

Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова Факультет вычислительной математики и кибернетики Кафедра системного анализа

## Практикум

# «Стохастический анализ и моделирование»

Студент 415 группы К.Ю. Егоров

Руководитель практикума к.ф.-м.н., доцент С. Н. Смирнов

## Содержание

1	Зад	ание №1																			3
	1.1	Задача №1										 									3
	1.2	Задача №2										 									4
	1.3	Задача №3										 									6
	,	ание <b>№2</b> Задача №1																			<b>7</b>

#### 1 Задание №1

- 1. Реализовать генератор схемы Бернулли с заданной вероятностью успеха p. На основе генератора схемы Бернулли построить датчик для биномиального распределения.
- 2. Реализовать генератор геометрического распределения. Проверить для данного распределения свойство отсутствия памяти.
- 3. Рассмотреть игру в орлянку бесконечную последовательность испытаний с бросанием правильной монеты. Выигрыш  $S_n$  определяется как сумма по всем n испытаниям значений 1 и -1 в зависимости от выпавшей стороны. Проиллюстрировать (в виде ломаной) поведение нормированной суммы  $Y(i) = \frac{S_i}{\sqrt{n}}$  как функции от номера испытания  $i = 1, \ldots, n$  для одной отдельно взятой траектории. Дать теоретическую оценку для Y(n) при  $n \to \infty$ .

#### 1.1 Задача №1

Определение 1.1. Схемой Бернулли называется последовательность испытаний, в каждом из которых возможны два исхода — «успех» и «неудача», при этом «успех» в каждом испытании происхоит с одной и той же вероятностью  $p \in (0, 1)$ , а «неудача» — с вероятностью  $q \equiv 1 - p$ . На испытания в схеме Бернулли налагаются следующие требования: отсутствие взаимного влияния, воспроизводимость, а также сходные — но не идентичные — условия проведения.

**Определение 1.2.** Будем говорить, что случайная величина X имеет *распределение* Бернулли, если она принимает всего два значения: 1 и 0 с вероятностями p и  $q \equiv 1-p$  соответственно. Таким образом,

$$\mathbb{P}(X=1) = p \qquad \text{и} \qquad \mathbb{P}(X=0) = q,$$

то есть событие  $\{X=1\}$  соответствует «успеху», а  $\{X=0\}$  — «неудаче». Будем обозначать такую случайную величину

$$X \sim \text{Bern}(p)$$
.

Реализуем генератор схемы Бернулли с заданной вероятностью успеха p следующим образом: пусть нам дана случайная величина  $\xi$ , равномерно распределённая на отрезке [0, 1]. Тогда случайная величина  $X \sim \text{Bern}(p)$  задаётся следующим образом:

$$X = \mathbb{I}(\xi < p) = \begin{cases} 1, & \text{при } 0 \leqslant \xi < p, \\ 0, & \text{при } p \leqslant \xi \leqslant 1. \end{cases}$$

**Определение 1.3.** Будем говорить, что случайная величина X имеет биномиальное распределение с параметрами n и p, если

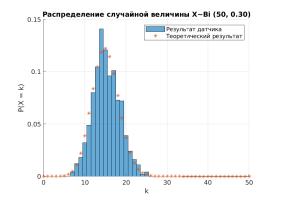
$$\mathbb{P}(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k},$$
 где  $k \in \mathbb{N}_0.$ 

В таком случае X интерпретируют как число «успехов» в серии из n испытаний схемы Бернулли с вероятностью успеха p. Будем обозначать такую случайную величину

$$X \sim \text{Bi}(n, p).$$

Пусть теперь  $X \sim \mathrm{Bi}(n,\,p)$ , а  $Y_i \sim \mathrm{Bern}(p),\, i=\overline{1,\,n}$ . Тогда, как видно из интерпретации биномиального распределения, датчик биномиальной случайной величины будет иметь вид:

$$X = \sum_{i=1}^{n} Y_i.$$



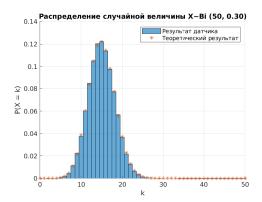


Рис. 1: Гистограмма биномиального распределения при  $10^3$  (слева) и  $10^5$  (справа) испытаний.

#### 1.2 Задача №2

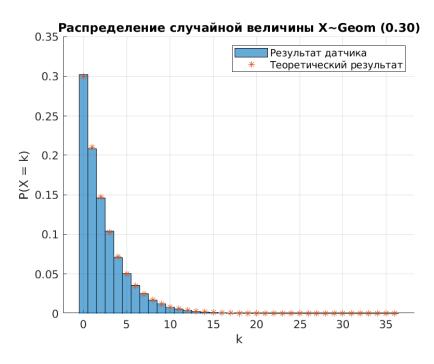


Рис. 2: Гистограмма геометрического распределения при  $10^5$  испытаний.

**Определение 1.4.** Будем говорить, что случайная величина X имеет  $\emph{геометриче-ское распределение},$  если

$$\mathbb{P}(X=k) = (1-p)^k p = q^k p$$
, где  $k \in \mathbb{N}_0$ .

Геометрически распределенная случайная величина интерпретируется как количество «неудач» до первого «успеха» в схеме испытаний Бернулли с вероятностью p. Будем обозначать такие случайные величины

$$X \sim \text{Geom}(p)$$
.

Зная интерпретацию, мы легко строим датчик и для геометрического распределения.

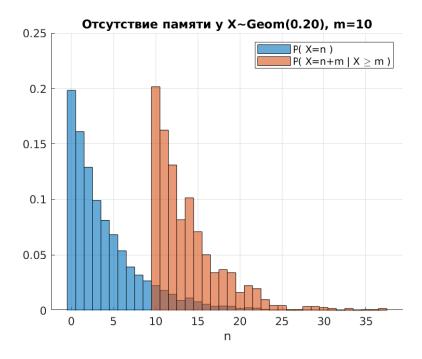


Рис. 3: Гистограмма геометрического распределения, демонстрирующая его свойство отсутствия памяти.

**Утверждение 1.1** (Свойство отсутствия памяти). Пусть  $X \sim Geom(p)$ , тогда для любых  $n, m \in \mathbb{N}_0$  справедливо

$$\mathbb{P}(X \geqslant m + n \mid X \geqslant m) = \mathbb{P}(X \geqslant n),$$

то есть количество прошлых «неудач» не влияет на количество будущих «неудач».

Доказательство. Рассмотрим левую часть равенства из условия утверждения:

$$\begin{split} \mathbb{P}(X\geqslant m+n\mid X\geqslant m) &= \frac{\mathbb{P}(X\geqslant m+n,\, X\geqslant m)}{\mathbb{P}(X\geqslant m)} = \\ &= \frac{\mathbb{P}(X\geqslant m+n)}{\mathbb{P}(X\geqslant m)} = \frac{\sum_{i=m+n}^{\infty}q^{i}p}{\sum_{i=m}^{\infty}q^{i}p} = \frac{q^{m+n}}{q^{m}} = q^{n}. \end{split}$$

Теперь рассмотрим правую часть равенства:

$$\mathbb{P}(X \geqslant n) = \sum_{i=n}^{\infty} q^{i} p = p \frac{q^{n}}{1-q} = q^{n}.$$

Таким образом, утверждение доказано.

#### 1.3 Задача №3

Рассмотрим игру Орлянка, правила которой описаны в формулировке задания и построим траекторию заданного процесса Y(i).

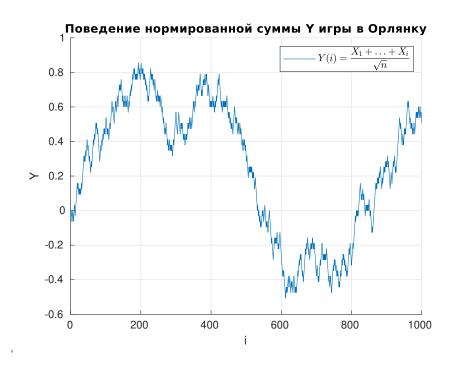


Рис. 4: Иллюстрация варианта поведения нормированной суммы Y(i).

Ну, вот и финал. Как построить оценку мне не ясно.

$$X_i \sim \operatorname{Bern}\left(\frac{1}{2}\right)$$

$$Y(n) = \frac{2\sum_{i=1}^n (X_i - \frac{1}{2})}{\sqrt{n}} = \frac{2}{\sqrt{n}} \left(Z - \frac{n}{2}\right) = 2\frac{Z}{\sqrt{n}} - \sqrt{n} = Z \sim \operatorname{Bi}\left(n, \frac{1}{2}\right)$$

### 2 Задание №2

- 1. Построить датчик сингулярного распределения, имеющий в качестве функции распределения канторову лестницу. С помощью критерия Колмогорова убедиться в корректности работы датчика.
- 2. Для канторовых случайных величин проверить свойство симметричности относительно  $\frac{1}{2}$  (X и (1-X) распределены одинаково) и самоподобия относительно деления на 3 (условное распределение Y при условии  $Y \in [0, \frac{1}{3}]$  совпадает с распределением  $\frac{Y}{3}$ ) с помощью критерия Смирнова.
- 3. Вычислить значение математического ожидания и дисперсии с эмпирическими для разного объема выборок. Проиллюстрировать сходимость.

#### 2.1 Задача №1

**Определение 2.1.** Пусть дано вероятностное пространство ( $\mathbb{R}$ ,  $\mathcal{F}$ ,  $\mathbb{P}$ ), и на нем определена случайная величина X с распределением  $\mathbb{P}_X$ . Тогда функцией распределения случайной величины X называется функция  $F_X : \mathbb{R} \to [0, 1]$ , задаваемая формулой:

$$F_X(x) = \mathbb{P}(X \leqslant x) \equiv \mathbb{P}_X((-\infty, x]).$$

**Определение 2.2.** Функция распределения некоторой случайной величины называется *сингулярной*, если она непрерывна и ее множество точек роста имеет нулевую меру Лебега.

Определение 2.3. Из единичного отрезка  $C_0 = [0, 1]$  удалим интервал  $(\frac{1}{3}, \frac{2}{3})$ . Оставшееся множество обозначим за  $C_1$ . Множество  $C_1 = [0, \frac{1}{3}] \cup [\frac{2}{3}, 1]$  состоит из двух отрезков; удалим теперь из каждого отрезка его среднюю часть, и оставшееся множество обозначим за  $C_2$ . Повторив данную процедуру, то есть удаляя средние трети у всех четырех отрезков, получим  $C_3$ . Дальше таким же образом получаем последовательность замкнутых множеств  $C_0 \supset C_1 \supset C_2 \supset \ldots \supset C_i \supset \ldots$  Пересечение

$$C = \bigcap_{i=0}^{\infty} C_i$$

называется канторовым множеством.

Замечание 2.1. Канторово множество так же можно определить как множество всех чисел от нуля до единицы, которые можно представить в троичной записи при помощи только нулей и двоек. То есть

$$C = \{ 0, \alpha_1 \alpha_2 \dots \alpha_i \dots_3 \mid \alpha_i = 0, 2 \}.$$

Утверждение 2.1. Канторово множество имеет нулевую меру Лебега. [1]

С помощью построенного ранее (см. раздел 1) генератора схемы Бернулли смоделируем случайную величину X, принимающую с вероятностью 1 значения из множества C.

$$X = \sum_{k=1}^{\infty} rac{2\xi_k}{3^k}, \qquad$$
где  $\xi_k \sim \mathrm{Bern}\left(rac{1}{2}
ight).$ 

В программной реализации будем рассматривать частичные суммы, для этого этого введем погрешность  $\varepsilon$  и найдем такое число n, при котором частичная сумма будет отличаться от бесконечной не более, чем на заданную погрешность.

$$\sum_{k=n}^{\infty} \frac{2\xi_k}{3^k} \leqslant 2\sum_{k=n}^{\infty} \frac{1}{3^k} = \frac{1}{3^{n-1}} \leqslant \varepsilon,$$

$$\downarrow \downarrow$$

$$n \geqslant 1 - \lceil \log_3 \varepsilon \rceil.$$

Замечание 2.2. Из выведенной формулы также видно, что для такой маленькой погрешности как  $\varepsilon=10^{-9}$  достаточно использовать всего n=20 первых членов ряда.

## Список литературы

[1] Ширяев А. Н. Вероятность, в 2-х кн. — 4-е изд., переработанное и дополненное — М.: МЦНМО, 2007.