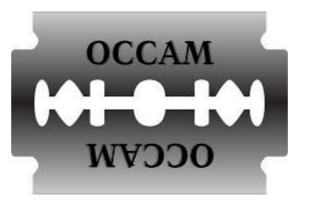


Бритва Оккама



«Entia non sunt multiplicanda sine necessitate»

(лат. сущности не следует умножать без необходимости)

Из всех гипотез, объясняющих данные, надо выбирать простейшую...

1, 2, 3, ? ...

«Объяснение должно быть наипростейшим, но не проще...» Энштейн

Теорема о бесплатном сыре (No Free Lunch Theorem)

В среднем (по всем возможным порождающим распределениям) у всех алгоритмов процент ошибок одинаков...

Сложность

Простота алгоритма – MDL, порядок полинома, ...

Простота модели – VC-размерность, ...

Футбольный оракул

```
исход матча предсказания при обзвоне
```

```
0 0000000011111111
1 00001111-----
0 ----011-----
```

Будете ли Вы верить предсказаниям?

Если начать с 1/16 финала и распараллелить ×10 (т.е. обзвонить 160 человек), то перед финалом 10 человек, которым безошибочно сказали 4 исхода!

Вероятность события ~ доля испытаний, завершившихся наступлением события, при бесконечном числе экспериментов.

Есть и другой подход к определению вероятности! 3БЧ: частота → вероятность



→ теория вероятностей

← математическая статистика



Как задать распределение с.в. ξ

Если принимает значения $\mathcal{X}_1, \mathcal{X}_2, \ldots$, то вероятностями

$$p_1 = \mathbf{P}(\xi = x_1), p_2 = \mathbf{P}(\xi = x_2), \dots$$

 $\sum_i p_i = 1, p_i \ge 0$



Если $\xi \in \mathbb{R}$, то функцией распределения

$$p(x): F_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{x} p(z) \partial z$$

удобна тем, что

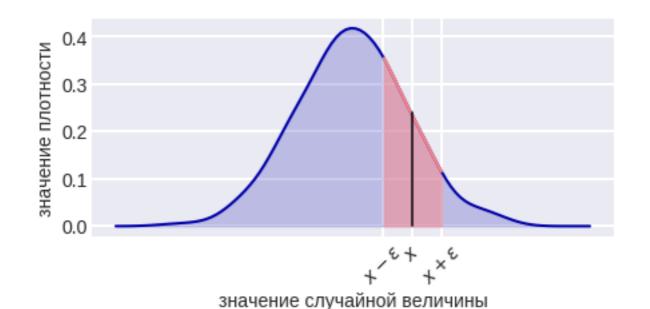
$$\mathbf{P}(a \le \xi \le b) = \int_{a}^{b} p(x) \partial x$$



Связь плотности и вероятности

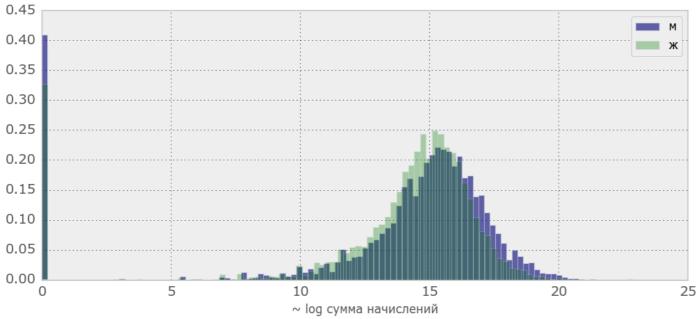
$$\mathbf{P}(x - \varepsilon \le \xi \le x + \varepsilon) = \int_{x - \varepsilon}^{x + \varepsilon} p(z) \partial z \approx 2\varepsilon p(x)$$

$$\frac{\mathbf{P}(\xi \in [x_1 - \varepsilon, x_1 + \varepsilon])}{\mathbf{P}(\xi \in [x_2 - \varepsilon, x_2 + \varepsilon])} = \frac{p(x_1)}{p(x_2)}$$

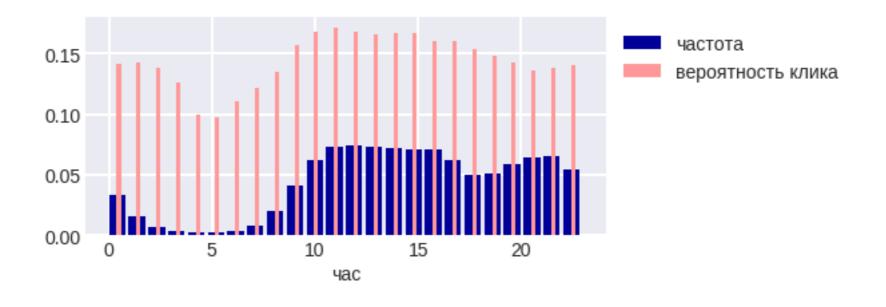


Примеры распределений из жизни: сбербанк





Примеры распределений из жизни: тикетлэнд





Пусть с.в. имеет плотность p(x)

Математическое ожидание (~центр масс) -

$$\mathbf{E}X = \int x p(x) \partial x$$

Дисперсия (средний квадрат отклонения от МО) -

$$\mathbf{E}(X - \mathbf{E}X)^2 = \int (x - \mathbf{E}X)^2 p(x) \partial x$$

можно рассматривать и другие средние и отклонения квантиль, медиана, мода

Условная плотность -

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

Очевидный пересчёт

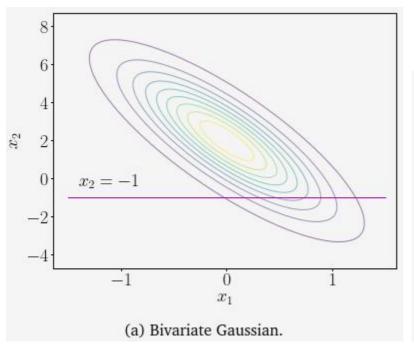
$$p(x | y)p(y) = p(x, y) = p(y | x)p(x)$$

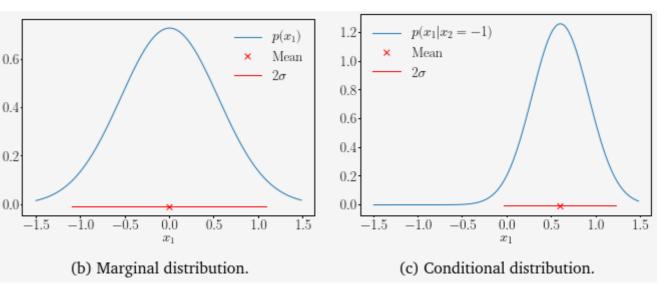
Маргинализация плотности по неизвестной компоненте

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

Обуславливание плотности по известной компоненте

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





Правило произведения

$$p(x_1,...,x_n) = p(x_1 \mid x_2,...,x_n) p(x_2 \mid x_3,...,x_n) ... p(x_{n-1} \mid x_n) p(x_n)$$

Точечное оценивание

Зачем нужно? Наша же цель найти (оценить?) истинные значения параметров модели...

Выборка $\{x_1,...,x_m\}$

(независимые одинаково распределённые случайные величины)

Статистика (точечная оценка) – (измеримая) функция от выборки

$$\hat{\theta} = g(x_1, \dots, x_m)$$

Это тоже случайная величина! примеры

Требования к статистике

1) Надо, чтобы значение было близко к истинному значению параметров модели heta

Смещение
$$bias(\hat{\theta}) = \mathbf{E}\hat{\theta} - \theta$$

 Несмещённая (unbiased) оценка $bias(\hat{\theta}) = 0$
 Асимптотически несмещённая оценка $bias(\hat{\theta}) \to 0$

Для нормального распределения несмещённые оценки:

$$\hat{\mu} = \frac{x_1 + \dots + x_m}{m}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^{m} (x_i - \hat{\mu})^2$$

Требования к статистике

2) Надо, чтобы оценка не сильно варьировалась в зависимости от выборки

$$var(\hat{\theta}) \rightarrow min$$

Пример:

$$var(\hat{\mu}) = \frac{\sigma^2}{m}$$

Требования к статистике

3) с ростом числа наблюдений была сходимость Состоятельность (Consistency): $\hat{\theta} \xrightarrow[P]{} \theta$

$$orall arepsilon > 0 \; \mathbf{P}(\mid \hat{ heta} - \theta \mid > arepsilon) o 0$$
 при $m o \infty$

Пример: оценка $\hat{\mu} = \mathcal{X}_{_{\! 1}}$ несмещённая, но не является состоятельной

Оценка Maximum Likelihood Estimation (MLE / ММП)

$$\{y_1, \ldots, y_m\}$$

$$\hat{\theta}_{\text{MLE}} = \underset{\theta}{\text{arg max}} p(D \mid \theta) = \underset{\theta}{\text{arg max}} \prod_{i} p(y_i \mid \theta)$$

м.б. смещённая

- 1) состоятельная
- 2) асимптотически эффективная и асимптотически нормальная

эффективность вводится в классе оценок:

$$\mathbf{E} ||\hat{\theta} - \theta||^2 \leq \mathbf{E} ||\hat{\theta}' - \theta||^2$$

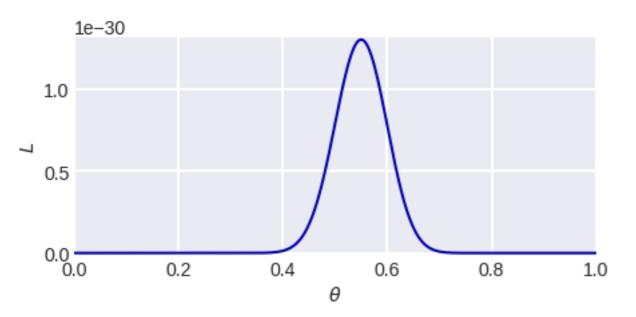
эффективная – несмещенная оценка, имеющая наименьшую дисперсию из всех возможных несмещенных оценок данного параметра
ММП – среди асимптотически нормальных

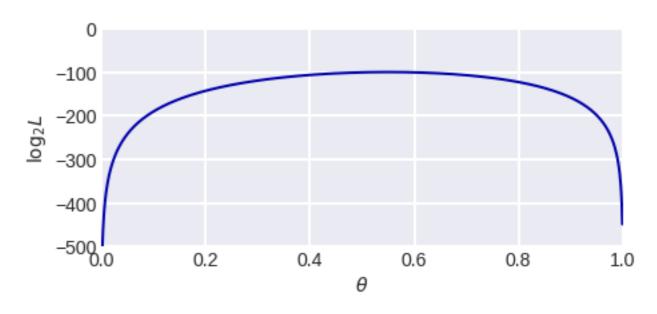
есть ещё, например, метод моментов МАР (будет)

Правдоподобие (Likelihood)

Подбрасывание монеты число бросков – n=100 выпадение орла – m=55

$$L(\theta) = \theta^{m} (1 - \theta)^{n - m}$$
$$L(0.5) \approx 7.9 \cdot 10^{-31}$$
$$\log L(0.5) = -100$$





часто берут логарифм

Откуда берётся дивергенция Кульбака-Лейблера

Пусть есть выборка $\{x_1,\ldots,x_m\}$ из распределения с плотностью p

Мы пытаемся найти распределение $q(x \mid \theta)$ с параметрами θ ММП:

$$\hat{\theta} = \arg\max_{\theta} \prod_{i=1}^{m} q(x_i \mid \theta) = \arg\max_{\theta} \sum_{i=1}^{m} \log q(x_i \mid \theta) =$$

$$= \arg\max_{\theta} \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \log q(x_i \mid \theta) - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \log p(x_i)$$

$$\sim \arg\min_{\theta} \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \log \frac{p(x_i)}{q(x_i \mid \theta)}$$

$$\sim \arg\min_{\theta} \int \log \frac{p(x)}{q(x \mid \theta)} p(x) \partial x$$

$$\underset{\text{KL}(p||q_{\theta})}{\text{KL}(p||q_{\theta})}$$

20 слайд из 57

Дивергенция Кульбака-Лейблера

$$KL(p || q_{\theta}) = \mathbf{E}_{p}[\log p(x) - \log q(x | \theta)] =$$

$$= \int \log \frac{p(x)}{q(x | \theta)} p(x) \partial x$$

кстати, если хотим минимизировать, то достаточно (истинное распределение не знаем)

$$\mathbf{E}_{p}[\log q(x \mid \theta)] \to \max$$

а это и есть метод максимального правдоподобия!

Попытка совместить распределение-оценку с истинным...

Взаимная информация

$$I(x, y) = \text{KL}(p(x, y) || p(x)p(y)) =$$

$$= \iint p(x, y) \ln \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \partial x \partial y$$

$$I(x, y) = H(x) - H(x | y) = H(y) - H(y | x)$$

Ковариация и корреляция

$$cov(X,Y) = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}X)(Y - \mathbf{E}Y)]$$

$$var(X) = cov(X, X) = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}X)^{2}]$$

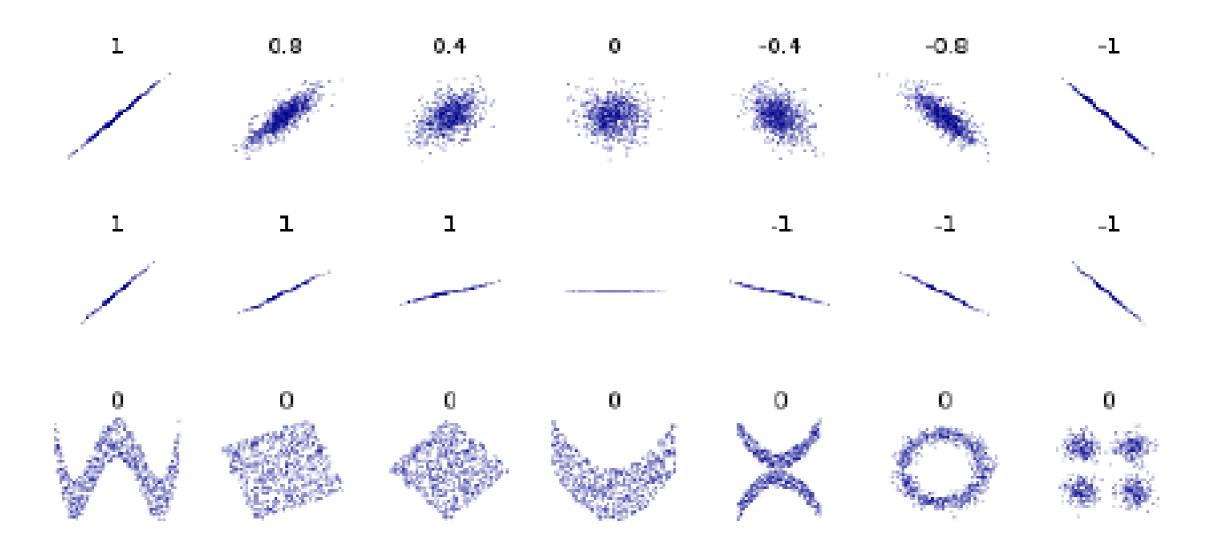
Корреляционный коэффициент Пирсона (Pearson):

$$corr(X,Y) = \frac{cov(X,Y)}{\sqrt{var(X)var(Y)}} \in [-1, +1]$$

определяет меру линейной зависимости между с.в.

Независимые переменные некоррелированны. Обратное неверно.

Ковариация и корреляция



На корреляционный коэффициент влияют выбросы!

Ковариация и корреляция

Коэффициент корреляции Спирмена (Spearman) – определяет меру монотонной зависимости

= коэффициент корреляции Пирсона между рангами

$$r(\lbrace x_{i}\rbrace, \lbrace y_{i}\rbrace) = \frac{\sum_{i=1}^{m} \left(\text{rank}(x_{i}) - \frac{m+1}{2}\right) \left(\text{rank}(y_{i}) - \frac{m+1}{2}\right)}{\frac{1}{12}(m^{3} - m)} = 1 - \frac{6}{m^{3} - m} \sum_{i=1}^{m} \left(\text{rank}(x_{i}) - \text{rank}(y_{i})\right)^{2}$$

последняя формула – если нет совпадающих рангов

Зависимость бинарных величин

$$a = 0$$
 $a = 1$
 $y = 0$ m_{00} m_{01}
 $y = 1$ m_{10} m_{11}

φ -коэффициент

$$\varphi = \frac{m_{11}m_{00} - m_{10}m_{01}}{\sqrt{m_{1*}m_{0*}m_{*1}m_{*0}}}$$

Зависимость бинарной и вещественной Point-biserial correlation coefficient

$$r_{\text{pb}} = \frac{\text{mean}(x \mid y = 1) - \text{mean}(x \mid y = 0)}{\text{std}(x)} \frac{\sqrt{m_1 m_0}}{m}$$

Оценка плотности

1. Непараметрические методы

нет априорной гипотезы о распределении

2. Параметрические методы

распределение известно с точностью до параметров

$$p(y \mid \theta)$$
 – ММП – см. выше

3. Смеси распределений

$$p(x) = \sum_{t=1}^{k} \pi_t p_t(x \mid \theta_t)$$

$$\sum_{t=1}^{k} \pi_t = 1, \ \pi_t \ge 0$$

ЕМ-алгоритм – будет дальше

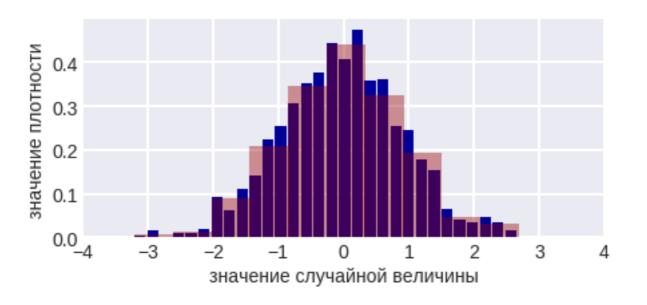
Оценка плотности: непараметрические методы







Оценка плотности



```
plt.figure(figsize=(7, 3))
plt.hist(x, color='#000099', bins=30, width=0.17, normed=True)
plt.hist(x, color='#990000', bins=10, width=0.6, normed=True, alpha=0.4)
plt.grid(lw=2)
plt.xlabel('вначение случайной величины')
plt.ylabel('вначение плотности')
plt.xlim([-4, 4])
```

какие недостатки?

$$\frac{1}{mh} \sum_{i=1}^{m} K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

функция ядра / окна:

$$K(z) \ge 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(z) \partial z = 1$$

$$K(z) = \frac{1}{2}I[|z| \le 1]$$

$$K(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^{\mathrm{T}}z}{2}\right)$$

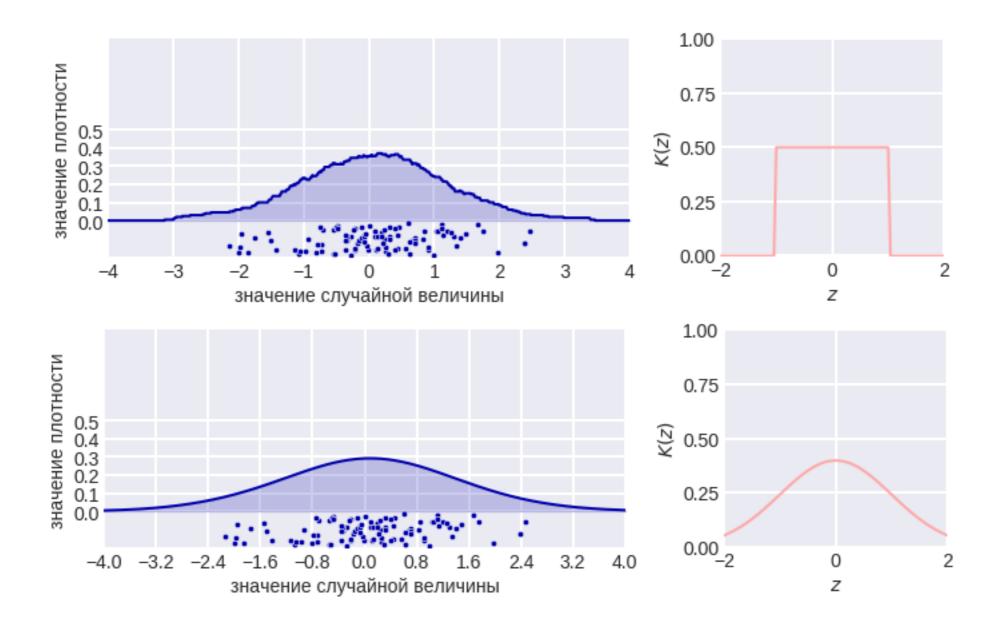
и в многомерном случае

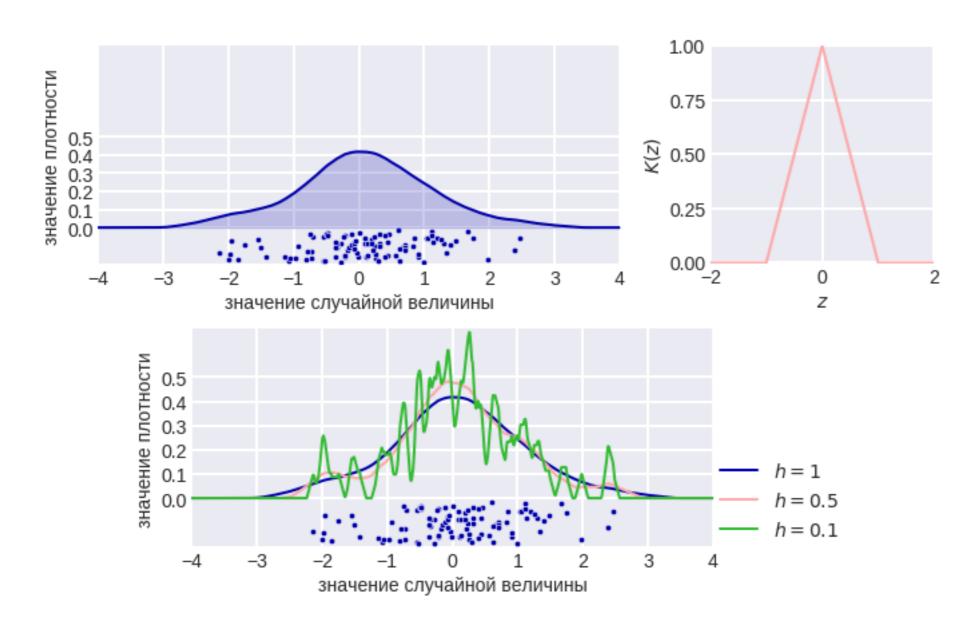


Примеры:

$$K(z) = \max(\min(1-z, 1+z), 0)$$

Есть теорема о сходимости







```
from scipy.stats import gaussian_kde
density = gaussian_kde(x)
xs = np.linspace(-4, 4, 100)
density.covariance_factor = lambda : .3
density._compute_covariance()

i = np.abs(xs-1) <= 0.5
plt.plot(xs,density(xs))</pre>
```

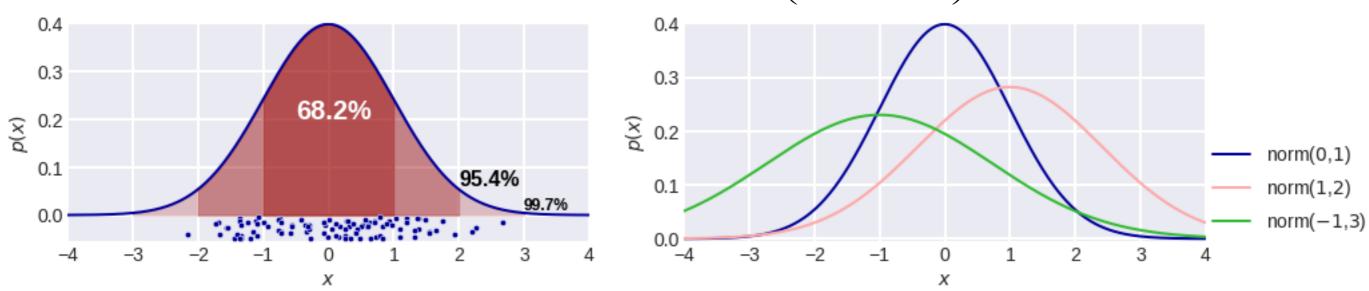
Дьяконов, А. Г. Анализ данных, обучение по прецедентам, логические игры, системы WEKA, RapidMiner и MatLab (практикум на эвм кафедры математических методов прогнозирования). — МАКСПресс, 2010. — 278 с. http://www.machinelearning.ru/wiki/images/7/7e/Dj2010up.pdf

Дьяконов А.Г. Прогноз поведения клиентов супермаркетов с помощью весовых схем оценок вероятностей и плотностей // Бизнес-информатика. 2014. № 1 (27). С. 68–77 https://bijournal.hse.ru/data/2014/04/15/1320713004/8.pdf

Пример распределения – нормальное

Одномерное нормальное распределение

$$norm(\mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$



«около центра данных очень много»

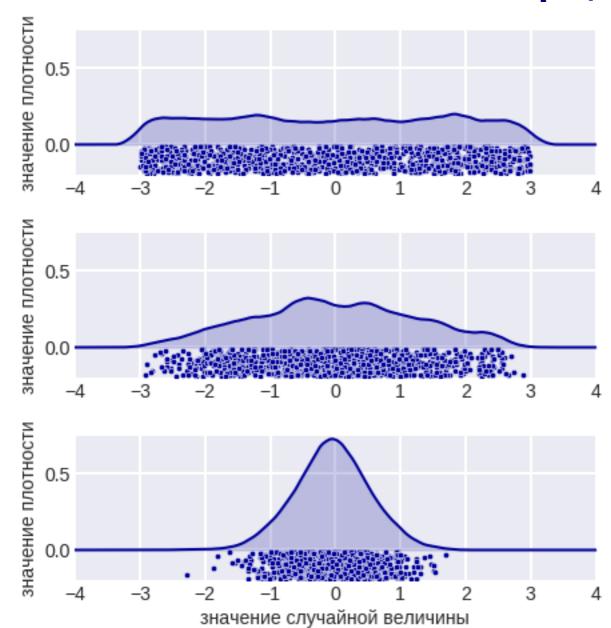
Нет так полезна на практике, как в теории...

Центральная предельная теорема

о усреднении независимых одинаково распределённых с конечными м.о. и дисперсией с.в.

$$\sqrt{m} rac{1}{m} \sum_{i=1}^m \xi_i - \mu \ o \mathrm{norm}(0,1)$$
 по распределению

Иллюстрация ЦПТ



$$\xi_i \sim U[-3, 3]$$

$$\frac{\xi_1 + \xi_2}{2}$$

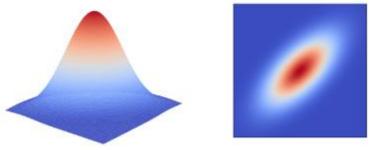
$$\frac{\xi_1 + \ldots + \xi_{10}}{10}$$

плотности оценены по Парзену; похоже на нормальное?

Многомерное нормальное (гауссовское) распределение

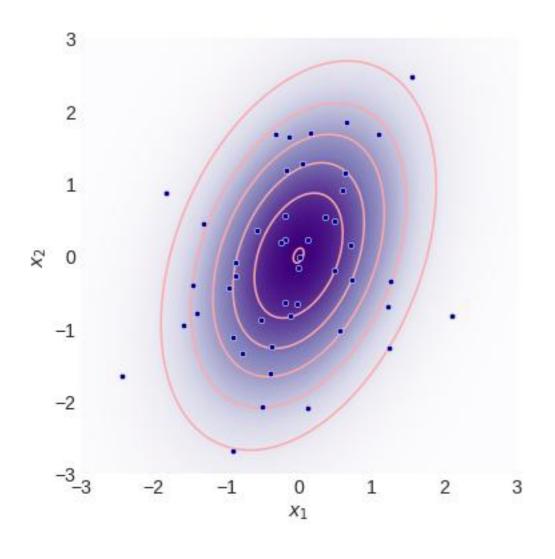
$$norm(\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T} \Sigma^{-1}(x-\mu)\right)$$

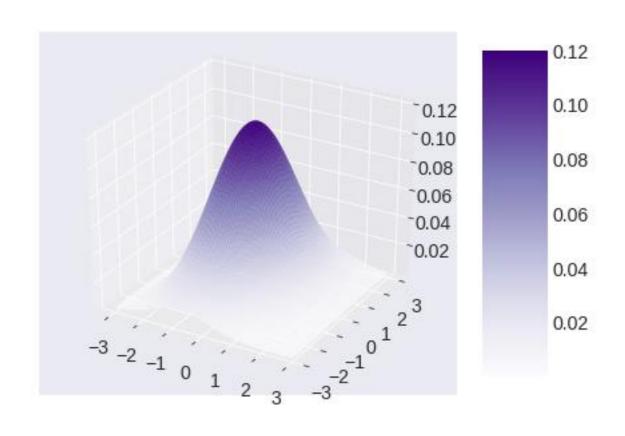
$$\mu = \mathbf{E}x$$



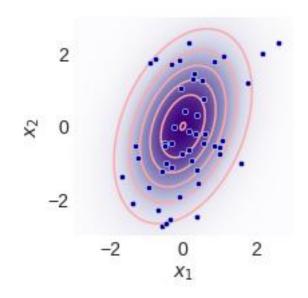
$$\Sigma = \text{cov}(x) = \begin{bmatrix} \text{var}(X_1) & \text{cov}(X_1, X_2) & \dots & \text{cov}(X_1, X_n) \\ \text{cov}(X_2, X_1) & \text{var}(X_2) & \dots & \text{cov}(X_2, X_n) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{cov}(X_n, X_1) & \text{cov}(X_n, X_2) & \dots & \text{var}(X_n) \end{bmatrix}$$

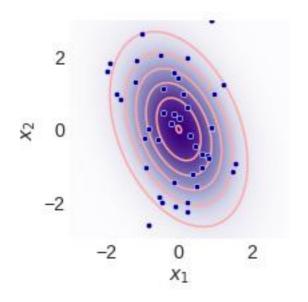
Многомерное нормальное (гауссовское) распределение

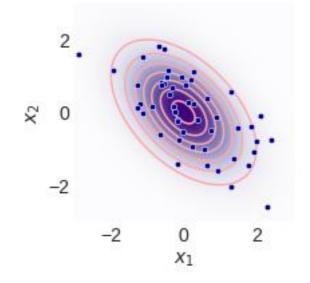


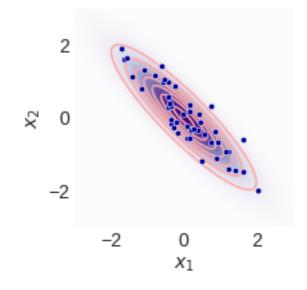


Многомерное нормальное (гауссовское) распределение









$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 \\ 0.5 & 2 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 \\ 0.5 & 2 \end{bmatrix} \qquad \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & -0.5 \\ -0.5 & 2 \end{bmatrix} \qquad \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & -0.9 \\ -0.5 & 1 \end{bmatrix} \qquad \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & -0.9 \\ -0.9 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & -0.5 \\ -0.5 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & -0.9 \\ -0.9 & 1 \end{bmatrix}$$

Теория информации

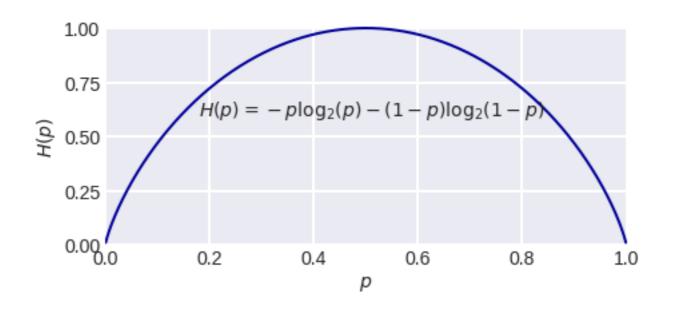
Информационная энтропия (Entropy) – мера неопределённости некоторой системы

$$x \sim (x_1, p_1), (x_2, p_2), \dots$$

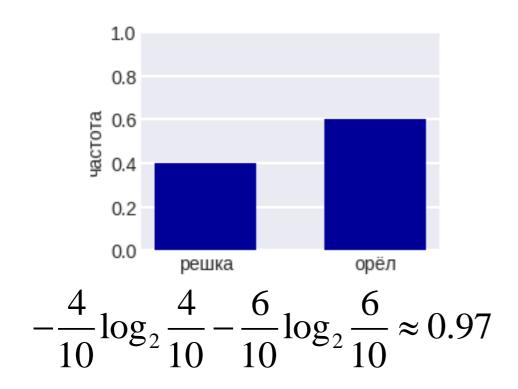
$$H(x) = -\sum_{t} p_{t} \log p_{t}$$

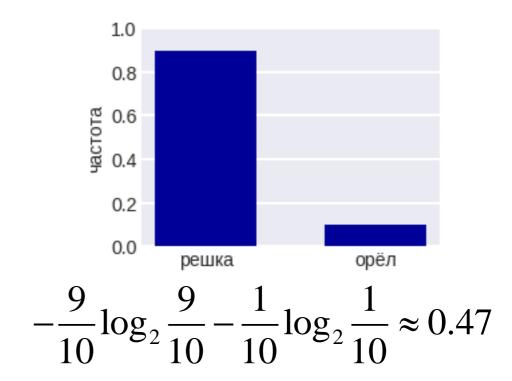
$$H(p) = -p \log_2 p - (1-p) \log_2 (1-p)$$

Что зависит от основания логарифма?



Теория информации





Результат подбрасывания честной монеты – 1 бит информации

Проклятие размерности

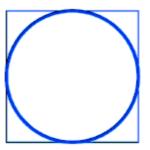
Объём шара радиуса r в \mathbb{R}^n

$$vol(r) = \frac{\pi^{n/2}}{\Gamma(n/2+1)} r^n$$

$$n = 1$$
 $vol(r) = 2r$

$$vol(r) = \pi r^2$$

n=2



$$n = 3$$
$$vol(r) = \frac{4}{3}\pi r^3$$



ДЗ доказать

Весь объём сосредоточен «на краю» шара

$$\frac{\operatorname{vol}(r+\varepsilon)}{\operatorname{vol}(r)} = \left(1 + \frac{\varepsilon}{r}\right)^n \xrightarrow[n \to +\infty]{} + \infty$$

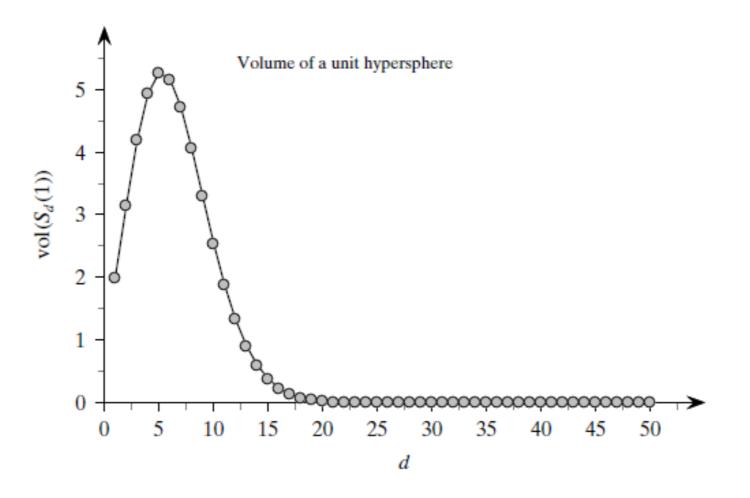
$$100\% \rightarrow 79\% \rightarrow 52\% \rightarrow ... \rightarrow 0$$

скорее всего, соседи будут с краю...

но это в предположении, что объекты «равномерно» разбросаны по пространству, а в реальности лежат около поверхностей малых размерностей

http://mc-stan.org/users/documentation/case-studies/curse-dims.html

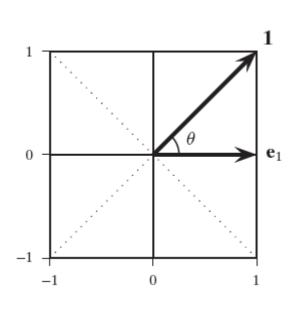
Объём единичного шара при росте размерности

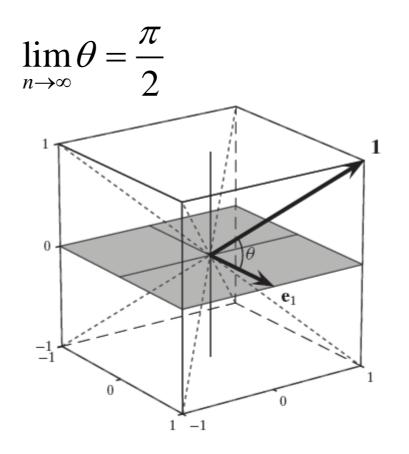


нет соответствия интуиции

Угол между диагональю и первым базисным вектором

$$\cos \theta = \frac{(1,0,\ldots,0)^{\mathrm{T}} \cdot (1,\ldots,1)}{\|(1,0,\ldots,0)\| \cdot \|(1,\ldots,1)\|} = \frac{1}{\sqrt{n}} \to 0$$





У нормально распределённых данных при росте размерности «масса» смещается в хвосты

ДЗ обосновать

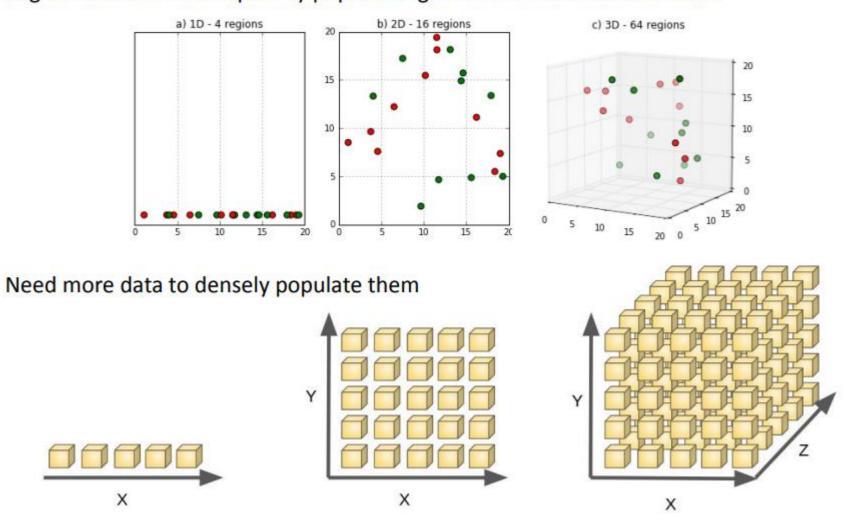
Как следствие из результата о нормах, метрики в конечномерном пространстве эквивалентны

$$\forall z \ c \rho(x, z) \le d(x, z) \le C \rho(x, z)$$

но при росте размерности «по сути» они отличаются

Проклятие размерности (The Curse of Dimensionality) необходимость больших данных с ростом числа признаков

Regions become more sparsely populated given the same amount of data



Сингулярное разложение матрицы (SVD)

любая $m \times n$ -матрица ранга k представляется в виде произведения

$$X_{m imes n} = U_{m imes k} \cdot \Lambda_{k imes k} \cdot V_{n imes k}$$
 где $\Lambda = \operatorname{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_k)$ $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_k > 0$ $U^{\mathsf{T}}U = I$ $V^{\mathsf{T}}V = I$

Сингулярное разложение матрицы (SVD)

$$X^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} X = (U\Lambda V^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}})^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} U\Lambda V^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} = V\Lambda^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} U^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} U\Lambda V^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} = V\Lambda^{2} V^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}}$$

поэтому

$$X^{\mathrm{T}}XV = V\Lambda^{2}$$

и матрица V состоит из с.в. матрицы $X^{^{\mathrm{T}}}X$, которым соответствуют с.з. $\lambda_{\mathrm{l}}^{^{2}} \geq \ldots \geq \lambda_{k}^{^{2}} > 0$ $\lambda_{\mathrm{l}} \geq \ldots \geq \lambda_{k} > 0$ – сингулярные числа

аналогично матрица U состоит из с.в. матрицы $X\!\!X^{\scriptscriptstyle \mathrm{T}}$ с теми же с.з.

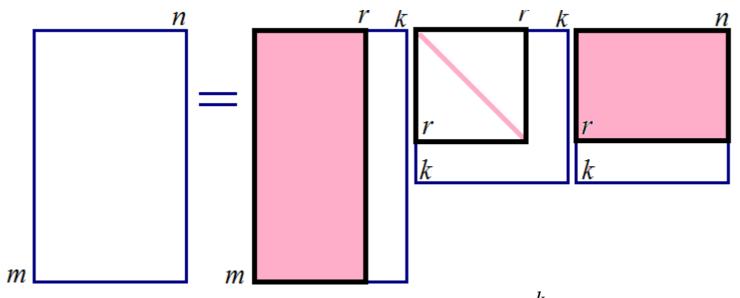
Усечённое сингулярное разложение матрицы (Truncated SVD)

что будет если

$$X = U\Lambda V^{\mathrm{T}}$$

$$\Lambda' = \operatorname{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_r, 0, \dots, 0)$$

$$U\Lambda'V^{\mathrm{T}} = \dots \sum_{i=1}^{r} \lambda_i u_i v_i^{\mathrm{T}} \equiv X'$$

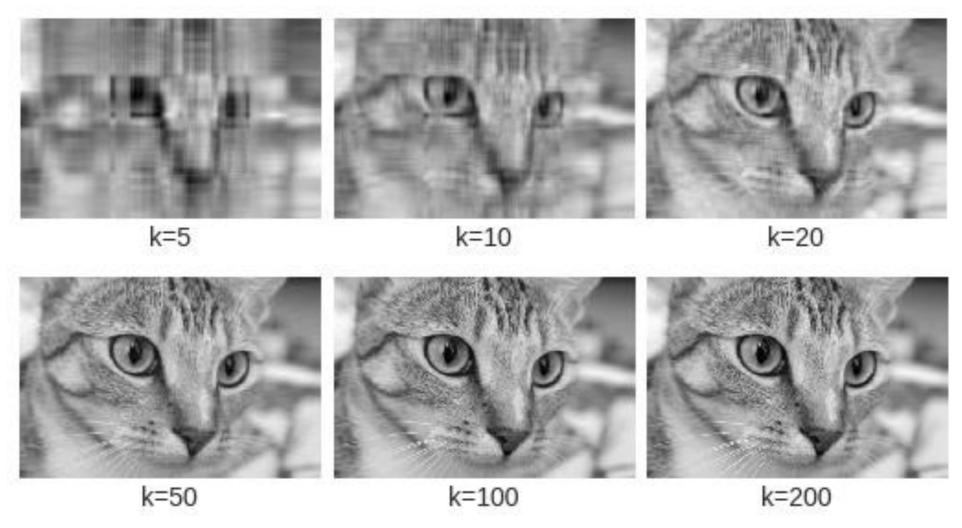


$$X' = \underset{H:\text{rank } H=r}{\operatorname{arg \, min}} || X - H ||_{2}^{2} = \sum_{i=r+1}^{k} \lambda_{i}^{2}$$

Применение SVD

- Для матриц малого ранга экономное хранение
- Для произвольных матриц приближение и сжатие
 - Регуляризация
 - Основа некоторых методов рекомендаций
- Основа некоторых методов тематического моделирования
 - Основа некоторых методов сокращения размерности

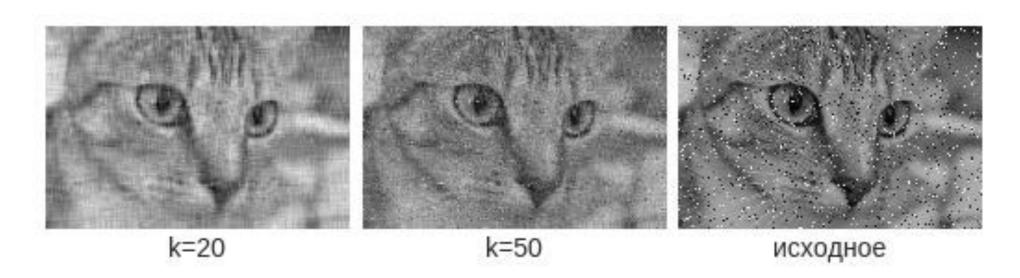
Реконструкция изображений с помощью SVD



Изначальный размер изображения 300×451 = 135 300 300×50 + 50 + 50×451 = 37 600

Минутка кода

Устойчивость к шумам



Матричное дифференцирование

$$\frac{\partial (a^{\mathsf{T}}w)}{\partial w} = \frac{\partial (w^{\mathsf{T}}a)}{\partial w} = a$$

$$\frac{\partial(A_1W_1 + \ldots + A_nW_n)}{\partial(W_1, \ldots, W_n)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial(A_1W_1 + \ldots + A_nW_n)}{\partial W_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial(A_1W_1 + \ldots + A_nW_n)}{\partial W_n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 \\ \vdots \\ A_n \end{bmatrix}$$

Книги

Математика в ML

Marc Peter Deisenroth, A Aldo Faisal, and Cheng Soon Ong "Mathematics for Machine Learning", 2019, https://mml-book.github.io

Последняя книга по математике в ML

Jean Gallier, Jocelyn Quaintance «Algebra, Topology, Differential Calculus, and Optimization Theory for Computer Science and Machine Learning» // Book in Progress, 1958 pp. (2019) http://www.cis.upenn.edu/~jean/gbooks/geomath.html