Линейная регрессия Машинное обучение

Александр Безносиков

ИСП РАН

20 февраля 2025

Линейная регрессия

• Вспомним прошлую лекцию: в машинном обучении мы ищем такое отображение $g: \mathbb{R}^d \to \mathbb{R}$, чтобы оно наилучшим образом приближало связь пространства объектов $\mathcal{X} \to \mathcal{Y}$.

Линейная регрессия

- Вспомним прошлую лекцию: в машинном обучении мы ищем такое отображение $g: \mathbb{R}^d \to \mathbb{R}$, чтобы оно наилучшим образом приближало связь пространства объектов $\mathcal{X} \to \mathcal{Y}$.
- В данной лекции мы работаем в предположении, что целевая переменная y_i линейно зависит от объектов x^i .

Линейная регрессия

- Вспомним прошлую лекцию: в машинном обучении мы ищем такое отображение $g: \mathbb{R}^d \to \mathbb{R}$, чтобы оно наилучшим образом приближало связь пространства объектов $\mathcal{X} \to \mathcal{Y}$.
- В данной лекции мы работаем в предположении, что целевая переменная y_i линейно зависит от объектов x^i . Более формально:

Постановка задачи линейной регрессии

Мы ищем такую функцию

$$g(x^{i}, w) = w_{0} + \sum_{j=1}^{d} x_{j}^{i} w_{j},$$

чтобы она максимально точно приближало значение целевой метки y_i .

Beca

- В дальнейшем мы всегда настраиваемые параметры w любой необязательно линейной модели g будем называть весами.
- В случае линейной модели название «веса» передает и четкий физический смысл.

• Рассмотрим пример:

<i>x</i> ₁	<i>x</i> ₂	у
1	2000	2,2
2	3000	3,3
4	4000	4,5

Bonpoc: с какими весами надо взять линейную модель, чтобы повторить такую зависимость?

• Рассмотрим пример:

<i>x</i> ₁	<i>x</i> ₂	у
1	2000	2,2
2	3000	3,3
4	4000	4,5

Bonpoc: с какими весами надо взять линейную модель, чтобы повторить такую зависимость?

- $w_0 = 0, 1, w_1 = 0, 1, w_2 = 0,001.$
- **Bonpoc**: исходя из размеров весов, можем ли мы что-то сказать о важности каждого из признаков?

• Рассмотрим пример:

<i>x</i> ₁	<i>x</i> ₂	у
1	2000	2,2
2	3000	3,3
4	4000	4,5

Bonpoc: с какими весами надо взять линейную модель, чтобы повторить такую зависимость?

- $w_0 = 0, 1, w_1 = 0, 1, w_2 = 0,001.$
- **Bonpoc**: исходя из размеров весов, можем ли мы что-то сказать о важности каждого из признаков? Хочется сказать, что первый признак более важный, так как имеет больший вес, но это ошибочное суждение, так как изменение второго признака на 50% привело к изменению итоговой метки почти на эти же 50%.

4 / 25

• **Bonpoc**: как сделать так, чтобы веса *w* несли информацию о важности признака?

- **Bonpoc:** как сделать так, чтобы веса *w* несли информацию о важности признака?
- Попробуем предобработать данные следующим образом, в пределах каждого из признаков отшкалируем так, чтобы все значения лежали в отрезке [0; 1].
- Это просто сделать, например,

$$\tilde{x}_i^j = \frac{x_i^j}{\max_{k \in [n]} |x_i^k|}$$

или

$$\tilde{x}_{i}^{j} = \frac{x_{i}^{j} - \min_{k \in [n]} x_{i}^{k}}{\max_{k \in [n]} |x_{i}^{k}| - \min_{k \in [n]} x_{i}^{k}}$$

Веса = значимость

 Воспользуемся первым правилом и преобразуем таблицу из примера:

\tilde{x}_1	\tilde{x}_2	у
0,25	0,5	2,2
0,5	0,75	3,3
1	1	4,5

Beca = значимость

 Воспользуемся первым правилом и преобразуем таблицу из примера:

\tilde{x}_1	\tilde{x}_2	у
0,25	0,5	2,2
0,5	0,75	3,3
1	1	4,5

- Новые веса: $\tilde{w}_0 = 0, 1$, $\tilde{w}_1 = 0, 4$, $\tilde{w}_2 = 4$.
- Вот теперь веса \tilde{w} лучше отражают значимость признаков. Видно, что \tilde{w}_2 значительно больше \tilde{w}_1 , что всецело коррелирует с его влиянием на итоговую метку y.

Beca = значимость

 Воспользуемся первым правилом и преобразуем таблицу из примера:

\tilde{x}_1	\tilde{x}_2	у
0,25	0,5	2,2
0,5	0,75	3,3
1	1	4,5

- Новые веса: $\tilde{w}_0 = 0, 1$, $\tilde{w}_1 = 0, 4$, $\tilde{w}_2 = 4$.
- Вот теперь веса \tilde{w} лучше отражают значимость признаков. Видно, что \tilde{w}_2 значительно больше \tilde{w}_1 , что всецело коррелирует с его влиянием на итоговую метку y.
- В машинном обучении часто у так же является признаком и его можно преобразовывать аналогичным образом.
- Кроме приведенного примера существует масса других классических подходов.

• Например, давайте потребуем:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{x}^{i}=0, \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{y}^{i}=0.$$

Вопрос: как такое осуществить?

• Например, давайте потребуем:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{x}^{i}=0, \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{y}^{i}=0.$$

• Вопрос: как такое осуществить? Посчитаем $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x^{i}$ и положим $\tilde{x}^{i} = x^{i} - \bar{x}$, аналогично для y.

• Например, давайте потребуем:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{x}^{i}=0, \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{y}^{i}=0.$$

- Вопрос: как такое осуществить? Посчитаем $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x^{i}$ и положим $\tilde{x}^{i} = x^{i} \bar{x}$, аналогично для y.
- Утверждается, что $\tilde{w}_0=0$ для таких \tilde{x}^i и \tilde{y}^i .

• Например, давайте потребуем:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{x}^{i}=0, \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{y}^{i}=0.$$

- Вопрос: как такое осуществить? Посчитаем $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x^{i}$ и положим $\tilde{x}^{i} = x^{i} \bar{x}$, аналогично для y.
- ullet Утверждается, что $ilde{w}_0=0$ для таких $ilde{x}^i$ и $ilde{y}^i$. Докажем этот факт:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (w_0 + \langle x^i, w \rangle)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[w_0^2 + \sum_{j=1}^{d} (x_j^i \cdot w_j)^2 \right] + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[w_0 \cdot \sum_{j=1}^{d} (x_j^i \cdot w_j) \right]$$

+ плюс другие удвоенные без w_0

• Рассмотрим:

$$\frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[w_0 \cdot \sum_{j=1}^{d} (x_j^i \cdot w_j) \right]^2 = \frac{2}{n} \cdot w_0 \cdot \left[\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{d} (x_j^i \cdot w_j) \right]$$

$$= 2w_0 \cdot \left[\sum_{j=1}^{d} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_j^i \cdot w_j) \right]$$

$$= 2w_0 \cdot \left[\sum_{j=1}^{d} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_j^i \right) \cdot w_j \right]$$

$$= 0$$

• Поэтому исходная задача

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(w_0+\langle x^i,w\rangle)^2$$

с точки зрения оптимизации по w_0 есть просто $\min_{w_0 \in \mathbb{R}} w_0^2$.

• Получается, что при такой предобработке, не нужно искать w_0 . Но такая выкладка справедлива только для квадратичной функции потерь.

• Поэтому исходная задача

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(w_0+\langle x^i,w\rangle)^2$$

с точки зрения оптимизации по w_0 есть просто $\min_{w_0 \in \mathbb{R}} w_0^2$.

- Получается, что при такой предобработке, не нужно искать w_0 . Но такая выкладка справедлива только для квадратичной функции потерь.
- Существуют и другие классические техники. Например, вместо того, чтобы загонять каждый признак в отрезок длины 1 можно сделать похожий трюк, называемый нормализацией.
- Потребуем, чтобы

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_{j}^{i})^{2}=1.$$

Так будет, если умножим x_j^i на $s(j) = \sqrt{n/\sum_{i=1}^n (x_j^i)^2}$.

• Но кажется, мы слишком усложняем. Предположим, что некоторая переменная y зависит от переменных $x_1, x_2, x_3, \ldots, x_d$ линейным образом:

$$y(x_1,...,x_d) = w_0 + w_1x_1 + w_2x_2 + ... + w_dx_d,$$

где коэффициенты w_0,\ldots,w_d нам неизвестны. Предположим, что мы хотим найти эти коэффициенты, измеряя переменную y при различных значениях x_1,\ldots,x_d . Казалось бы, в этом нет ничего сложного, ведь для решения системы достаточно провести d+1 измерений (как в примере из трех строк выше).

Вопрос: Какая проблема?

В действительности может все быть значительно сложнее. Например,

- **1** в реальности зависимость далеко не линейная, но мы просто пытаемся приблизить ее линейной;
- 2 измерения производятся с некоторой погрешностью.

• Рассмотрим вторую постановку. В частности, предположим, что для заданного набора $x_1^i, x_2^i, \dots, x_d^i$ мы измеряем

$$y_i = w_0 + x_1^i w_1 + \ldots + x_d^i w_d + \xi_i,$$

где $\xi_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

• Рассмотрим вторую постановку. В частности, предположим, что для заданного набора $x_1^i, x_2^i, \dots, x_d^i$ мы измеряем

$$y_i = w_0 + x_1^i w_1 + \ldots + x_d^i w_d + \xi_i,$$

где $\xi_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

• Другими словами, мы предполагаем, что

$$y_i \sim \mathcal{N}(w_0 + x_1^i w_1 + \ldots + x_d^i w_d, \sigma^2),$$

где параметры $w=(w_0,\ldots,w_d)^\top$ должны быть найдены по выборке $\{y_i\}_{i=1}^n$ (мы будем считать, что y_1,\ldots,y_n – независимые случайные величины).

Вопрос: Как лучше выбрать параметры w_0, \dots, w_d ?

Статистический подход: линейная регрессия

 Можно, например, рассмотреть оценку максимального правдоподобия:

$$\begin{split} \hat{w} &= \underset{w \in \mathbb{R}^{d+1}}{\arg \max} \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^{2}} (y_{i} - \langle x^{i}, w \rangle)^{2}\right) \\ &= \underset{w \in \mathbb{R}^{d+1}}{\arg \max} \left[\ln\left(\prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^{2}} (y_{i} - \langle x^{i}, w \rangle)^{2}\right)\right)\right]. \end{split}$$

 Поскольку логарифм произведения равен сумме логарифмов, а аддитивные и мультипликативные константы не меняют точку оптимума, получаем:

$$\begin{split} \hat{w} &= \underset{w \in \mathbb{R}^{d+1}}{\text{arg max}} \left\{ \mathsf{Const} + \sum_{i=1}^{n} -\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - \langle x^i, w \rangle)^2 \right\} \\ &= \underset{w \in \mathbb{R}^{d+1}}{\text{arg min}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \langle x^i, w \rangle)^2 \\ &= \underset{w \in \mathbb{R}^{d+1}}{\text{arg min}} \frac{1}{n} \|Xw - y\|_2^2, \end{split}$$

где X составлена из строк $(x^i)^{\top}$.

 Обнаружили связь минимизации эмпирического риска и статистического подхода.

Функции потерь: MSE

Полученная задача минимизации также называется задачей минимизации квадратичных потерь (Mean Squared Error, MSE).

MSE

Квадратичной функцией потерь (MSE) называется функция вида

$$\mathcal{L}_{\text{MSE}} = \frac{1}{2} \|Xw - y\|_{2}^{2}$$
$$= \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \langle x^{i}, w \rangle)^{2}.$$

Функции потерь: МSE

В случае переопределенной системы (когда $\min \mathcal{L}_{\mathrm{MSE}} = 0$) имеется явный вид решения \hat{w} . Это следует напрямую из условий оптимума:

$$\nabla_{w} \mathcal{L}_{\text{MSE}} \Big|_{\hat{w}} = 0,$$

$$\nabla_{w} \left[\frac{1}{2} \| Xw - y \|_{2}^{2} \right] \Big|_{\hat{w}} = 0,$$

$$X^{\top} (X\hat{w} - y) = 0,$$

$$\hat{w} = (X^{\top} X)^{-1} X^{\top} y.$$

Однако, несмотря на распространенность, ${
m MSE}$ далеко не единственный способ измерения расстояния.

Функции потерь: МSE (пример)

Визуализация квадратичной функции потерь:





Функции потерь: МАЕ

Если MSE, по сути, является евклидовым расстоянием, то MAE (Mean Absolute Error) – это расстояние по ℓ_1 -норме.

MAE

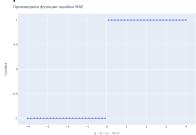
Абсолютной функцией потерь (MAE) называется функция вида

$$\begin{split} \mathcal{L}_{\text{MAE}} &= & \left\| X w - y \right\|_1 \\ &= & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left| y_i - \langle x^i, w \rangle \right|. \end{split}$$

Функции потерь: МАЕ (пример)

Визуализация абсолютной функции потерь:





Функции потерь: иные

Есть еще парочка широко используемых функций потерь:

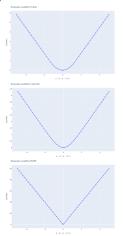
$$\mathcal{L}_{\text{HUBER}} = \begin{cases} \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \langle x^i, w \rangle)^2, & \text{if } y_i - \langle x^i, w \rangle \leq \delta, \\ \delta \cdot \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} |y_i - \langle x^i, w \rangle| - \frac{1}{2} \delta \right), & \text{else.} \end{cases}$$

$$\mathcal{L}_{\text{LogCosh}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \log \left[\cosh(y_i - \langle x^i, w \rangle) \right]$$

$$\mathcal{L}_{\text{MAPE}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i - \langle x^i, w \rangle}{y_i} \cdot 100\%$$

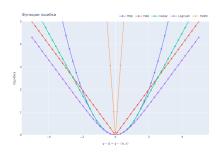
Функции потерь: иные (примеры)

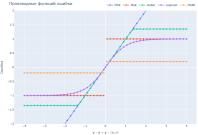
Визуализация функций потерь (слева функции, справа – их производные):





Функции потерь: совместные графики





Перейдем к теперь постановки задачи бинарной классификации $(|\mathcal{Y}|=2)$ с метками классов $\{-1,+1\}$.

Вопрос. Как перейти от результатов регрессии с квадратичной функцией потерь к получению предсказания меток классов?

Перейдем к теперь постановки задачи бинарной классификации $(|\mathcal{Y}|=2)$ с метками классов $\{-1,+1\}$.

Bonpoc. Как перейти от результатов регрессии с квадратичной функцией потерь к получению предсказания меток классов? Нетрудно догадаться, что используя функцию sign (взятие знака), мы можем преобразовать наше непрерывное предсказание в дискретное:

$$\mathsf{sign}\left(w_0 + \sum_{j=1}^d x_j w_j\right) \to \{-1, +1\} \,.$$

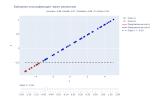
Перейдем к теперь постановки задачи бинарной классификации $(|\mathcal{Y}|=2)$ с метками классов $\{-1,+1\}$.

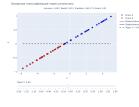
Вопрос. Как перейти от результатов регрессии с квадратичной функцией потерь к получению предсказания меток классов? Нетрудно догадаться, что используя функцию sign (взятие знака), мы можем преобразовать наше непрерывное предсказание в дискретное:

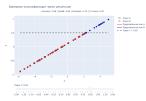
$$sign\left(w_0 + \sum_{j=1}^d x_j w_j\right) \to \{-1, +1\}.$$

В качестве threshold-а (разделяющего параметра) здесь используется 0, однако, мы вольны выбирать его произвольно (например, положив равным 0.5).

Рассмотрим различные значения threshold-а на синтетическом датасете для задачи бинарной классификации. Зависимости от выбранного значения сильно меняются предсказания меток классов. (интерактивный график доступен в приложенном ноутбуке)







Вопрос: А почему нам тогда сразу не минимизировать функции вида

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{I}\left[\operatorname{sign}\left(w_{0}+\langle x_{i},w\rangle\right)\neq y_{i}\right]?$$

Вопрос: А почему нам тогда сразу не минимизировать функции вида

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{I}\left[\operatorname{sign}\left(w_{0}+\langle x_{i},w\rangle\right)\neq y_{i}\right]?$$

Такую задачу сложно решать численными методами (о них на следующей лекции): считать градиент, а значит в качестве функции потерь ее использовать проблематично. Однако, если мы немного изменим ее вид на

$$1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{I}\left[\operatorname{sign}\left(w_0 + \langle x_i, w \rangle\right) \neq y_i\right] \to \max_{w},$$

то получим крайне интуитивно понятную структуру. Мы пытаемся максимизировать нашу точность предсказаний, уменьшая количество неверно предсказанных меток. Данная функция является метрикой качества нашего предсказания и называется ассигасу.