# Машинное обучение, ФКН ВШЭ Семинар №17

# 1 Байесовские методы машинного обучения

Пусть  $X = \{x_1, \dots, x_\ell\}$  — выборка,  $\mathbb{X}$  — множество всех возможных объектов, Y — множество ответов. В байесовском подходе предполагается, что обучающие объекты и ответы на них  $(x_1, y_1), \dots, (x_\ell, y_\ell)$  независимо выбираются из некоторого распределения p(x, y), заданного на множестве  $\mathbb{X} \times Y$ . Данное распределение можно переписать как

$$p(x,y) = p(y)p(x \mid y),$$

где p(y) определяет вероятности появления каждого из возможных ответов и называется априорным распределением, а  $p(x \mid y)$  задает распределение объектов при фиксированном ответе y и называется  $\phi y + \kappa y = 0$  правдоподобия.

Если известны априорное распределение и функция правдоподобия, то по формуле Байеса можно записать *апостериорное распределение* на множестве ответов:

$$p(y \mid x) = \frac{p(x \mid y)p(y)}{\int_{s} p(x \mid s)p(s)ds} = \frac{p(x \mid y)p(y)}{p(x)},$$

где знаменатель не зависит от y и является нормировочной константой.

# §1.1 Оптимальные байесовские правила

Пусть на множестве всех пар ответов  $Y \times Y$  задана функция потерь L(y,s). Наиболее распространенным примером для задач классификации является опибка классификации  $L(y,s)=[y\neq s]$ , для задач регрессии — квадратичная функция потерь  $L(y,x)=(y-s)^2$ . Функционалом среднего риска называется матожидание функции потерь по всем парам (x,y) при использовании алгоритма a(x):

$$R(a) = \mathbb{E}L(y, a(x)) = \int_{Y} \int_{\mathbb{X}} L(y, a(x)) p(x, y) dx dy.$$

Если распределение p(x,y) известно, то можно найти алгоритм  $a_*(x)$ , оптимальный с точки зрения функционала среднего риска.

#### 1.1.1 Классификация

Начнем с задачи классификации с множеством ответом  $Y=\{1,\ldots,K\}$  и функции потерь  $L(y,s)=[y\neq s]$ . Покажем, что минимум функционала среднего риска достигается на алгоритме

$$a_*(x) = \arg\max_{y \in Y} p(y \mid x).$$

Для произвольного классификатора a(x) выполнена следующая цепочка неравенств:

$$R(a) = \int_{Y} \int_{\mathbb{X}} L(y, a(x)) p(x, y) dx dy =$$

$$= \sum_{y=1}^{K} \int_{\mathbb{X}} [y \neq a(x)] p(x, y) dx =$$

$$= \int_{\mathbb{X}} \sum_{y \neq a(x)} p(x, y) dx = \left\{ \int_{\mathbb{X}} \sum_{y \neq a(x)} p(x, y) dx + \int_{\mathbb{X}} p(x, a(x)) dx = 1 \right\} =$$

$$= 1 - \int_{\mathbb{X}} p(x, a(x)) dx \geqslant$$

$$\geqslant 1 - \int_{\mathbb{X}} \max_{s \in Y} p(x, s) dx =$$

$$= 1 - \int_{\mathbb{X}} p(x, a_{*}(x)) dx =$$

$$= R(a_{*})$$

Таким образом, средний риск любого классификатора a(x) не превосходит средний риск нашего классификатора  $a_*(x)$ .

Мы получили, что оптимальный байесовский классификатор выбирает тот класс, который имеет наибольшую апостериорную вероятность. Такой классификатор называется MAP-классификатором (maximum a posteriori).

#### 1.1.2 Регрессия

Напомним, что при выводе разложения на шум, смещение и разброс функционала среднего риска для задачи регрессии и функции потерь  $L(y,x)=(y-s)^2$  нами уже была получена формула оптимального алгоритма с точки зрения данного функционала:

$$a_*(x) = \mathbb{E}(y \mid x) = \int_Y yp(y \mid x)dy.$$

Иными словами, мы должны провести «взвешенное голосование» по всем возможным ответам, причем вес ответа равен его апостериорной вероятности.

### §1.2 Особенности байесовских алгоритмов

Основной проблемой оптимальных байесовских алгоритмов, о которых шла речь в предыдущем разделе, является невозможность их построения на практике, поскольку нам никогда неизвестно распределение p(x,y). Данное распределение можно попробовать восстановить по обучающей выборке, при этом существует два подхода — параметрический и непараметрический. Сейчас мы сосредоточимся на параметрическом подходе.

Допустим, распределение на парах «объект-ответ» зависит от некоторого параметра  $\theta$ :  $p(x,y\mid\theta)$ . Тогда получаем следующую формулу для апостериорной вероятности:

$$p(y \mid x, \theta) \propto p(x \mid y, \theta)p(y),$$

где выражение « $a \propto b$ » означает «a пропорционально b». Для оценивания параметров применяется метод максимального правдоподобия:

$$\theta_* = \underset{\theta}{\operatorname{arg max}} L(\theta) = \underset{\theta}{\operatorname{arg max}} \prod_{i=1}^{\ell} p(x_i \mid y_i, \theta),$$

где  $L(\theta)$  — функция правдоподобия. Примером такого подхода может служить *нор-мальный дискриминантный анализ*, где предполагается, что функции правдоподобия являются нормальными распределениями:

$$a(x) = \arg \max_{y \in Y} p(y)p(x \mid y),$$
  
$$p(x \mid y) = \mathcal{N}(x \mid \mu_y, \Sigma_y).$$

Параметрами алгоритма являются средние  $\mu_y$  и ковариационные матрицы классов  $\Sigma_y$ , которые оцениваются по выборке методом максимального правдоподобия.

Если предположить, что ковариационные матрицы классов равны, и оценивать их по всей выборке, то мы получим алгоритм, называемый *линейным дискриминан- том Фишера*. Можно показать, что он является линейным:

$$a(x) = \underset{y \in Y}{\operatorname{arg\,max}} (\langle w_y, x \rangle + w_{0y}),$$

причем  $w_y = \Sigma^{-1} \mu_y$ . В случае двух классов  $(Y = \{-1, +1\})$  классификатор принимает вид

$$a(x) = \text{sign}(\langle w, x \rangle + b) \quad w = \Sigma^{-1}(\mu_2 - \mu_1).$$
 (1.1)

## §1.3 Наивный байесовский классификатор

Как было сказано ранее, при применении байесовского классификатора необходимо решить задачу восстановления плотности  $p_y(x)$  для каждого класса  $y \in \mathbb{Y}$ . Данная задача является довольно трудоёмкой и не всегда может быть решена, особенно в случае большого количества признаков, — в частности, если объектами являются тексты, приходится работать с крайне большим числом признаков, и восстановление плотности многомерного распределения не представляется возможным.

Для разрешения этой проблемы сделаем предположение о независимости признаков. В этом случае функция правдоподобия класса y для объекта  $x=(x_1,\ldots,x_d)$  может быть представлена в следующем виде:

$$p(x | y) = \prod_{j=1}^{d} p(x_j | y),$$

где  $p(x_j \mid y)$  — одномерная плотность распределения j-ого признака объектов класса  $y \in Y$ . В этом случае формула байесовского решающего правила примет следующий вид:

$$a(x) = \arg \max_{y \in Y} p(y \mid x) = \arg \max_{y \in \mathbb{Y}} \left( \ln p(y) + \sum_{j=1}^{d} \ln p(x_j \mid y) \right).$$

Предположение о независимости признаков существенно облегчает задачу, поскольку вместо решения задачи восстановления d-мерной плотности необходимо решить d задач восстановления одномерных плотностей. Полученный классификатор называется наивным байесовским классификатором.

Плотности отдельных признаков могут быть восстановлены различными способами (параметрическими и непараметрическими). Среди параметрических способов чаще всего используются нормальное распределение (для вещественных признаков), распределение Бернулли и мультиномиальное распределение (для дискретных признаков), благодаря которым получаются различные применяющиеся на практике модели.