

$$\frac{Jg}{Jx} = \begin{pmatrix} \frac{Jg_1}{Jx_1} & \frac{Jg_1}{Jx_2} & \dots & \frac{Jg_1}{Jx_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{Jg_m}{Jx_1} & \frac{Jg_m}{Jx_2} & \dots & \frac{Jg_m}{Jx_n} \end{pmatrix} \quad n \times 1$$

Значит 11.

1)  $a \in R^n, x \in R^n, \frac{J(a^T x)}{Jx} = a$

До-во:  $(a_1, \dots, a_n) \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = (a_1 x_1, \dots, a_n x_n) = \sum_i x_i a_i$

$$\frac{J \sum_i x_i a_i}{Jx} = \begin{pmatrix} \frac{J \sum_i x_i a_i}{Jx_1} \\ \vdots \\ \frac{J \sum_i x_i a_i}{Jx_n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_n \end{pmatrix} = a$$

2)  $A \in R^{m \times n}, x \in R^n, \frac{J(Ax)}{Jx} = A$

До-во: Аналогично выводу 1)

3)  $A \in R^{n \times m}, x \in R^n, \frac{J(x^T A x)}{Jx} = (A + A^T)x$

еще  $A^T = A$ , то  $\frac{J(x^T A x)}{Jx} = 2Ax$

До-во:  $x = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}, x^T = (x_1, \dots, x_n), A = \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1m} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n1} & \dots & a_{nm} \end{pmatrix}$

$$x^T A = (x_1 a_{11} + \dots + x_n a_{n1}) + \dots + (x_1 a_{1m} + \dots + x_n a_{nm})$$

$$x^T A x = (x_1 a_{11} + \dots + x_n a_{n1}) x_1 + \dots + (x_1 a_{1m} + \dots + x_n a_{nm}) x_m$$

$$\frac{J(x^T A x)}{Jx} = \frac{J}{Jx} \left( x_1^2 a_{11} + x_1 (x_2 a_{12} + \dots) + x_1 a_{12} x_2 + \dots \right) =$$

$$= \frac{J}{Jx} \left( x_k^2 a_{kk} + x_k \sum_i x_i a_{ik} + x_k \sum_i a_{ki} x_i + \dots \right) =$$

$$= 2x_k a_{kk} + \sum_i x_i a_{ik} + \sum_i a_{ki} x_i = 2x_k a_{kk} + \sum_i x_i (a_{ik} + a_{ki}) =$$

$$= \sum_{i=1}^m x_i (a_{ik} + a_{ki}) = (A + A^T) \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = (A + A^T)x$$



$$4) x \in \mathbb{R}^n, \quad \frac{\sum \|x\|^2}{\sum x} = d \cdot n$$

Д-во:  $\sum_i \|x_i\|^2 \rightarrow \frac{\sum_i \|x_i\|^2}{\sum x_i} = d \cdot n$

$$5) \frac{Jg(x)}{Jx} = \text{diag}(g'(x))$$

Д-во:  $\frac{Jg}{Jx} = \begin{pmatrix} \frac{Jg_1}{Jx_1} & \frac{Jg_1}{Jx_2} & \dots & \frac{Jg_1}{Jx_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{Jg_m}{Jx_1} & \frac{Jg_m}{Jx_2} & \dots & \frac{Jg_m}{Jx_n} \end{pmatrix}$

Т.к.  $g$  - скалярная функция, то прямоугольное

$$\frac{Jg_i}{Jx_j} \quad i \neq j = 0 \Rightarrow \frac{Jg(x)}{Jx} = \text{diag}(g'(x))$$

№3

Выявление outliers

$$x \quad 1 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad -1$$

$$y \quad 4 \quad 4 \quad 0 \quad 0 \quad 6$$

$$2) f(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 \end{pmatrix}, \quad y = \begin{pmatrix} 4 \\ 4 \\ 0 \\ 0 \\ 6 \end{pmatrix}$$

$$X^T = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & -1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$XX^T = \begin{pmatrix} 5 & 1 & 3 \\ 1 & 3 & 1 \\ 3 & 1 & 3 \end{pmatrix}, \quad X^T y = \begin{pmatrix} 16 \\ 2 \\ 14 \end{pmatrix}$$

Решаем систему:  $X^T X \beta = X^T y$

$$\begin{pmatrix} 5 & 1 & 3 \\ 1 & 3 & 1 \\ 3 & 1 & 3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_x \\ \beta_y \\ \beta_z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 16 \\ 2 \\ 14 \end{pmatrix} \Rightarrow \beta = \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 4 \end{pmatrix}$$

модель:  $1 - x + 4x^2$ ; Синий цвет на рисунке

3)  $\lambda = 1$

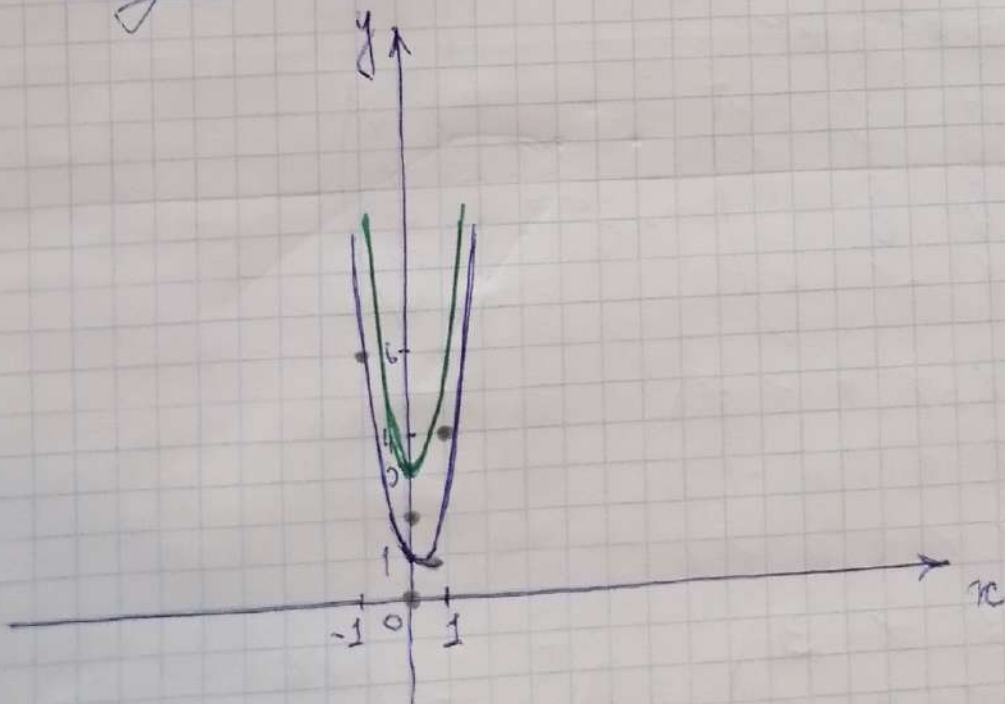
$$(X^T X + \lambda I) \beta = X^T y$$

$$X^T X + \lambda I = \begin{pmatrix} 6 & 1 & 3 \\ 1 & 4 & 1 \\ 3 & 1 & 4 \end{pmatrix}$$

Решаем систему:  $(X^T X + \lambda I) \beta = X^T y$

$$\beta = \begin{pmatrix} 3 \\ -1 \\ 5 \end{pmatrix}$$

модель:  $3 - x + 5x^2$ ; Зеленый цвет на рисунке





# Задача 19

$x_1$	0	1	0	2	2	2	4	3
$x_2$	-1	0	0	0	1	0	1	2
$y$	0	0	0	0	0	1	1	1

1) Вероятности классов:

$$P_0 / Y=0 = 5/8, \quad P_1 / Y=1 = 3/8$$

Средние для классов:

$$\bar{\mu}_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \bar{\mu}_1 = \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Внутриклассовые ковариации:

$$\hat{\Sigma}_0 = \frac{1}{N_0 - 1} \sum_{y^{(i)}=0} (x^{(i)} - \bar{\mu}_0)(x^{(i)} - \bar{\mu}_0)^T = \frac{1}{5} \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\Sigma}_1 = \frac{1}{N_1 - 1} \sum_{y^{(i)}=1} (x^{(i)} - \bar{\mu}_1)(x^{(i)} - \bar{\mu}_1)^T = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$$

Матрица ковариации:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{N-K} \sum_k \sum_{y^{(i)}=k} (x^{(i)} - \bar{\mu}_k)(x^{(i)} - \bar{\mu}_k)^T = \frac{1}{6} \left( \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \right) =$$

$$= \frac{1}{6} \begin{pmatrix} 4 & 2 \\ 2 & 3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/2 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\Sigma}_0^{-1} = \begin{pmatrix} 2 & -2 \\ -2 & 4 \end{pmatrix}, \quad \hat{\Sigma}_1^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 4 & -2 \\ -2 & 4 \end{pmatrix}, \quad \hat{\Sigma}^{-1} = \begin{pmatrix} 2,25 & -1,5 \\ -1,5 & 3 \end{pmatrix}$$

Линейное дискриминантное уравнение:

$$S_0(x) = x^T \hat{\Sigma}^{-1} \bar{\mu}_0 - \frac{1}{2} \bar{\mu}_0^T \hat{\Sigma}^{-1} \bar{\mu}_0 + \ln P_0 / Y=0 =$$

$$= \frac{9}{4} x_1 - \frac{6}{4} x_2 - \frac{9}{8} + \ln \frac{5}{8}$$

$$S_1(x) = x^T \hat{\Sigma}^{-1} \bar{\mu}_1 - \frac{1}{2} \bar{\mu}_1^T \hat{\Sigma}^{-1} \bar{\mu}_1 + \ln P_1 / Y=1 =$$

$$= \frac{21}{4} x_1 - \frac{6}{4} x_2 - \frac{57}{8} + \ln \frac{3}{8}$$

$$L_0(\mu) = L_1(\mu)$$

$$7.5\mu_1 + 6 + \ln \frac{5}{3} = 0 \quad - \text{разделение} \\ \text{поиск} \\ (\text{выбрана сумма} \\ \text{элементов})$$

2) Квадратичные функции

$$L_0(\mu) = -\frac{1}{2} \ln \det \hat{\Sigma}_0 - \frac{1}{2} (\mu - \hat{\mu}_0)^T \hat{\Sigma}_0^{-1} (\mu - \hat{\mu}_0) + \ln P_c \{Y=0\} =$$

$$= \frac{1}{2} \ln 2 - \mu_1^2 - 2\mu_2^2 + 2\mu_1\mu_2 + 2\mu_1 - 2\mu_2 - 1 + \ln \frac{5}{8}$$

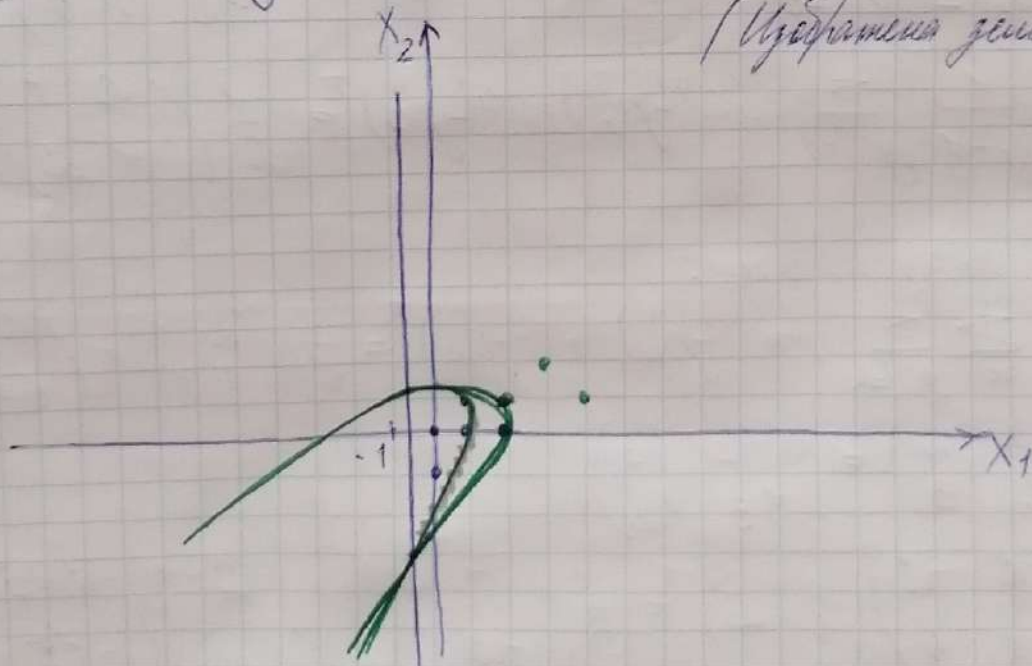
$$L_1(\mu) = -\frac{1}{2} \ln \det \hat{\Sigma}_1 - \frac{1}{2} (\mu - \hat{\mu}_1)^T \hat{\Sigma}_1^{-1} (\mu - \hat{\mu}_1) + \ln P_c \{Y=1\} =$$

$$= -\frac{1}{2} \ln \frac{3}{8} - \frac{1}{3} (2\mu_1^2 + 2\mu_2^2 - 2\mu_1\mu_2 - 10\mu_1 + 2\mu_2 + 14) + \ln \frac{3}{8}$$

$$L_0(\mu) = L_1(\mu)$$

$$\frac{3}{2} \ln 3 + 3 \ln \frac{5}{8} - \mu_1^2 - 4\mu_2^2 + 4\mu_1\mu_2 - 4\mu_1 - 4\mu_2 + 11 = 0$$

(выбрана граница элементов)





и т.д.

Выборочная таблица

$X_1$	0	0	1	1	0	0	1	1	1	0
$X_2$	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1
$Y$	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1

Вычисляем:  $P_c(Y=0/X_1=1, X_2=1)$ ;  $P_c(Y=1/X_1=1, X_2=1)$

Априорное вероятностное:

$$P_c\{Y=0\} = \frac{1}{2}, \quad P_c\{Y=1\} = \frac{1}{2}$$

Кусовое вероятностное:

$$P_c\{X_1=0/Y=0\} = \frac{3}{5}; \quad P_c\{X_1=1/Y=0\} = \frac{2}{5}$$

$$P_c\{X_2=0/Y=0\} = \frac{2}{5}; \quad P_c\{X_2=1/Y=0\} = \frac{3}{5}$$

$$P_c\{X_1=0/Y=1\} = \frac{2}{5}; \quad P_c\{X_1=1/Y=1\} = \frac{3}{5}$$

$$P_c\{X_2=0/Y=1\} = 0; \quad P_c\{X_2=1/Y=1\} = 1$$

Стандартное:

$$P_c\{Y=0/X_1=1, X_2=1\} = \frac{P_c\{X_1=1/Y=0\} \cdot P_c\{X_2=1/Y=0\} \cdot P_c\{Y=0\}}{P_c\{X_1=1, X_2=1\}}$$

$$= \frac{\frac{2}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{1}{2}}{\frac{3}{25} + \frac{3}{10}} = \frac{6}{21}$$

$$P_c\{Y=1/X_1=1, X_2=1\} = \frac{P_c\{X_1=1/Y=1\} \cdot P_c\{X_2=1/Y=1\} \cdot P_c\{Y=1\}}{P_c\{X_1=1, X_2=1\}} =$$

$$= \frac{\frac{3}{5} \cdot 1 \cdot \frac{1}{2}}{\frac{3}{25} + \frac{3}{10}} = \frac{5}{7}$$