

План

Формула Байеса

Оптимальное решение задач классификации - байесовский алгоритм

случай нормальных распределений линейный дискриминантный анализ (LDA) квадратичный дискриминантный анализ (QDA) Наивный байес (naive Bayes)

Байесовский подход в машинном обучении

Подбрасывание нечестной монетки Линейная регрессия МАР

Байесовские оценки параметров: точечные, интервальные Иерархические модели

Что такое случайность

Задача

Тест на болезнь «зеленуху» имеет вероятность ошибки 0.1 (как позитивной, так и негативной), зеленухой болеет 10% населения. Какая вероятность того, что человек болен зеленухой, если у него позитивный результат теста?

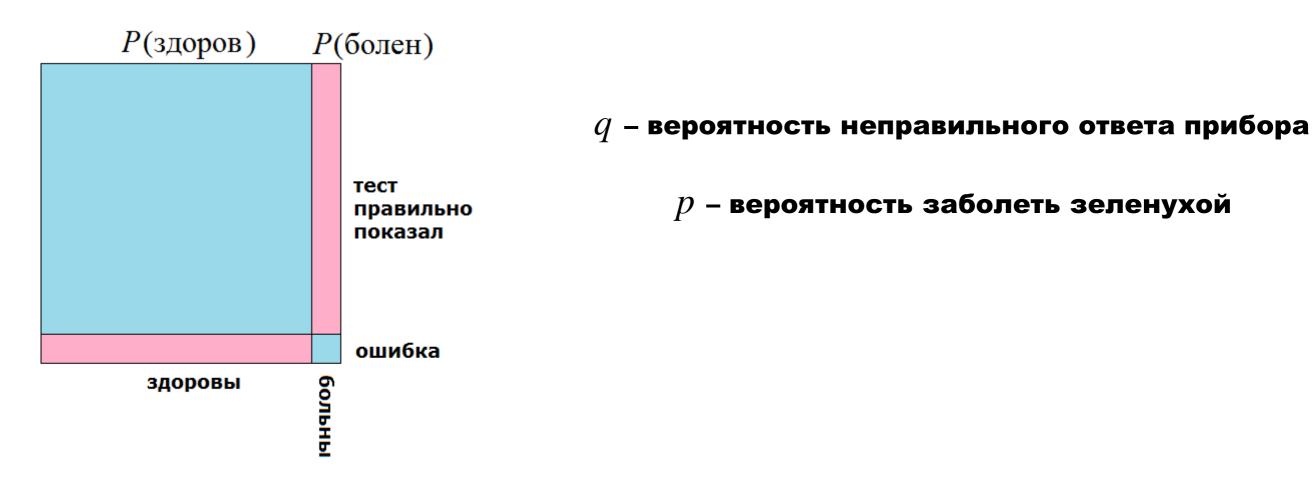
$$P(\text{болен} | +) = \frac{P(+ | \text{болен})P(\text{болен})}{P(+ | \text{болен})P(\text{болен}) + P(+ | \text{здоров})P(\text{здоров})}$$

$$\frac{0.9 \cdot 0.1}{0.9 \cdot 0.1 + 0.1 \cdot 0.9} = 0.5$$

Формула Байеса

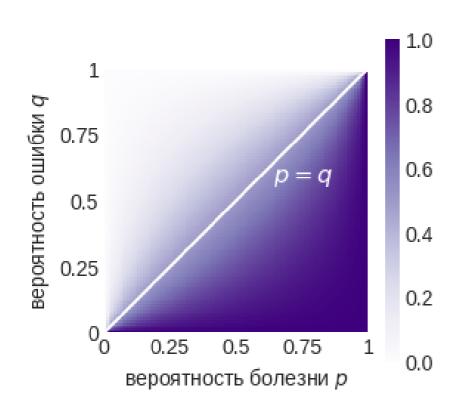
$$P(A \mid B) = \frac{P(B \mid A)P(A)}{P(B)}$$

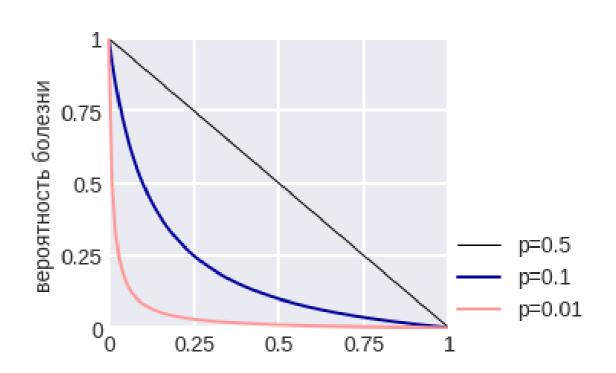
Задача



$$P$$
(болен | +) = $\frac{(1-q)p}{(1-q)p+q(1-p)} = \frac{p-qp}{p+q-2qp}$

Задача





При p=q искомая вероятность 0.5

Чтобы диагностировать очень редкие заболевания нужен сверхточный прибор!!!

Нет ли здесь где-то обмана? Почему в жизни мы больше верим тестам?

Оптимальное решение задач классификации

Если можем оценить вероятности принадлежности к классам

(conditional class probabilities)

$$p_k(x) = P(y = k \mid x), k = 1, 2, ..., l,$$

тогда байесовский оптимальный классификатор

$$a(x) = \arg\max_{k} (p_k(x))$$

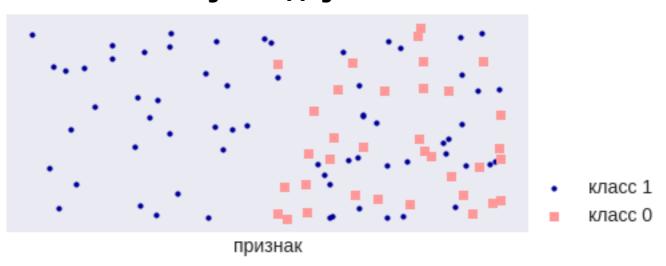
$$p_k(x) = P(y = k \mid x) = \frac{P(x \mid y = k) \cdot P(y = k)}{P(x)}$$

Байесовский оптимальный классификатор имеет наименьшую ошибку в смысле точности классификации

$$P(x \mid Y = k)$$
 – плотность распределения (density) объектов класса $P(Y = k)$ – априорная вероятность (prior probability) класса

Байесовский оптимальный классификатор

Случай двух классов:

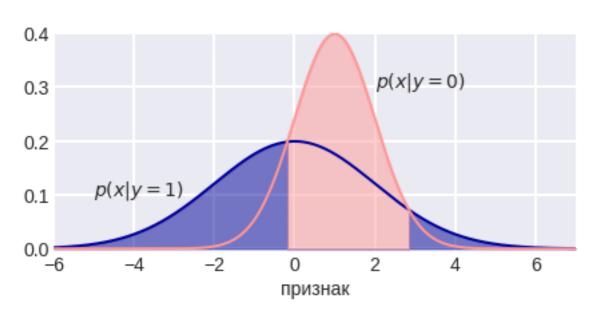


$$p_{1}(x) = \frac{p(x \mid y = 1) \cdot P(y = 1)}{P(x)}$$

$$p_{0}(x) = \frac{p(x \mid y = 0) \cdot P(y = 0)}{P(x)}$$

$$p_1(x) <\!\!> p_0(x) \Leftrightarrow p(x\mid y=1)\cdot P(y=1) <\!\!> p(x\mid y=0)\cdot P(y=0)$$
 P – вероятность, p – плотность

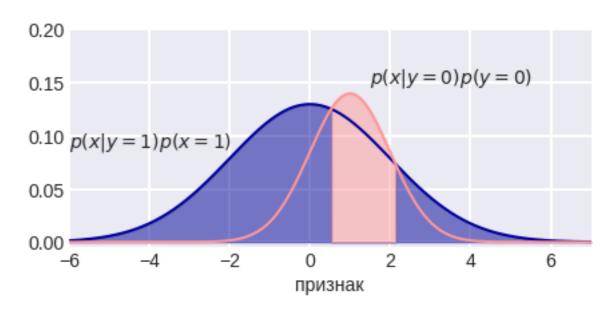
Частный случай одномерных нормальных распределений



плотности классов

$$p(x \mid y = k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_k}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_k}{\sigma_k}\right)^2}$$

$$p(x | y = 1) \cdot P(y = 1) \iff p(x | y = 0) \cdot P(y = 0)$$

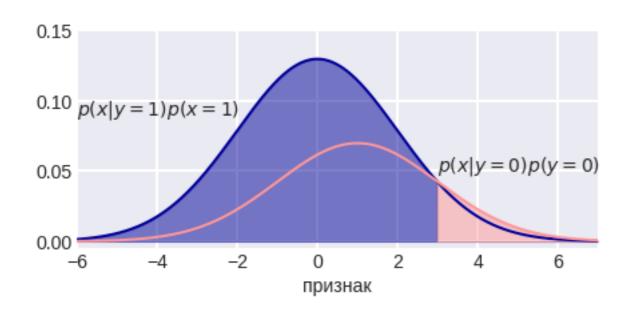


∞ апостериорные вероятности

$$\frac{p(x \mid y = 1)}{p(x \mid y = 0)} \Leftrightarrow \frac{P(y = 0)}{P(y = 1)}$$

$$p(x | y = 1) \cdot P(y = 1) \Leftrightarrow p(x | y = 0) \cdot P(y = 0) \qquad \frac{(x - \mu_0)^2}{\sigma_0^2} - \frac{(x - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} \Leftrightarrow \ln\left(\frac{P(y = 0) \cdot \sigma_1}{P(y = 1) \cdot \sigma_0}\right)$$

Частный случай одномерных нормальных распределений

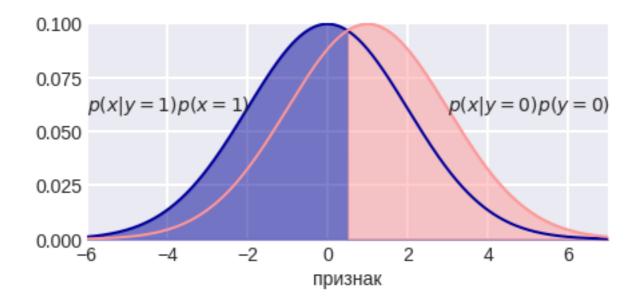


0.20
0.15
0.10
$$p(x|y=1)p(x=1)$$
0.05
0.00
-6 -4 -2 0 2 4 6
признак

если
$$\sigma_0 = \sigma_1$$
, то разделяющая поверхность (decision boundary) – точка

если
$$\sigma_0
eq \sigma_1$$
, то разделяющая поверхность – две точки

Частный случай одномерных нормальных распределений



если $\sigma_0 = \sigma_1$ и классы равновероятны,

то разделяющая поверхность $\frac{\mu_1 + \mu_2}{2}$

Оценка параметров

Как оценить описанные выше параметры?

$$P(y=k) = \frac{|\{i \mid y_i = k\}|}{m} \text{- процент объектов класса } k \text{ из известных } \\ \mu_k = \frac{1}{|\{i \mid y_i = k\}|} \sum_{i:y_i = k} x_i$$

$$\Sigma_k = \frac{1}{|\{i \mid y_i = k\}| - 1} \sum_{i: y_i = k} (x_i - \mu_k) (x_i - \mu_k)^{\mathrm{T}}$$

10 слайд из 63

Частный случай многомерных нормальных распределений

$$p(x \mid y = k) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Sigma_k|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k)}$$
$$\frac{p(x \mid y = 1)}{p(x \mid y = 0)} \Leftrightarrow \frac{P(y = 0)}{P(y = 1)}$$

$$\frac{\frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Sigma_{1}|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_{1})^{\mathsf{T}} \Sigma_{1}^{-1}(x-\mu_{1})}}{\frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Sigma_{0}|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_{0})^{\mathsf{T}} \Sigma_{0}^{-1}(x-\mu_{0})}} \Leftrightarrow \frac{P(y=0)}{P(y=1)}$$

Частный случай многомерных нормальных распределений

$$\frac{e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_1)^{\mathrm{T}}\Sigma_1^{-1}(x-\mu_1)}}{e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_0)^{\mathrm{T}}\Sigma_0^{-1}(x-\mu_0)}} \Longleftrightarrow \frac{|\Sigma_1|^{1/2} P(y=0)}{|\Sigma_0|^{1/2} P(y=1)}$$

$$+(x-\mu_0)^{\mathrm{T}} \Sigma_0^{-1} (x-\mu_0) - (x-\mu_1)^{\mathrm{T}} \Sigma_1^{-1} (x-\mu_1) \Leftrightarrow 2 \ln \frac{|\Sigma_1|^{1/2} P(y=0)}{|\Sigma_0|^{1/2} P(y=1)}$$

$$\frac{1}{2}x^{\mathsf{T}}(\Sigma_{0}^{-1} - \Sigma_{1}^{-1})x - x^{\mathsf{T}}(\Sigma_{0}^{-1}\mu_{0} - \Sigma_{1}^{-1}\mu_{1}) \Leftrightarrow \mu_{1}^{\mathsf{T}}\Sigma_{1}^{-1}\mu_{1} - \mu_{0}^{\mathsf{T}}\Sigma_{0}^{-1}\mu_{0} + 2\ln\frac{|\Sigma_{1}|^{1/2}P(y=0)}{|\Sigma_{0}|^{1/2}P(y=1)}$$

Частный случай – линейный дискриминантный анализ (LDA)

$$\frac{1}{2}x^{\mathsf{T}}(\Sigma_{0}^{-1} - \Sigma_{1}^{-1})x - x^{\mathsf{T}}(\Sigma_{0}^{-1}\mu_{0} - \Sigma_{1}^{-1}\mu_{1}) <> \text{const}$$

если ковариационные матрицы равны

$$x^{\mathrm{T}}w <> \mathrm{const}$$

- линейная разделяющая поверхность!

так, кстати, выводится логистическая регрессия (была иллюстрация)

приём в ML – часто ковариационные матрицы полагают равными, чтобы оценивать меньше параметров (parameter sharing)

Логистическая регрессия более робастна, лучше работает, когда априорные предположения не выполняются

LDA: логистическая регрессия

маленькое отступление...

Решаем бинарную задачу классификации Предполагаем, что

$$p(y=1|x) = \frac{1}{1 + \exp(-w^{T}x)} = \frac{\exp(+w^{T}x)}{1 + \exp(+w^{T}x)}$$

$$p(y=0|x) = 1 - p(y=0|x) = \frac{1}{1 + \exp(+w^{T}x)}$$

$$\frac{p(y=1|x)}{p(y=0|x)} = \exp(-w^{T}x)$$

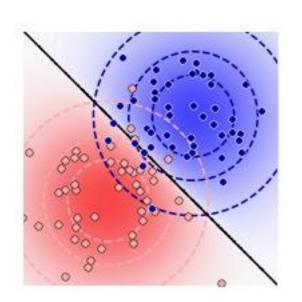
т.е. формально «чёткая классификация» – линейная модель

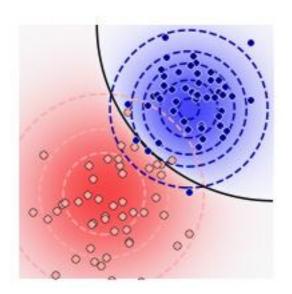
Частный случай – квадратичный дискриминантный анализ (QDA)

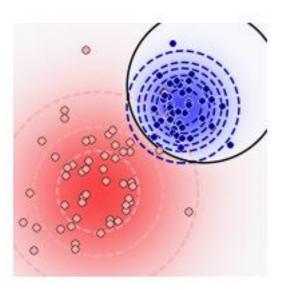
$$\frac{1}{2}x^{\mathrm{T}}Wx - x^{\mathrm{T}}w <> \mathrm{const}$$

не просто разделяемая поверхность, а теоретически обоснованная!

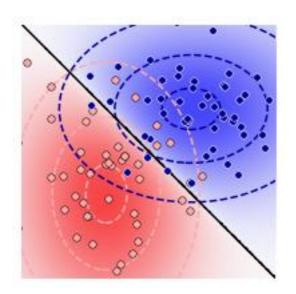
Gaussian Bayes Classifier

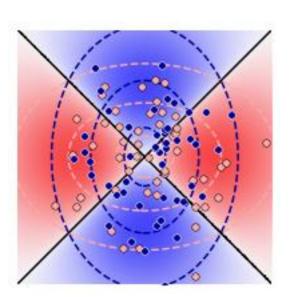


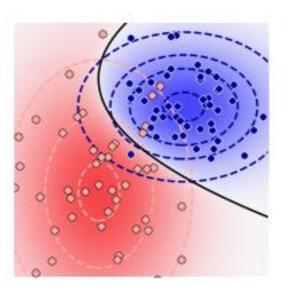


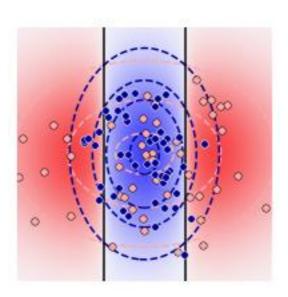


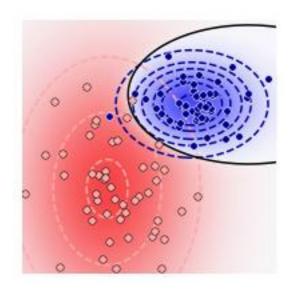
Gaussian Bayes Classifier

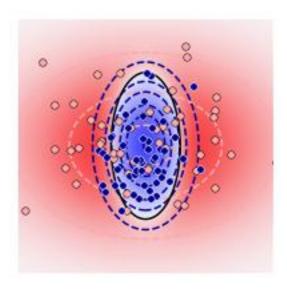












Минимизация среднего риска

$$\sum_{k} \sum_{s} \lambda_{ks} P(y = k) P(a(x) = s \mid y(x) = k)$$

 λ_{ks} – штраф за отнесение алгоритмом объекта k -го класса к s -му $P(y=k)P(a(x)=s\mid y(x)=k)$ – вероятность такого события

Оптимальный классификатор:

$$s = \arg\min_{s} \sum_{k} \lambda_{ks} \cdot P(y = k \mid x) =$$

$$= \arg\min_{s} \sum_{k} \lambda_{ks} \cdot P(y = k) \cdot P(x \mid y = k)$$

17 слайд из 63

Наивный байес (naive Bayes)

$$p(x = (X_1,...,X_n) | y) = \prod_{j=1}^n p_j(X_j | y)$$

Плотность = произведение плотностей по всем признакам

(т.е. предполагается независимость признаков)

Для нормальных распределений ~ диагональность матриц ковариаций

Сильное предположение, но часто так получается неплохое решение!

(~регуляризация – поиск решений среди простых)

Бонус: оценивать не многомерную, а одномерные плотности

(меньше требования к объёму выборки)

считается, что наивный Байес неплох для больших размерностей...
пример применения наивного Байеса – mean target encoding

Байесовский алгоритм – итог

- + теоретически наилучший алгоритм
- нужна вероятностная природа данных, знание распределений, их точная оценка тут, в некотором смысле, накопление ошибок
 - + большинство естественных решений на байесовском подходе
 - + получили теоретические обоснования простых алгоритмов (линейных и квадратичных сложнее не надо...)
 - + возможности для разделения параметров, «наивизации»

19 слайд из 63

Байесовский подход в машинном обучении

$$p(\theta \mid D) = \frac{p(D \mid \theta) \cdot p(\theta)}{p(D)} = \frac{p(D \mid \theta) \cdot p(\theta)}{\int_{\theta} p(D \mid \theta) p(\theta) \partial \theta}$$

- *D* данные
- p(D) вероятность данных (Marginal likelihood/ Model evidence) нормировка, чтобы получалась плотность
- θ параметр (модели)
- $p(\theta)$ априорная вероятность/распределение (prior)
- $p(D \,|\, heta)$ правдоподобие (likelihood)
- $p(\theta \mid D)$ апостериорная вероятность/распределение (posterior)

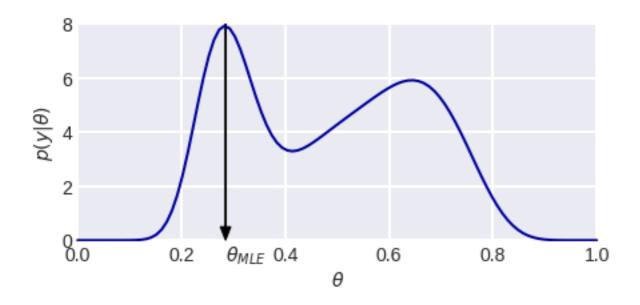
Метод максимального правдоподобия

Независимые одинаково распределённые с.в.: y_1, \dots, y_m

Распределение известно с точностью до параметра: $p(y \mid \theta)$

(можно пока считать, что это плотность)

Правдоподобие (likelihood):
$$p(y \mid \theta) = p(y_1, ..., y_m \mid \theta) = \prod_{i=1}^m p(y_i \mid \theta) \to \max$$



Находим значение параматра(ов), которое делает наблюдаемые данные максимально правдоподобными

MLE = Maximum Likelihood Estimation

Пример: подбрасывание нечестной монетки (coin-toss problem)



$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{ орёл,} \\ 0, & \text{ решка.} \end{cases}$$

Делаем предположение, что подчиняется распределению Бернулли:

$$p(y_i \mid \theta) = \theta^{y_i} (1 - \theta)^{1 - y_i}$$

Логарифм правдоподобия:
$$\sum_{i=1}^m \log p(y_i \mid \theta) = \sum_{i=1}^m y_i \log \theta + (1-y_i) \log (1-\theta)$$

на что похоже выражение под суммой?

Если взять производную и приравнять к нулю...

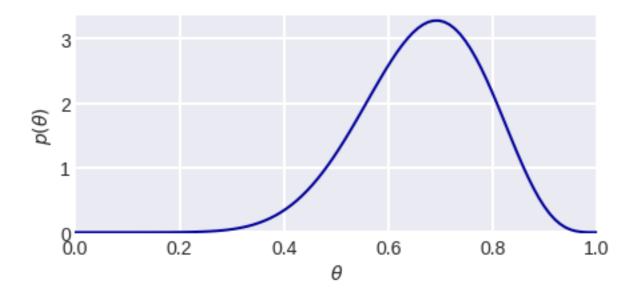
$$\hat{\theta}_{\text{MLE}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} y_i$$

~ оценка максимального правдоподобия вероятности выпадения орла ч.т.д.?

Что не так с оценкой MLE

- переобучение...
- ненадёжность при малом числе экспериментов
- нет возможности внести априорные предположения о вероятности

Пусть есть априорное распределение параметра $p(\theta)$ (prior):



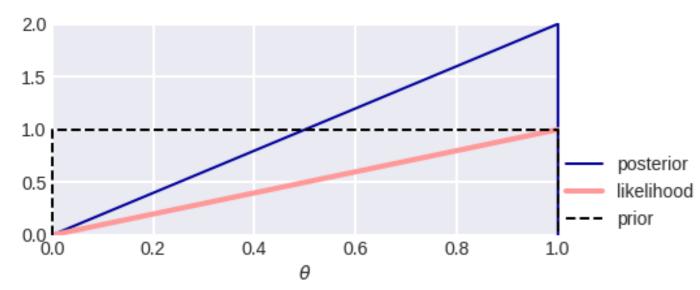
это будет формализация априорных знаний + регуляризация!

Замечание: равномерное распределение – отсутствие априорных знаний...

2.0

Формула Байеса (Bayes rule)

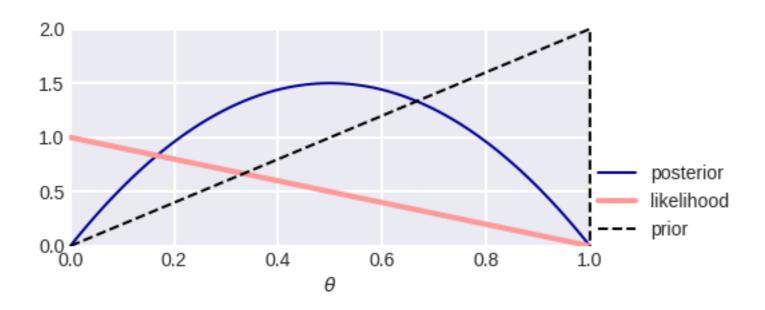
$$p(\theta \mid y) = \frac{p(y \mid \theta)p(\theta)}{p(y)}$$



ничего не знаем ($p(\theta)=1$) \to один орёл ($p(y_1=1|\theta)=\theta^1(1-\theta)^{1-1}=\theta$) \to $p(\theta \mid y_1=1)=2\theta$

знания как будто был один орёл (или был в 1м эксперименте) $p(\theta \mid y_1 = 1) = 2\theta \rightarrow$ одна решка

$$(p(y_2 = 0 | \theta) = \theta^0 (1 - \theta)^{1 - 0} = 1 - \theta) \rightarrow p(\theta | y_2 = 0) = 6\theta(1 - \theta)$$



$$p(\theta \mid y_1 = 1, y_2 = 0) = 6\theta(1 - \theta)$$

В итоге получим распределение на множестве значений параметра!

Как выбрать конкретное значение параметра – дальше – пока моду...

26 слайд из 63

MLE: $p(y | \theta) \rightarrow \max$

MAP: $p(\theta \mid y) \rightarrow \max$

Теперь максимизируем апостериорную вероятность (posterior distribution)

MAP (Maximum A Posteriori)

$$\log p(\theta \mid y) = \log p(y \mid \theta) + \log p(\theta) - \log p(y)$$

$$\log p(y \mid \theta) + \log p(\theta) \rightarrow \max$$

второе слагаемое - регуляризатор,

т.е. это как бы MLE + регуляризация

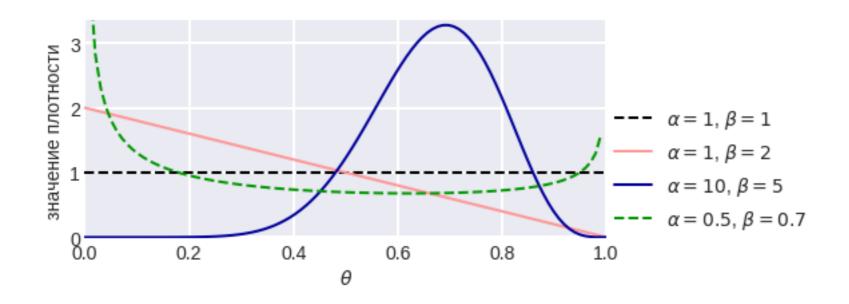
При равномерном распределении регуляризатор исчезает

Байесовский подход в примере с монетой

Априорное Бета-распределение $\theta \sim \mathrm{Beta}(\alpha,\beta)$:

$$p(\theta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha - 1} (1 - \theta)^{\beta - 1}$$

lpha,eta – гиперпараметры априорного распределения



28 слайд из 63

Байесовский подход в примере с монетой

$$\log p(y\,|\,\theta) + \log p(\theta) =$$

$$= \sum_{i=1}^m y_i \log \theta + (1-y_i) \log (1-\theta) + (\alpha-1) \log \theta + (\beta-1) \log (1-\theta) + \text{const}$$
 пренебрегаем константами

Берём производную и приравниваем к нулю:

$$\hat{\theta}_{\text{MAP}} = \frac{\sum_{i=1}^{m} y_i + \alpha - 1}{m + \alpha + \beta - 2}$$

узнаём «сглаживание по Лапласу»

Для равномерного априорного распределения (lpha=eta=1) оценки MLE и MAP совпадают

Оценку можно трактовать в терминах наличия априорных экспериментов

ММП даёт точечную оценку параметра (конкретное значение). Байесовский подход – целое распределение параметра – апостериорное!

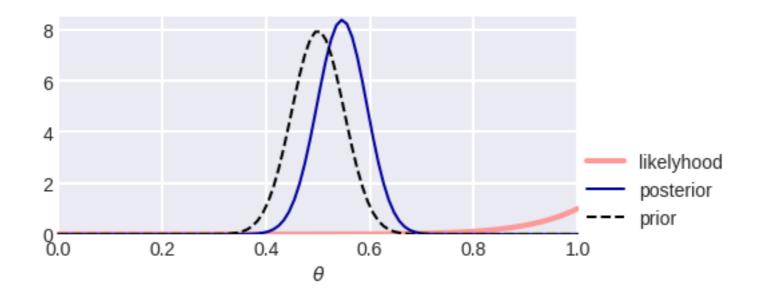
$$p(\theta \mid y) = \frac{p(y \mid \theta)p(\theta)}{p(y)}$$

априорное распределение \rightarrow апостериорное распределение

Красиво и эффективно БП применяется, если апостериорное распределение из того же семейства, что и априорное

(и удаётся найти формулу для пересчёта параметров)

Может применяться в онлайн-режиме (данные поступают батчами)



верили в честность монетки o 10 орлов подряд o изменили веру

$$p(\theta) = \text{Beta}(50,50) \rightarrow p(y \mid \theta) = \theta^{10} \rightarrow p(\theta \mid y) = \text{Beta}(60,50)$$
$$p(\theta_{\text{new}}) = p(\theta \mid y)$$

Апостериорное распределение становится априорным для нового батча

Теперь ясно почему связались с бета-распределением:

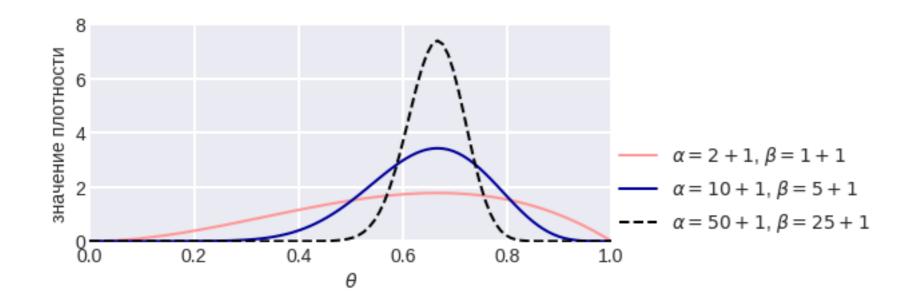
$$p(y \mid \theta) p(\theta) = \theta^{k} (1 - \theta)^{n-k} \cdot C \cdot \theta^{\alpha - 1} (1 - \theta)^{\beta - 1} =$$
$$= C \cdot \theta^{k+\alpha - 1} (1 - \theta)^{n-k+\beta - 1}$$

Если это распределение умножить на правдоподобие и нормировать, то получим опять это распределение (с другими параметрами)

Такие распределения сопряжённые

Бета-распределение сопряжённое к распределению Бернулли И интеграл от их произведения (условие нормировки) берётся аналитически

С помощью бета-распределения удобно формализовать «веру в определённую вероятность»

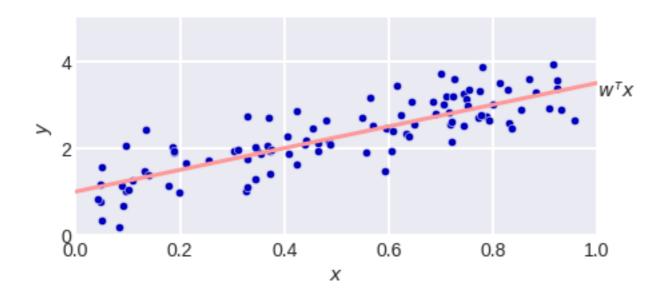


MLE для линейной регрессии (напоминание)

Пусть

$$y = w^{\mathsf{T}} x + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim \text{norm}(0, \sigma^2)$$

таким образом $y \sim \text{norm}(w^{\mathsf{T}}x, \sigma^2)$



MLE для линейной регрессии (напоминание)

$$p(y \mid x, w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(y - w^{\mathrm{T}}x)^2}{2\sigma^2}\right]$$

$$\log L(w) = \log \prod_{i=1}^{m} p(y_i \mid x_i, w) = \sum_{i=1}^{m} \left[-\frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{(y_i - w^{\mathsf{T}} x_i)^2}{2\sigma^2} \right]$$

Максимизация правдоподобия (MLE):

$$\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - w^{\mathsf{T}} x_i)^2 \to \min,$$

т.е. это МНК!

А теперь введём априорное распределение на веса

$$p(w) = \text{norm}(w \mid 0, \lambda^{-1}I) = \frac{\lambda^{n/2}}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left[-\frac{\lambda}{2} w^{T}w\right]$$

Как всегда логика: «меньше – лучше»

$$\log p(w \mid D) = \log p(w) + \log p(D \mid w) - \log p(D)$$

MAP

$$\log p(w | D) \sim \log p(w) + \log p(D | w) =$$

$$= \log \left[\frac{\lambda^{n/2}}{(2\pi)^{n/2}} \right] - \frac{\lambda}{2} w^{\mathrm{T}} w + \sum_{i=1}^{m} \left[-\frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^{2}) - \frac{(y_{i} - w^{\mathrm{T}} x_{i})^{2}}{2\sigma^{2}} \right]$$

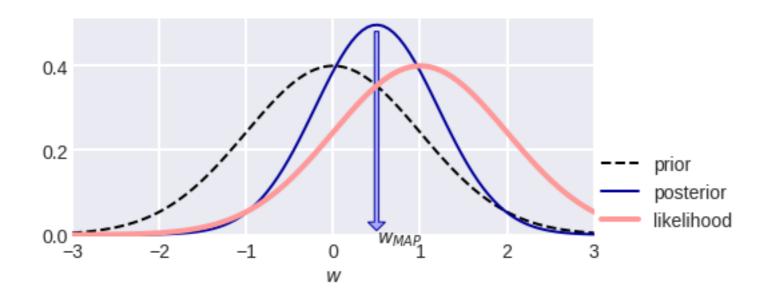
MAP

$$\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - w^{\mathsf{T}} x_i)^2 + \frac{\lambda}{2} w^{\mathsf{T}} w \to \min$$

т.е. это гребневая регрессия!

мы наконец-то (ещё раз!) теоретически обосновали Ridge()!

И тут ясен смысл регуляризационного множителя $\lambda\sigma^2$



- MLE нерегуляризованное решение
 - МАР регуляризованное решение

регуляризация ~ априорное распределение параметров

Априорное нормальное распределение сводится к гребневой регрессии (I2-регуляризации)

Если использовать априорное распределение Лапласа, то получим L1-регуляризацию

Аналогично с логистической регрессией!

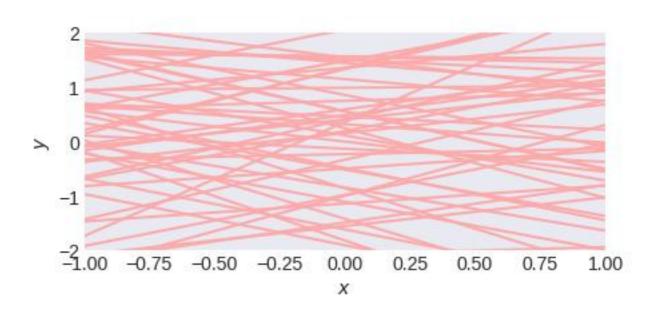
априорное распределение

$$p(w) = \text{norm}(w \mid 0, \Sigma_0) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} w^{\mathsf{T}} \Sigma_0^{-1} w \right]$$

распределение на значениях коэффициентов

2 0 -2 -2 0 2 w₁

пространство данных и сэмплированные модели



MAP

$$\log p(w|D) \sim \log p(w) + \log p(D|w) =$$

$$= \operatorname{const} - \frac{1}{2} w^{\mathsf{T}} \Sigma_{0}^{-1} w - \frac{1}{2\sigma^{2}} ||Xw - y||^{2} =$$

$$= \operatorname{const} - \frac{1}{2\sigma^{2}} (w^{\mathsf{T}} X^{\mathsf{T}} X w - 2 y^{\mathsf{T}} X w + y^{\mathsf{T}} y) - \frac{1}{2} w^{\mathsf{T}} \Sigma_{0}^{-1} w =$$

$$= -\frac{1}{2} w^{\mathsf{T}} \left(\frac{1}{\sigma^{2}} X^{\mathsf{T}} X + \Sigma_{0}^{-1} \right) w + \frac{2}{2\sigma^{2}} y^{\mathsf{T}} X w + \operatorname{const} = -\frac{1}{2} (w - \mu)^{\mathsf{T}} \Sigma^{-1} (w - \mu) + \operatorname{const}$$

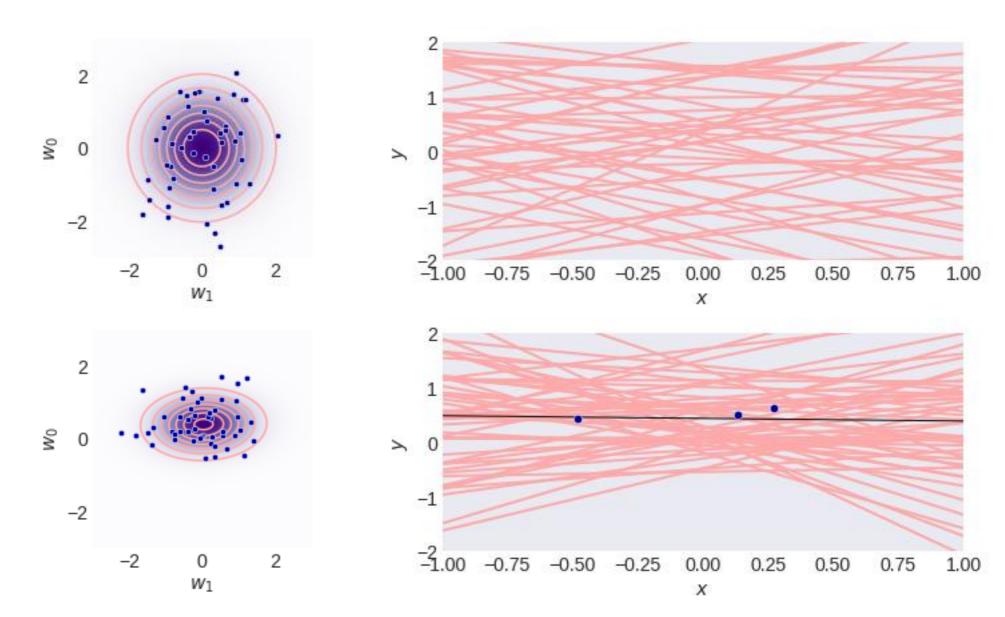
если выделить полный квадрат... можно раскрыть последнюю строчку и приравнять

постериорное распределение

$$P(w \mid D) = \text{norm}(\sigma^{-2}(\sigma^{-2}X^{\mathsf{T}}X + \Sigma_0^{-1})^{-1}X^{\mathsf{T}}y, \quad (\sigma^{-2}X^{\mathsf{T}}X + \Sigma_0^{-1})^{-1})$$
posterior mean, posterior variance

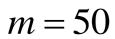
$$m=0$$
только априорное нормальное распределение значений коэффициентов

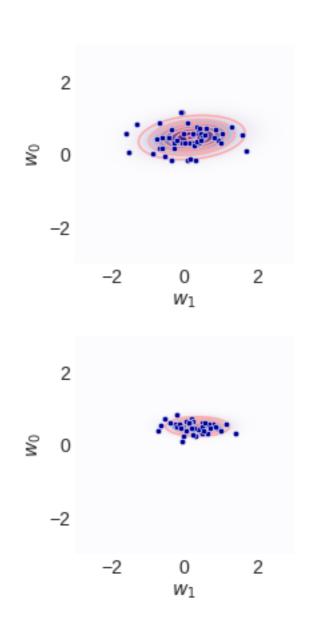
$$m = 3$$

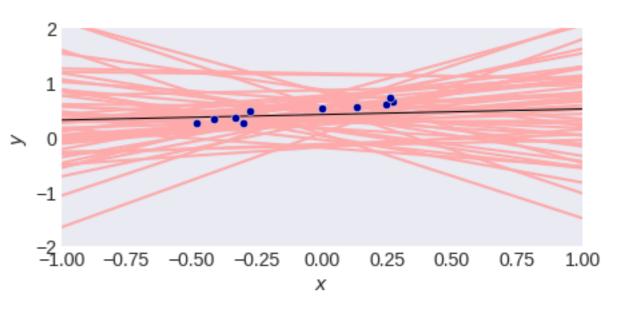


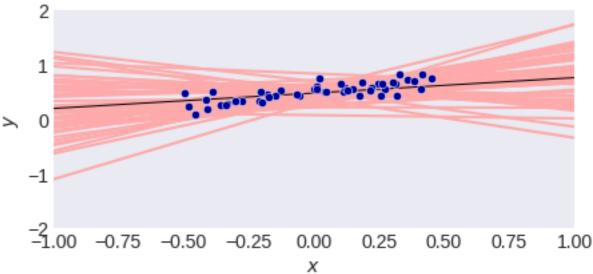
тут, правда, ограничения на оба коэффициента (и своб. член), что непрактично

$$m = 10$$









Логистическая регрессия + байесовский подход

Здесь всё аналогично...

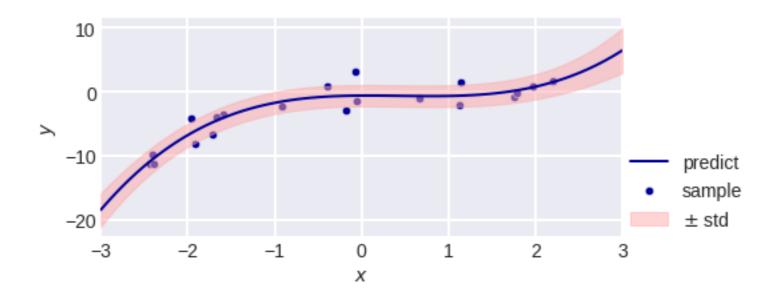
$$p(w) = \text{norm}(w \mid 0, \lambda^{-1}I) = \frac{\lambda^{n/2}}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left[-\frac{\lambda}{2} w^{T}w\right]$$

$$\log p(w \mid D) \sim \log p(w) + \log p(D \mid w) \sim$$

$$\sum_{i} (-y_i \log a_i - (1 - y_i) \log(1 - a_i)) + \lambda^2 w^{\mathsf{T}} w \to \min$$

тоже возникло регуляризационное слагаемое...

Минутка кода



```
from sklearn.linear_model import BayesianRidge
# обучение
model = BayesianRidge()
x = np.vander(x, 4)
model.fit(x,y)
# формируем ответ
grid = np.linspace(-3, 3, 100)
x2 = np.vander(grid, 4)
means, stds = model.predict(x2, return_std=True)
```

44 слайд из 63

Байесовские точечные оценки оценки параметра по апостериорному распределению

Среднее значение распределения

$$\hat{\theta} = \int \theta p(\theta \mid y) \partial \theta$$

очень трудоёмко!

Наилучшая оценка с смысле минимизации апостериорного байесовского риска:

$$\int (\theta - \hat{\theta})^2 p(\theta \mid y) \partial \theta \to \min$$

Модальное значение

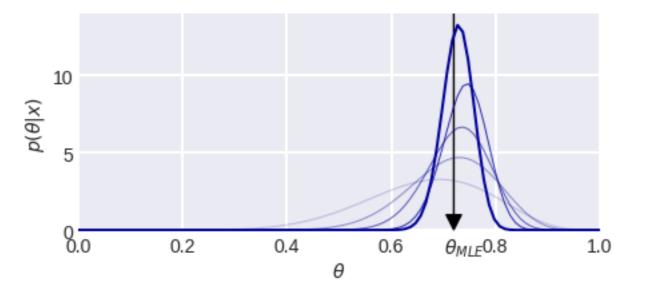
$$\hat{\theta}_{MAP} = \arg\max p(\theta \mid y)$$

получается коррекция MLE (ММП):

$$arg \max(\log p(y | \theta) + \log p(\theta))$$

Байесовские точечные оценки

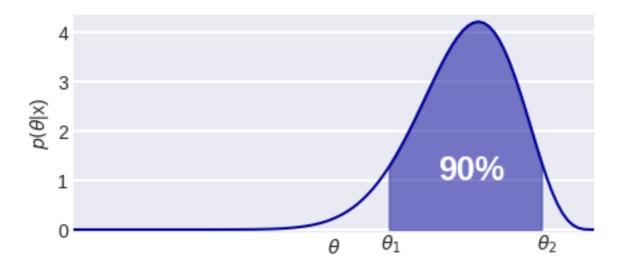
$$\lim_{m/n\to\infty} p(\theta \mid y_1,...,y_m) \to \sigma(\theta - \theta_{\text{MLE}})$$



Медианное значение – используется реже...

Байесовские интервальные оценки

Из вычисленного распределения $p(\theta \mid y)$



Ищем пороги
$$p_1, p_2$$
:
$$\int_{p_1}^{p_2} p(\theta \mid y) \partial \theta = p$$

Проблемы с вычислениями

$$p(\theta \mid D) = \frac{p(D \mid \theta) \cdot p(\theta)}{\int_{\theta} p(D \mid \theta) p(\theta) \partial \theta}$$

Как вычислить интеграл в знаменателе?!

Интегрирование в многомерном пространстве...

Нам повезло (сопряжённые распределения) и ответ получался даже аналитически

Hint: в качестве априорного брать распределение сопряжённое к правдоподобию (и так формализовать начальные знания)

Для распределений из экспоненциального семейства существуют сопряжённые

48 слайд из 63

Как считать нормировочную константу

$$p(w \mid y) = \frac{p(y \mid w) \cdot p(w)}{p(y)} = \frac{p(y \mid w) \cdot p(w)}{\int p(y \mid w) p(w) \partial w}$$

для этого используется т.н. Variational Bayesian Inference:

$$\log p(y) = \int q(z) \log p(y) \partial z = \int q(z) \log \frac{p(y,z)}{p(z|y)} \partial z =$$

$$= \int q(z) \log \frac{p(y,z)q(z)}{q(z)p(z|y)} \partial z =$$

$$= \int q(z) \log \frac{p(y,z)}{q(z)} \partial z + \int q(z) \log \frac{q(z)}{p(z|y)} \partial z$$

$$= \int q(z) \log \frac{p(y,z)}{q(z)} \partial z + \int q(z) \log \frac{q(z)}{p(z|y)} \partial z$$

левая часть не зависит от q, поэтому, когда f максимально DL=0

приближённое вычисление p(y) свели к максимизации интеграла

Байесовский подход к машинному обучению

обучающая выборка: (X,Y)

обучение:

$$p(w \mid X, Y) = \frac{p(Y \mid X, w)p(w)}{\int p(Y \mid X, w)p(w)\partial w}$$

Получаем распределение в пространстве параметров модели, т.е. «вероятностный ансамбль»!

На контрольной выборке x':

$$p(y'|x',X,Y) = \int p(y'|x',w)p(w|X,Y)\partial w$$

Предсказание с использованием полного распределения!

В этом и есть защита от переобучения...

ясно как дообучить модель в рамках байесовского подхода...

Но как делать интегрирования на этом слайде?

Байесовский подход к машинному обучению

Если

$$w_{\text{MAP}} = \operatorname{arg\,max} p(w \mid X, Y) = \operatorname{arg\,max} p(Y \mid X, w) p(w)$$

теперь функцию внутри интеграла заменить на дельта-функцию:

$$p(y' | x', X, Y) = \int p(y' | x', w) p(w | X, Y) \partial w \approx p(y' | x', w_{MAP})$$

Мы уже видели:

БП ⇒ регуляризация в БП можно обучать батчами

Теперь понимаем: автоматическое ансамблирование есть возможность автоматического получения наиболее простой модели

Иерархические модели

Пусть w зависит от другого параметра (мета-параметра) α , тогда по формуле Байеса

$$p(\alpha \mid X, Y) = \frac{p(Y \mid X, \alpha)p(\alpha)}{p(Y \mid X)}$$

Правдоподобие lpha

$$p(Y \mid X, \alpha) = \int p(Y \mid X, w) p(w \mid \alpha) \partial w$$

называется обоснованностью

(просто исключаем переменную)

- дальше принцип максимальной обоснованности

параметры α выбираются так, чтобы создать ограничения на параметр w

Не пытаемся оптимизировать сразу по всем параметрам

Иерархические модели

Параметр α может зависеть от другого параметра (мета-мета-параметра)...

считается, что при настройке таких параметров меньше риска переобучения

Принцип максимальной обоснованности

$$\alpha_{\rm ME} = \arg\max p(Y\,|\,X,\alpha)$$
 далее находим апостериорное распределение
$$p(w\,|\,\alpha_{\rm ME},X,Y)$$

Так производится классификация / регрессия

$$p(y'|x',X,Y,\alpha_{\text{ME}}) = \int p(y'|x',w)p(w|\alpha_{\text{ME}},X,Y)\partial w$$

в некоторых случаях (ex: RVM) этот интеграл легко вычислить

RVM (метод релевантных векторов) для регрессии

напомним, что для линейной регрессии $y = w^{\mathrm{\scriptscriptstyle T}} x + \varepsilon$, $\varepsilon \sim \mathrm{norm}(0, \sigma^2)$

$$p(w) = \text{norm}(w \mid 0, \lambda^{-1}I) \rightarrow \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{m} (y_i - w^{\mathsf{T}} x_i)^2 + \frac{\lambda}{2} w^{\mathsf{T}} w \to \min$$

пусть теперь

априорное распределение на параметры

$$p(w \mid \alpha) = \text{norm}(w \mid 0, \text{diag}(\alpha_1, ..., \alpha_n)^{-1})$$

для каждого параметра независимая регуляризация

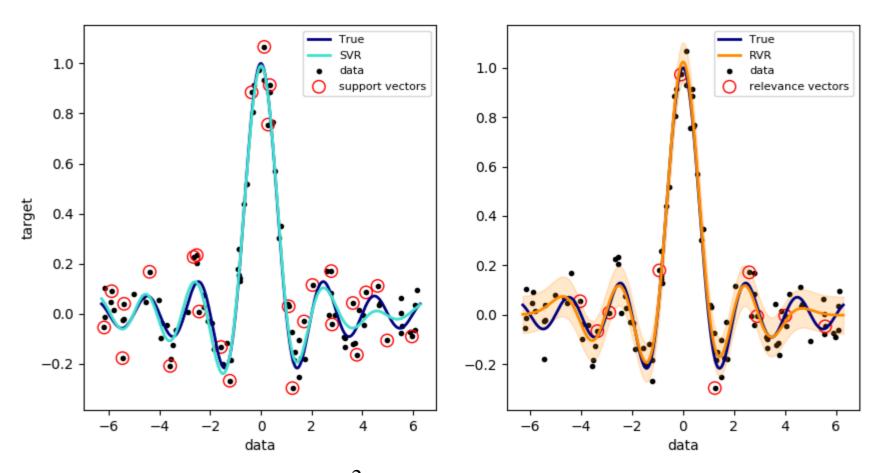
по максимальной обоснованности (evidence approximation или type-2 max likelihood)

$$p(Y \mid X, \alpha, \sigma^2) = \int p(Y \mid X, w, \sigma^2) p(w \mid \alpha) \partial w \to \max_{\alpha, \sigma^2}$$

вывод не рассматриваем: тут свёртка двух гауссиан

RVM (метод релевантных векторов) для регрессии

RVR versus SVR



параметры α, σ^2 подбираются автоматически разреженное решение – «отбор релевантных векторов» кроме прогноза выдаёт дисперсию прогноза

https://sklearn-rvm.readthedocs.io/en/latest/auto_examples/plot_compare_rvr_svr.html

RVM (метод релевантных векторов) для классификации

напомним, что для логистической регрессии

$$p(w) = \text{norm}(w \mid 0, \lambda^{-1}I) \rightarrow \text{logloss} + \lambda w^{\mathsf{T}}w \rightarrow \text{min}$$

пусть теперь априорное распределение на параметры

$$p(w \mid \alpha) = \text{norm}(w \mid 0, \text{diag}(\alpha_1, ..., \alpha_n)^{-1})$$

для каждого параметра независимая регуляризация

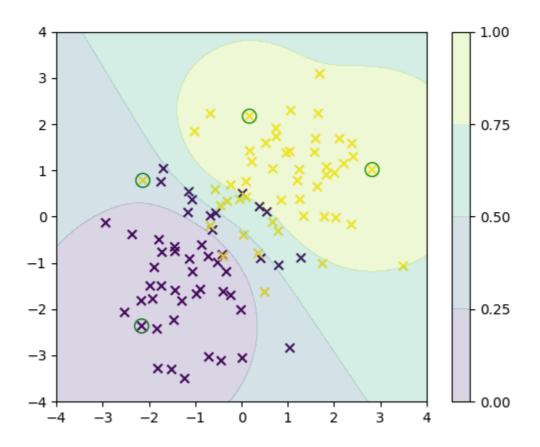
и опять принцип максимальной обоснованности тут ещё приём – приближение Лапласа (Laplace Approximation), чтобы взять интеграл

$$\sum_{i} \max[1 - y_i w^{\mathsf{T}} x, 0] + \alpha w^{\mathsf{T}} w \to \min$$

$$\sum_{i} \log(1 + \exp(-y_i w^{\mathsf{T}} x)) + w^{\mathsf{T}} \operatorname{diag}(\alpha) w \to \min$$

56 слайд из 63

RVM (метод релевантных векторов) для классификации



опять автоматический подбор параметров разреженное решение обучение медленнее SVM

не рассматриваем вывод

https://sklearn-rvm.readthedocs.io/en/latest/auto_examples/plot_rvm_for_classification.html

Что такое случайность

Частотный подход (frequentism)	Байесовский подход (Bayesianism)
объективная неопределённость	– мера нашего незнания
=> делаем серию экспериментов	переход от априорной информации
(в пределе истина)	(формализует незнание) к апостериорной
	(учитывая эксперимент)
параметры делятся на детерминированные	ВСЕ параметры – случайные
и случайные	(они же неизвестны!)
Частота связана с вероятностью!	Можно говорить о любых событиях,
Если событие не повторяется, то говорить о	например, о вероятности поражения в
вероятности бессмысленно	финале ЧМ.
Типичный метод – MLE (доказана	Формула Байеса + другие ф-лы
оптимаьность)	МАР – обычно смещённая, но малый
обычно несмещённая оценка, но большой	разброс
разброс	
хорошо при т → ∞	Что-то разумное при малых m
	при m=0 априорное распределение =
	апостериорному

Bayesian learning

- обучает целое распределение параметров
- более робастное решение за счёт постериорного усреднения (posterior averaging)
- позволяет оценить достоверность/уверенность (confidence) предсказания модели
 - позволяет обучать гиперпараметры по данным
 - позволяет обучаться с пропущенными значениями
 - связь с логическим выводом (Modus Ponens)

$$\frac{A, A \to B}{A \& B} \qquad \frac{p(A), p(B \mid A)}{p(A \& B)}$$

Камни в огород Байесианцев

Можно поверить в распределения объектов

(в конце концов, мы хотим узнать, как пространство объектов устроено), но параметры модели...

Большинство примеров «искусственные» – для хороших распределений

Утверждается, что байесовский подход работает даже при отсутствии выборки (экспериментов). Тогда априорное распределение = апостериорному... но откуда взять априорное?!

Удобно вносить свои знания с помощью распределения, но можем внести и заблуждения...

Методы вычислительно ресурсоёмкие

Оптимизационный подход к МО

- выбрать модель (предполагаем, что достаточно хорошо описывает данные)
 - выбрать метрику качества (которая формалирует «хорошесть» решения)
 - оптимизировать метрику варьируя параметры модели

Вероятностный подход к МО

• выбрать вероятностную модель данных

(предполагаем, что достаточно хорошо описывает данные)

- в вероятностных терминах сформулировать «хорошесть» решения (MLE или MAP)
 - оптимизировать вероятностный критерий (MLE или MAP)

Источники

Bishop C. M. Pattern recognition and machine learning. – Springer, 2006

Буре В.М., Грауэр Л.В. Лекция «Байесовский подход» // ШАД СПб, 2013 https://compscicenter.ru/media/slides/math_stat_2013_spring/2013_05_22_math_stat_2013_spring-pdf

Maтериалы DeepBayes-2017 // http://deepbayes.ru/2017/

Учебное пособие по Байесовскому подходу

http://www.machinelearning.ru/wiki/images/4/43/BayesML-2007-textbook-2.pdf

Байесовский подход

https://dyakonov.org/2018/07/30/байесовский-подход/

Сайт Типпинга

http://www.miketipping.com/sparsebayes.htm