# Машинное обучение

#### <u>Часть ІІ</u>

Махоткин Даниил Русланович





### **PLAN**

- 1. Линейная регрессия
- 2. Градиентный спуск
- 3. Регуляризация
- 4. Классификация
- 5. Мультикласс

## Линейные модели

*Линейная модель* - взвешенная сумма признаков и член смещения (bias term), который также называют свободным членом (intercept term)

$$\hat{y} = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \ldots + \theta_n x_n$$

 $\boldsymbol{\mathcal{V}}$ 

Предсказываемое значение

n

Количество признаков

 $x_1, x_2, \dots, x_n$  Значения признаков

 $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$  Веса признаков и свободный член

#### Векторная форма:

$$\hat{y} = h_{\theta}(x) = \theta^T \cdot x$$

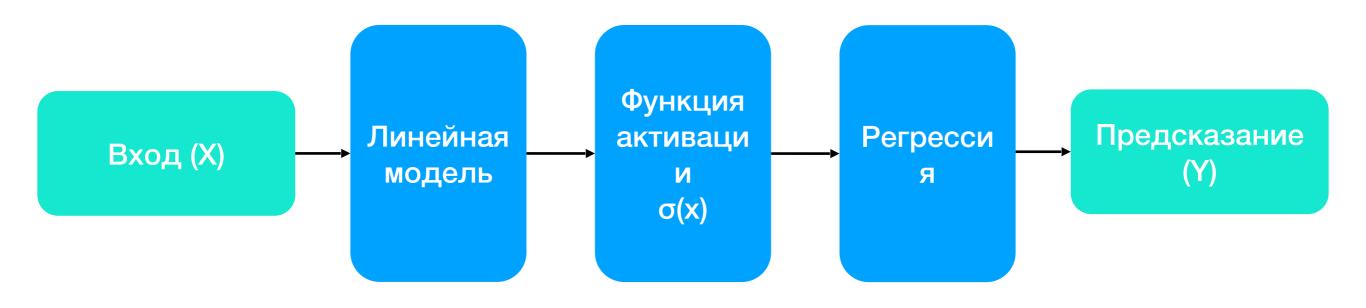
 $\theta$ 

Вектор весов и свободный член

 $\chi$ 

Вектор значений признаков примера, где  $x_0 = 0$ 

## Линейные модели



## Метод наименьших квадратов

$$\hat{y} = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \ldots + \theta_n x_n$$

Средняя квадратичная ошибка (Mean Squared Error, MSE):

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (f(x_i) - y_i)^2$$

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

$$\frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^{T} \cdot x^{(i)} - y_{i})^{2} = \frac{1}{l} \| (Y - X\theta) \| = \frac{1}{l} (Y - X\theta)^{T} * (Y - X\theta)$$

## Метод наименьших квадратов

$$\frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^{T} \cdot x^{(i)} - y_{i})^{2} = \frac{1}{l} ||(Y - X\theta)|| = \frac{1}{l} (Y - X\theta)^{T} * (Y - X\theta)$$

$$\frac{d}{d\theta} \left[ \frac{1}{l} (Y - X\theta)^T * (Y - X\theta) \right] = \frac{1}{l} \frac{d}{d\theta} \left[ Y^T Y - 2Y^T X\theta + \theta^T X^T X\theta \right] = -2X^T Y + 2X^T X\theta = 0$$

$$-2X^T Y + 2X^T X\theta = 0$$

$$2X^T Y = 2X^T X\theta$$

$$(X^T X)^{-1} X^T Y = \theta$$

Аналитический способ поиска оптимальных весов (нормальное уравнение):

$$\hat{\theta} = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot y$$
BLUE (Best Linear Unbiased Estimator)

- X Матрица объектов признаков
- у Вектор целевой переменной
- $_{ heta}$  Оптимальный вектор весов, который сводит к минимуму MSE

## Метод наименьших квадратов

#### <u>Теорема Гаусса — Маркова</u>

оценки метода наименьших квадратов оптимальны в классе линейных несмещённых оценок

#### Условия для парной регрессии:

1. модель данных правильно специфицирована. Нет лишних переменных, и учтены все важные

$$Y = \theta_0 + \theta \cdot X + \epsilon$$

2. все Х детерминированы и не все равны между собой. Иными словами, переменные не должны быть постоянными.

- 3. Ошибки не носят систематического характера, то есть  $E(\epsilon_i) = 0 \, \forall i$
- 4. Дисперсия ошибок одинакова (гомоскедастичность) и равна некоторой  $\sigma^2 = const$
- 5. Ошибки некоррелированы, то есть  $cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0 \, \forall i, j$

#### Условия для Множественной регрессии:

1. модель данных правильно специфицирована. Нет лишних переменных, и учтены все важные

- 2. rang(X) = n
- 3.  $E(\epsilon_i) = 0 \,\forall i$
- 4.  $cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0 \forall i, j$

## Градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

## Градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

Градиент - Вектор указывающий направление наибольшего возрастания функции, компоненты которого равны частным производным по всем её аргументам.

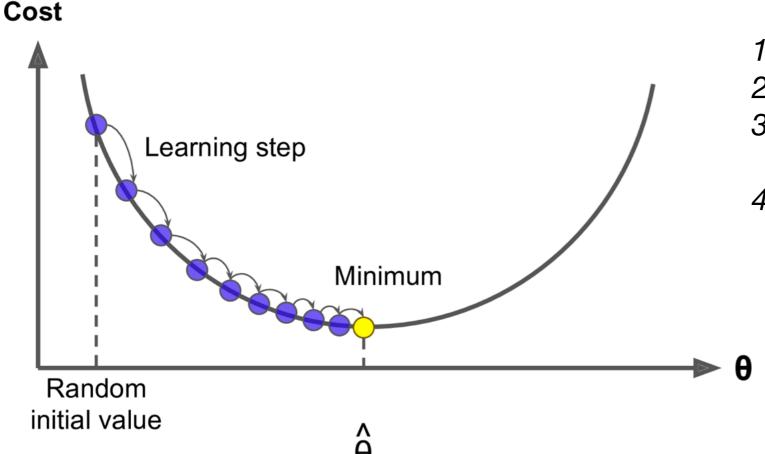
$$\nabla \varphi = (\frac{\partial \varphi}{\partial x_1}, \frac{\partial \varphi}{\partial x_2}, ..., \frac{\partial \varphi}{\partial x_n},)$$

## Градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

Градиент - Вектор указывающий направление наибольшего возрастания функции, компоненты которого равны частным производным по всем её аргументам.

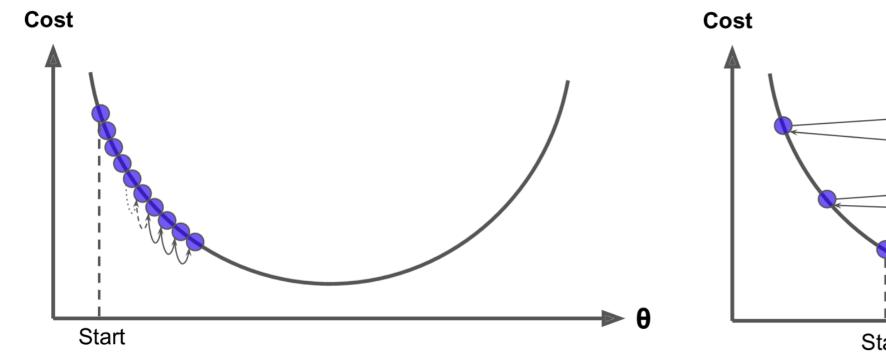
$$\nabla MSE(\theta) = \frac{2}{l}X^T \cdot (X \cdot \theta - y)$$

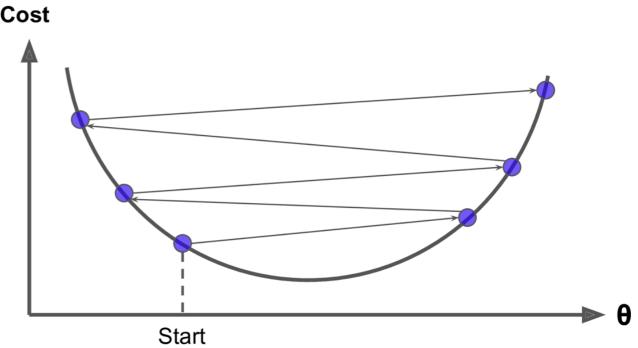


- 1. Случайно задаем веса
- 2. Считаем градиент в точке
- 3. Изменяем веса путем вычитания градиента
- 4. Повторяем п.2

<sup>\*</sup> Мы можем контролировать скорость обучения (learning rate) умножая градиент на шаг обучения

### Выбор шага обучения градиентного спуска



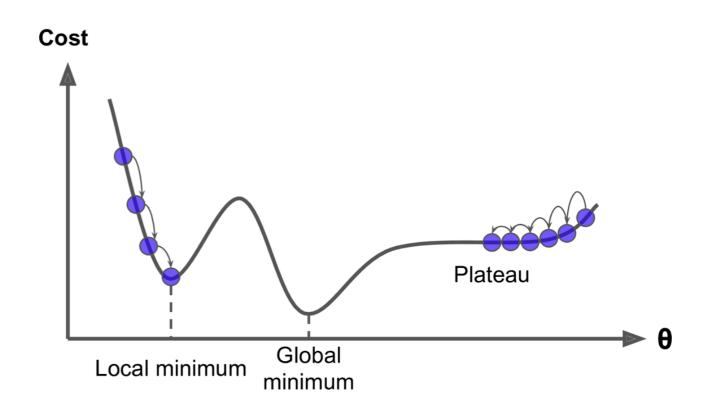


**Слишком маленький шаг обучения** рискуем не дойти до минимума

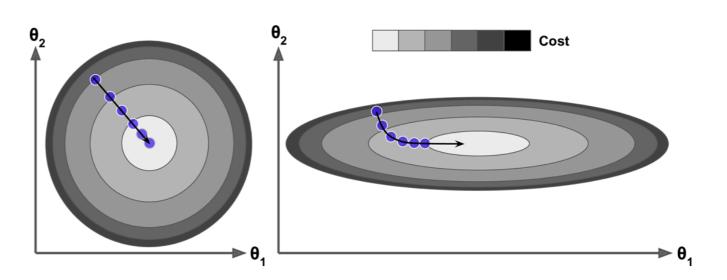
**Слишком большой шаг обучения** рискуем проскочить минимум

## Другие проблемы градиентного спуска

Не все функции потерь имеют форму чаши (параболоид)



Важно масштабировать данные



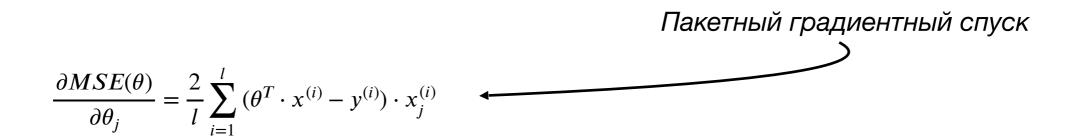
## Стохастический градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

$$\frac{\partial MSE(\theta)}{\partial \theta_j} = \frac{2}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y^{(i)}) \cdot x_j^{(i)}$$

## Стохастический градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$



$$\frac{\partial MSE(\theta)}{\partial \theta_j} = (\theta^T \cdot x^{(i)} - y^{(i)}) \cdot x^{(i)}$$

$$\nabla MSE(\theta) = x_i^T \cdot (x_i \cdot \theta - y)$$

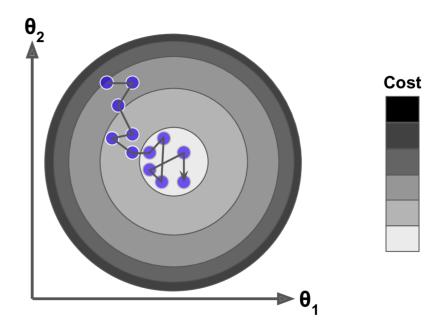
## Стохастический градиентый спуск

$$MSE = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\hat{y}^{(i)} - y_i)^2 \to \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y_i)^2 \to min$$

$$\frac{\partial MSE(\theta)}{\partial \theta_j} = \frac{2}{l} \sum_{i=1}^{l} (\theta^T \cdot x^{(i)} - y^{(i)}) \cdot x_j^{(i)}$$

$$\frac{\partial MSE(\theta)}{\partial \theta_j} = (\theta^T \cdot x^{(i)} - y^{(i)}) \cdot x^{(i)}$$

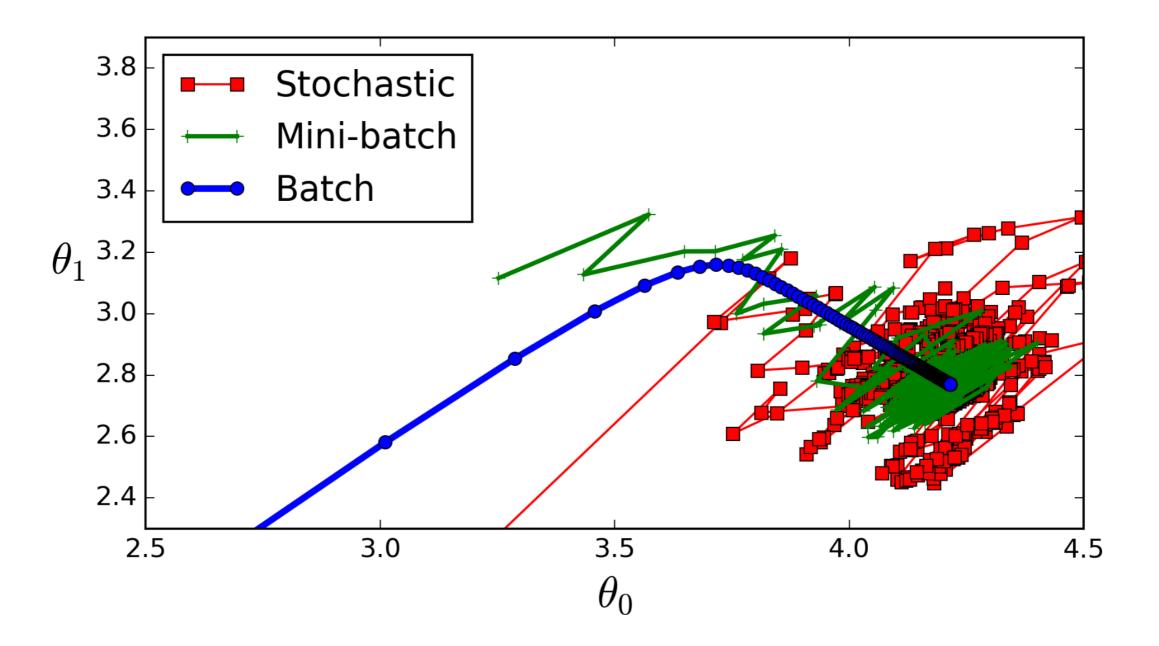
$$\nabla MSE(\theta) = x_i^T \cdot (x_i \cdot \theta - y)$$



Случайно выбираем объект, и двигаемся к минимуму. Каждый объект выборки может прогоняться несколько раз или быть не выбран вообще

## Выбор метода градиентного спуска

Можно скрестить два похода: Стохастический и пакетный и выбирать случайные подборки например из 100 объектов, тогда получится: метод называемый Mini-batch



## Проблемы нормального уравнения

$$\hat{\theta} = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot y$$

 $(X^T \cdot X)$  – матрица размером  $n \times n$ , где n – количество признаков

Вычислительная сложность для обратной матрицы: O(n³)

Одно из условий Гауса-Маркова: rang(X) = n

Если оно не выполняется, то решение МНК

$$\hat{\theta} = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot y$$

не существует

так как Матрица  $X^T \cdot X$  сингулярна (вырождена)

Одно из условий Гауса-Маркова: rang(X) = n

Если оно не выполняется, то решение МНК  $\theta = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot Y$  не существует

так как Матрица  $X^T \cdot X$  сингулярна (вырождена)

Чтобы сделать матрицу невырожденной, мы можем добавить диагональные элементы:

$$\hat{\theta} = (X^T \cdot X + \lambda I)^{-1} \cdot X^T \cdot Y$$

Где 
$$I = diag(1...1)$$

В общем случае - это решение следующей задачи минимизации:

$$Q = \left\| (Y - X\theta) \right\|^2 + \lambda^2 \left\| \theta \right\|^2$$

L2 - регуляризация, Ridge

$$MSE(\theta) + \alpha \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \theta_i^2 \rightarrow min$$

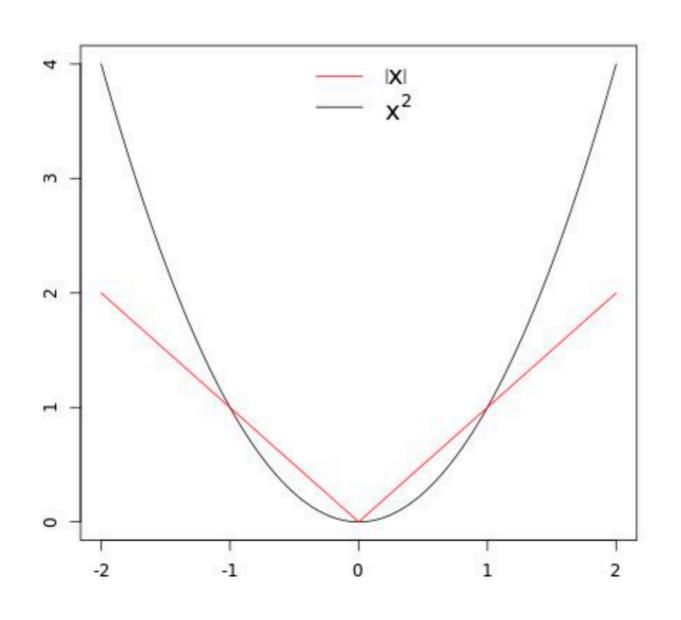
L1 - регуляризация, Lasso (Least absolute shrinkage and selection operator)

$$MSE(\theta) + \alpha \sum_{i=1}^{n} |\theta_i| \to min$$

введение ограничений на норму вектора коэффициентов модели приводит к обращению в 0 некоторых коэффициентов модели.

#### **ElasticNet**

$$MSE(\theta) + \alpha r \sum_{i=1}^{n} |\theta_i| + \alpha \frac{1-r}{2} \sum_{i=1}^{n} \theta_i^2 \rightarrow min$$



#### **MSE**

- дифференцируемая
- чувствительна к шуму
- BLUE

#### MAE

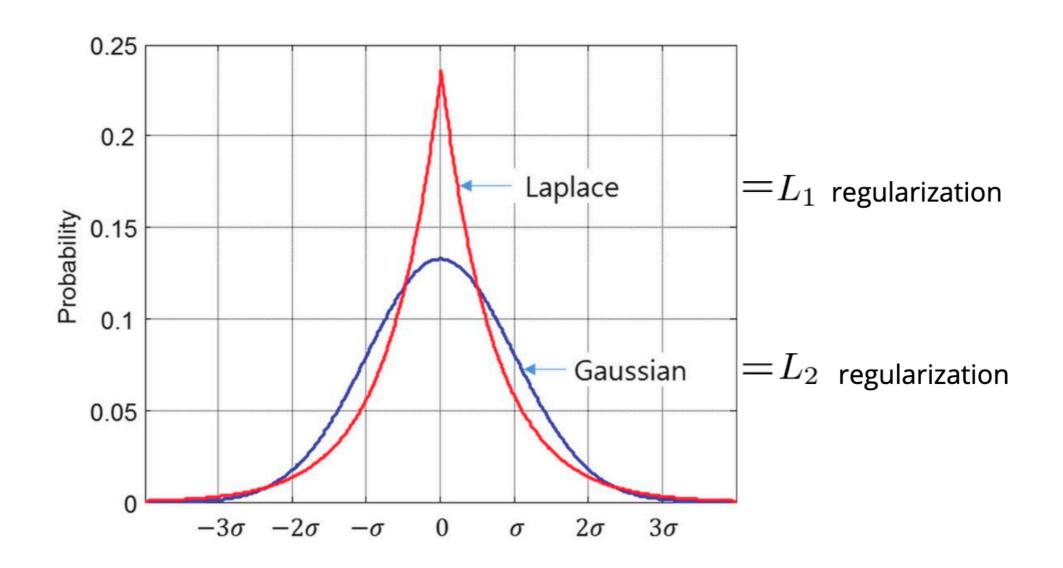
- отбираем фичи
- не дифференцируемая (вообще-то дифференцируема)
- устойчивее к шуму

#### L2

- сильнее ограничивает веса = большая обобщающая способность = более стабильна
- Дифференцируемая

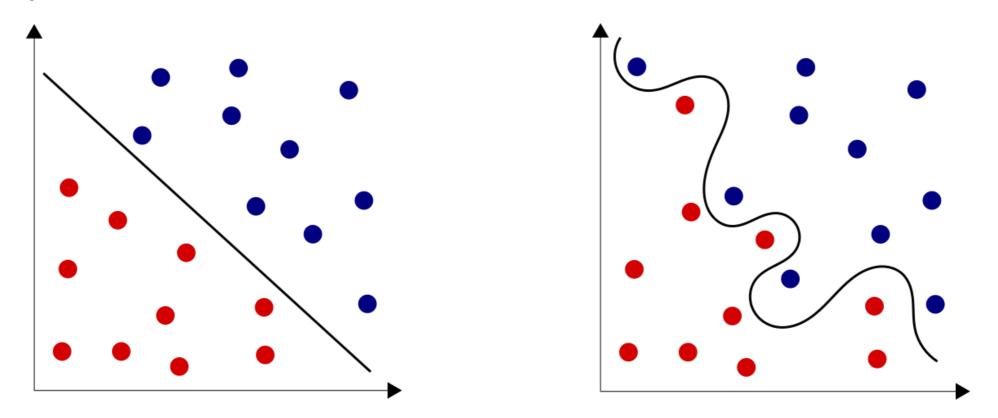
#### L1

- отбираем фичи
- не дифференцируемая (вообще-то дифференцируема)

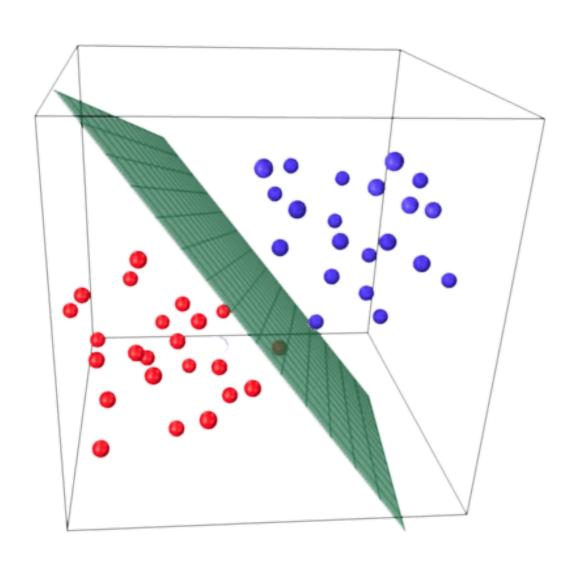


#### Основная идея:

Предполагаем, что существует такая гиперплоскость, которая делит пространство на два полупространства в каждом из которых одно из двух значений целевого класса.



Если существует гиперплоскость которой можно разделить пространство на два класса без ошибок, то обучающая выборка называется линейно разделимой



Дана обучающая выборка:

$$X_{l} = \{ (x_{1}, y_{1}), ..., (x_{l}, y_{l}) \}$$

Для задачи классификации - Целевая переменная задана конечным числом меток

$$(x_1, y_1) \in \mathbb{R}^m \times \mathbb{Y}, \mathbb{Y} = \{-1, 1\}$$

Простейший классификатор:

$$a(x) = sign(\left\langle w, x \right\rangle + x_0) = sign(\vec{w}^T \cdot x)$$

 $ar{w}$  – нормаль гиперплоскости

 $\stackrel{\rightarrow}{w}^T \cdot x_i$  — расстояние от гиперплоскости до  $x_i$ , знак показывает отношение к классу 24

$$a(x) = sign(\left\langle w, x \right\rangle + x_0) = sign(\vec{w}^T \cdot x)$$

доля правильных ответов (accuracy):

$$\mathcal{Q}(a, X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i) = y_i \right] \to max$$

$$a(x) = sign(\left\langle w, x \right\rangle + x_0) = sign(\vec{w}^T \cdot x)$$

доля правильных ответов (accuracy):

$$\mathcal{Q}(a, X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i) = y_i \right] \to max$$

доля неправильных ответов:

$$\mathcal{Q}(a,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i) \neq y_i \right] = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ sign(\left\langle w, x_i \right\rangle) \neq y_i \right] \to min$$

#### Проблемы:

- Функционал дискретный относительно весов ⇒ мы не сможем искать минимум с помощью градиентных методов.
- 2. Функционал может иметь несколько глобальных минимумов ⇒ может быть много способов добиться оптимального количества ошибок.

$$a(x) = sign(\left\langle w, x \right\rangle + x_0) = sign(\vec{w}^T \cdot x)$$

доля правильных ответов (accuracy):

$$\mathcal{Q}(a, X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i) = y_i \right] \to max$$

доля неправильных ответов:

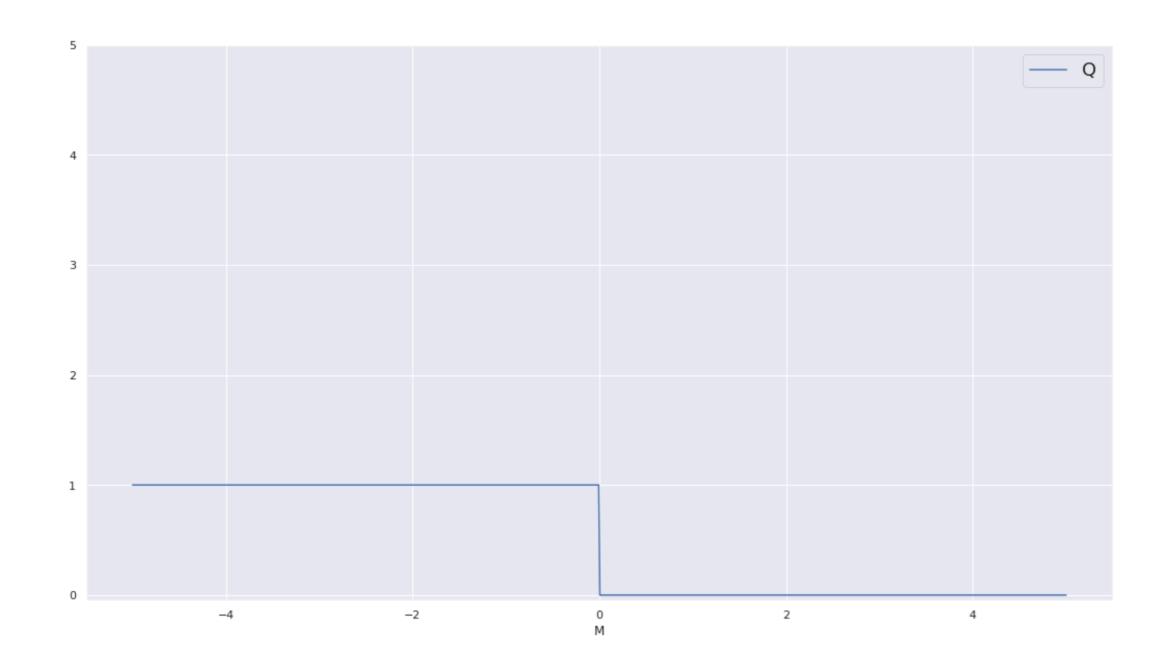
$$\mathcal{Q}(a,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ a(x_i) \neq y_i \right] = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ sign(\left\langle w, x_i \right\rangle) \neq y_i \right] \rightarrow min$$

$$\mathcal{Q}(a,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ \underbrace{y_i \langle w, x_i \rangle}_{M_i} < 0 \right] \to \min \qquad \qquad M_i = y_i \langle w, x_i \rangle \quad - \text{ отступ (margin)}$$

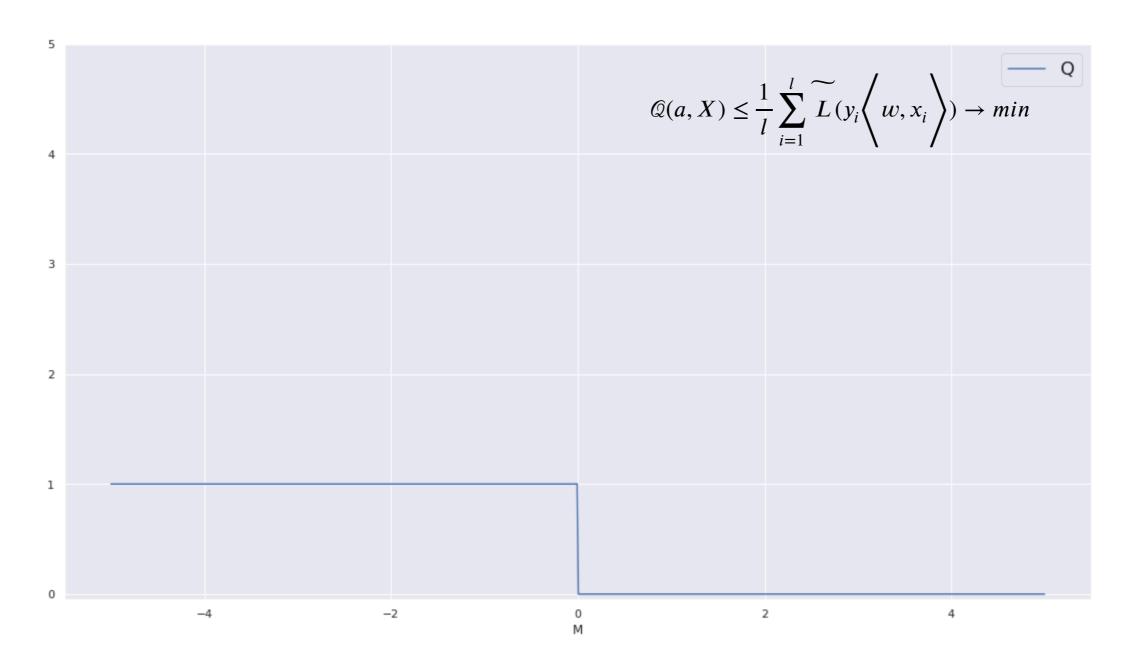
Знак отступа говорит о корректности ответа классификатора (положительный отступ соответствует правильному ответу, отрицательный неправильному) абсолютная величина М — характеризует степень уверенности классификатора в своём ответе.

$$\mathcal{Q}(a,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \left[ \underbrace{y_i \langle w, x_i \rangle}_{M_i} < 0 \right] \to min$$

$$L(M) = [M < 0]$$
 — пороговая функции потерь







$$L(M) = (1 - M)^2$$

L(M) = [M < 0]

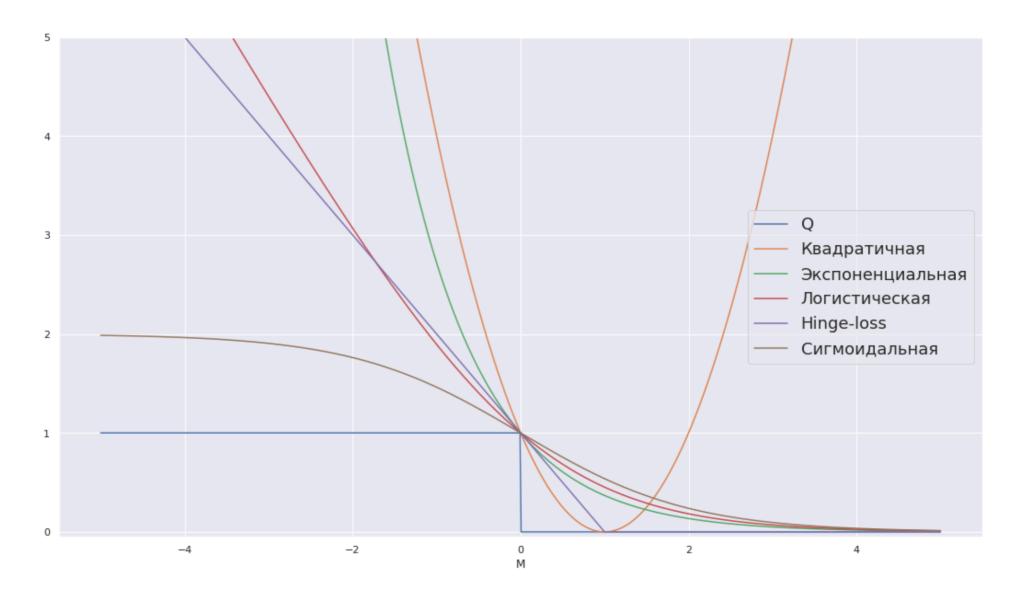
– пороговая функции потерь

$$\widetilde{L}(M) = e^{-M}$$

$$\widetilde{L}(M) = \log(1 + e^{-M})$$

$$L(M) = (1 - M)_{+} = max(0, 1 - M)$$

$$L(M) = \frac{2}{1 + e^{-M}}$$



$$L(M) = (1 - M)^{2}$$

$$L(M) = e^{-M}$$

$$L(M) = \log(1 + e^{-M})$$

$$L(M) = [M < 0]$$

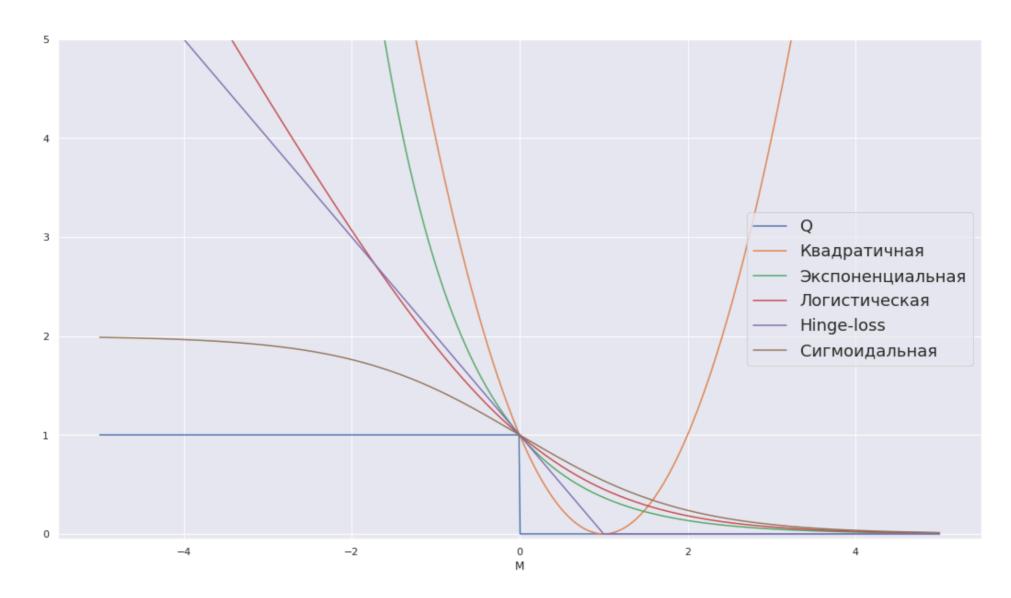
– пороговая функции потерь

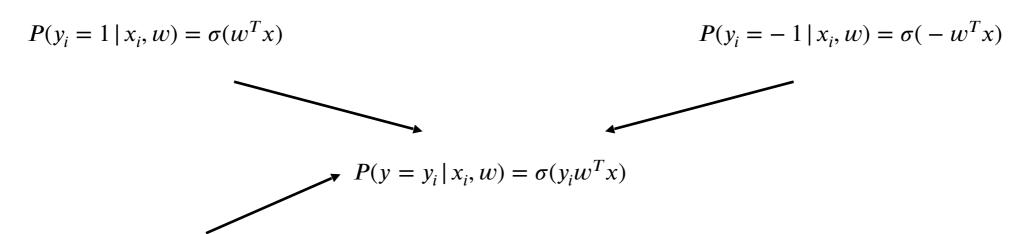
$$\widetilde{L}(M) = \log(1 + e^{-M})$$

$$L(M) = (1 - M)_{+} = max(0, 1 - M)$$

$$L(M) = \frac{2}{1 + e^{-M}}$$

$$L(M) = \frac{2}{1 + e^{-M}}$$

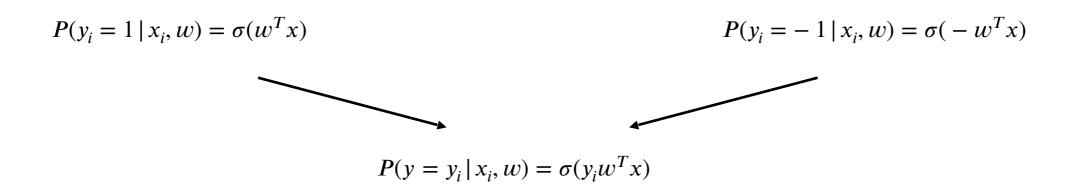




Функция правдоподобия (вероятность наблюдать вектор y при заданных значениях X и w)

Делаем предположение: объекты приходят независимо, из одного распределения

$$P(y|X, w) = \prod_{i=1}^{l} P(y = y_i | x_i, w) \to max$$



Правдоподобие (вероятность наблюдать вектор y при заданных значениях X и w)

Делаем предположение: объекты приходят независимо, из одного распределения

$$P(y|X, w) = \prod_{i=1}^{l} P(y = y_i | x_i, w) \to max$$

Так как логарифм монотонно возрастающая функция, то оценка *w* максимизирующая логарифм, будет максимизировать и само правдоподобие

$$\log P(y|X, w) = \sum_{i=1}^{l} \log \sigma(y_i w^T x) = \sum_{i=1}^{l} \log \frac{1}{1 + e^{-y_i \langle w, x_i \rangle}} = -\sum_{i=1}^{l} \log(1 + e^{-y_i \langle w, x_i \rangle})$$

$$-\log P(y|X,w) = \mathcal{Q}(a,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \log(1 + e^{-y_i \langle w, x_i \rangle}) \to min$$

33

$$P(\vec{y} | X, w) = \prod_{i=1}^{l} P(y = y_i | x_i, w)$$

$$P(\vec{y} | X, w) = P_{ucm} * P_{pred} = \prod_{i=1}^{l} P_i * P_{pred_i} = \prod_{i=1}^{l} P(y = y_i | x_i, w) = \prod_{i=1}^{l} p_i^{y_i} (1 - p_i)^{(1 - y_i)}$$

Формула Бернулли

$$P(y|X,w) = \sum_{i=1}^{l} \log p_i^{y_i} (1-p_i)^{(1-y_i)} = \sum_{i=1}^{l} y_i \log p_i + (1-y_i) \log (1-p_i) \to max$$

$$Q(p,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log p_i - (1-y_i) \log (1-p_i) \to min$$

Истинные значения предсказанные

#### Шансы

$$odds = \frac{p}{1-p} \in [0; \infty] \qquad \qquad \ln(odds) \in R$$

$$\stackrel{\rightarrow}{u} \cdot x \in R$$

где р вероятность, что событие состоится (в нашем случае, что класс примет значение 1):

#### Шансы

$$odds = \frac{p}{1-p} \in [0; \infty] \qquad \qquad \ln(odds) \in R$$

$$\stackrel{\rightarrow}{w} \cdot x \in R$$

где р вероятность, что событие состоится (в нашем случае, что класс примет значение 1):

$$\ln(odds_+) = \ln(\frac{p}{1-p}) = \ln(p) - \ln(1-p)$$

$$\ln(odds_{-}) = \ln(\frac{1-p}{p}) = \ln(1-p) - \ln(p)$$

$$\ln(odds_+) = -\ln(odds_-) = w^T \cdot x$$

#### Шансы

$$odds = \frac{p}{1-p} \in [0; \infty] \qquad \qquad \ln(odds) \in R$$

$$\stackrel{\rightarrow}{w} \cdot x \in R$$

где р вероятность, что событие состоится (в нашем случае, что класс примет значение 1):

$$\ln(odds_+) = \ln(\frac{p}{1-p}) = \ln(p) - \ln(1-p)$$

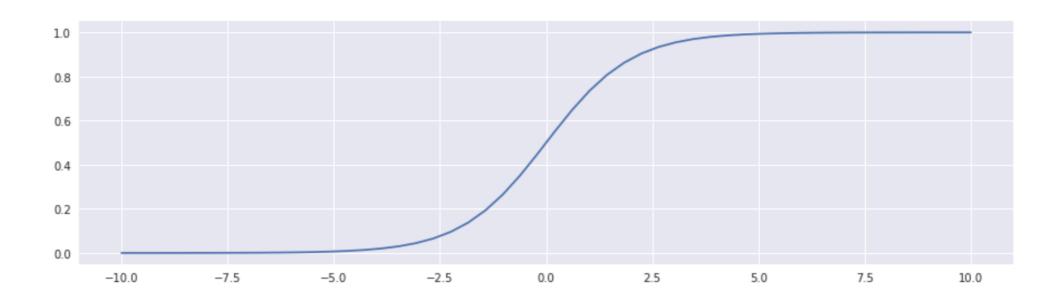
$$\ln(odds_{-}) = \ln(\frac{1-p}{p}) = \ln(1-p) - \ln(p)$$

$$\ln(odds_+) = -\ln(odds_-) = w^T \cdot x$$

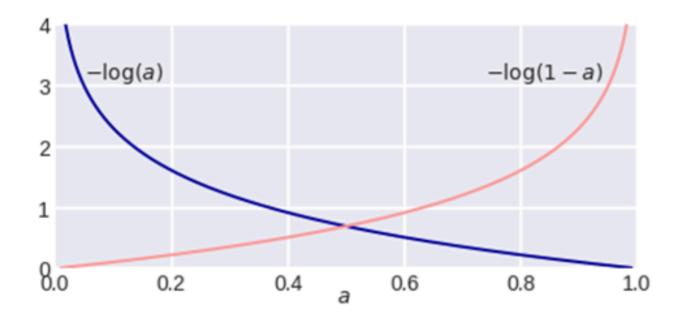
$$odds = e^{w^T x} \qquad \Rightarrow \qquad p = \frac{e^{w^T x}}{1 + e^{w^T x}}$$

$$p = \frac{e^{w^T x}}{1 + e^{w^T x}} = \frac{1}{1 + e^{-w^T x}}$$

$$f(x_i, w) = \sigma(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}} \in [0; 1]$$



$$-\begin{cases} \log a_i, & y_i = 1, \\ \log(1-a_i), & y_i = 0. \end{cases}$$



Если для объекта 1го класса мы предсказываем нулевую вероятность принадлежности к этому классу или, наоборот, для объекта 0го – единичную вероятность принадлежности к классу 1, то ошибка равна бесконечности! Таким образом, грубая ошибка на одном объекте сразу делает алгоритм бесполезным.

$$\mathcal{Q}(p,X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log p_i - (1-y_i) \log (1-p_i) \int_{i=1}^{l} \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log (\frac{1}{1+e^{-w^T x}}) - (1-y_i) \log (\frac{1}{1+e^{w^T x}}) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log (\frac{1}{1+e^{-w^T x}}) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log (\frac{1}{1+e^$$

$$\begin{cases} \log\left(1 + e^{-w^T x}\right), \ y = 1\\ \log\left(1 + e^{w^T x}\right), \ y = 0 \end{cases} \qquad \mathcal{Q}(p, X) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \log(1 + e^{-y_i \langle w, x_i \rangle}) \to \min$$

## Обобщение для многомерного случая

#### **Sigmoid**

$$\sigma(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}} \in [0; 1]$$

$$\mathcal{L} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} -y_i \log a_i - (1 - y_i) \log(1 - a_i)$$

#### **Softmax**

$$\sigma(z)_{j} = \frac{e^{z_{j}}}{\sum_{k=1}^{K} e^{z_{k}}} \in [0; 1]$$

$$\sum_{k=1}^{K} \sigma(z)_k = 1$$

$$\mathcal{L} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^{l} \sum_{k=1}^{K} y_{ik} \log a_{ik}$$

### Обобщение для случая множества классов

