Лекция 4 Линейные модели в задаче классификации

Габдуллин Р.А., Макаренко В.А.

МГУ им. М.В. Ломоносова

9 февраля 2021

Задача классификации

X – множество объектов,

Y – множество ответов:

- |Y| = 2 двухклассовая (binary) классификация.
- |Y| = K множественная (multiclass) классификация.

y: X o Y – неизвестная зависимость.

Дано:

$$\{x_1, x_2, \dots, x_\ell\} \subset X$$
 – обучающая выборка, $y_i = y(x_i), \ i = 1, \dots, \ell$ – известные ответы.

Найти:

a:X o Y – решающая функция, приближающая y на всём X.



Описание объектов. Признаки

X — множество объектов, $f_j: X o F_j, \quad j=1,\dots,n$ — признаки объектов (features),

Типы признаков:

Бинарные Binary
$$F_j = \{ \text{true, false} \}$$
 Номинальные Categorical Порядковые Ordinal Количественные Numerical F_j – конечное упорядоченное мн-во $F_j = \mathbb{R}$

 $(f_1(x), f_2(x), \dots, f_n(x))$ — признаковое описание объекта $x \in X$. Матрица «объекты-признаки» (feature data)

$$F = \|f_j(x_i)\|_{\ell \times n} = \begin{pmatrix} f_1(x_1) & \dots & f_n(x_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ f_1(x_\ell) & \dots & f_n(x_\ell) \end{pmatrix}$$

Типы задач классификации

Binary classification:

Multi-class classification:

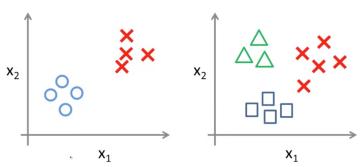


Рис.: Источник: medium.com

• Множество ответов конечно: |Y| = K.



Модель бинарной классификации

• Множество ответов:

$$Y = \{-1, 1\}.$$

• Семейство вещественных дискриминантных функций:

$$S = \{s(x, \theta) | \theta \in \Theta\}.$$

• Семейство алгоритмов:

$$a(x,\theta) = \operatorname{sign} s(x,\theta).$$

• Эмпирический риск:

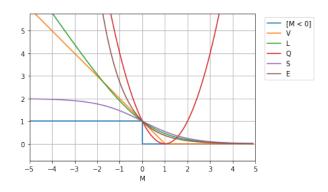
$$Q(\theta,\mathbb{X})=\sum_{i=1}^{\ell}[M(x_i,\theta)<0]\equiv\sum_{i=1}^{\ell}[y_i\cdot s(x_i,\theta)<0].$$

• Минимизация мажоранты эмпирического риска:

$$Q(\theta, \mathbb{X}) = \sum_{i=1}^{\ell} [M(x_i, \theta) < 0] \leqslant \sum_{i=1}^{\ell} \mathscr{L}(M(x_i, \theta)) \to \min_{\theta}.$$



Мажоранты эмпирического риска



Часто используемые функции потерь \mathscr{L} :

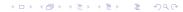
•
$$V(M) = (1 - M)_+$$

•
$$L(M) = \log_2(1 + e^{-M})$$

•
$$Q(M) = (1 - M)^2$$

•
$$S(M) = 2(1 + e^{M})^{-1}$$

•
$$E(M) = e^{-M}$$



Вероятностная модель бинарной классификации

Постановка задачи.

- Объекты: $\{x_i\}_{i=1}^{\ell}$.
- Ответы:

$$y_1,y_2,\ldots,y_\ell$$
 – н.С.В., $y_i \sim \mathsf{Be}(p(x_i, heta)), \quad i=1,\ldots,\ell, \quad heta \in \Theta,$ $\mathbb{P}(y_i=y| heta)=p(x_i, heta)^y\cdot (1-p(x_i, heta))^{1-y}$

• Оценить параметр $\theta \in \Theta$.

Логарифм функции правдоподобия ответов:

$$\ln L(y_1,\ldots,y_\ell|\mathbb{X},\theta) = \sum_{i=1}^\ell \Big(y_i \ln p(x_i,\theta) + (1-y_i) \ln(1-p(x_i,\theta))\Big).$$

Задача оптимизации:

$$\sum_{i=1}^{\ell} \mathscr{L}(y_i, p(x_i, \theta)) \to \min_{\theta},$$

где $\mathscr{L}(y,a) = -\Big(y\ln a + (1-y)\ln(1-a)\Big)$ — функция потерь Log Loss.

Log Loss и оценка вероятностей

Функция потерь Log Loss:

$$\mathscr{L}(y,a) = -(y \ln a + (1-y) \ln(1-a)), \quad y \in \{0,1\}, \quad a \in [0,1].$$

Пусть $Y \sim Be(p)$, тогда

$$a^* = \underset{a \in [0,1]}{\operatorname{argmin}} \mathbb{E} \mathscr{L}(Y, a) = \underset{a \in [0,1]}{\operatorname{argmax}} (p \ln a + (1-p) \ln(1-a)).$$

Имеем:

$$\frac{\partial (p \ln a + (1-p) \ln(1-a))}{\partial a} = \frac{p}{a} - \frac{1-p}{1-a},$$
$$\frac{p}{a^*} - \frac{1-p}{1-a^*} = 0 \iff a^* = p.$$

Таким образом, $p(x, \theta^*)$ – оценка $\mathbb{P}(y(x) = 1)$.



Пороговая модель бинарной классификации

• Модель ответов:

$$y_i = [s(x_i, \theta) + \varepsilon_i > 0],$$

где $\{\varepsilon_i\}$ - н.о.р.с.в. с абсолютно непрерывной симметричной ф.р. F_{ε} ,

$$p(x_i, \theta) = \mathbb{P}(s(x_i, \theta) + \varepsilon_i > 0) = \mathbb{P}(\varepsilon_i < s(x_i, \theta)) = F_{\varepsilon}(s(x_i, \theta)).$$

• Модель инвариантна относительно масштабирования:

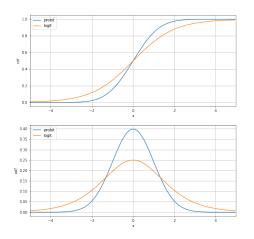
$$y_i = [\alpha \cdot (s(x_i, \theta) + \varepsilon_i) > 0] = [s(x_i, \theta) + \varepsilon_i > 0], \quad \alpha > 0,$$

поэтому можно зафиксировать любой удобный масштаб для $\{\varepsilon_i\}$.

• Задача оптимизации (минимизация Log Loss):

$$-\sum_{i=1}^{\ell} \Big(y_i \ln F_{\varepsilon}(s(x_i,\theta)) + (1-y_i) \ln(1-F_{\varepsilon}(s(x_i,\theta))) \Big) \to \min_{\theta}.$$

Модели остатков



Примеры моделей остатков:

- Probit-модель: $F_{\varepsilon}(x) = \Phi(x)$.
- ullet Logit-модель: $F_{arepsilon}(x) = \sigma(x) = (1 + \mathrm{e}^{-x})^{-1}$.

Logit-модель и эмпирический риск

Минимизация Log Loss:

$$\sum_{i=1}^{\ell} \left(y_i \log \left(\frac{1}{1 + \exp\{-s(x_i, \theta)\}} \right) + (1 - y_i) \log \left(\frac{1}{1 + \exp\{s(x_i, \theta)\}} \right) \right) \to \max_{\theta} X_{\ell}$$

Потери на одном наблюдении:

$$\mathscr{L}(x_i,\theta) = \begin{cases} \log\Big(1 + \exp\{-s(x_i,\theta)\}\Big), y = 1 \\ \log\Big(1 + \exp\{s(x_i,\theta)\}\Big), y = 0 \end{cases} = \log(1 + \exp\{-M(x_i,\theta)\}).$$

Эмпирический риск:

$$Q(\mathbb{X}, heta) = \sum_{i=1}^\ell \log(1+\exp\{-M(x_i, heta)\}).$$

Логистическая регрессия

• Семейство дискриминантных функций:

$$s(x,\theta) = \theta_0 + \sum_{j=1}^n \theta_j \cdot f_j(x) = \sum_{j=0}^n \theta_j \cdot f_j(x),$$

если положить $f_0(x) \equiv 1$.

• Семейство алгоритмов:

$$a(x,\theta)=[s(x,\theta)>0].$$

• Оценка вероятности принадлежности позитивному классу:

$$\mathbb{P}(y(x)=1)\approx\sigma(s(x,\theta)).$$

• Задача оптимизации (минимизация Log Loss):

$$-\sum_{i=1}^{\ell} \Big(y_i \ln \sigma(s(x_i,\theta)) + (1-y_i) \ln(1-\sigma(s(x_i,\theta))) \Big) \to \min_{\theta}.$$

Производная сигмоиды:

$$\sigma'(x) = \sigma(x)(1 - \sigma(x)).$$

Производные дискриминантной функции по параметрам:

$$\frac{\partial s(x,\theta)}{\partial \theta_j} = f_j(x).$$

Производная Log Loss по предсказанной вероятности:

$$\frac{\partial \mathcal{L}(y,a)}{\partial a} = \frac{1-y}{1-a} - \frac{y}{a}.$$

$$\sigma'(x) = \sigma(x)(1-\sigma(x)), \quad \frac{\partial s(x,\theta)}{\partial \theta_j} = f_j(x), \quad \frac{\partial \mathcal{L}(y,a)}{\partial a} = \frac{1-y}{1-a} - \frac{y}{a}.$$

Объединяем:

$$\frac{\partial \mathcal{L}(y,\sigma(s(x,\theta)))}{\partial \theta_{j}} = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \sigma} \cdot \frac{\partial \sigma}{\partial s} \cdot \frac{\partial s}{\partial \theta_{j}} =$$

$$= \left(\frac{1-y}{1-\sigma(s(x,\theta))} - \frac{y}{\sigma(s(x,\theta))}\right) \cdot \sigma(s(x,\theta)) \cdot (1-\sigma(s(x,\theta))) \cdot f_{j}(x) =$$

$$= \left(\sigma(s(x,\theta))(1-y) - (1-\sigma(s(x,\theta)))y\right) \cdot f_{j}(x) = \left(\sigma(s(x,\theta)) - y\right) \cdot f_{j}(x).$$

Обозначим:

$$F = \begin{pmatrix} f_0(x_1) & f_1(x_1) & \dots & f_n(x_1) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ f_0(x_\ell) & f_1(x_\ell) & \dots & f_n(x_\ell) \end{pmatrix}, \quad \theta = \begin{pmatrix} \theta_0 \\ \theta_1 \\ \dots \\ \theta_n \end{pmatrix}, \quad y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_\ell \end{pmatrix}$$

Для $u \in \mathbb{R}^m$ обозначим:

$$\sigma(u) = \begin{pmatrix} \sigma(u_1) \\ \sigma(u_2) \\ \vdots \\ \sigma(u_m) \end{pmatrix}.$$

Эмпирический риск:

$$Q(\mathbb{X}, \theta) = \sum_{i=1}^{\ell} \mathscr{L}(y_i, s(x_i, \theta))$$

Производные по параметрам:

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta_j} = \sum_{i=1}^{\ell} \left(\sigma(s(x_i, \theta)) - y_i \right) \cdot f_j(x_i)$$

В матричных обозначениях:

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta} = F^{T}(\sigma(F\theta) - y).$$

Ср. с линейной регрессией:

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta} = 2F^{T}(F\theta - y).$$

Градиентный спуск:

- Выбрать начальное приближение $\theta^{(0)}$.
- Шаг в сторону антиградиента:

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} - \alpha^{(i)} \cdot \frac{\partial Q}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \theta^{(i)}} = \theta^{(i)} - \alpha^{(i)} \cdot F^{T}(\sigma(F\theta^{(i)}) - y).$$

• Повторять до сходимости.

Варианты:

- Классический градиентный спуск: на каждой итерации делаем шаг в сторону антиградиента эмпирического риска по всей выборке.
- Стохастический градиентный спуск: на каждой итерации делаем шаг в сторону антиградиента эмпирического риска по одному наблюдению.
- Mini-batch градиентный спуск: на каждой итерации делаем шаг в сторону антиградиента эмпирического риска по части выборки.

Множественная классификация. One-vs-all

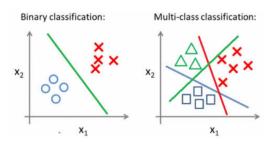


Рис.: Источник: towardsdatascience.com

- Для k-го класса обучаем свою дискриминантную функцию $s(x,\theta_k)$, отделяющую объекты этого класса от всех остальных.
- Итоговый алгоритм: $a(x) = \operatorname*{argmax}_k s(x, \theta_k).$

Множественная логистическая регрессия

• Совместно учим *К* дискриминантных функций. У каждого свой набор весов:

$$s(x, \theta_k) = \sum_{j=0}^n \theta_{k,j} \cdot f_j(x).$$

• Итоговый алгоритм:

$$a(x) = \underset{k}{\operatorname{argmax}} s(x, \theta_k).$$

• Распределение моделируется с помощью Softmax:

$$\mathsf{Softmax}(s_1,\ldots,s_K) = \left(\frac{\mathsf{exp}(s_1)}{\sum_k \mathsf{exp}(s_k)},\ldots,\frac{\mathsf{exp}(s_K)}{\sum_k \mathsf{exp}(s_k)}\right).$$

Множественная логистическая регрессия

Обучение методом максимального правдоподобия ответов:

$$\ln L(y_1, \dots, y_{\ell} | \mathbb{X}, \theta_1, \dots, \theta_K) =$$

$$= \sum_{i=1}^{\ell} \left(s(x_i, \theta_{y_i}) - \ln \left(\sum_{k} \exp\{s(x_i, \theta_k)\} \right) \right) \to \max_{\theta_1, \dots, \theta_K}.$$

Резюме лекции

- Задача классификации
 - Типы задач классификации
 - Постановка задачи. Эмпирический риск
 - Мажоранты эмпирического риска
 - Вероятностная модель бинарной классификации
 - Log Loss
 - Пороговая модель бинарной классификации
 - Probit и Logit
 - Логистическая регрессия
 - Обучение модели логистической регрессии
 - One-vs-all
 - Множественная логистическая регрессия