



Вероятностное моделирование

лекция 1

Артур Игнатъев

CS Space, МХН СПбГУ, ИТМО

Владимир Евменов

CS Space, Huawei

Эксперимент



Конечное число исходов $\{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N\}$

- Однократное подбрасывание монетки
 $\Omega = \{\text{орел, решка}\}$



- Подбрасывание игральной кости
 $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$



- n -кратное подбрасывание монетки
 $\Omega = \{\omega : \omega = (a_1, a_2, \dots, a_n)\}$

- Урна с шарами. Есть **5 красных шара** и **5 зеленых**
 $\Omega = \{\omega : \omega = (a_1, a_2, a_3), \text{ где } a_i \in [10]\}$

- Колода из 36 карт



Пространство элементарных событий $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N\}$

- $A \subset \Omega$ — событие
- 3 раза подбросили монетку
- A — выпало два орла = $\{ООР, ОРО, ООР\}$
- B — не выпал орел = $\{РРР\}$
- $A \cup B$ — выпало четное число орлов



Пространство
элементарных событий

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N\}$$

- $p_1, p_2, \dots, p_N \geq 0$
- $p_1 + p_2 + \dots + p_N = 1$
- $P(A) = \sum_{k:\omega_k \in A} p_k$ —
вероятность события

Свойства.

- $P(\emptyset) = 0, P(\Omega) = 1$
- $0 \leq P(A) \leq 1$
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
- $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$
- $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$
- $P(\cup_i A_i) \leq \sum_i P(A_i)$

Условная вероятность



- $$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

Свойства.

- $P(A|A) = 1$
- Если $A \subset B$, то $P(B|A) = 1$
- $P(\emptyset|A) = 0$
- Если $B_1 \cap B_2 = \emptyset$, то $P(B_1 \cup B_2|A) = P(B_1|A) + P(B_2|A)$
- $P(B|A) + P(\bar{B}|A) = 1$

Формула полной вероятности



- $\Omega = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n, A_i \cap A_j = \emptyset$ и $P(A_i) > 0$
- $B = B \cap \cup_i A_i = \cup_i B \cap A_i$
- $P(B) = \sum_i P(B \cap A_i) = \sum_i P(B | A_i)P(A_i)$
- Если $0 < P(A) < 1$, то $P(B) = P(B | A)P(A) + P(B | \bar{A})P(\bar{A})$
- **Задача.** Из полного набора костей домино взята одна кость. Найдите вероятность того, что наудачу взятую вторую кость можно приставить к первой по правилам ДОМИНО.

Формула Байеса



- Если для событий A и B верно $P(A) > 0$ и $P(B) > 0$

- $$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

- $\Omega = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n$, $A_i \cap A_j = \emptyset$ и $P(A_i) > 0$, $P(B)$

- $$P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_j P(B|A_j)P(A_j)}$$

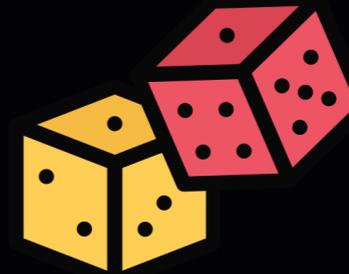
Независимые события



- События A и B независимые, если $P(A \cap B) = P(A)P(B)$

- **Пример.** Бросили кубик

- A — выпало четное число, $P(A) = \frac{1}{2}$



- B — выпало число, кратное трем, $P(B) = \frac{1}{3}$

- C — выпало число не менее 4, $P(C) = \frac{1}{2}$

- $P(A \cap B) = \frac{1}{6} = P(A)P(B)$

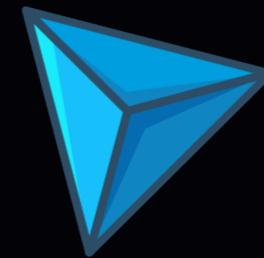
- $P(A \cap C) = \frac{1}{3} \neq \frac{1}{4} = P(A)P(C)$

- $P(B \cap C) = \frac{1}{6} = P(B)P(C)$

Независимость в совокупности



- События A_1, A_2, \dots, A_n независимы в совокупности, если для любых $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$
$$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \dots P(A_{i_k})$$
- Независимость дает независимость в совокупности?
- **Пример.** На гранях тетраэдра числа 1, 2, 3, 4. Бросили тетраэдр.
- $A = \{1,2\}, B = \{1,3\}, C = \{1,4\}$
- $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{2}$
- $P(A \cap B) = P(B \cap C) = P(A \cap C) = \frac{1}{4}$
- $P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{8} = P(A)P(B)P(C)$
- В другую сторону?



Случайная величина



- Пространство элементарных событий $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N\}$
- $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ — случайная величина
- **Пример.** Бросили кубик два раза. $\Omega = \{(i, j) \mid i, j \in [6]\}$
- $\xi = i + j$ — случайная величина
- Распределение случайной величины — набор вероятностей $P(\xi = a)$
- Независимые с.в. $P(\xi = a, \eta = b) = P(\xi = a)P(\eta = b)$ при всех a и b

Характеристики с.в.



- Математическое ожидание

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega) = \sum_{x \in \xi(\Omega)} xP(\xi = x)$$

- Медиана a с.в. ξ , если $P(\xi \leq a) \geq \frac{1}{2}$ и $P(\xi \geq a) \geq \frac{1}{2}$

Свойства.

- $\xi \geq 0 \implies \mathbb{E}\xi \geq 0$
- $\mathbb{E}(a\xi + b\eta) = a\mathbb{E}\xi + b\mathbb{E}\eta$
- $\xi \geq \eta \implies \mathbb{E}\xi \geq \mathbb{E}\eta$
- $|\mathbb{E}\xi| \leq \mathbb{E}|\xi|$
- $(\mathbb{E}|\xi\eta|)^2 \leq \mathbb{E}\xi^2\mathbb{E}\eta^2$
- Если ξ и η независимы, то $\mathbb{E}(\xi\eta) = \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta$

Характеристики с.в.



- Дисперсия

$$\mathbb{D}\xi = \mathbb{E}((\xi - \mathbb{E}\xi)^2)$$

Свойства.

- $\mathbb{D}\xi \geq 0$

- $\mathbb{D}\xi = \mathbb{E}(\xi^2) - (\mathbb{E}\xi)^2$

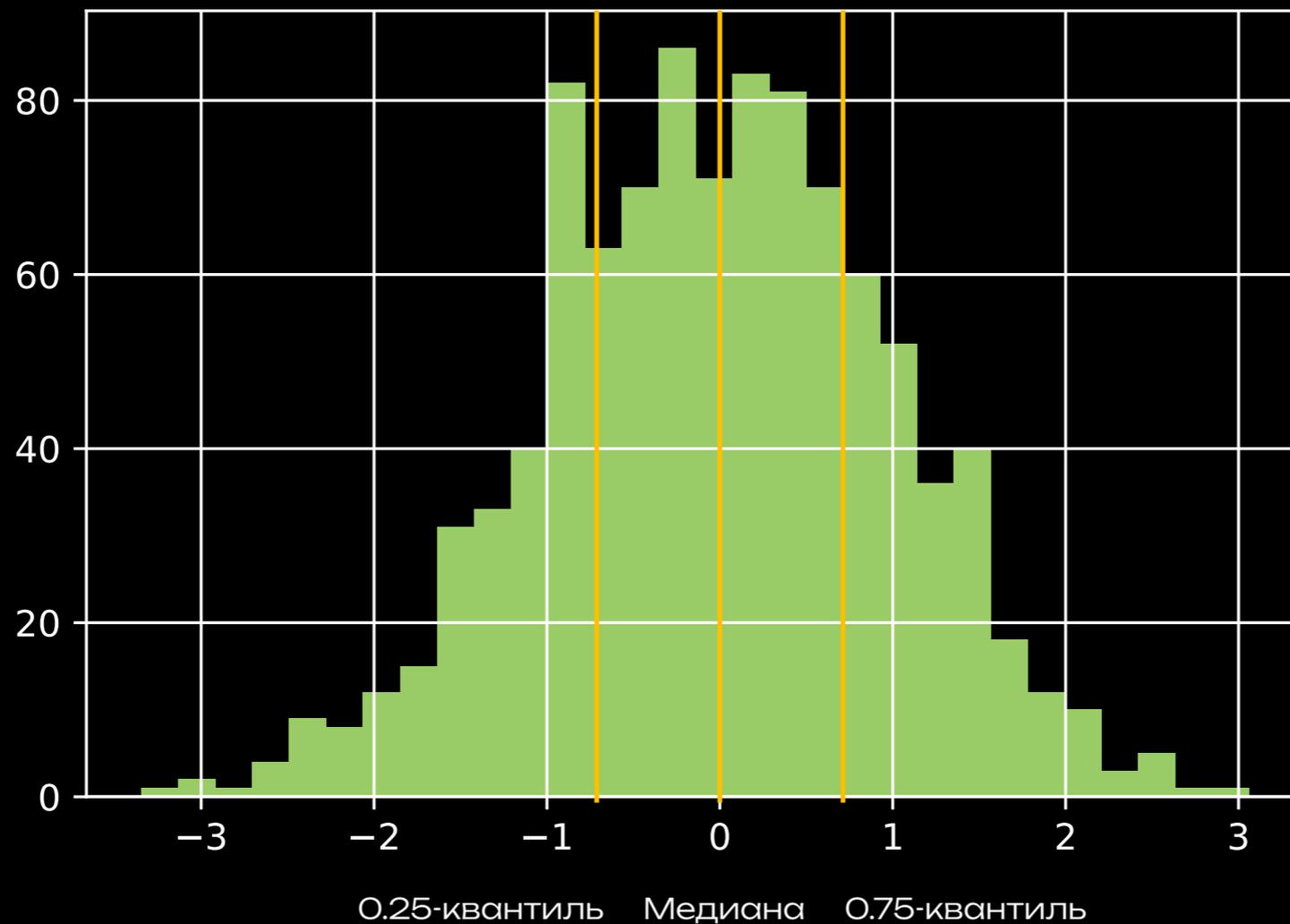
- $\mathbb{D}(\xi + a) = \mathbb{D}\xi$

- $\mathbb{D}(c\xi) = c^2\mathbb{D}\xi$

Квантиль с.в.



- Пусть $\alpha \in (0,1)$, α -квантиль называется число x_α :
 $P(\xi \leq x_\alpha) \geq \alpha$ и $P(\xi \geq x_\alpha) \geq 1 - \alpha$



Оценка характеристик по модели



Пример. Барбершоп:

- 3 мастера
- первый клиент приходит в 9 часов + $Exp(1/20)$ минут, второй приходит через $Exp(1/20)$ минут после первого и т.п.
- если есть свободный мастер, то клиент идет к нему, иначе ждет в очереди
- мастер обслуживает клиента в течение $U(15,45)$ минут
- в 16:00 вход закрывается, а барбершоп закрывается после обслуживания последнего уже зашедшего клиента
- Какова медианная доля клиентов, которым приходится сидеть в очереди? Каков 0.95 квантиль времени сидения в очереди? Во сколько в среднем закрывается барбершоп?

Метод Монте-Карло



Когда теоретически оценить характеристику нелегко, можно использовать метод монтекарловских симуляций.

Вкратце идея такая:

1. с помощью модели генерируем N **независимых** реализаций данных
2. по полученным реализациям считаем нужную характеристику

В случае с барбершопом нужно будет сгенерировать N дней, для i -го дня посчитать долю ждущих r_i , среднее время сидения в очереди w_i и время закрытия c_i , после чего

- оценить медиану долей как центральный элемент в отсортированном наборе r_i
- оценить 0.95 квантиль времени ожидания как 0.95 N -й элемент в отсортированном наборе w_i
- оценить среднее время закрытия как среднее набора c_i

Метод Монте-Карло



- Тонкости...
- Как понять, что нужно сделать с набором значений, чтобы оценить искомую характеристику?
- Какой N взять, чтобы было хорошо?
- Посчитанные значения наверняка будут неточными. Как посчитать погрешность?
- Всегда ли посчитанная оценка будет реально оценивать то, что нужно?



- Набор $x_{[n]} = [x_1, \dots, x_n]$ из n независимых реализаций случайного элемента X называется **выборкой объема n** .
Распределение \mathcal{P}_X называется **генеральной совокупностью**.
- **Случайной выборкой** называется набор $X_{[n]} = [X_1, \dots, X_n]$, $X_i \sim X$ независимых одинаково распределенных случайных элементов. Выборка это реализация (одна) случайной выборки.
- Предположение о том, что некоторый набор данных является выборкой — **это сильное предположение**; всегда нужно подумать о том, адекватно ли оно!

Эмпирическое распределение



- Для выборки $x_{[n]}$ рассмотрим эмпирическое распределение \mathcal{P}_n^* :

	x_1	x_2	\dots	x_n
P	$\frac{1}{n}$	$\frac{1}{n}$	\dots	$\frac{1}{n}$

- **Дискретное распределение.** Вероятность события A равна

$$P(A) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [x_i \in A]$$

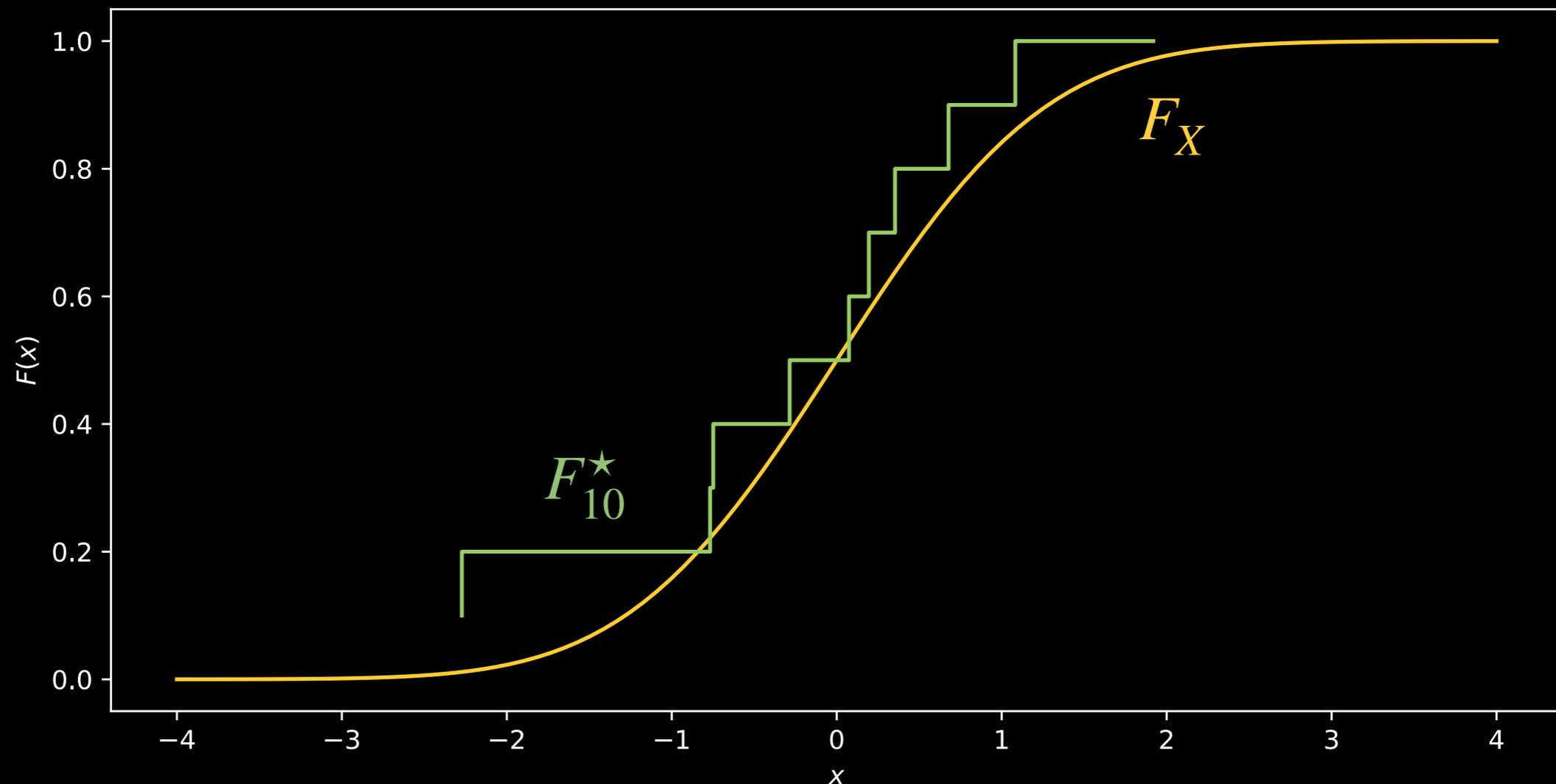
- Вообще $P(x_i)$ не равно $\frac{1}{n}$, так как в выборке может быть несколько одинаковых значений
- **Эмпирическая случайная величина X^*** , имеющая распределение \mathcal{P}_n^* .
Реализацией X^* является случайный элемент выборки.

Эмпирическая ф.р.

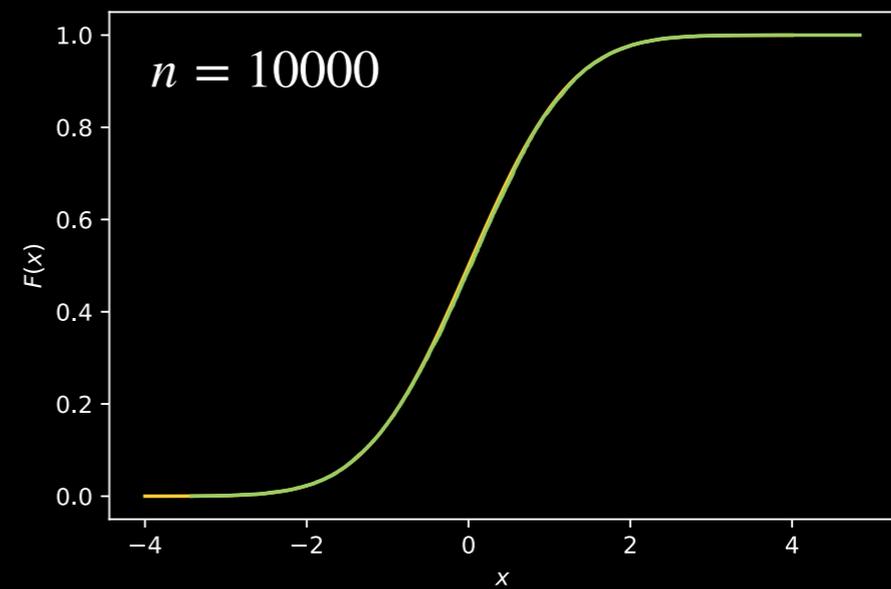
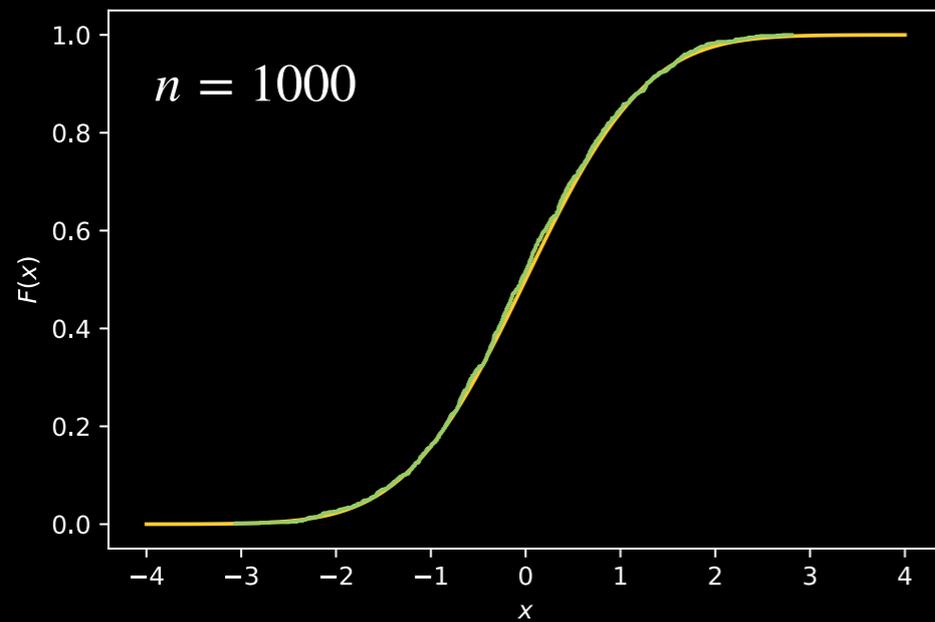
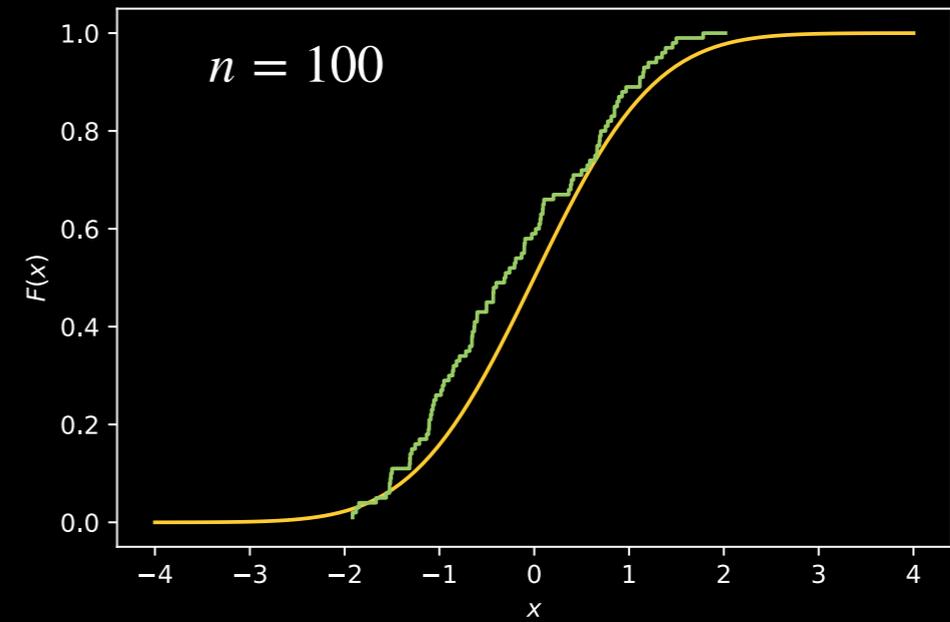
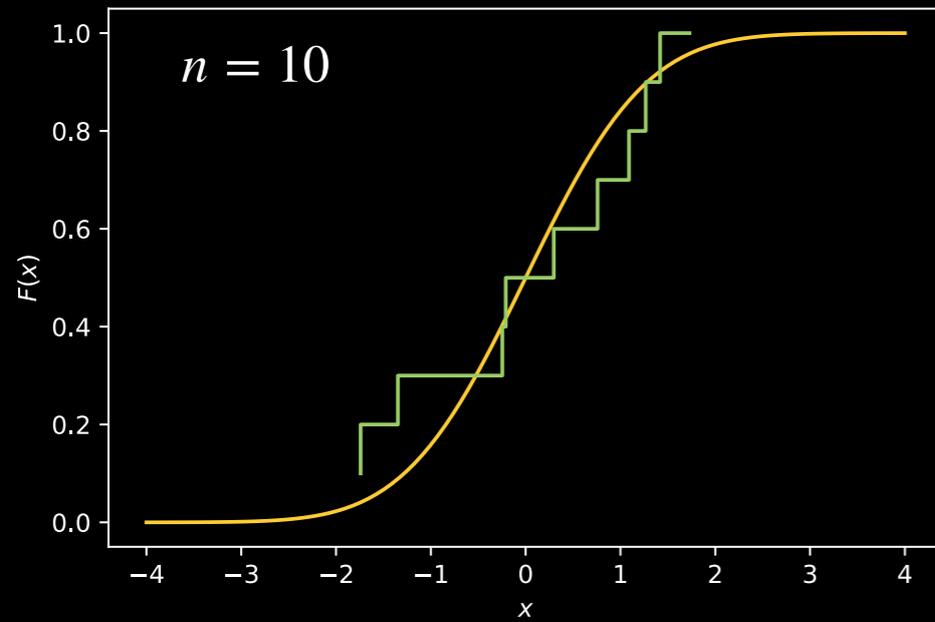


- Для выборки $x_{[n]}$ с одномерным \mathcal{P}_X рассмотрим

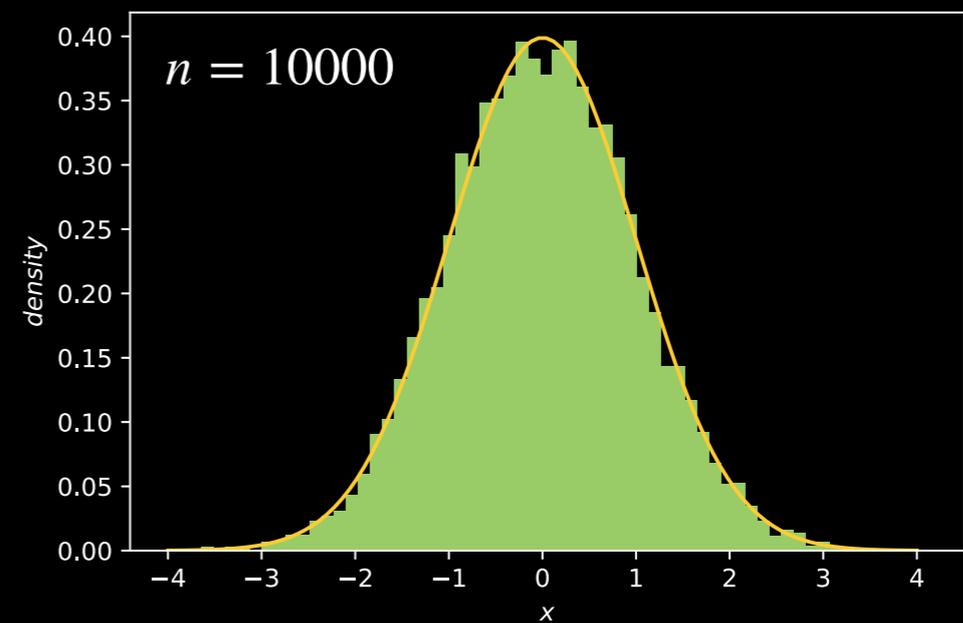
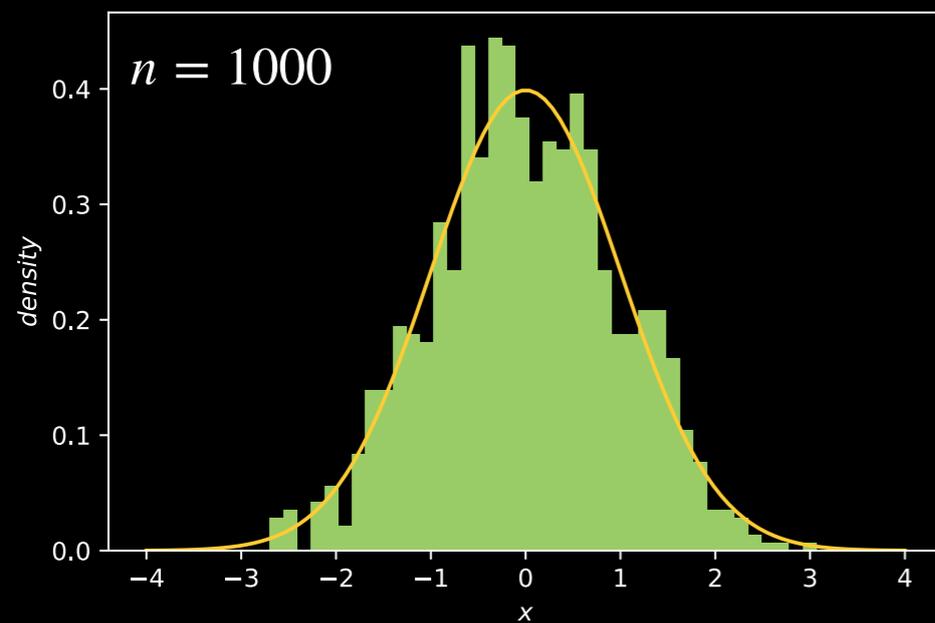
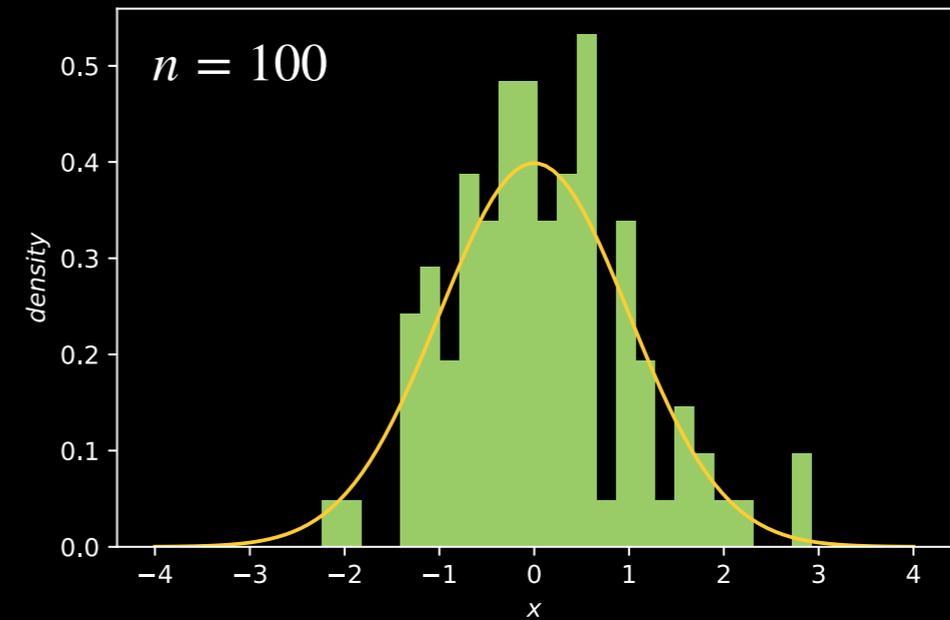
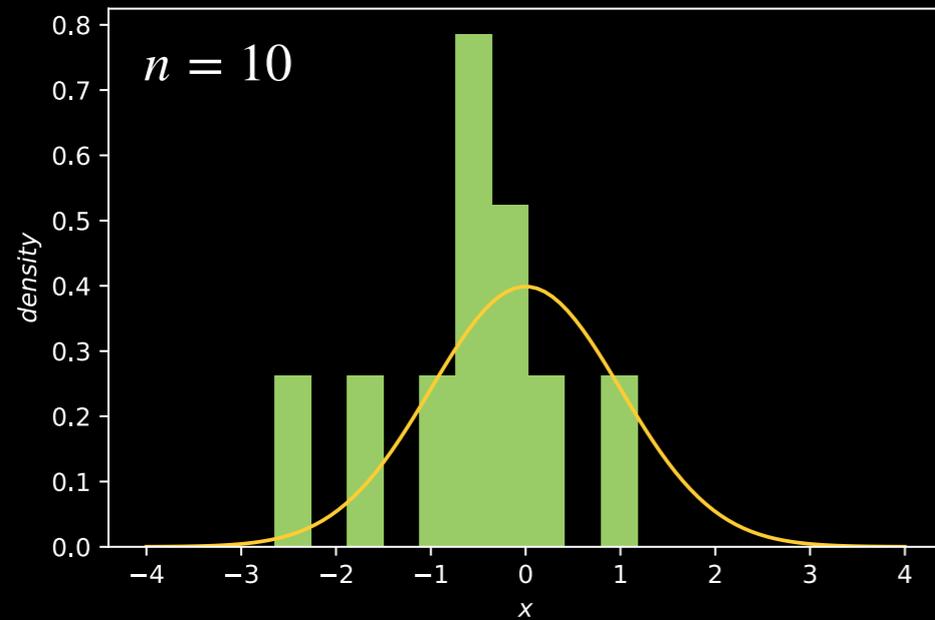
$$F_n^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [x_i < x] \text{ — эмпирическую функцию распределения.}$$



Количество и качество



Количество и качество



Почему все работает?



- **Закон больших чисел.**

ξ_n — независимые одинаково распределенные случайные величины. Тогда $\frac{\xi_1 + \dots + \xi_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} a$ почти наверное

$\iff \mathbb{E}\xi_n = a.$

- **Теорема Гливенко-Кантелли.**

$\sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n^*(x) - F_X(x)| \rightarrow 0$ почти наверное.