Вероятностный подход к машинному обучению

Лекция 8

Теория вероятностей

- Мир содержит много **неопределенности** \rightarrow модели, как правило, не могут быть абсолютно точными \rightarrow **теория вероятностей** (probability theory)
 - Пример: бросок монетки

- **Дискретная случайная величина** это случайная величина, множество значений которой конечно или счётно
 - Вероятности исходов в сумме дают единицу
 - Пример: бросок кубика
- **Функция вероятности** функция, возвращающая вероятность того, что дискретная случайная величина примет определённое значение
 - Для кубика: p(k) = 1/6, $k = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$

$$\sum_{i=0}^{\infty} p(x_i) = 1$$

- Непрерывная (одномерная) случайная величина набор исходов представляет собой вещественную прямую $\mathbb R$
- Вероятности отдельных исходов: функция распределения

$$F(a) = p(x < a)$$
 – неубывающая

• Плотность распределения:

$$f(x) = \frac{dF}{dx}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = F(\infty) - F(-\infty) = 1$$

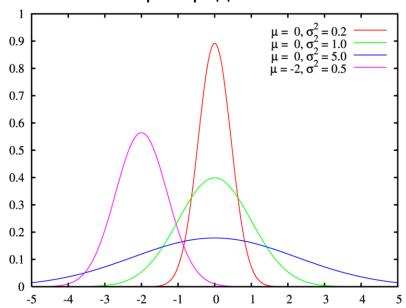
• Нормальное распределение $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

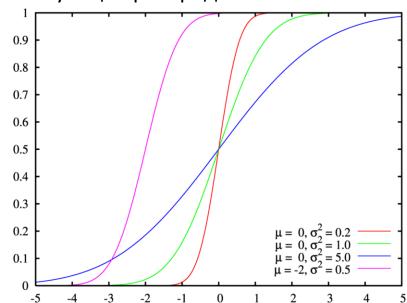
- μ математическое ожидание
- σ среднеквадратическое (стандартное) отклонение
- σ^2 дисперсия

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$





Функция распределения

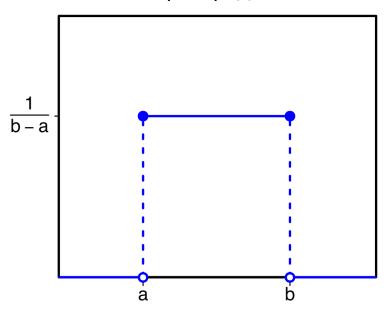


• Непрерывное равномерное распределение U(a,b):

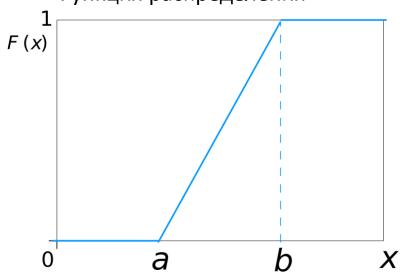
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, x \in [a,b] \\ 0, x \notin [a,b] \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, x < a \\ x - a, a \le x < b \\ 1, x \ge b \end{cases}$$

Плотность распределения



Функция распределения

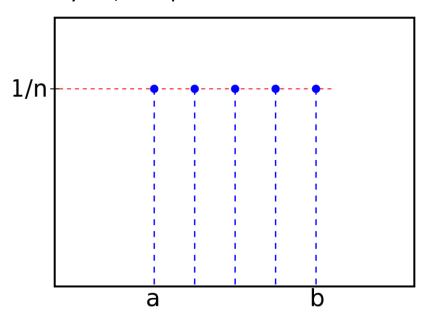


• Дискретное равномерное распределение:

$$p(k) = \begin{cases} \frac{1}{n}, a \le k \le b \\ 0, \text{иначе} \end{cases}$$

$$P(k) = \begin{cases} 0, k < a \\ \frac{k - a + 1}{n}, a \le k \le b \\ 1, k > b \end{cases}$$

Функция вероятности



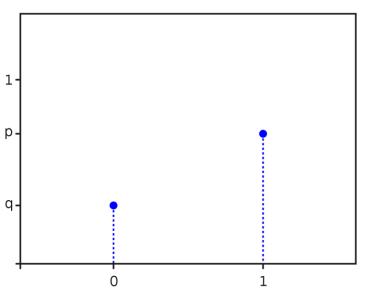


• Распределение Бернулли:

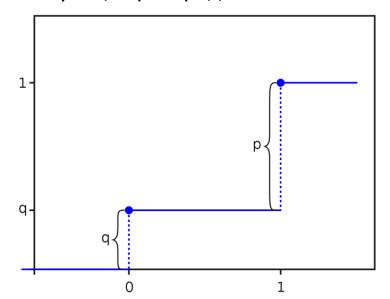
$$p(k) = \begin{cases} q, k = 0 \\ p, k = 1 \end{cases}$$

$$P(k) = \begin{cases} 0, k < 0 \\ q, 0 \le k < 1 \\ 1, k \ge 1 \end{cases}$$

Функция вероятности



Функция распределения



• Биномиальное распределение $\mathcal{B}(n,p)$:

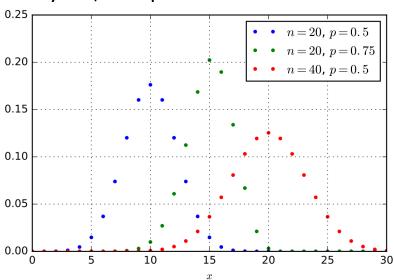
$$f(k) = C_n^k p^k q^{n-k}, k = 0, \dots, n$$

$$C_n^k = \frac{n!}{(n-k)! \, k!}$$

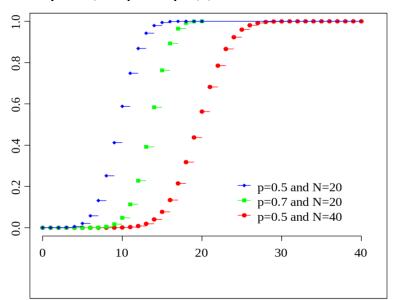
– биномиальный коэффициент

$$P(y) = \sum_{k=0}^{\lfloor y \rfloor} C_n^k p^k q^{n-k}$$
 , $y \in \mathbb{R}$

Функция вероятности



Функция распределения



События x и y

Могут наступить одновременно

Не могут наступить одновременно

Совместные

$$p(x + y) = p(x) + p(y) - p(x,y)$$

Несовместные

$$p(x+y) = p(x) + p(y)$$

Вероятность одного события меняется при наступлении другого

Вероятность не меняется

Зависимые

$$p(x, y) = p(x|y)p(y)$$

Независимые

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

p(x)

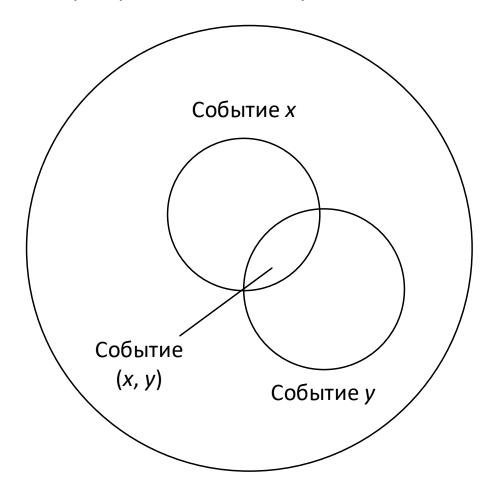
p(y)

$$p(x|y) = \frac{p(x,y)}{p(y)}$$

$$p(y|x) = \frac{p(x,y)}{p(x)}$$

$$p(x,y) = p(x|y)p(y) =$$
$$= p(y|x)p(x)$$

Пространство элементарных исходов



- Совместная вероятность (вероятность произведения событий)
 - вероятность одновременного наступления двух событий:

- Пример: два кубика 36 исходов
- Две случайные величины называются независимыми, если:

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

- Зависимость ≠ каузальность (причина-следствие)
- Зависимость ≠ корреляция (линейная часть зависимости)

• Условная вероятность — вероятность наступления одного события, если известно, что произошло другое:

$$p(x|y) = \frac{p(x,y)}{p(y)}$$

• Условная независимость относительно третьего события:

$$p(x, y|z) = p(x|z)p(y|z)$$

• Формула полной вероятности (маргинализация):

$$p(x) = \sum_{y} p(x,y) = \sum_{y} p(x|y) p(y)$$

- Задача: есть три одинаковые урны. В первой урне находятся 4 белых и 7 черных шаров, во второй только белые и в третьей только черные шары. Наудачу выбирается одна урна и из неё наугад извлекается шар. Какова вероятность того, что этот шар чёрный?
- A из урны извлечен черный шар, B_i выбрана i-я урна

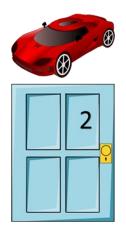
$$p(B_1) = p(B_2) = p(B_3) = 1/3$$

$$p(A|B_1) = p(A|B_2) = p(A|B_3) = p(A|B_3) = p(A) = p(A|B_1)p(B_1) + p(A|B_2)p(B_2) + p(A|B_3)p(B_3)$$

$$p(A) = \frac{7}{11} \times \frac{1}{3} + 0 \times \frac{1}{3} + 1 \times \frac{1}{3} = \frac{18}{33} = \frac{6}{11}$$

Парадокс Монти Холла

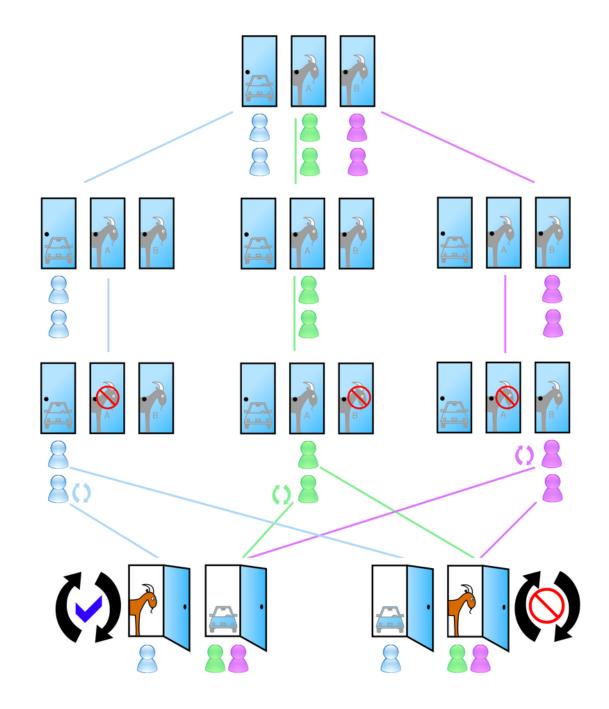








Парадокс Монти Холла



Теорема (формула) Байеса

$$p(x|y) = \frac{p(x,y)}{p(y)}$$

$$p(x,y) = p(x|y)p(y) = p(y|x)p(x)$$

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{\sum_{y' \in Y} p(x|y')p(y')}$$



Thomas Bayes (1702–1761)

Теорема (формула) Байеса

Пример:

- тест *t* на болезнь *d*: точность 95%
- распространенность болезни $d\colon 1\%$
- какова вероятность наличия болезни (d=1) в случае положительного теста (t=1)?

Теорема (формула) Байеса

$$p(d = 1) =$$

$$p(t = 1|d = 1) =$$

$$p(t = 1|d = 0) =$$

$$p(d = 1|t = 1) =$$

$$= \frac{p(t = 1|d = 1)p(d = 1)}{p(t = 1|d = 1)p(d = 1) + p(t = 1|d = 0)p(d = 0)}$$

$$p(d = 1|t = 1) = \frac{0.95 \times 0.01}{0.95 \times 0.01 + 0.05 \times 0.99} = \frac{0.0095}{0.059} = 0.16$$

$$p(t = 1)$$

Парадокс Монти Холла

Предположим, мы выбираем первую дверь.

 $p(x_1=1)$ – вероятность того, что автомобиль за первой дверью $p(x_1=0)$ – вероятность того, что автомобиля нет за первой дверью $p(y_2=1)$ – вероятность того, что ведущий откроет вторую дверь $p(x_1=1|y_2=1)$ – вероятность того, что автомобиль окажется за первой дверью при условии того, что ведущий откроет вторую дверь $p(x_1=0|y_2=1)$ – вероятность того, что автомобиля не окажется за первой дверью при условии того, что ведущий откроет вторую дверь

Парадокс Монти Холла

$$p(x_{1} = 1|y_{2} = 1) = \frac{p(y_{2} = 1|x_{1} = 1)p(x_{1} = 1)}{p(y_{2} = 1|x_{1} = 1)p(x_{1} = 1) + p(y_{2} = 1|x_{1} = 0)p(x_{1} = 0)} = \frac{1/6}{1/6 + 2/6} = \frac{1}{3}$$

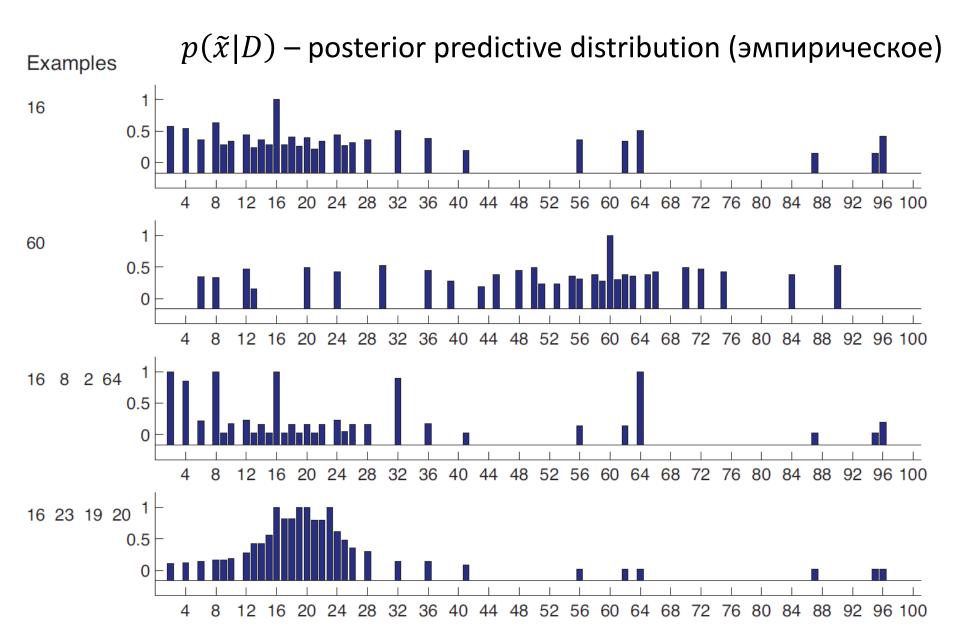
$$p(x_{1} = 0|y_{2} = 1) = \frac{1/2}{p(y_{2} = 1|x_{1} = 0)p(x_{1} = 0)} = \frac{p(y_{2} = 1|x_{1} = 0)p(x_{1} = 0)}{p(y_{2} = 1|x_{1} = 1)p(x_{1} = 1) + p(y_{2} = 1|x_{1} = 0)p(x_{1} = 0)} = \frac{2/6}{1/6 + 2/6} = \frac{2}{3}$$

$$p(\boldsymbol{\theta}|D) = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{p(D)} = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{\sum_{\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}} p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}$$

- θ параметры модели
- *D* данные
- $p(D|\boldsymbol{\theta})$ правдоподобие (likelihood)
- $p(\boldsymbol{\theta})$ априорная вероятность (prior probability)
- $p(\boldsymbol{\theta}|D)$ апостериорная вероятность (posterior probability)
- p(D) вероятность данных (evidence)

Игра в числа [Murphy, 2012, p. 65]

- Выбрано арифметическое понятие C, например:
 - простые числа
 - четные числа
 - степени двойки
- Из C случайно выбираются N чисел $D = \{x_1, \dots, x_N\}$ и предоставляются игроку
- Его задача предсказать, принадлежит ли C новый пример \widetilde{x}



$$p(\boldsymbol{\theta}|D) = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{p(D)}$$

• Правдоподобие (likelihood):

$$p(D|h) = \prod_{n=1}^{N} p(x_n|h) = \left(\frac{1}{|h|}\right)^{N}$$
 (бритва Оккама)

• Пусть $D = \{16\}$:

$$p(D|h_{two}) = \frac{1}{6}, \qquad p(D|h_{even}) = \frac{1}{50}$$

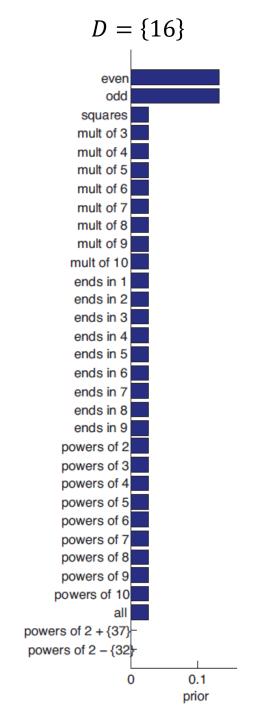
• Пусть $D = \{16, 8, 2, 64\}$:

$$p(D|h_{two}) = \left(\frac{1}{6}\right)^4 = 7.7 \cdot 10^{-4}, \qquad p(D|h_{even}) = \left(\frac{1}{50}\right)^4 = 1.6 \cdot 10^{-7}$$

$$p(\boldsymbol{\theta}|D) = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{p(D)}$$

Априорная вероятность (prior probability)

- Для $D = \{16, 8, 2, 64\}$ гипотеза h =«степени двойки» более правдоподобна, чем h' =«степени двойки за исключением 32»
- Субъективно, но позволяет учитывать «фоновое знание» (background knowledge)
 - Без этого обучение на небольшом количестве примеров становится невозможно



Теорема Байеса: пример $p(\theta|D) = \frac{p(D|\theta)p(\theta)}{p(D)}$

$$p(\boldsymbol{\theta}|D) = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{p(D)}$$

Апостериорная вероятность (posterior probability):

$$p(h|D) = \frac{p(D|h)p(h)}{p(D)} = \frac{p(D|h)p(h)}{\sum_{h' \in H} p(D, h')}$$

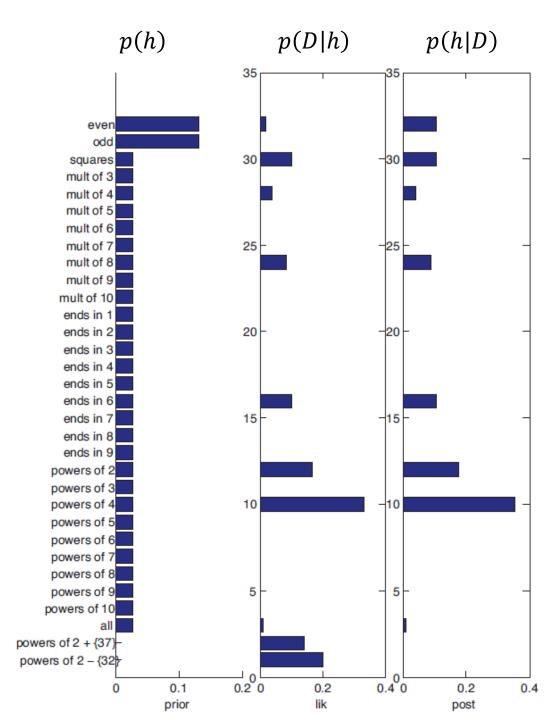
$$p(h|D) = \frac{p(h)\frac{\mathbb{I}(D \in h)}{|h|^N}}{\sum_{h' \in H} p(h')\frac{\mathbb{I}(D \in h')}{|h'|^N}},$$

где $\mathbb{I}(D \in h) = 1$ если данные удовлетворяют гипотезе

$$D = \{16\}$$

$$p(h|D) = \frac{p(D|h)p(h)}{p(D)} =$$

$$= \frac{p(h)\frac{\mathbb{I}(D \in h)}{|h|^N}}{\sum_{h' \in H} p(h')\frac{\mathbb{I}(D \in h')}{|h'|^N}}$$

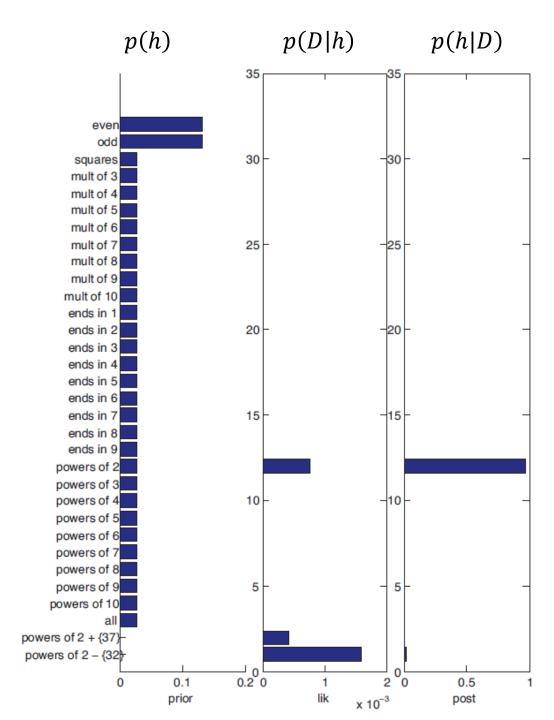


$$D = \{16, 8, 2, 64\}$$

$$p(h|D) = \frac{p(D|h)p(h)}{p(D)} =$$

$$= \frac{p(h)\frac{\mathbb{I}(D \in h)}{|h|^N}}{\sum_{h' \in H} p(h')\frac{\mathbb{I}(D \in h')}{|h'|^N}}$$

Необходимо снижать априорную вероятность неправдоподобных гипотез, иначе «переобучение»!



$$p(\boldsymbol{\theta}|D) = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{p(D)} = \frac{p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}{\sum_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta} p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})}$$

• В классической статистике ищут гипотезу максимального правдоподобия (maximum likelihood estimate, MLE):

$$\boldsymbol{\theta}_{MLE} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(D|\boldsymbol{\theta})$$

• В байесовском подходе ищут апостериорное распределение:

$$p(\boldsymbol{\theta}|D) \propto p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})$$

и максимальную апостериорную гипотезу (maximum a posteriori hypothesis, MAP):

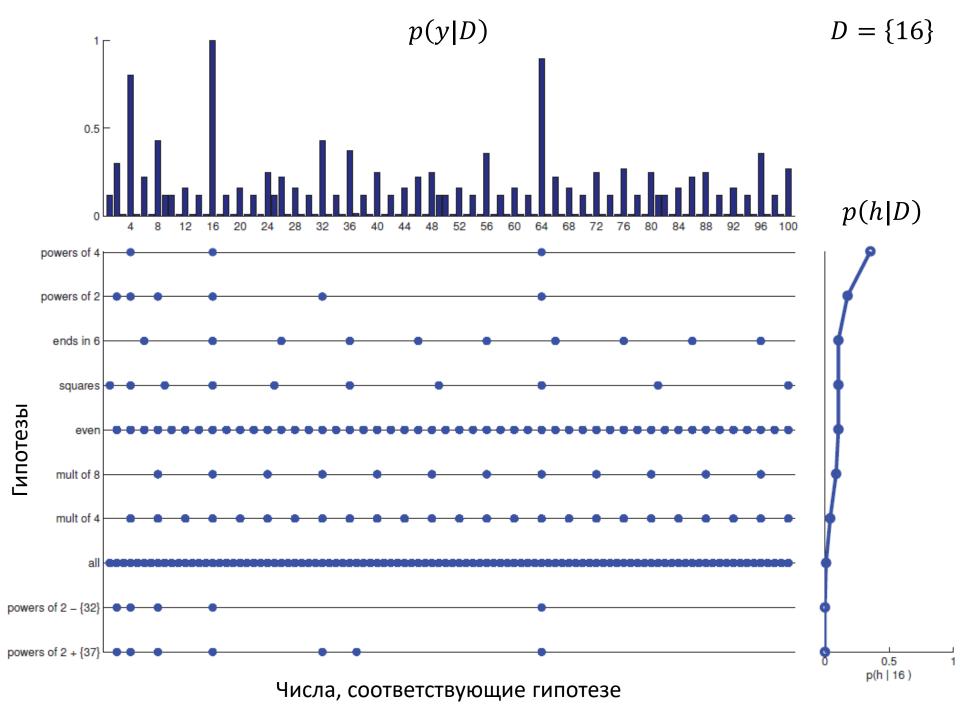
$$\boldsymbol{\theta}_{MAP} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(\boldsymbol{\theta}|D) = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})$$

- При увеличении количества данных МАР-гипотеза сходится к MLE-гипотезе (априорная вероятность становится менее информативной)
- Если истинная гипотеза содержится в пространстве гипотез, то МАР-гипотеза и MLE-гипотеза будут сходиться к ней

• Апостериорное предсказательное распределение (posterior predictive distribution):

$$p(y|\mathbf{x}, D) = \sum_{h} p(y|\mathbf{x}, h)p(h|D)$$

- взвешенное среднее предсказаний всех гипотез
- Учитываются все гипотезы, а не только наилучшая, чтобы принять во внимание неопределенность относительно гипотез
 - Пример: пусть есть 4 гипотезы с апостериорными вероятностями $\{0.2, 0.2, 0.2, 0.4\}$. МАР-гипотеза четвертая. Но если новый пример классифицируется положительно тремя первыми гипотезами, а четвертой отрицательно, то общая вероятность положительной классификации = 0.6



$$\boldsymbol{\theta}_{MAP} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(\boldsymbol{\theta}|D) = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(D|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta}) =$$

Все примеры независимы

$$= \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(\boldsymbol{\theta}) \prod_{\boldsymbol{x} \in D} p(\boldsymbol{x} | \boldsymbol{\theta}) =$$

$$= \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} \left(\log p(\boldsymbol{\theta}) + \sum_{\boldsymbol{x} \in D} \log p(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{\theta}) \right)$$

Априорная вероятность Правдоподобие = регуляризация

модели

Линейная регрессия

• Линейная модель:

$$a(\mathbf{x}, \mathbf{w}) = w_0 + \sum_{i=1}^d w_i x_i = \langle \mathbf{w}, \mathbf{x} \rangle$$

• Целевая (истинная) зависимость:

$$t(\mathbf{x}) = a(\mathbf{x}, \mathbf{w}) + \varepsilon$$

• Пусть шум распределен нормально вдоль линейной модели с центром в нуле:

$$\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

• Тогда модель линейной регрессии имеет вид:

$$p(y|\mathbf{x}, \mathbf{w}, \sigma^2) = \mathcal{N}(y|a(\mathbf{x}, \mathbf{w}), \sigma^2)$$

Линейная регрессия

• MLE:

$$\theta_{MLE} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(D|\boldsymbol{\theta}) = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} \log p(D|\boldsymbol{\theta}) =$$

$$= \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} \sum_{i=1}^{l} \log p(y_i|\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\theta})$$

Negative Log Likelihood (NLL):

$$\theta_{MLE} = \arg\min_{\boldsymbol{\theta}} \left(-\sum_{i=1}^{l} \log p(y_i|\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\theta}) \right)$$

Линейная регрессия

• Плотность нормального распределения:

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

MLE:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\theta}_{\textit{MLE}} &= \arg\max_{\boldsymbol{\theta}} \sum_{i=1}^{l} \log p(y_i | \boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\theta}) = \\ &= \arg\max_{\boldsymbol{\theta}} \sum_{i=1}^{l} \log \left[\left(\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y_i - \langle \boldsymbol{w}, \boldsymbol{x} \rangle}{\sigma} \right)^2} \right] = \\ &= \arg\max_{\boldsymbol{\theta}} \left[-\frac{l}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{l} (y_i - \langle \boldsymbol{w}, \boldsymbol{x} \rangle)^2 \right] \end{aligned}$$

Линейная регрессия: регуляризация

• Априорное предположение о весовых коэффициентах:

$$p(\mathbf{w}) = \prod_{j=1}^{d} \mathcal{N}(w_j | 0, \tau^2)$$

• МАР-гипотеза:

$$\boldsymbol{\theta}_{MAP} = \arg\max_{\boldsymbol{w}} \sum_{i=1}^{l} \log \mathcal{N}(y_i | w_0 + \langle \boldsymbol{w}, \boldsymbol{x}_i \rangle, \sigma^2) + \sum_{j=1}^{d} \log \mathcal{N}(w_j | 0, \tau^2)$$

$$\boldsymbol{\theta}_{MAP} = \arg\min_{\boldsymbol{w}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{l} (y_i - (w_0 + \langle \boldsymbol{w}, \boldsymbol{x}_i \rangle))^2 + \frac{\sigma^2}{\tau^2} \sum_{j=1}^{d} w_j^2$$

– гребневая (ridge) регрессия (L_2 -регуляризация, weight decay)

Линейная регрессия: регуляризация

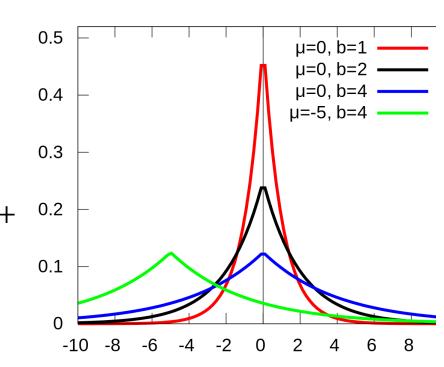
• Априорное предположение о весовых коэффициентах:

$$p(\mathbf{w}) = \prod_{j=1}^{a} Lap(w_j|0,b),$$

где
$$Lap(\mu,b) = \frac{1}{2b}e^{-\frac{|x-\mu|}{b}}$$

– распределение Лапласа

$$m{ heta}_{MAP} = rg \min_{m{w}} rac{1}{N} \sum_{i=1}^{l} ig(y_i - (w_0 + \langle m{w}, m{x}_i \rangle) ig)^2 + \ + rac{2\sigma^2}{b} \sum_{j=1}^{d} ig| w_j ig| \qquad \begin{array}{c} -L_1\text{-регуляризация} \\ \text{(LASSO regression)} \end{array}$$



• Условная вероятность класса:

$$p(y|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|y)p(y)}{p(\mathbf{x})}, \qquad \mathbf{x} = (x_1, \dots, x_d)$$

• «Наивное» предположение о независимости признаков:

$$p(x_j|y, x_1, ..., x_{j-1}, x_{j+1}, ..., x_d) = p(x_j|y)$$

• Наивный байесовский классификатор (Naive Bayes classifier):

$$p(y|\mathbf{x}) = \frac{p(y) \prod_{j=1}^{d} p(x_j|y)}{p(x_1, ..., x_d)}$$

• Поскольку $p(x_1, ..., x_d)$ – константа при заданном x, то

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

$$\hat{y} = \arg \max_{y} p(y) \prod_{j=1}^{d} p(x_j|y)$$

• Вероятность класса:

$$p(y=c)=\frac{l_c}{l},$$

где l — общее количество примеров, l_c — количество примеров класса c

• Проблема переполнения при перемножении вероятностей:

$$\hat{y} = \arg \max_{y} p(y) \prod_{j=1}^{d} p(x_j|y)$$



$$\hat{y} = \arg \max_{y} \left[\log p(y) + \sum_{j=1}^{d} \log p(x_j|y) \right]$$

- Вероятность p(x|y) зависит от предположений относительно этого распределения разные варианты наивного байесовского классификатора
- scikit-learn:
 - GaussianNB
 - CategoricalNB
 - MultinomialNB
 - BernoulliNB
 - ComplementNB

• GaussianNB (непрерывные признаки):

$$p(x_i|y=c) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{ic}^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_i-\mu_{ic}}{\sigma_{ic}}\right)^2},$$

где μ_{ic} , σ_{ic}^2 – среднее значение и дисперсия признака x_i для примеров класса c

- CategoricalNB (номинальные/категориальные признаки):
 - можно дискретизировать непрерывные признаки
 - нумерация категорий с нуля

$$p(x_i = t | y = c, \alpha) = \frac{N_{tic} + \alpha}{N_c + \alpha n_i},$$

где N_{tic} – количество примеров, принадлежащих классу c, в которых $x_i = t$,

 N_c — количество примеров, принадлежащих классу c, n_i — количество категорий для признака x_i , lpha — сглаживающий параметр (smoothing parameter, lpha=1)

• MultinomialNB (счетные признаки, например, слова):

$$p(x_i|y=c) = \frac{N_{ic} + \alpha}{N_c + \alpha n},$$

где N_{ic} — количество раз, сколько признак x_i встретился в примерах, принадлежащих классу c,

 N_c — суммарное количество раз, сколько все признаки встретились в примерах, принадлежащих классу c,

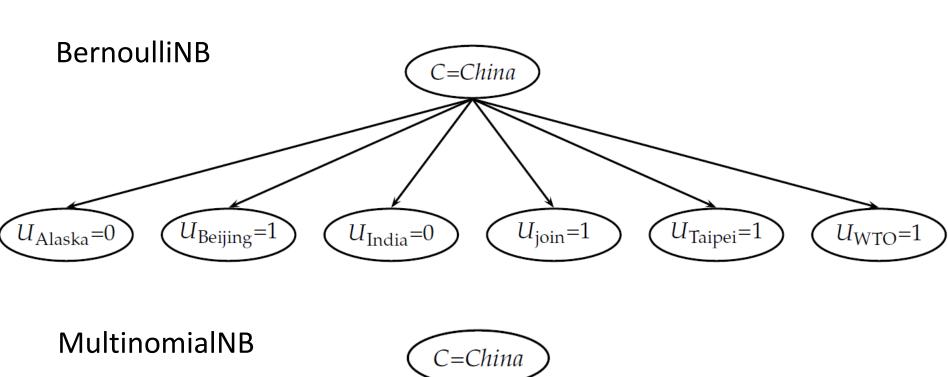
lpha – сглаживающий параметр (smoothing parameter, lpha=1),

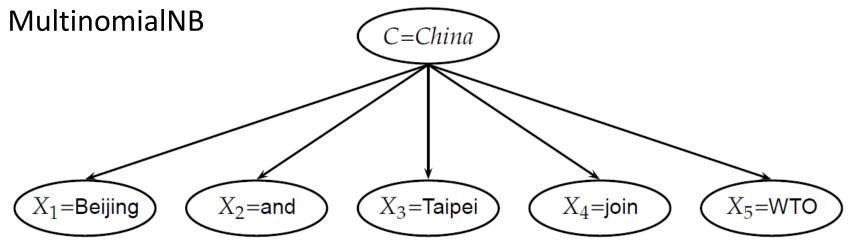
n — количество признаков (размер словаря)

- BernoulliNB (бинарные признаки)
 - можно бинаризовать признаки (one-hot encoding)

$$p(x_i|y=c) = p(i|y=c)x_i + (1 - p(i|y=c))(1 - x_i)$$

• При вычислении p(i|y=c) используется аддитивное сглаживание





- ComplementNB (счетные признаки, например, слова)
 - вариант MultinomialNB для несбалансированных датасетов
 - часто превосходит MultinomialNB в текстовой классификации

$$p(x_i|y=c) = \frac{N_{i\tilde{c}} + \alpha_i}{N_{\tilde{c}} + \alpha},$$

где $N_{i\tilde{c}}$ — количество раз, сколько признак x_i встретился в примерах, **не** принадлежащих классу c,

 $N_{
m \tilde{c}}$ — суммарное количество раз, сколько все признаки встретились в примерах, **не** принадлежащих классу c, $lpha_i$ — сглаживающий параметр (smoothing parameter, $lpha_i=1$), $lpha=\sum_i lpha_i$

ComplementNB

• Поскольку находятся вероятности для классов, отличных от данного:

$$\hat{y} = \arg\max_{y} \left[\log p(y) - \sum_{j=1}^{d} \log p(x_j|y) \right]$$
Минус

- GaussianNB: непрерывные признаки
- CategoricalNB: категориальные признаки
- MultinomialNB: счетные признаки
 - количество слов, TF-IDF
- BernoulliNB: бинарные признаки
- ComplementNB: вариант MultinomialNB для несбалансированных датасетов

- Преимущества:
 - Простота понимания и реализации
 - Высокое качество для многих задач
 - Высокая скорость
 - Интерпретируемость
 - Может работать с небольшим количеством примеров
 - Может работать с большими данными (partial_fit)
- Недостаток:
 - Предположение о независимости часто не выполняется

Выводы

- Байесовский вывод метод статистического вывода, в котором новые наблюдения используются для обновления вероятности гипотезы
- Байесовский вывод основан на теореме Байеса и понимании вероятности как степени уверенности в истинности суждения (байесовская вероятность vs. частотная вероятность)
- В байесовском подходе к машинному обучению ставится задача определения апостериорной вероятности $p(\boldsymbol{\theta}|D)$, которая на практике сводится к нахождению правдоподобия модели $\log p(D|\boldsymbol{\theta})$ и регуляризаторов $\log p(\boldsymbol{\theta})$

Литература

- Kevin P. Murphy. Probabilistic Machine Learning.
 The MIT Press, 2022
- David Barber. Bayesian Reasoning and Machine Learning.
 Cambridge University Press. 2012
 - онлайн-версия
- Christopher M. Bishop. Pattern Recognition and Machine Learning. Springer, 2006
- Николенко С., Кадурин А., Архангельская Е. Глубокое обучение. СПб.: Питер, 2018