $E(x)$ 。

$$E(x)=\int_0^y rp(r)dr+\int_y^{+\infty} yp(r)dr$$

上面右边第二项表示当需求量大于等于供应量时，取需求量等于供应量。

因此，利润函数为

$$R(y)=p_2E(x)-p_1y-p$$

利用 $\int_0^{+\infty} p(r)dr=1$ 得到

$$R(y)=(p_2-p_1)y-p-p_2\int_0^y (y-r)p(r)dr \tag{9.1}$$

上式中，第一项表示已售房毛利润，第二项为广告成本，第三项为未售出房的损失。

模型求解

为了获得最大利润，只需对 (9.1) 式求导并令其为零，设 $R(y)$ 获得最大值时 y 的最优值为 y^* ，则

$$\frac{dR(y)}{dy} = (p_2 - p_1) - p_2 \int_0^y p(r) dr = 0$$

因此， y^* 满足关系式

$$\int_0^{y^*} p(r) dr = \frac{p_2 - p_1}{p_2} \quad (9.2)$$

通过 (9.2) 式知道，在广告投入一定的情况下，可以求出最优的供应量，但依赖于需求量的概率分布。为使问题更加明确，增加如下假设：

(3) 假设需求量 r 服从 $U[0, s(p)]$ 分布，即

$$p(r) = \begin{cases} \frac{1}{s(p)} & 0 \leq r \leq s(p) \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (9.3)$$

将 (9.3) 代入 (9.2) 得到

$$y^* = \frac{p_2 - p_1}{p_2} s(p) \quad (9.4)$$

即最优的供应量等于毛利率与由广告费确定的潜在购买力的乘积。将 (9.4) 式代入 (9.1) 式，得到最大利润为

$$R(y^*) = \frac{(p_2 - p_1)^2}{2 p_2} s(p) - p \quad (9.5)$$

对 (9.5) 式关于 p 求导，得驻点 p^* 满足的方程为

$$s'(p^*) = \frac{2 p_2}{(p_2 - p_1)^2} \quad (9.6)$$

因此，只要知道了潜在购买力函数，就可以给出最优的广告投入。

下面根据开发商获得的相关数据，来确定潜在购买力函数。通过对表 9.1 数据分析，得知其符合 logistic 型曲线增长率，经拟合得到

$$s(p) = 10^5 / (9 + e^{-2p}) \quad (9.7)$$

记

$$I = \frac{2 p_2}{(p_2 - p_1)^2} \times 10^{-5}$$

将 (9.7) 式代入 (9.6) 式，当 $1 - 18I > 0$ 时，求得

$$p^* = -\frac{1}{2} \ln(1 - 9I - \sqrt{1 - 18I}) + \frac{1}{2} \ln I \quad (9.8)$$

将 $p_1 = 0.0007$, $p_2 = 0.04$ 代入 (9.8) 式得到 $p^* = 0.49$ (百万元)。

定岗定编问题

社会系统中，常常因为职务、地位等的不同，划分出许多的等级，各等级的人数比例称之为等级结构，定岗定编问题即是保持一个稳定合理的等级机构，这类问题在许多单位都可以看到它的缩影。那么等级结构是怎样随时间变化的呢？

等级结构的变化依赖系统内部的等级随时间的转移（即通常所说的职务升降，以及系统内外部的交流（即通常所说的调入、调出、退休、死亡等）。通过数学语言将等级结构随时间变化关系恰当地表示出来，就构成这个问题的数学模型。

模型假设

（1）将一个系统由低向高分成 m 个等级，每隔 s 年进行一次正常的等级调整。

（2） $n_i(k)$ 表示第 k 次调整时第 i 个等级的人数，记 $n(k) = [n_1(k), n_2(k), \dots, n_m(k)]$ ，不妨称之为等级结构。 $N(k) = \sum_{i=1}^m n_i(k)$ 为系统第 k 年的总人数。

（3）记 $a_i(k) = n_i(k) / N(k)$ ， $a(k) = [a_1(k), a_2(k), \dots, a_m(k)]$ ， $a(k)$ 称为等级结构向量。

（4）记 $P_0 = [p_{ij}^0]_{m \times m}$ ， p_{ij}^0 表示每次从等级 i 升到等级 j 的人数占等级 i 中人数的比例； $w = [w_1, w_2, \dots, w_m]$ ， w_i 表示每次从等级 i 中退出人数的比例； $r = [r_1, r_2, \dots, r_m]$ ， r_i 表示每次调入等级 i 的人数占总调入人数的比例。记 $R(k)$ 为第 k 次调入总人数，且

$$W(k) = \sum_{i=1}^m w_i(k) n_i^T(k)。$$

一般地， P_0, w, r 分别称为内部转移矩阵、退出向量、调入向量。为简便起见，不妨假设其与时间无关。

模型建立

根据假设，可以得到 $p_{ij}^0 \geq 0, w_i \geq 0, r_i \geq 0$ ，且

$$\sum_{j=1}^m p_{ij}^0 + w_i = 1, \sum_{i=1}^m r_i = 1 \quad (9.9)$$

第 $k+1$ 次的系统总人数满足方程

$$N(k+1) = N(k) + R(k) - W(k) \quad (9.10)$$

每个等级人数的转移方程为

$$n(k+1) = n(k)P_0 + R(k)r \quad (9.11)$$

从 k 到 $k+1$ 年总人数的增长量记为 $M(k)$ ，则

$$R(k) = W(k) + M(k) = n(k) w^T + M(k) \quad (9.12)$$

将 (9.12) 代入 (9.11) 得到

$$n(k+1) = n(k)(P_0 + w^T r) + M(k)r \quad (9.13)$$

记 $P = P_0 + w^T r$ ，则 P 也是随机矩阵，(9.13) 可以表示为

$$n(k+1) = n(k)P + M(k)r \quad (9.14)$$

通常称 (9.14) 为等级分布基本方程。

假如系统的总人数每年以固定的比例增长，即 $M(k) = \beta N(k)$ ，则

$$a(k+1) = (1 + \beta)^{-1} [a(k)P + \beta r] \quad (9.15)$$

特别地，如果每年进出系统的人数大致相等，即系统总人数 $N(k)$ 保持不变。那么，

$M(k) = 0$, $\beta = 0$ ，方程 (9.15) 可以简化为

$$a(k+1) = a(k)P \quad (9.16)$$

具有形如 (9.16) 的方程称为马氏链。

对于由 (9.14) 给出的等级分布基本方程，下面考虑如下问题：给定初始等级结构 $a(0)$ ，如何确定调入比例 r^* ，使等级变化尽快达到或接近给定的理想等级结构 a^* 。需要指出的是，如果等级结构 \bar{a} 满足 $\bar{a} = \bar{a}P$ ，则称等级结构 \bar{a} 为稳定的。

系统是否有稳定的等级结构是有条件的，如果存在，则 r 必须满足 (9.9)，且

$$r = \frac{\bar{a} - \bar{a}P_0}{\bar{a}w^T} \quad (9.17)$$

保证 (9.17) 成立的充分必要条件是存在非负向量 \bar{a} （每个分量非负），使

$$\bar{a} \geq \bar{a}P_0 \quad (9.18)$$

如果矩阵 $Q = E - P_0$ 可逆，由 (9.17) 得到

$$\bar{a} = \bar{a}w^T r Q^{-1} \quad (9.19)$$

令 $e = (1, 1, \dots, 1)$ ，由于 \bar{a} 的各分量之和为 1，即 $\bar{a}e = 1$ 。利用 (9.19) 式得

$$\bar{a}w^T = \frac{1}{r(E - P_0)^{-1}e^T} \quad (9.20)$$

再将 (9.20) 式代入 (9.19) 式得到

$$\bar{a} = \frac{r(E - P_0)^{-1}}{r(E - P_0)^{-1}e^T} \quad (9.21)$$

关于两个等级接近程度的分析

在处理实际问题时，通常会比较两个等级的接近程度，以便确定当前等级的状态。为此，我们引入等级距离的概念。定义两个等级 $a^{(1)}, a^{(2)}$ 之间的距离 $D(a^{(1)}, a^{(2)})$ 如下：

$$D(a^{(1)}, a^{(2)}) = \|a^{(1)} - a^{(2)}\|_2 = \sqrt{\sum_{i=1}^m \lambda_i (a_i^{(1)} - a_i^{(2)})^2} \quad (9.22)$$

其中 λ_i 为加权因子，由对各等级的关注程度确定。一个满意的等级分布应该满足如下优化问题：

$$\begin{cases} \min & D(a, \bar{a}) \\ \text{s.t.} & a = a(0)(P_0 + w^T r) \\ & r_i \geq 0, \sum_{i=1}^m r_i = 1 \end{cases} \quad (9.23)$$

由于

$$a - \bar{a} = a - a(0)(P_0 + w^T r) = a(0)w^T \left[\frac{\bar{a} - a(0)P_0}{a(0)w^T} - r \right]$$

如果记

$$Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_m) = \frac{\bar{a} - a(0)P_0}{a(0)w^T} \quad (9.24)$$

则 $\bar{a} - a$ 与 $Y - r$ 呈正比，(9.23) 等价于

$$\begin{cases} \min & \sum_{i=1}^m \lambda_i (Y_i - r_i)^2 \\ \text{s.t.} & r_i \geq 0, \sum_{i=1}^m r_i = 1 \end{cases} \quad (9.25)$$

对于上面的优化问题，在某种程度上，它只是条件极值问题，可以用拉格朗日乘子法求解。

分类问题

人以类聚，物以群分。人们认为某一批样品属于同一类，是因为它们之间有相同或相似之处，从指标上来说就是大小比较接近。由于指标往往不只一个，接近程度的衡量标准不一样，结果会有差异。本节借助一个实际问题介绍两类常用的分类方法。

若已知两类蠓共 32 个标本，已由生物专家根据触角长度 x_1 及重量 x_2 的数据分成 A 类和 B 类，具体数据见表 9.4，根据这 32 个样本的特征对未知的 8 个样本进行分类。

表 9.4(a) A 类蠓的触角与重量数据

序号	1	2	3	4	5	6	7	8
x_1	8.70	5.00	10.38	10.86	6.560	13.57	13.57	9.89
x_2	32.94	16.64	37.14	46.24	23.08	38.58	42.54	14.02
序号	9	10	11	12	13	14	15	16
x_1	10.98	10.52	9.44	12.18	8.24	16.55	9.59	10.34
x_2	15.59	35.71	26.00	36.90	38.16	37.12	42.90	36.69

表 9.4(b) B 类蠓的触角与重量数据

序号	17	18	19	20	21	22	23	24
x_1	27.14	12.78	19.88	19.05	10.37	21.54	13.66	28.49
x_2	23.04	30.15	23.54	16.13	22.28	13.94	19.88	19.71
序号	25	26	27	28	29	30	31	32
x_1	15.16	23.17	21.31	14.46	6.97	19.64	13.93	23.68
x_2	20.00	18.09	26.57	8.75	22.56	25.37	24.38	23.46

未知的 8 个样本为

表 9.4(c) 未知类别蠓的触角与重量数据

序号	33	34	35	36	37	38	39	40
x_1	10.12	12.03	11.70	9.23	20.71	21.88	28.66	17.89
x_2	26.22	27.04	15.24	27.66	23.73	24.79	25.64	14.04

已知的 32 个样本及未知的 8 个样本分布见图 9.5

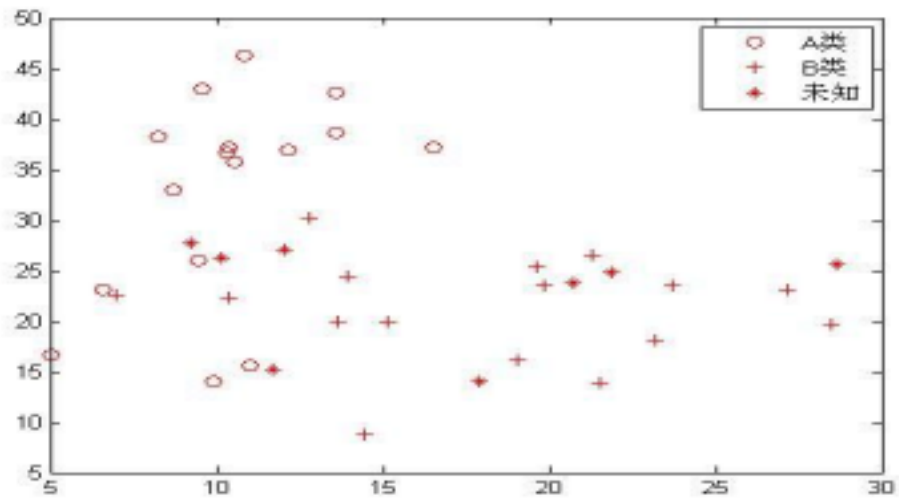


图 9.5 40 个样本分布

下面用三种方法来建立模型解决此问题。

模型一 距离判别模型

距离判别法是让指标大小比较接近的属于一类，新样本离谁近就判给谁。当已经给定了一些样本的分类，一般有许多样本属于同一类，以谁作为这类的代表呢？以哪一个样本作代表都不太合适，一个比较恰当的方式是以样本的几何中心为代表。通常的方法是通过计算样本的均值向量及方差。根据样本与均值的接近程度，判断其类型。对于给定的蠓样本，与哪组均值向量越接近，就认为该样本属于此类。考虑 32 个样本得到

A 类的均值向量 $\overline{X}_1=(\overline{x}_1,\overline{y}_1)^T=(10.40, 32.52)^T$ ，均方差向量为 $\Omega=(2.77,10.22)^T$ ，B 类的均值向量 $\overline{X}_2=(\overline{x}_2,\overline{y}_2)^T=(18.21, 21.12)^T$ ，均方差向量为 $\Omega=(6.0 3, 5.1 8)^T$ 。

常用的距离判别有欧氏距离与马氏距离判别法。

欧氏距离定义为

$$d_{1i}(X)=d_1(X,\overline{X}_i)=\sqrt{(x-\overline{x}_i)^2+(y-\overline{y}_i)^2}, \quad i=1,2 \quad (9.51)$$

马氏距离定义为

$$d_{2i}^2(X)=d_2(X,\overline{X}_i)=(X-\overline{X}_i)^T S_i^{-1}(X-\overline{X}_i), \quad i=1,2 \quad (9.52)$$

其中， $S_i, i=1,2$ 表示两类样本的协方差阵。经计算得

$$S_1=\begin{bmatrix} 7.66 & 13.33 \\ 13.33 & 104.47 \end{bmatrix}, \quad S_2=\begin{bmatrix} 36.40 & -2.23 \\ -2.23 & 26.79 \end{bmatrix}$$

欧氏距离判别法可以看作为马氏距离判别法的一个特例，即协方差阵为单位阵。

利用 (9.51) 式及 (9.52) 式进行回代，计算 A 类蠓的欧氏距离及马氏距离见表 9.5。

表 9.5 A 类蠓回代距离统计								
序号	1	2	3	4	5	6	7	8
$d_{11}^2(X)$	3.1	281.3	21.3	188.4	103.9	46.8	110.4	342.5
$d_{12}^2(X)$	230.1	194.6	318.0	685.0	139.6	326.4	480.3	119.6
$d_{21}^2(X)$	0.5	4.3	0.3	2.1	2.0	1.3	1.6	3.9
$d_{22}^2(X)$	7.2	5.8	10.7	24.2	3.8	11.7	17.4	4.1
序号	9	10	11	12	13	14	15	16
$d_{11}^2(X)$	286.9	10.19	43.43	22.35	36.48	58.98	108.40	7.39
$d_{12}^2(X)$	82.9	272.0	100.7	285.4	389.8	258.8	548.7	304.4
$d_{21}^2(X)$	4.0	0.1	0.4	0.4	1.7	5.4	1.8	0.2
$d_{22}^2(X)$	2.8	9.1	2.8	9.9	12.9	9.6	19.0	10.2

经检验发现：在欧氏距离意义下序号为 2，8，9 的样本出现误判；在马氏距离意义下序号为 9 的样本出现误判。

利用 (9.51) 式及 (9.52) 式进行回代，计算 B 类蠓的欧氏距离及马氏距离见表 9.6。

表 9.6 B 类蠓回代距离统计								
序号	17	18	19	20	21	22	23	24
$d_{11}^2(X)$	370.1	11.3	170.5	343.5	104.9	469.3	170.4	491.3
$d_{12}^2(X)$	83.4	111.0	8.6	25.6	62.8	62.6	22.2	107.7
$d_{21}^2(X)$	54.9	1.3	19.7	21.9	1.3	33.9	5.5	66.8
$d_{22}^2(X)$	2.4	3.6	0.3	0.9	1.7	2.1	0.7	2.9
序号	25	26	27	28	29	30	31	32

$d_{11}^2(X)$	179.4	371.3	154.4	581.5	111.0	136.5	78.7	258.4
$d_{12}^2(X)$	10.6	33.8	39.3	167.1	128.4	20.1	28.9	35.4
$d_{21}^2(X)$	8.3	37.8	23.2	13.8	1.7	17.8	4.1	35.7
$d_{22}^2(X)$	0.3	1.0	1.5	6.3	3.5	0.8	0.8	1.1

经检验发现：在欧氏距离意义下序号为 18，29 的样本出现误判；在马氏距离意义下序号为 18，21，29 样本出现误判。

综合分析发现：对于 32 个已知样本，用欧氏距离判别误判率为 15.6%，用马氏距离判别误判率为 12.5%。易见，距离判别法的误判概率还是比较高的。

将 8 个未知样本数据分别代入（ 9.51 ）式及（ 9.52 ）式，得到相应的欧氏距离及马氏距离见下表 9.7。

表 9.7 未知样本欧氏距离与马氏距离统计

序号	33	34	35	36	37	38	39	40
$d_{11}^2(X)$	39.8	32.7	300.3	25.0	183.6	191.5	380.8	397.6
$d_{12}^2(X)$	91.5	73.2	77.0	123.4	13.1	26.9	129.6	50.2
$d_{21}^2(X)$	0.4	1.2	4.9	0.3	22.7	26.6	61.9	15.3
$d_{22}^2(X)$	2.6	2.2	2.6	3.6	0.5	0.9	4.0	1.9

经比较发现：在欧氏距离意义下序号为 33，34，36 的样本为 A 类，序号为 35，37，38，39，40 的样本为 B 类；在马氏距离意义下到序号为 33，34，36，的样本为 A 类，序号为 35，37，38，39，40 的样本为 B 类。

对于马氏距离判别法，进一步分析可知，如果两类样本的协方差阵相同，则

$$\begin{aligned} d_{21}^2(X)-d_{22}^2(X) &= (X-\overline{X_1})^T S^{-1}(X-\overline{X_1})-(X-\overline{X_2})^T S^{-1}(X-\overline{X_2}) \\ &= (\overline{X_2}-\overline{X_1}) S^{-1}(X-\frac{\overline{X_1}+\overline{X_2}}{2}) \end{aligned}$$

$d_{21}(X)-d_{22}(X)=0$ 表示平面上的一条直线，它将平面分成两个区域，分别表示两类样本区，位于该直线上的点到两个样本中心距离相等，理论上该直线上的样本点属于无法判别的情况。

如果两类样本的协方差阵不同，则

$$d_{21}(X)-d_{22}(X)=(X-\overline{X_1})^T S_1^{-1}(X-\overline{X_1})-(X-\overline{X_2})^T S_2^{-1}(X-\overline{X_2})$$

$d_{21}^2(X)-d_{22}^2(X)=0$ 表示平面上的一条曲线，它将平面分成两个区域，分别表示两类样本区，位于该曲线上的点到两个样本中心距离相等，理论上该曲线上的样本点属于无法判别的情况。

我们在前面的回代中已经发现，马氏距离判别法会出现误判，那么怎样估计误判率呢？为此，不妨简化假设蒙的触角长度与重量服从正态分布，即

$$X_i \sim N(\overline{X_i}, S_i), \quad i=1,2$$

记

$$D = \{X \mid X - \frac{\overline{X_1} + \overline{X_2}}{2} \geq 0, X = (x_1, x_2)^T\}$$

则 A 类被误判为 B 类的概率为随机变量 X_1 落入区域 D 内的概率，类似地可以计算将 B 类误判为 A 类的概率。

模型二 Fisher 判别法

多变量的判别分析有多个指标，它们对于判别样本属于哪一类一般都有影响，但影响程度一般不完全相同，总会有些指标影响大，有些指标影响程度小，因此按主要差异来进行判别将会有比较好的效果。通常指标间有一定的关联性，因此主要差异不一定是某个指标，而是某些指标的某种线性组合，在这个方向上，样本点最容易区分。Fisher 判别法就是这一思想的某种体现。

借助多元统计中方差的思想，一般可以分类的样本，应该是类与类之间方差很大，而各类之间却靠得很近，方差较小。可否用一个指标来表征这些特征呢？因为方差总是非负的，故可以用组间方差除以组内方差的商来衡量。当这个商很小时，一定是组间方差小，组内方差大，对应于不易分类的情况，反之，就比较容易分类了。Fisher 判别法就是寻找一个最恰当的方向，使在这个方向上，组间方差与组内方差的商最大。下面我们给出其一般的提法：

若已知 k 个 p 维类别 $X_i, i = 1, 2, \dots, k$ ，它们的均值向量为 $\overline{X_i}$ ，假如第 i 类有已知样本集 $G_i: x_i^j, j = 1, 2, \dots, m_i, i = 1, 2, \dots, k$ ，令

$$S_i = \sum_{j=1}^{m_i} (x_i^j - \overline{X_i})(x_i^j - \overline{X_i})^T, \quad S = \sum_{i=1}^k S_i$$

$$\overline{X} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \overline{X_i}, \quad Y = \sum_{i=1}^k m_i (\overline{X_i} - \overline{X})(\overline{X_i} - \overline{X})^T$$

在给定的方向 a 上样本的组间方差为

$$G = \sum_{i=1}^k m_i (a^T \overline{X_i} - a^T \overline{X})(a^T \overline{X_i} - a^T \overline{X})^T = a^T Y a$$

在给定的方向 a 上样本组内方差为

$$E = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{m_i} (a^T x_i^j - a^T \overline{X_i})(a^T x_i^j - a^T \overline{X_i})^T = a^T S a$$

记

$$L(a) = \frac{G}{E} = \frac{a^T Y a}{a^T S a} \quad (9.53)$$

则所求的方向为使 (9.53) 式取最大值的方向。

对于本例

$$\overline{X} = \begin{bmatrix} 1.4 & .3 \\ 2.6 & .8 \end{bmatrix}, \quad S_1 = \begin{bmatrix} 7.6 & 6.1 & 3.3 & 3 \\ 1.3 & 3.3 & 1.0 & 4.4 & 7 \end{bmatrix}, \quad S_2 = \begin{bmatrix} 36.4 & 0 & -2.2 & 3 \\ -2.2 & 3 & 2.6 & 7 & 9 \end{bmatrix}$$

$$S = 16 \begin{bmatrix} 2.7 & 5 & 0.6 & 9 \\ 0.6 & 9 & 8.2 \end{bmatrix}, \quad Y = 16 \begin{bmatrix} 2.9 & 7.3 & -4 & 3.9 & 5 \\ -4 & 3.9 & 5 & 6.4 & 9 & 8 \end{bmatrix}$$

$$L(a) = \frac{(2.973a_1^2 - 87.9a_1a_2 + 64.98a_2^2)}{2.75a_1^2 + 1.38a_1a_2 + 8.2a_2^2}$$

令 $t = \frac{a_1}{a_2}$, 记

$$L(t) = \frac{29.73t^2 - 87.9t + 64.98}{2.75t^2 + 1.38t + 8.2} \tag{9.54}$$

借助求导运算得到 $t = -1.94$ 时, $L(t)$ 取得最大值, 此时 $a = -1.94a_2$ 。

最优的方向向量为 $\bar{a} = [0.8889, -0.4582]^T$ 。

记

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{m_i - 1} \bar{a}^T S_i \bar{a}, \quad i = 1, 2$$

取两类样本的分界点为 $\frac{\sigma_2^2 \bar{X}_1 + \sigma_1^2 \bar{X}_2}{\sigma_1 + \sigma_2}$, 其在该最优方向上的投影为

$$\bar{a} \frac{\sigma_2^2 \bar{X}_1 + \sigma_1^2 \bar{X}_2}{\sigma_1 + \sigma_2} = 0.8889 \times 13.49 - 0.4582 \times 27.69 = -0.694。$$

经过计算得到 40 个样本点在 $\bar{a} = [0.8889, -0.4582]^T$ 上的投影见表 9.8。

表 9.8 40 个样本投影数据								
序号	1	2	3	4	5	6	7	8
投影	-7.4	-3.2	-7.8	-11.5	-4.7	-5.6	-7.4	-2.4
序号	9	10	11	12	13	14	15	16
投影	2.6	-7.0	-3.5	-6.1	-10.2	-2.3	-11.1	-7.6
序号	17	18	19	20	21	22	23	24
投影	13.6	-2.5	6.9	9.5	-1.0	12.8	3.0	16.3
序号	25	26	27	28	29	30	31	32
投影	4.3	12.3	6.8	8.4	-4.1	5.8	1.2	10.3
序号	33	34	35	36	37	38	39	40
投影	-3.0	-1.7	3.4	-4.5	7.5	8.1	13.7	9.5

经比较发现：对于已知的 32 个样本, 序号 8, 9 误判为 B 类; 序号为 18, 21, 29 误判为 A 类。误判率为 15.6%。用此判别法对未知的 8 个样本分类结果为序号为 33, 34, 36 的样本为 A 类, 其他的为 B 类。

模型三 Bayes 判别法

从前面介绍的两种方法中我们可以看出都存在不同程度的误判。Bayes 判别法的思想是：分类判断需要考虑因错判带来的损失。下面介绍仅考虑两个总体的 Bayes 判别法。

假设考虑的两个总体 X_1, X_2 分别具有密度函数 $f_1(x), f_2(x)$, 记 Ω 为样本空间, R_1 表示要判给 X_1 的全体, $R_2 = \Omega - R_1$ 为判给 X_2 的全体。记总体 X_1, X_2 的先验概率为 p_1, p_2 , 通常根据假设或先验统计得到。据此得到

一个来自总体 X_1 的样本被判给 X_2 的条件概率为

$$p(1|2) = \int_{R_2} f_1(x)dx$$

一个来自总体 X_2 的样本被判给 X_1 的条件概率为

$$p(2|1) = \int_{R_1} f_2(x)dx$$

且

$$p(\text{正确判入 } X_1) = p(1|1) p_1, \quad p(\text{错误判入 } X_1) = p(1|2) p_1$$

$$p(\text{正确判入 } X_2) = p(2|2) p_2, \quad p(\text{错误判入 } X_1) = p(2|1) p_2$$

以 $C(i|j)$ 表示来自 X_i 的样本被判给 X_j 所造成的损失。对任一判别法则，平均误判损失为

$$\begin{aligned} L(R_1) &= C(2|1) p(2|1) p_2 + C(1|2) p(1|2) p_1 \\ &= C(2|1) p_2 \int_{R_1} f_2(x) dx + C(1|2) p_1 \int_{R_2} f_1(x) dx \\ &= C(2|1) p_2 \int_{R_1} f_2(x) dx + C(1|2) p_1 (1 - \int_{R_1} f_1(x) dx) \\ &= C(1|2) p_1 + \int_{R_1} [C(2|1) p_2 f_2(x) - C(1|2) p_1 f_1(x)] dx \quad (9.55) \end{aligned}$$

一个合理的判别法应使误判损失最小。
记

$$R_1 = \left\{ x \mid \frac{f_1(x)}{f_2(x)} \geq \frac{C(2|1) p_2}{C(1|2) p_1} \right\}$$

在 R_1 上，(9.55) 式第二项中的被积函数是负的，因此 (9.55) 式取得极小值。