

## Энтропия и KL-дивергенция

$y$	"1"	"2"	"3"	...
$P\{Y=y_i\}$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	...

$$H_P = \sum_i P\{Y=y_i\} \log_{\frac{1}{2}} P\{Y=y_i\}$$

Смысл:

1) среднее число бинарных вопросов, к. нужно задать, чтобы завершить игру.

2) мера хаотичности и неопред. системы [информация]

$y$	"1"	"2"	"3"	...
$P_A\{Y=y_i\}$ истина	$p_1$	$p_2$	$p_3$	...
$P_B\{Y=y_i\}$ думаем	$q_1$	$q_2$	$q_3$	...

$$CE(A \parallel B) = \sum_i P_A\{Y=y_i\} \log_{\frac{1}{2}} P_B\{Y=y_i\}$$

Смысл: среднее число вопросов, к. нужно задать, чтобы завершить бин. игру при исп. оптим. стр., если строят. строим на основе распр. B, а ист. распр. A.

$$D_{KL}(a \parallel b) = CE(a \parallel b) - H(a)$$

Док-то:  $x-1 \geq \ln x$

$$x = \frac{a_i}{b_i} : \frac{a_i}{b_i} - 1 \geq \ln \frac{a_i}{b_i}$$

$$\sum_i a_i - b_i \geq \sum_i b_i \ln a_i - b_i \ln b_i$$

$$\underbrace{\sum_i a_i - b_i}_{=0 \text{ (1-1)}}$$

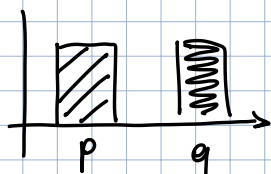
$$\sum_i b_i \ln a_i - b_i \ln b_i \leq 0$$

$$\left[ \log_e a \cdot \log_{\frac{1}{2}} e = \log_{\frac{1}{2}} e^{\log_e a} = \log_{\frac{1}{2}} a \right]$$

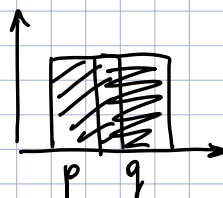
$$\sum_i b_i \log_{\frac{1}{2}} a_i - b_i \log_{\frac{1}{2}} b_i \geq 0$$

Замеч-я:

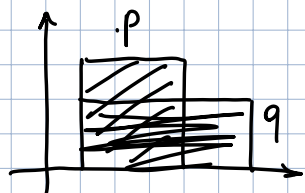
①



$$\mathcal{D}_K(p||q) = \mathcal{D}_K(q||p) = \infty$$



$$\mathcal{D}_K(p||q) = \mathcal{D}_K(q||p) = \infty$$



$$\mathcal{D}_K(p||q) - \text{конечна}$$

$$\mathcal{D}_K(q||p) = \infty$$

②

Непрерывный случай:

$K(X)$  может быть  $< 0$ .  
(а в дискретном всегда  $K(X) \geq 0$ )

$$\mathcal{D}_K \geq 0$$

№1 Найти  $K(X)$

a)	$X$	1	5	7
	$P\{X=x_i\}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$K(X) = \frac{1}{3} \log_2 \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \log_2 \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \log_2 \frac{1}{3} = \log_2 \frac{1}{3}.$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & \text{если } x \in [0; a] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

$$H(X) = \int_0^a \frac{1}{a} \log_2 \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \log_2 \frac{1}{a} (a - 0) = \log_2 \frac{1}{a} = \log_2 a.$$

$$b) X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$H(X) = - \int_{\mathbb{R}} dx \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} =$$

$$= + \int_{\mathbb{R}} dx \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \left( + \frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 + \frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 \right) =$$

$$= \frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 + \frac{1}{2\sigma^2} \int_{\mathbb{R}} \frac{dx}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \underbrace{e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}}_{f_X(x)} \cdot \underbrace{(x-\mu)^2}_{g(X)} = \mathbb{E}((x-\mu)^2) = \sigma^2 \quad (\text{LOTUS})$$

$$= \frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 e.$$

№2) Найти KL-губеренизиро.

a)  $A = \text{Bin}(2, \frac{1}{3})$

$B = \text{патров. на } 0, 1, 2$

$X$	0	1	2
$A$	$C_2^0 \left(\frac{1}{3}\right)^0 \left(\frac{2}{3}\right)^2$	$C_2^1 \left(\frac{1}{3}\right)^1 \left(\frac{2}{3}\right)^1$	$C_2^2 \left(\frac{1}{3}\right)^2 \left(\frac{2}{3}\right)^0$
$B$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$CE(A||B) = \frac{4}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{3} + \frac{4}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{3} + \frac{1}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{3} = \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{3} \approx 1.58$$

$$H(A) = \frac{4}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{4}{9} + \frac{4}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{4}{9} + \frac{1}{9} \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{9} \approx 1.04$$

$$D_{KL}(A||B) = 1.58 - 1.04 = 0.54.$$

б)  $B = \text{Bin}(2, \frac{1}{3})$

$A = \text{патров. на } 0, 1, 2$

$$CE(A||B) = \frac{2}{3} \log_{\frac{1}{2}} \frac{4}{9} + \frac{1}{3} \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{9} \approx 1.84$$

$$H(A) = \log_{\frac{1}{2}} \frac{1}{3} \approx 1.58$$

$$KL(A||B) = 0.26$$

в)  $A - \text{патров. на } 0, 1, 2, 3$   $D_{KL}(A||B) = \infty$

$B - \text{Bin}(2, \frac{1}{3})$

# ММП

$X_1 \dots X_N$  - выборка ссл. величин из какого-то распр.

$\Theta = (\theta_1 \dots \theta_k)$  - параметры распр.

Пример:

$$L(X_1, \dots, X_N | \Theta) = P\{X_1 = x_1, \dots, X_N = x_N | \Theta\} \stackrel{iid}{=} \prod_{i=1}^N P\{X_i = x_i | \Theta\}$$

Пример:

$$L(X_1, \dots, X_N | \Theta) = f_{X_1, \dots, X_N | \Theta}(x_1, \dots, x_N | \Theta) \stackrel{iid}{=} \prod_{i=1}^N f(x_i | \Theta)$$

$$\ell := \ln L$$

$$\text{Задача: } \hat{\Theta}_{ML} = \underset{\Theta}{\operatorname{argmax}} \ell(X | \Theta)$$

$$\textcircled{N3} \quad Y_i \sim iid$$

$$\begin{array}{c} Y \quad 2 \quad 4 \quad 6 \\ P\{Y=y_i\} \quad 3a \quad 1-5a \quad 2a \end{array}$$

$$Y_1 = 6, Y_2 = 4, Y_3 = 6$$

$$L = \prod_{i=1}^3 P\{Y_i = y_i\} = 4a^2(1-5a)$$

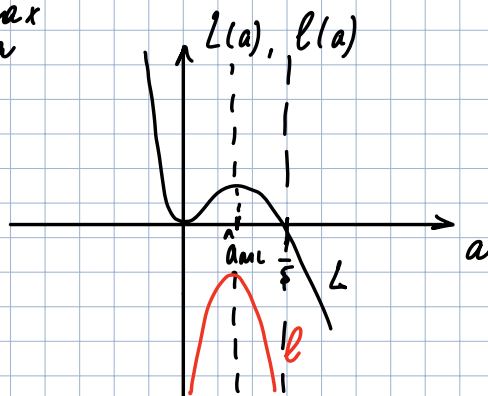
$$\ell = 2 \ln 2a + \ln(1-5a) \rightarrow \max_a$$

$$\ell'_a = \frac{4}{2a} - \frac{5}{1-5a}$$

$$\frac{2}{\hat{a}} = \frac{5}{1-5\hat{a}}$$

$$2 - 10\hat{a} = 5\hat{a}$$

$$\hat{a}_{ML} = \frac{2}{15}$$



$$(NY) \quad X_1, \dots, X_N \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$\hat{\mu}_{ML} - ? \quad \hat{\sigma}_{ML}^2 - ?$$

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

$$L = \prod_{i=1}^N f_i(x) ; \quad l = \sum_{i=1}^N \ln f_i(x)$$

$$l = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - n \ln \sigma - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \rightarrow \max_{\mu, \sigma}$$

$$l'_{\mu} = +\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu) \Rightarrow \sum_{i=1}^N x_i - n\hat{\mu} = 0$$

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{n} = \bar{X}$$

$$l'_{\sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

$$n = \frac{1}{\hat{\sigma}^3} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}{n} - \text{смущ. оц-а гущн.}$$

$$l''_{\mu\mu} = -\frac{n}{\sigma^2} \Big|_{\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2} = -\frac{n}{\hat{\sigma}^2}$$

$$l''_{\sigma\sigma} = \frac{n}{\sigma^2} - \frac{3}{\sigma^4} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \Big|_{\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2} = \frac{n}{\hat{\sigma}^2} - \frac{3\hat{\sigma}^2 \cdot n}{\hat{\sigma}^4} = -\frac{2n}{\hat{\sigma}^2}$$

$$l'_{\mu\sigma} = -\frac{2}{\sigma^3} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu) \Big|_{\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2} = -\frac{2}{\hat{\sigma}^3} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X}) = 0$$

$$H|_{\hat{\mu}, \hat{\sigma}} = \begin{pmatrix} -\frac{n}{\hat{\sigma}^2} & 0 \\ 0 & -\frac{2n}{\hat{\sigma}^2} \end{pmatrix} - \text{отр. опред.}$$

Св-а ML-оценок:

1. Неизмещен-е:

$$\widehat{g(\theta_{ML})} = g(\hat{\theta}_{ML}) \quad \forall \text{ гладкой } g(\cdot) \quad (\text{инвар. отн. гладк. преобр.})$$

$$\text{т.е. } \widehat{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)_{ML}} = \hat{p}_{1ML} - \hat{p}_{2ML}$$

2. Асимпт-е:

если у L св-т единич. макс

Обл. знан. б-б-и не зависит от парам-в, то при  $n \rightarrow \infty$ :

$$1. \mathbb{E}(\hat{\theta}_{ML}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \theta$$

$$2. \text{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}_{ML} = \theta$$

$$3. \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(\hat{\theta}' - \theta)^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(\hat{\theta}_{ML}' - \theta)^2 \quad \neq \quad \hat{\theta}' \neq \hat{\theta}_{ML}$$

$$4. \hat{\theta} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(\theta, \text{Var}(\hat{\theta}))$$

↑  
гр. оценка