

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

	ание №1																				
1.1	Задача №1																				
1.2	Задача №2																				
1.3	Задача №3																				
	ание №2																				
2.1	Задача №1																				
2.2	Задача №2																				
2.3	Задача №3																				

## 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

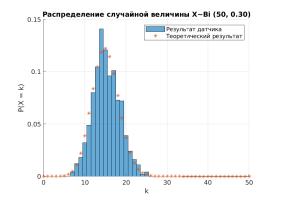
$$\mathbb{P}(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k},$$
 где  $k \in \mathbb{N}_0.$ 

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:

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



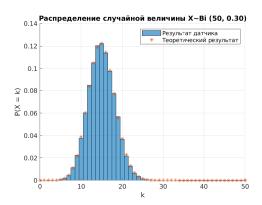


Рис. 1: Гистограмма биномиального распределения при  $10^3$  (слева) и  $10^5$  (справа) испытаний.

## 1.2 Задача №2

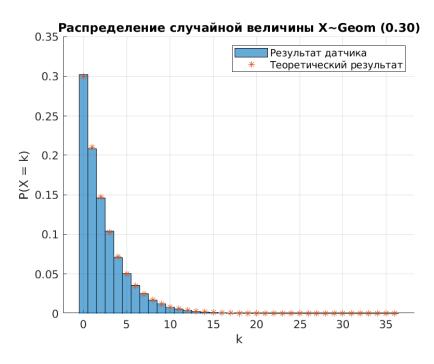


Рис. 2: Гистограмма геометрического распределения при  $10^5$  испытаний.

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

$$\mathbb{P}(X=k)=(1-p)^kp=q^kp,$$
 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.

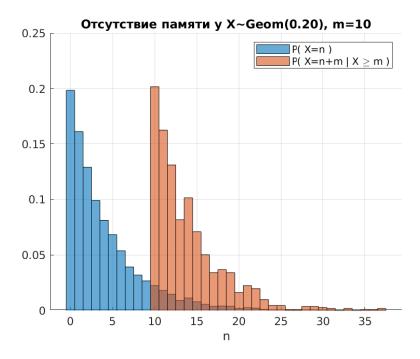


Рис. 3: Гистограмма геометрического распределения, демонстрирующая его свойство отсутствия памяти.

**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).

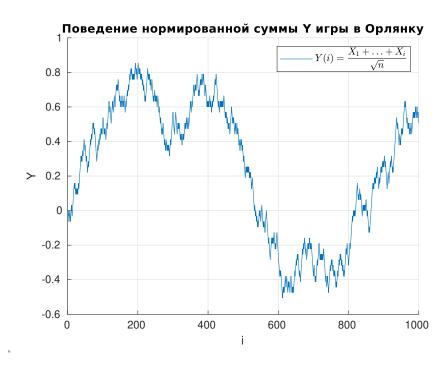


Рис. 4: Иллюстрация варианта поведения нормированной суммы Y(i).

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  $\xi$  с распределением  $\mathbb{P}_{\xi}$ . Тогда функцией распределения случайной величины X называется функция  $F_{\xi}: \mathbb{R} \to [0, 1]$ , задаваемая формулой:

$$F_{\xi}(x) = \mathbb{P}(\xi \leqslant x) \equiv \mathbb{P}_{\xi}((-\infty, x]).$$

**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]

Определение 2.4. Рассмотрим функцию K(x) такую, что в точках 0 и 1 значение функции принимается равным соответственно 0 и 1. Далее интервал (0, 1) разбивается на три равные части  $(0, \frac{1}{3}), (\frac{1}{3}, \frac{2}{3})$  и  $(\frac{2}{3}, 1)$ . На среднем сегменте полагаем  $K(x) = \frac{1}{2}$ . Оставшиеся два сегмента снова разбиваются на три равные части каждый, и на средних сегментах K(x) полагается равной  $\frac{1}{4}$  и  $\frac{3}{4}$ . Каждый из оставшихся сегментов снова делится

на три части, и на внутренних сегментах K(x) определяется как постоянная, равная среднему арифметическому между соседними, уже определенными значениями K(x). На остальных точках единичного отрезка определяется по непрерывности. Полученная функция называется канторовой лестницей.

Замечание 2.2. Из определения канторовой лестницы K(x) следует, что она действует на точки из канторова множества C по следующему правилу:

$$K(0, \alpha_1 \alpha_2 \dots \alpha_i \dots_3) = 0, \frac{\alpha_1}{2} \frac{\alpha_2}{2} \dots \frac{\alpha_i}{2} \dots_2.$$

Теперь рассмотрим случайную величину

$$Y = 0, \xi_1 \, \xi_2 \dots \xi_k \, \dots \, _2 = \sum_{k=1}^{\infty} rac{\xi_k}{2^k}, \quad$$
где  $\xi_k \sim \mathrm{Bern} \left( rac{1}{2} 
ight).$ 

Такая случайная величина имеет равномерное распределение на откезке [0,1], так как мы равновероятным образом выбираем знаки разложения числа  $\xi_k$  в двоичном представлении. Теперь рассмотрим искомую случайную величину X, имеющую в качестве функции распределения  $F_X(x)$  канторову лестницу K(x). Образ каждой случайной величины Y для такой функции будет равен

$$K^{-1}(Y) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\xi_k}{3^k}.$$

Эта точка лежит в канторовом множестве.

**Теорема 2.1.** Пусть некоторая функция распределения F имеет обратную  $F^{-1}$ . Тогда функцией распределения случайной величины

$$\eta = F^{-1}(\xi)$$

является F.

Доказательство. Найдем функцию распределения случайной величины  $\eta$ :

$$F_{\eta}(x) = \mathbb{P}(\eta \leqslant x) = \mathbb{P}(F^{-1}(\xi) \leqslant x) = \mathbb{P}(\xi \leqslant F(x)) = F(x).$$

Таким образом, теорема доказана.

Из теоремы вытекает, что при помощи построенного ранее (см. раздел 1) генератора схемы Бернулли мы можем смоделировать случайную величину X, принимающую с вероятностью 1 значения из канторова множества C и имеющую канторову лестницу K(x) в качестве функции распределения  $F_X(x)$ , следующим образом:

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

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.

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

$$\label{eq:norm} \psi$$
 
$$n\geqslant 1-\lceil\log_3\varepsilon\rceil\ \forall \varepsilon<1.$$

Замечание 2.3. Из выведенной формулы также видно, что для столь малой погрешности как  $\varepsilon=10^{-9}$  достаточно использовать всего n=20 первых членов ряда.

Вставить графики эмпирической и теоретической функций распределения случайной величины  $X\,.$ 

Дописать проверку того, является ли функция распределения X канторовой лестницей при помощи критерия Колмогорова.

#### 2.2 Задача №2

## 2.3 Задача №3

Вычислим значение математического ожидания для построенной случайной величины X:

$$\mathbb{E} X = \mathbb{E} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\xi_k}{3^k} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2}{3^k} \mathbb{E} \xi_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2}{3^k} \cdot \frac{1}{2} = \frac{\frac{1}{3}}{1 - \frac{1}{3}} = \frac{1}{2}.$$

Теперь, помня о независимости случайных величин  $\xi_k$   $k \in \mathbb{N}$ , вычислим значение дисперсии

$$\operatorname{Var} X = \operatorname{Var} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\xi_k}{3^k} = \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{2}{3^k}\right)^2 \operatorname{Var} \xi_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{4}{9^k} \cdot \frac{1}{4} = \frac{\frac{1}{9}}{1 - \frac{1}{9}} = \frac{1}{8}.$$

Замечание 2.4. При подсчете мы использовали известные значения для математического ожидания и дисперсии бернуллиевой случайной величины  $\xi \sim \text{Bern}(p)$ :

$$\mathbb{E}\,\xi = p$$
 и  $\mathbb{V}$ ar  $\xi = p(1-p)$ .

# Список литературы

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