

✓1

Курасев Иван Л.  
3824 М/ДМ/КРассмотрим  $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^r$ ,  $x \in \mathbb{R}^n$ . Докажем:1) если  $a \in \mathbb{R}^n$ ,  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial (a^T x)}{\partial x} = a$ 2) если  $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ ,  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial (Ax)}{\partial x} = A$ 3) если  $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ,  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial (x^T A x)}{\partial x} = (A + A^T) x$ ;если  $A^T = A$ , то  $\frac{\partial (x^T A x)}{\partial x} = 2Ax$ 4) если  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial \|x\|^2}{\partial x} = 2x$ 5) если  $g$ -скал. ф-я и под  $g(x)$  помноженное покомпонентное применение  $f$  к  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial f(x)}{\partial x} = \text{diag}(g'(x))$ 6) если  $h: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^m$ ,  $g: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^p$ ,  $x \in \mathbb{R}^n$ , то  $\frac{\partial f(h(x))}{\partial x} = \frac{\partial g(h(x))}{\partial h} \frac{\partial h(x)}{\partial x}$ 

1)  $a^T x = \sum_{i=1}^n a_i x_i$

$$\frac{\partial (a^T x)}{\partial x} = \frac{\partial}{\partial x} \sum_{i=1}^n a_i x_i = \frac{\partial}{\partial x_j} \sum_{i=1}^n a_i x_i = \begin{bmatrix} a_i, i=j \\ 0, i \neq j \end{bmatrix} = (a_1, a_2, \dots, a_n) = a$$

2)  $Ax = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n a_{1i} x_i \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n a_{mi} x_i \end{pmatrix}$

Для каждой строки аналогично п.1  $\Rightarrow$  получаем, что  $\frac{\partial (Ax)}{\partial x} = A$ 

3)  $x^T A x = (Ax, x)$

 $[D_{x_0} f](h)$  - дифференциал ф-и  $f$  в т.  $x_0$ ,  $h$  - малое н/в/зменение

$$[D_{x_0} (Ax, x)](h) = ([D_{x_0} Ax](h), x_0) + (Ax_0, [D_{x_0} x](h)) = (Ah, x_0) + (Ax_0, h)$$
$$(Ah, x_0) + (Ax_0, h) = (A^T x_0, h) + (Ax_0, h) = ((A^T + A)x_0, h)$$

Получаем  $\frac{\partial x^T A x}{\partial x} = (A^T + A)x$ ; если  $A^T = A$ , то  $2Ax$



$$4) \|x\|^2 = x^T x = (x, x)$$

$$[D_{x_0} (x, x)](h) = ([D_{x_0} x](h), x) + (x, [D_{x_0} x](h)) = (h, x) + (x, h)$$

$$(h, x) + (x, h) = (2x, h)$$

Получаем  $\frac{\partial \|x\|^2}{\partial x} = 2x$

$$5) \frac{\partial g(x)}{\partial x} = \left( \frac{\partial g(x_i)}{\partial x_j} \right) = \begin{bmatrix} g'(x_i), & i=j \\ 0, & i \neq j \end{bmatrix}$$

$$\frac{\partial g(x)}{\partial x} = \begin{pmatrix} g'(x_1) \\ \vdots \\ g'(x_n) \end{pmatrix}$$

$$6) \frac{\partial g(h(x))}{\partial x} = \left( \frac{\partial g_i(h(x))}{\partial x} \right) = \left( \sum_{j=1}^m \frac{\partial g_i}{\partial h_j} \frac{\partial h_j}{\partial x} \right)$$

$$] f(x) = g(h(x))$$

$$f(x_0 + h) - f(x_0) = g(h(x_0 + \Delta x)) - g(h(x_0)) \approx$$

$$\approx [D_{h(x_0)} g](h(x_0 + \Delta x) - h(x_0)) \approx [D_{h(x_0)} g]([D_{x_0} h](\Delta x))$$

Получаем  $\frac{\partial g(h(x))}{\partial x} = \frac{\partial g(h(x))}{\partial h} \frac{\partial h(x)}{\partial x}$



№3

Курсовая работа 1-й  
3824 М, ДМ КИ

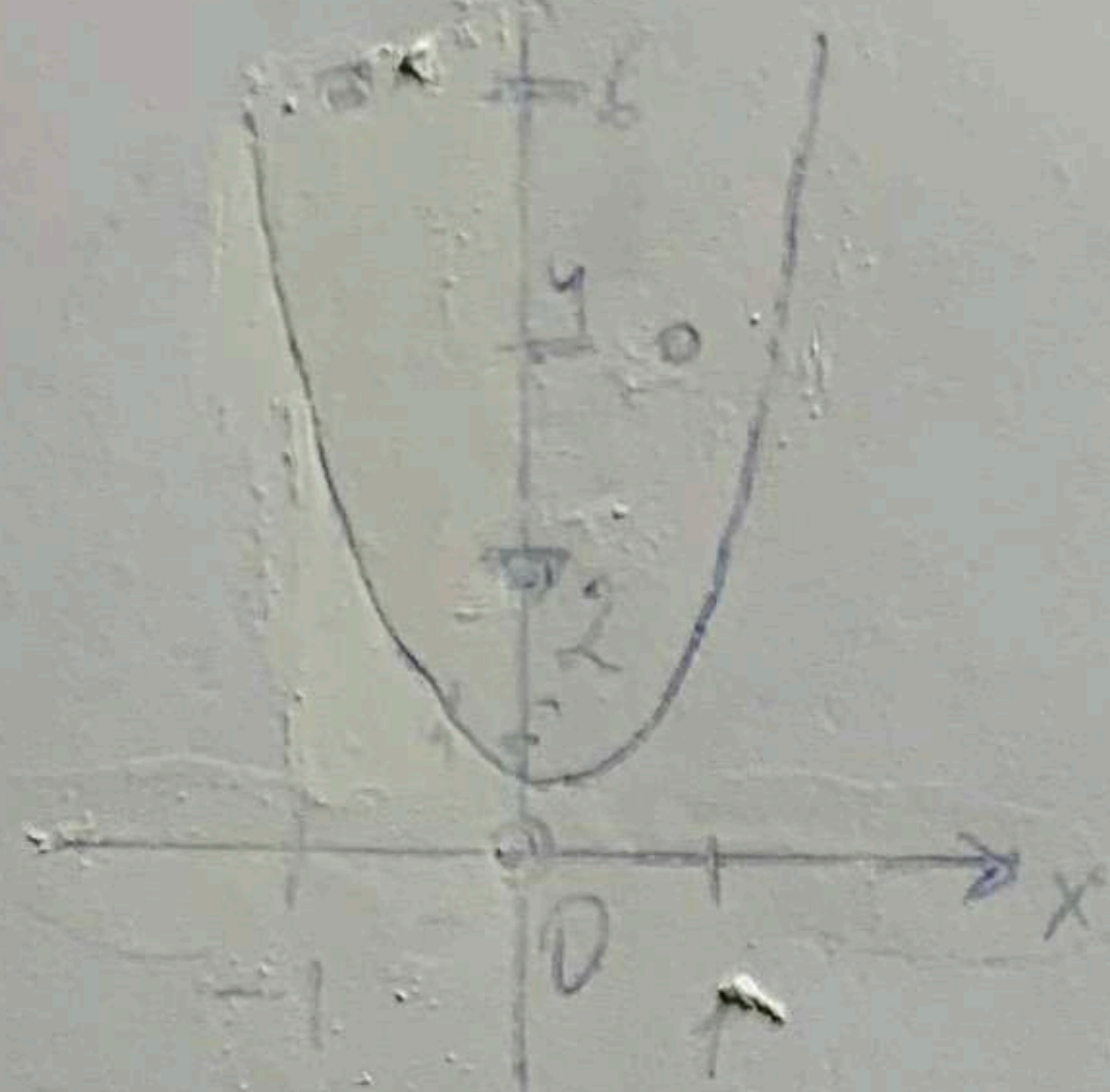
$$\begin{array}{c|ccc|c|c} x & 1 & 1 & 0 & 0 & -1 \\ \hline y & 4 & 4 & 0 & 2 & 6 \end{array}$$

1) Изобразить точки

2) МНК построит модель вида  $f(x) = \sum_{i=0}^2 \beta_i x^i$ . Построить график

3) Ridge; график ( $\lambda = 1$ )

1)



$$2) X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 \end{pmatrix} \quad y = \begin{pmatrix} 4 \\ 4 \\ 0 \\ 2 \\ 6 \end{pmatrix}$$

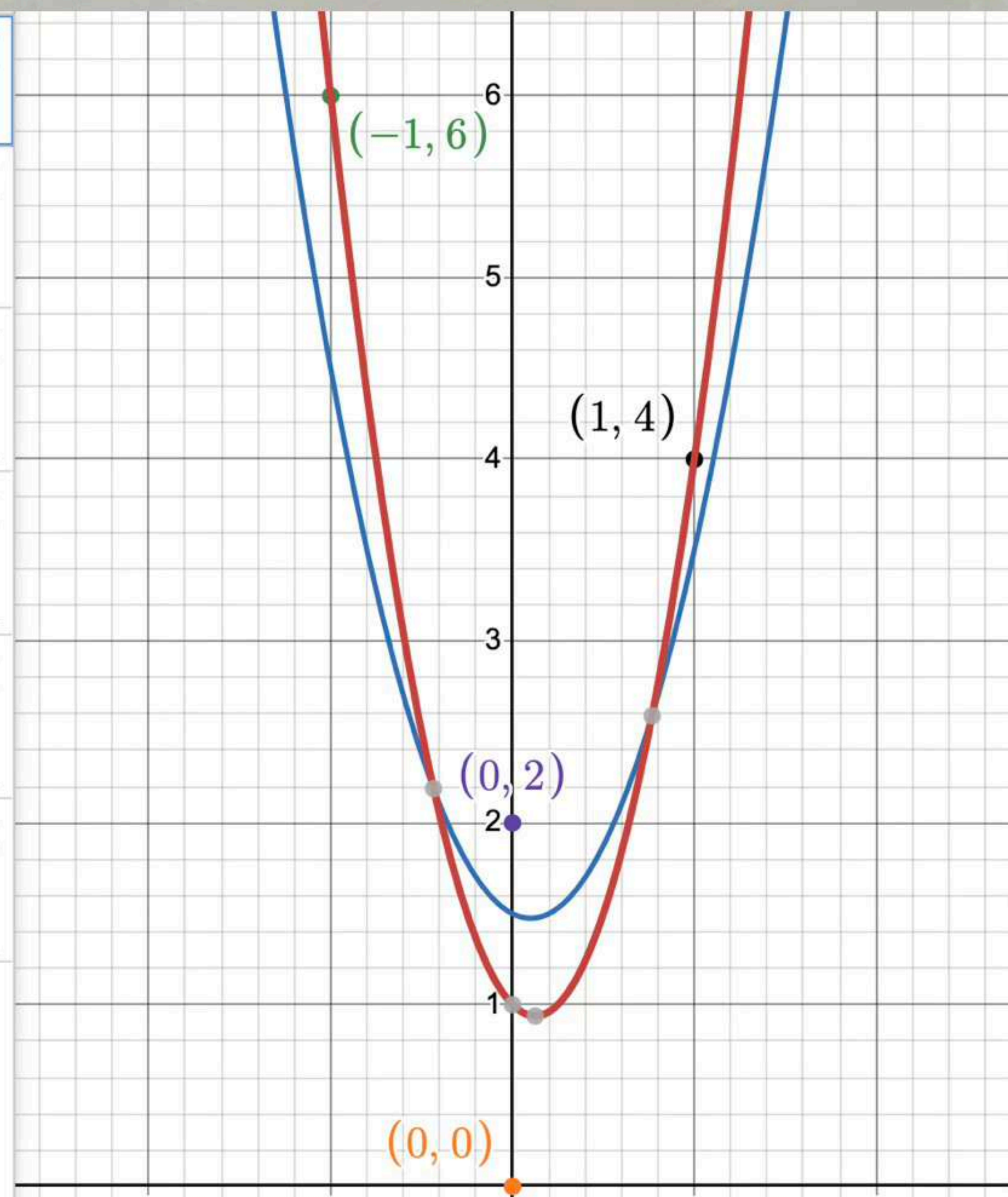
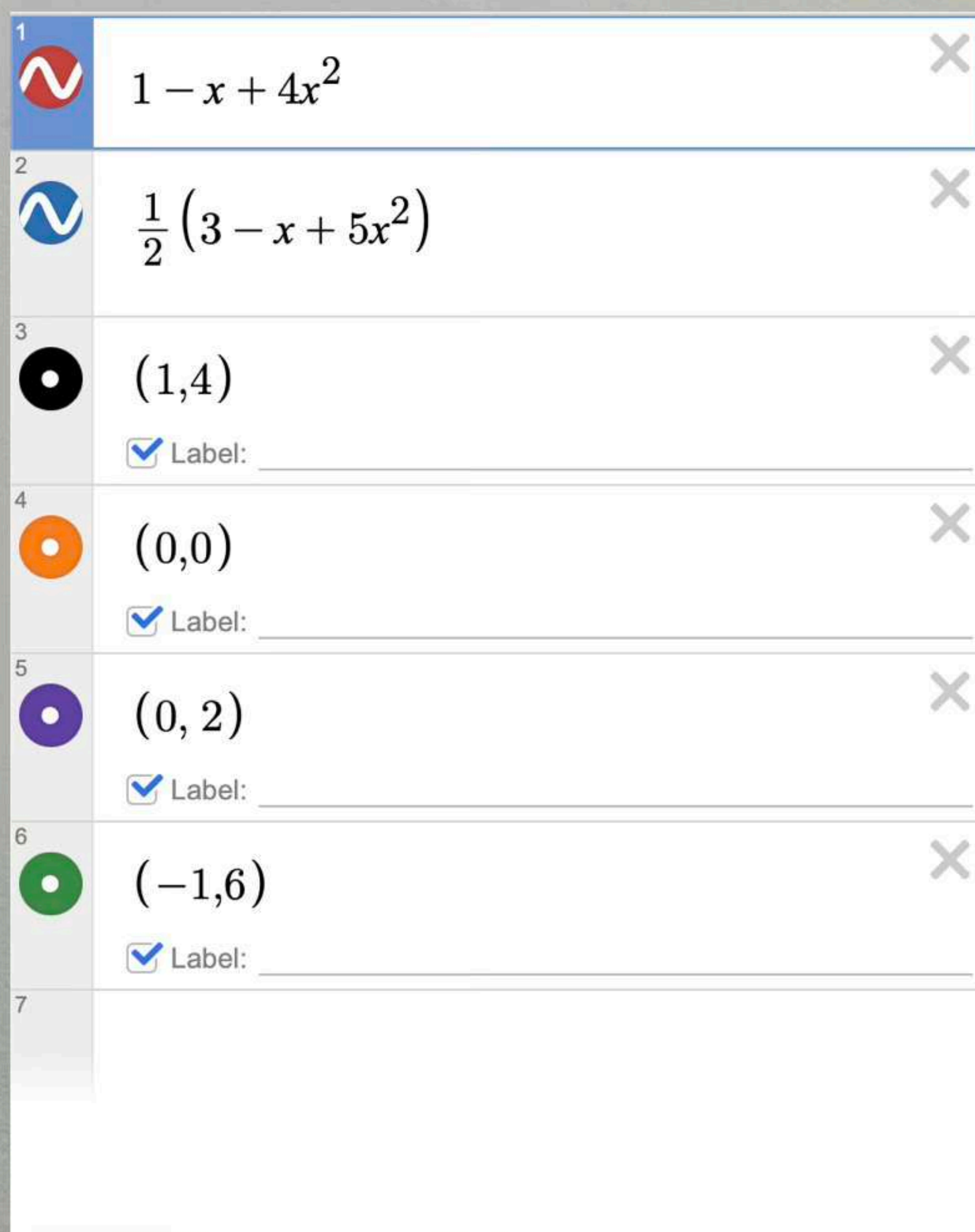
$$X^T X = \begin{pmatrix} 5 & 1 & 3 \\ 1 & 3 & 1 \\ 3 & 1 & 3 \end{pmatrix} \quad X^T y = \begin{pmatrix} 16 \\ 2 \\ 14 \end{pmatrix}$$

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T y = \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 4 \end{pmatrix}$$

$$f(x) = 1 - x + 4x^2$$

$$3) \beta^{\text{ridge}} = (X^T X + \lambda I)^{-1} X^T y = \begin{pmatrix} 3/2 \\ -1/2 \\ 5/2 \end{pmatrix}$$

$$f(x) = \frac{3}{2} - \frac{1}{2}x + \frac{5}{2}x^2$$





№4

4. заданы восстановительная регрессия, в которой  $y \sim N(X\beta, \sigma^2 I)$ ,  
а  $\beta$  имеет априорное распределение  $N(0, \tau I)$

1) Найти апостериорное распределение  $\beta|y$ .

$$P(\beta|y) = P(\beta) P(y|\beta)$$

$$P(\beta|y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\tau}} e^{-\frac{\tau}{2} \|\beta\|^2} \cdot \frac{1}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \|y - X\beta\|^2}$$

$$P(\beta|y) = \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{\tau}} e^{-\frac{\tau}{2} \left( \frac{1}{\tau} \|\beta\|^2 + \frac{1}{\sigma^2} \|y - X\beta\|^2 \right)}$$

2)  $\beta = \beta_{ridge}$  если его макс. значение:

$$E = \arg \max_{\beta} e^{-\frac{\tau}{2} \left( \frac{1}{\tau} \|\beta\|^2 + \frac{1}{\sigma^2} \|y - X\beta\|^2 \right)} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \arg \min_{\beta} \left( \|y - X\beta\|^2 + \frac{\sigma^2}{\tau} \|\beta\|^2 \right)$$

3) следовательно:  $\lambda = \frac{\sigma^2}{\tau}$



№5

Курасбеишвили Л.А.  
3824 МИРКМН

Покажем, что процедура регуляризованной регрессии экв. МНК, примен. к расшир. данным

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T y$$

$$\beta^{\text{ridge}} = (X^T X + dI)^{-1} X^T y$$

$$\hat{X} = \begin{pmatrix} X \\ \sqrt{\lambda} I \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{n+d \times n} \quad \hat{y} = \begin{pmatrix} y \\ 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{n+d}$$

$$\hat{X}^T \hat{X} = (X^T \sqrt{\lambda} I) \begin{pmatrix} X \\ \sqrt{\lambda} I \end{pmatrix} = X^T X + \lambda I$$

$$\hat{X}^T \hat{y} = (X^T \sqrt{\lambda} I) \begin{pmatrix} y \\ 0 \end{pmatrix} = X^T y$$

$$\hat{\beta} = (\hat{X}^T \hat{X})^{-1} \hat{X}^T \hat{y} = (X^T X + \lambda I)^{-1} X^T y = \beta^{\text{ridge}}$$