

# ДЗ №6 по Теории Вероятностей

Соколов Игорь, группа 573

4 декабря 2017 г.

## 1

Предположим, что независимо  $n$  раз кидается монетка с вероятностью выпадения орла в каждом опыте равной  $p \in [0.1, 0.9]$ . Сколько раз нужно кинуть монетку, чтобы оценка  $\bar{p}(x) = \frac{\sum_{k=1}^n x_k}{n}$  с вероятностью  $\gamma \leq 0.95$  отличалась от истинного значения  $p$  не более, чем на величину  $\delta = 0.01$ ? Применить неравенство Чебышева и предельную теорему, точность которой оценить неравенством Берри – Эссена. Сравнить результаты.

**Решение:**

1. *Неравенство Чебышёва:*

$$\mathbb{P}(|\xi - \mathbb{E}\xi| \geq x) \leq \frac{\mathbb{D}\xi}{x^2}$$

Применяем его для случайной величины  $\bar{p}(x)$

$$\mathbb{P}(|\bar{p}(x) - p| \leq \delta) \geq 1 - \frac{\mathbb{D}\bar{p}(x)}{\delta^2}$$

Из условия независимости с.в.  $x_1, x_2, \dots, x_n$  имеем  $\mathbb{D}\bar{p}(x) = \frac{\mathbb{D}x_k}{n} = \frac{p(1-p)}{n}$

Оценка  $\bar{p}(x)$  с вероятностью  $\gamma \geq 0.95$  гарантируется при

$$\gamma \leq 1 - \frac{\mathbb{D}\bar{p}(x)}{\delta^2} = 1 - \frac{p(1-p)}{n\delta^2}$$

$$\Rightarrow n \geq \frac{p(1-p)}{\delta^2(1-\gamma)}$$

Так как величина  $p(1-p)$  достигает максимума при  $p = 0.5$ , данное неравенство заведомо выполнено при числе бросаний монетки

$$n = \frac{0.5^2}{\delta^2(1-\gamma)}$$

(а) (ц.н.т) Если  $\mathbb{E}(x_k^2) < \infty$ , то  $\frac{\sum_{k=1}^n x_k - n\mathbb{E}x_k}{\sqrt{n\mathbb{D}x_k}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ , при  $n \rightarrow \infty$

- (b) (неравенство Бэрри-Эссена) Пусть дана бесконечная последовательность  $X_n$  независимых одинаково распределённых случайных величин таких, что  $\mathbb{E}(X_n) = 0, \mathbb{E}(X_n^2) = \sigma^2 > 0, \mathbb{E}(|X_n^3|) = \rho < \infty$ . Обозначим через  $F_n$  распределение суммы вида  $\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sigma\sqrt{n}}$ . Тогда для всех  $x$  и  $n$

$$\rightarrow |F_n(x) - \mathcal{N}(x)| \leq \frac{C\rho}{\sigma^3\sqrt{n}}$$

Из ц.п.т. и неравенство Бэрри-Эссена получаем

$$\sup_x \left| \mathbb{P} \left( \sum_{k=1}^n \frac{x_k - np}{\sigma\sqrt{n}} < x \right) - \mathcal{N}(x) \right| \leq \frac{C\mu^3}{\sigma^3\sqrt{n}}$$

где  $C \leq 0.7056$ ,  $\sigma^2 = \mathbb{D}X_k = p(1-p)$ ,  $\mathcal{N}(x) = \int_{-\infty}^x \frac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dt$

$$\mu^3 = \mathbb{E}|x_k - p|^3 = p(1-p)^3 + (1-p)p^3 = \sigma^2(1-2\sigma^2)$$

Так как  $\sum_{k=1}^n \frac{x_k - np}{\sigma\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{n}}{\sigma}(\bar{p}(x) - p)$ , то условие  $|\bar{p}(x) - p| \leq \delta$  выполняется с вероятностью не менее

$$\mathcal{N}\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) - \mathcal{N}\left(-\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) - \frac{2C\mu^3}{\sigma^3\sqrt{n}}$$

Разность  $\mathcal{N}\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) - \mathcal{N}\left(-\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right)$  принимает наименьшее значение при максимальном  $\sigma^2 = p(1-p)$ , которое достигается при  $p = 0.5$ .

Также можно заметить, что наибольшее значение величины

$$\frac{\mu^3}{\sigma^3} = \frac{\sigma^2(1-2\sigma^2)}{\sigma^3} = \frac{1}{\sigma} - 2\sigma$$

достигается при наименьшем возможном  $\sigma$ , которое дает  $p = 0.1$ , откуда  $\sigma = 0.3$ .

Таким образом, оценка для  $\bar{p}(x)$  с вероятностью  $\gamma > 0.95$  гарантируется при

$$\gamma \leq \mathcal{N}(2\delta\sqrt{n}) - \mathcal{N}(-2\delta\sqrt{n}) - \frac{2 \cdot 0.7}{\sqrt{n}} \left( \frac{1}{0.3} - 0.6 \right)$$

Найдем такой минимальный  $n$ , чтобы оценка  $|\bar{p}(x) - p(x)| \leq \delta$  выполнялась.

```
In [42]: import pandas as pd
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
import scipy.stats as sts
import math
mu = 0.0
sigma = 1.0

# зададим нормально распределенную случайную величину
norm_rv = sts.norm(loc=mu, scale=sigma)
def N(x):
    return norm_rv.cdf(x)
```

```
In [43]: delta = 0.01
n = 10000
gamma = 0.95
res = 0
while res <= gamma:
    res = N(2*delta*math.sqrt(n)) - N(-2*delta*math.sqrt(n)) - (2*0.7)/(math.sqrt(n))*(1.0/0.3-0.6)
    n += 1
print res, n
```

0.950001290419 14059

То есть уже при  $n = 14058$  имеем

$$\mathcal{N}(2\delta\sqrt{n}) - \mathcal{N}(-2\delta\sqrt{n}) = 0.98228$$

$$\frac{2 \cdot 0.7}{\sqrt{n}} \left( \frac{1}{0.3} - 0.6 \right) = 0.03227$$

$$\Rightarrow \gamma \geq 0.98228 - 0.03227 = 0.95000129 > 0.95$$

$\Rightarrow |\bar{p}(x) - p(x)| \leq \delta$  выполняется.

Итог:

Сравнивая результаты, мы убедились, что предельная теорема дает более точные оценки и гарантирует нужную точность оценки для  $p$  уже при числе бросаний монетки  $n = 14058$ , в то время как неравенство Чебышева — лишь при  $n = 50000$ .