

Министерство образования Республики Беларусь  
Учреждение образования  
«БЕЛОРУССКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ  
ИНФОРМАТИКИ И РАДИОЭЛЕКТРОНИКИ»

Кафедра вычислительных методов и программирования

***ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ И МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА***

Методические указания по типовому расчету  
для студентов всех специальностей  
заочной формы обучения

Минск БГУИР 2009

УДК 519.2 (076.6)

ББК 22.17 я7

Т33

**Р е ц е н з е н т ы:**

доцент кафедры Высшей математики и физики Учреждения образования  
«Военная академия Республики Беларусь» канд. физ. – мат. наук Т. А. Макарова;

доцент кафедры вычислительной техники Белорусского Государственного  
Аграрного Технического Университета, канд. техн. наук А. И. Шакирин

**С о с т а в и т е л и:**

А. И. Волковец, А. Б. Гуринович, А. В. Аксенчик

**Теория вероятностей и математическая статистика: метод. указания  
Т33 по типовому расчету/ сост.: А. И. Волковец, А. Б. Гуринович, А. В.  
Аксенчик. – Минск БГУИР, 2009. – 65 с.: ил.  
ISBN 978-985-488-441-7**

Методические указания содержат краткое изложение необходимого теоретического материала и руководство к решению всех 11 видов задач типового расчета по 17 темам, определенным Типовой рабочей программой изучения данной дисциплины. Условия задач, рекомендуемых для типового расчета, приведены в издании «Теория вероятностей и математическая статистика: Сборник задач по типовому расчету», составленном А. В. Аксенчик и др. Полное изложение необходимого теоретического материала приведено в издании: Волковец А. И., Гуринович А. Б. «Теория вероятностей и математическая статистика. Конспект лекций для студентов всех специальностей очной формы обучения БГУИР».

**УДК 519.2 (076.6)**

**ББК 22.17 я73**

**ISBN 978-985-488-441-7**

© УО «Белорусский  
государственный  
университет информатики и  
радиоэлектроники», 2009

## СОДЕРЖАНИЕ

1. СЛУЧАЙНЫЕ СОБЫТИЯ. ВЕРОЯТНОСТЬ СОБЫТИЯ.....	4
2. ТЕОРЕМЫ СЛОЖЕНИЯ И УМНОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ .....	8
3. ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ. ФОРМУЛА БАЙЕСА.....	11
4. ПОВТОРЕНИЕ НЕЗАВИСИМЫХ ОПЫТОВ.....	14
5. ДИСКРЕТНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА .....	16
6. НЕПРЕРЫВНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА .....	20
7. ЗАКОН РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФУНКЦИИ СЛУЧАЙНОГО АРГУМЕНТА .....	24
8. ДВУХМЕРНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ.....	26
9. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СУММЫ И ПРОИЗВЕДЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН .....	31
10. ОБРАБОТКА ОДНОМЕРНОЙ ВЫБОРКИ .....	34
11. ОБРАБОТКА ДВУХМЕРНОЙ ВЫБОРКИ.....	51
ЛИТЕРАТУРА .....	59
Приложение 1 Значения плотности нормального закона $N(0,1)$ .....	60
Приложение 2 Значения функции Лапласа.....	61
Приложение 3 Таблица распределения Стьюдента.....	62
Приложение 4 Таблица распределения Пирсона .....	63
Приложение 4 Таблица распределения Колмогорова .....	64

## 1. СЛУЧАЙНЫЕ СОБЫТИЯ. ВЕРОЯТНОСТЬ СОБЫТИЯ

**Случайное событие** – любой факт в опыте со случайным исходом, который может произойти или не произойти. Любое случайное событие  $A$ , возможное в данном опыте, есть некоторое подмножество универсального множества  $\Omega$  исходов этого опыта.

Событие  $A$  называется **достоверным**, если  $A = \Omega$ , т.е. происходит в каждом опыте.

Событие  $A$  называется **невозможным**, если  $A = \emptyset$ , т.е. никогда не происходит в данном опыте.

**Противоположным** событием  $\bar{A}$  называется событие, которое происходит тогда, когда не происходит событие  $A$ .

**Суммой** или **объединением** двух событий  $A$  и  $B$  (обозначается  $A + B$ ,  $A \cup B$ ) называется событие, состоящее в появлении **или** события  $A$ , **или** события  $B$ , **или**  $A$  и  $B$  одновременно.

**Произведением** или **пересечением** двух событий  $A$  и  $B$  (обозначается  $A \cdot B$ ,  $A \cap B$ ) называется событие, состоящее в появлении **и** события  $A$ , **и** события  $B$  одновременно или совместно.

**Несовместными** событиями  $A$  и  $B$  называются такие, которые не могут произойти одновременно в одном опыте. Для несовместных событий  $A \cap B = \emptyset$ .

**Аксиома 1.** Вероятность  $p(A)$  случайного события  $A$  есть функция множества элементарных исходов, благоприятных событию  $A$ , и вероятность любого события принимает значения

$$0 \leq p(A) \leq 1, \quad (1.1)$$

причем  $p(\emptyset) = 0$ ,  $p(\Omega) = 1$ .

**Аксиома 2.** Вероятность суммы несовместных случайных событий равна сумме вероятностей этих событий:

$$p\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n p(A_i), \quad A_i \cdot A_j = \emptyset, \quad \forall i \neq j \quad (1.2)$$

**Следствие аксиом 1 и 2:** Вероятность прямого события  $p(A)$  и вероятность противоположного события  $p(\bar{A})$  связаны соотношением

$$p(\bar{A}) = 1 - p(A). \quad (1.3)$$

**Классическое определение вероятности:** вероятность события  $A$  определяется по формуле

$$p(A) = \frac{m}{n}, \quad (1.4)$$

где  $n$  — число всех возможных, равновероятных исходов данного опыта;

$m$  — число исходов, благоприятствующих появлению события.

**Геометрическое определение вероятности.** Пусть в некоторую область  $\Omega$  случайным образом бросается точка  $T$ , причем все точки области  $\Omega$  равноправны в отношении попадания точки  $T$ .

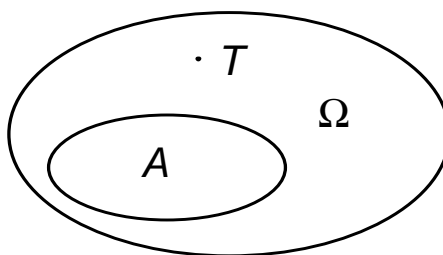


Рис. 1.1

Тогда за вероятность попадания точки  $T$  в область  $A$  принимается отношение

$$p(A) = \frac{S(A)}{S(\Omega)}, \quad (1.5)$$

где  $S(A)$  и  $S(\Omega)$  — геометрические меры (длина, площадь, объем и т.д.) областей  $A$  и  $\Omega$  соответственно.

### **Основные комбинаторные формулы**

При решении задач по классическому определению вероятности используются следующие комбинаторные формулы.

#### **Размещения:**

— без повторений элементов

$$A_n^m = n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-(m-1)) = \frac{n!}{(n-m)!} \quad (1.6)$$

– с повторением элементов

$$\widehat{A}_n^m = n^m \quad (1.7)$$

Формулы для размещений позволяет подсчитать количество комбинаций из  $n$  элементов по  $m$ , где комбинации будут отличаться как *самими элементами*, так и *расположением* их относительно друг друга.

**Сочетания:**

– без повторений элементов

$$C_n^m = \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-(m-1))}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot m} = \frac{n!}{(n-m)!m!}. \quad (1.8)$$

– с повторением элементов

$$\widehat{C}_n^m = C_{n+m-1}^m = \frac{(n+m-1)!}{m!(n-1)!} \quad (1.9)$$

Формулы для сочетаний позволяет подсчитать количество комбинаций из  $n$  элементов по  $m$ , где комбинации будут отличаться *только самими элементами*, т.е. каждая комбинация хотя бы одним элементом должна отличаться от другой.

**Перестановки:**

$$P_n = A_n^n = 1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot n = n!, \quad P_0 = 0! = 1 \quad (1.10)$$

Формула для перестановок позволяет подсчитать количество комбинаций из  $n$  элементов, где комбинации будут отличаться *только расположением* их относительно друг друга.

### Примеры

*Пример 1.1.* Какова вероятность того, что наудачу взятый телефонный номер из 7 цифр имеет все цифры различные.

*Решение.* Определим событие  $A$ . Событие  $A$  состоит в том, что в семизначном номере все цифры различны. Так как номер семизначный, а цифр всего 10, то общее число исходов  $n$  опыта равно числу размещений с повторением элементов из 10 по 7:  $n = \widehat{A}_{10}^7 = 10^7$ . Для подсчета

благоприятствующих исходов подходит формула для размещений без повторения элементов :  $m = A_{10}^7$ . Тогда

$$p(A) = \frac{m}{n} = \frac{A_{10}^7}{10^7} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4}{10^7} \approx 0,06.$$

*Пример 1.2.* Наудачу взяты два положительных числа  $x$  и  $y$ , причем  $x \leq 5$ ,  $y \leq 4$ . Найти вероятность того, что  $y + ax - b \leq 0$  и  $y - cx \leq 0$ , если  $a = 2$ ,  $b = 10$ ,  $c = 2$ .

*Решение.* Подставляя значения коэффициентов в неравенства, получаем:

$$\begin{cases} y + 2x \leq 10 \\ y \leq 2x \end{cases} \quad (1.11)$$

Строим на рис. 1.2 оси координат и область, которая определяет пространство элементарных событий  $\Omega$ . Она задается неравенствами  $x \leq 5$ ,  $y \leq 4$  и на рисунке 1.2 отображается в виде прямоугольника.

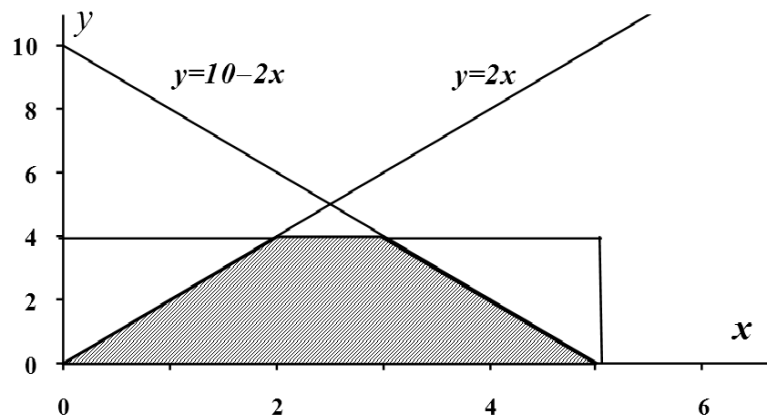


Рис. 1.2.

Площадь прямоугольника  $S_{\Omega} = 4 \cdot 5 = 20$  [у. е.]. Область благоприятствующих исходов определяется неравенствами (1.11), поэтому строим на рисунке прямые, которые задаются неравенствами (1.11). Заштрихованная на рисунке 1.2 область и описывает благоприятствующие исходы (с учетом всех возможных значений), площадь этой заштрихованной трапеции равна  $S_A = \frac{5+1}{2} \cdot 4 = 12$  [у. е.]. Тогда вероятность события  $A$  равна

$$p(A) = \frac{S_A}{S_{\Omega}} = \frac{12}{20} = 0,6.$$

## 2. ТЕОРЕМЫ СЛОЖЕНИЯ И УМНОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Вероятность **суммы** (объединения) двух произвольных случайных событий (т.е. тех, которые могут происходить совместно) равна сумме вероятностей каждого из событий минус вероятность их совместного появления:

$$p(A + B) = p(A) + p(B) - p(AB). \quad (2.1)$$

Для трех произвольных событий:

$$p(A + B + C) = p(A) + p(B) + p(C) - p(AB) - p(BC) - p(AC) + p(ABC) \quad (2.2)$$

Для  $n$  произвольных событий:

$$p(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = 1 - p(\overline{A_1} \cdot \overline{A_2} \cdot \dots \cdot \overline{A_n}). \quad (2.3)$$

Событие  $A$  называется **независимым** от события  $B$ , если возможность наступления события  $A$  не зависит от того, произошло событие  $B$  или нет. В противном случае события являются зависимыми.

**Условной вероятностью**  $p(B / A)$  называется вероятность события  $B$ , вычисленная при условии (в предположении), что событие  $A$  произошло. Для **независимых** событий  $p(B / A) = p(B)$ .

Вероятность **произведения** (пересечения) двух случайных событий равна вероятности одного из них, умноженной на условную вероятность второго при наличии первого.

$$p(A \cdot B) = p(A) \cdot p(B / A) = p(B) \cdot p(A / B). \quad (2.4)$$

Для независимых событий

$$p(A \cdot B) = p(A) \cdot p(B). \quad (2.5)$$

Вероятность произведения  $n$  произвольных событий  $A_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) равна

$$p(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n) = p(A_1) \cdot p(A_2 / A_1) \cdot p(A_3 / A_1 \cdot A_2) \cdot \dots \cdot p(A_n / A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_{n-1}), \quad (2.6)$$

где  $p(A_k / A_1 \cdot \dots \cdot A_{k-1})$  – условная вероятность появления события  $A_k$ , при

условии, что события  $A_1, A_2, \dots, A_{k-1}$  в данном опыте произошли,  $k = 2, \dots, n$ .



В случае независимых событий данная формула упрощается:

$$p(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n) = p(A_1) \cdot p(A_2) \cdot \dots \cdot p(A_n). \quad (2.7)$$

### Примеры

*Пример 2.1.* Вычислительная машина (ВМ) состоит из  $n$  блоков. Вероятность безотказной работы в течении времени  $T$  (надежность) первого блока равна  $p_1$ , второго –  $p_2$ , и т.д. Блоки отказывают независимо друг от друга. При отказе любого блока отказывает ВМ. Найти вероятность того, что ВМ откажет за время  $T$ .

*Решение.* Рассмотрим события  $A_1$  – отказывает 1-й блок,  $A_2$  – отказывает 2-й блок и т.д.. Пусть событие  $B$  – отказ вычислительной машины. Это событие произойдет тогда, когда выполнится *или* событие  $A_1$ , *или* событие  $A_2$  и т.д.. Видим, что следует применять теорему о сумме или объединении  $n$  произвольных событий, формула (2.3):

$$p(B) = p(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = 1 - p(\overline{A_1} \cdot \overline{A_2} \cdot \dots \cdot \overline{A_n}).$$

События  $A_i$  являются независимыми, поэтому правая часть запишется в виде:

$$p(B) = 1 - p(\overline{A_1} \cdot \overline{A_2} \cdot \dots \cdot \overline{A_n}) = 1 - p(\overline{A_1}) \cdot p(\overline{A_2}) \cdot \dots \cdot p(\overline{A_n}).$$

Вероятности противоположных событий  $\overline{A_i}$  (здесь событие  $\overline{A_i}$  –  $i$ -й блок работает) даны в условии, т.е.  $p(\overline{A_i}) = p_i$ . Окончательно получаем

$$p(B) = 1 - p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_n = 1 - \prod_{i=1}^n p_i.$$

*Пример 2.2.* Дана схема электрической цепи (рис. 2.1).

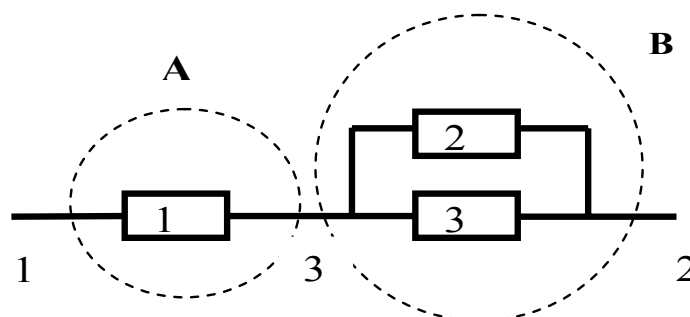


Рис. 2.1

Вероятности работы элементов цепи 1, 2, 3 соответственно равны  $p_1 = 0,7$ ;  $p_2 = 0,8$ ;  $p_3 = 0,9$ . Элементы цепи отказывают независимо друг от

друга. Найти вероятность того, что ток пройдет из точки 1 в точку 2.

*Решение.* Опишем через события работу элементов цепи. Пусть событие  $A_1$  состоит в том, что работает элемент 1, событие  $A_2$  – элемент 2, событие  $A_3$  – элемент 3. Тогда вероятности этих событий запишутся так:  $p(A_1) = p_1, p(A_2) = p_2, p(A_3) = p_3$ . Найдем вероятности противоположных событий (т.е. того, что элементы 1, 2, 3 не работают и ток через них не идет), используя (1.3):

$$p(\bar{A}_1) = 1 - p_1, p(\bar{A}_2) = 1 - p_2, p(\bar{A}_3) = 1 - p_3.$$

Анализируем заданную цепь и определяем участки цепи с последовательным и параллельным соединением. На рис. 2.1 элементы 2, 3 соединены параллельно. А элемент 1 соединен последовательно с элементами 2, 3. Поэтому введем событие  $A$  состоящее в том, что ток пройдет из точки 1 в точку 3, оно выполнится тогда, когда будет работать элемент 1. Можно записать:  $A = A_1$ . Введем событие  $B$ , состоящее в том, что ток пройдет из точки 2 в точку 3; оно произойдет тогда, когда будут работать *или* элемент 2, *или* элемент 3. Тогда событие  $B$  можно описать так:  $B = A_2 + A_3$ . Рассмотрим событие  $C$  состоящее в том, что ток пройдет из точки 1 в точку 2, оно выполнится тогда, когда выполнится *и* событие  $A$  *и* событие  $B$ . Событие  $C$  запишется так:  $C = A \cdot B$ . По условию задачи необходимо найти вероятность события  $C$  (учтем, что события  $A$  и  $B$  независимы), используем (2.5):

$$p(C) = p(A \cdot B) = p(A) \cdot p(B) \quad (2.8)$$

Найдем вероятности событий, входящих в правую часть формулы (2.8):

$$\begin{aligned} p(A) &= p(A_1) = p_1, \text{ а } p(B) = p(A_2 + A_3) = \left| \text{см. формулу (2.3)} \right| = \\ &= 1 - p(\bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3) = 1 - p(\bar{A}_2) \cdot p(\bar{A}_3) = 1 - (1 - p_2)(1 - p_3). \end{aligned}$$

Подставляя полученные значения в формулу (2.8), получим

$$p(C) = p(A) \cdot p(B) = p_1 \cdot [1 - (1 - p_2)(1 - p_3)] = 0,7 \cdot [1 - 0,2 \cdot 0,1] = 0,686.$$

### 3. ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ. ФОРМУЛА БАЙЕСА

Пусть проводится опыт, об условиях которого можно сделать  $n$  исключающих друг друга предположений (гипотез)

$H_1, H_2, \dots, H_n, H_i \cdot H_j = \emptyset, i \neq j$ , образующих полную группу  $\sum_{i=1}^n H_i = \Omega$ . Каждая

из гипотез осуществляется случайным образом и представляет собой случайное событие. Вероятности гипотез известны и равны:

$$p(H_1), p(H_2), \dots, p(H_n), \sum_{i=1}^n p(H_i) = 1.$$

Рассмотрим некоторое событие  $A$ , которое может появиться только вместе с одной из гипотез. Известны условные вероятности события  $A$  для каждой из гипотез:

$$p(A / H_1), p(A / H_2), \dots, p(A / H_n).$$

Тогда **полная вероятность** события  $A$  определяется по формуле

$$p(A) = \sum_{i=1}^n p(H_i) \cdot p(A / H_i). \quad (3.1)$$

Пусть до проведения некоторого опыта об его условиях  $n$  можно сделать  $n$  исключающих друг друга предположений (гипотез)

$H_1, H_2, \dots, H_n, H_i \cdot H_j = \emptyset, i \neq j$ , образующих полную группу  $\sum_{i=1}^n H_i = \Omega$ .

Вероятности гипотез  $p(H_1), p(H_2), \dots, p(H_n)$  до опыта (априорные вероятности)

известны, причем  $\sum_{i=1}^n p(H_i) = 1$ .

Опыт произведен, и произошло некоторое событие  $A$ . Тогда определить апостериорные (послеопытные) вероятности гипотез с учетом того, что произошло именно событие  $A$   $p(H_1 / A), p(H_2 / A), \dots, p(H_n / A)$ , можно определить по формуле **Байеса**

$$p(H_i / A) = \frac{p(H_i \cdot A)}{p(A)} = \frac{p(H_i)p(A / H_i)}{p(A)} = \frac{p(H_i)p(A / H_i)}{\sum_{j=1}^n p(H_j)p(A / H_j)}. \quad (3.2)$$

## Примеры

*Пример 3.1.* Радиоприемное устройство имеет блок обработки сигналов, который позволяет отделить полезный сигнал от помехи без искажений. Если отношение уровня сигнала к уровню помехи менее 1,2, то вероятность выделить полезный сигнал без искажений равна 0,1, если отношение уровня сигнала к уровню помехи от 1,2 до двух, то вероятность – 0,8, а если превышает 2, то вероятность равна 1. Приемник принял сигнал, причем поступление сигнала с помехой любого уровня равновероятно. Найти вероятность того, что он будет обработан без искажений.

*Решение.* Определим событие  $A$  – приемник обработал сигнал без искажений. Выдвигаем гипотезы:  $H_1$  – приемник принял сигнал с отношением уровня сигнала к уровню помехи менее 1,2;  $H_2$  – приемник принял сигнал с отношением уровня сигнала к уровню помехи от 1,2 до двух;  $H_3$  – приемник принял сигнал с отношением уровня сигнала к уровню помехи более двух. Вероятности гипотез (т.к. по условию они равновероятны):  $p(H_1) = p(H_2) = p(H_3) = 1/3$ . Определим условные вероятности события  $A$  при каждой гипотезе:  $p(A|H_1) = 0,1$ ,  $p(A|H_2) = 0,8$ ,  $p(A|H_3) = 1$ . По формуле полной вероятности (3.1) найдем вероятность события  $A$ :

$$p(A) = \sum_{i=1}^3 p(H_i) \cdot p(A|H_i) = 1/3 \cdot (0,1 + 0,8 + 1) = 0,633$$

*Пример 3.2.* Прибор состоит из двух блоков, работа каждого блока необходима для работы прибора. Вероятность безотказной работы в течении времени  $T$  (надежность) первого блока равна  $p_1$ , второго –  $p_2$ . Прибор испытывался в течении времени  $T$  и отказал. Найти вероятность того, что отказал только первый блок, а второй исправен ( $p_1 = 0,5$ ;  $p_2 = 0,7$ ).

*Решение.* Сформулируем событие  $A$  – оно состоит в том, что прибор отказал. Это событие может произойти при таких гипотезах:  $H_1$  – отказал только первый блок, а второй исправен;  $H_2$  – отказал второй блок, а первый исправен;  $H_3$  – отказал первый блок, отказал второй блок;  $H_4$  – работает

первый блок, работает второй блок. Как видим, гипотезы описывают сложные события. Для упрощения расчета вероятностей этих событий введем такие события: событие  $B_1$  – работает первый блок; событие  $B_2$  – работает второй блок. Тогда гипотезу  $H_1$  через эти события можно описать так:  $H_1 = \bar{B}_1 \cap B_2$ , где  $\bar{B}_1$  – противоположное событие, т.е. что блок не работает. Аналогично распишем и другие гипотезы:  $H_2 = B_1 \cap \bar{B}_2$ ,  $H_3 = \bar{B}_1 \cap \bar{B}_2$ ,  $H_4 = B_1 \cap B_2$ . Так как события  $B_1$  и  $B_2$  независимы, то вероятностей гипотез рассчитаем, используя теорему умножения вероятностей для независимых событий (2.5):

$$\begin{aligned} p(H_1) &= p(\bar{B}_1 \cap B_2) = p(\bar{B}_1) \cdot p(B_2) = \begin{vmatrix} p(B_1) = p_1, & p(\bar{B}_1) = 1 - p_1 \\ p(B_2) = p_2, & p(\bar{B}_2) = 1 - p_2 \end{vmatrix} = (1 - p_1)p_2, \\ p(H_2) &= p(B_1 \cap \bar{B}_2) = p(B_1) \cdot p(\bar{B}_2) = p_1(1 - p_2), \\ p(H_3) &= p(\bar{B}_1 \cap \bar{B}_2) = p(\bar{B}_1) \cdot p(\bar{B}_2) = (1 - p_1)(1 - p_2), \\ p(H_4) &= p(B_1 \cap B_2) = p(B_1) \cdot p(B_2) = p_1p_2. \end{aligned}$$

Необходимо найти условные вероятности события  $A$  при каждой гипотезе.

Тогда  $p(A|H_1)$  – это условная вероятность того, что прибор вышел из строя, при условии, что первый блок отказал, а второй исправен. Видим, что событие  $A$  всегда произойдет, если блок отказал, т.е.  $A$  – достоверное событие. Поэтому  $p(A|H_1) = 1$ . Аналогично  $p(A|H_2) = 1$ ,  $p(A|H_3) = 1$ . А вот при четвертой гипотезе событие  $A$  никогда не выполнится, здесь  $A$  – невозможное событие и вероятность его  $p(A|H_4) = 0$ .

Из условия задачи следует, что необходимо пересмотреть вероятность первой гипотезы, поэтому запишем формулу Байеса для первой гипотезы:

$$p(H_1|A) = \frac{p(H_1) \cdot p(A|H_1)}{\sum_{i=1}^4 p(H_i) \cdot p(A|H_i)} = \frac{(1 - p_1)p_2 \cdot 1}{(1 - p_1)p_2 \cdot 1 + p_1(1 - p_2) \cdot 1 + (1 - p_1)(1 - p_2) \cdot 1 + p_1p_2 \cdot 0} = 0,538$$

Из полученного решения следует, что до появления события  $A$  вероятность гипотезы  $H_1$  была равна  $p(H_1) = (1 - p_1)p_2 = (1 - 0,5) \cdot 0,7 = 0,35$ . А с учетом появления события  $A$  изменилась значительно, стала равной 0,538.

#### 4. ПОВТОРЕНИЕ НЕЗАВИСИМЫХ ОПЫТОВ

Пусть производится  $n$  независимых опытов. В результате каждого опыта событие  $A$  появляется в одном опыте с вероятностью  $p$  и не появляется с вероятностью  $q = (1 - p)$ . Вероятность того, что в последовательности из  $n$  опытов событие  $A$  произойдет ровно  $k$  раз, вычисляется по **формуле Бернулли**:

$$P(n, k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k} = \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k \cdot (1-p)^{n-k}. \quad (4.1)$$

Рекуррентная формула  $P(n, k)$  имеет вид

$$P(n, k+1) = \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{q} P(n, k) \quad (4.2)$$

Вероятность  $P_n(k_1 \leq k \leq k_2)$  того, что в  $n$  опытах схемы Бернулли событие  $A$  появится от  $k_1$  до  $k_2$  раз ( $0 \leq k_1 \leq k_2 \leq n$ ), равна

$$P(n, k_1 \leq k \leq k_2) = \sum_{k=k_1}^{k_2} P(n, k) = \sum_{k=k_1}^{k_2} C_n^k p^k q^{n-k}. \quad (4.3)$$

Вероятность того, что при  $n$  независимых испытаниях событие  $A$  появится не менее  $m$  раз, вычисляется так:

$$P(n, m \leq k \leq n) = \sum_{k=m}^n P(n, k) = 1 - \sum_{k=0}^{m-1} P(n, k) \quad (4.4)$$

Здесь надо выбирать, какой ряд короче, и его использовать для расчета. Например, вероятность того, что в  $n$  опытах событие  $A$  появится хотя бы один раз, равна

$$P(n, 1 \leq k \leq n) = 1 - P(n, 0) = 1 - q^n. \quad (4.5)$$

**Наивероятнейшее число**  $m_0$  наступлений события  $A$  при  $n$  опытах определяется из неравенства:

$$np - q \leq m_0 \leq np + p \quad (4.6)$$

## Примеры

*Пример 4.1.* По каналу связи передается  $n = 6$  сообщений, каждое из которых независимо от других с вероятностью  $p = 0,2$  оказывается искаженным. Найти вероятности следующих событий:

$A = \{\text{ровно два сообщения из 6 искажены}\},$

$B = \{\text{все сообщения будут искажены}\},$

$C = \{\text{все сообщения будут переданы без искажений}\},$

$D = \{\text{не менее двух сообщений из 6 искажены}\}.$

*Решение.* По формуле Бернулли (4.1) рассчитаем вероятности первых трех событий:

$$p(A) = P(6, 2) = C_6^2 \cdot p^2 \cdot (1-p)^4 = \frac{6!}{4! \cdot 2!} 0,2^2 \cdot 0,8^4 = 0,197,$$

$$p(B) = P(6, 6) = p^6 = 0,2^6 = 0,000064$$

$$p(C) = P(6, 0) = (1-p)^6 = 0,262.$$

Вероятность события  $D$  определим по формуле (4.4), первый ряд требует для вычисления пяти слагаемых, второй только два:

$$\begin{aligned} p(B) &= P(6, 2 \leq k \leq 6) = P(6, 2) + P(6, 3) + P(6, 4) + P(6, 5) + P(6, 6) = 1 - P(6, 0) - P(6, 1) = \\ &= 1 - C_6^0 p^0 (1-p)^6 - C_6^1 p^1 (1-p)^5 = 1 - 0,8^6 - 6 \cdot 0,2^1 \cdot 0,8^5 = 0,345. \end{aligned}$$

*Пример 4.2.* Монету подбрасывают 10 раз. Чему будет равно наивероятнейшее число выпадений герба?

*Решение.* Запишем  $n = 10$ , вероятность появления герба (событие  $A$ ) симметричной монеты равна  $p = 0,5$ . Вероятность противоположного события  $\bar{A}$ :  $p(\bar{A}) = q = 1 - 0,5 = 0,5$ . Тогда наивероятнейшее число  $m_0$  определим, используя (4.6):

$$10 \cdot 0,5 - 0,5 \leq m_0 \leq 10 \cdot 0,5 + 0,5;$$

$$4,5 \leq m_0 \leq 5,5.$$

Отсюда следует, что  $m_0 = 5$ .

## 5. ДИСКРЕТНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА

*Случайная величина* (СВ) – это величина, которая в результате опыта со случайным исходом принимает то или иное значение, причем заранее до опыта неизвестно, какое именно. Обозначения случайной величины:  $X, Y$ ; а их значения:  $x, y$ .

Случайная величина  $X$  называется **дискретной**, если ее множество возможных значений  $\Omega_X$  – счетное, т.е. элементы множества можно расположить в определенном порядке и пронумеровать.

**Закон распределения** случайной величины — любое правило, устанавливающее соответствие между значениями случайной величины и вероятностями ее наступления.

**Рядом распределения** дискретной СВ  $X$  называется таблица, в верхней строке которой перечислены все возможные значения СВ  $x_1, x_2, \dots, x_n (x_i < x_{i+1})$ , а в нижней — вероятности их появления  $p_1, p_2, \dots, p_n$ , где  $p_i = p(X = x_i)$ :

$x_i$	$x_1$	$x_2$	$\dots$	$x_n$
$p_i$	$p_1$	$p_2$	$\dots$	$p_n$

Так как события  $\{X = x_1\}, \{X = x_2\}, \dots, \{X = x_n\}$  несовместны и образуют полную группу, то справедливо контрольное соотношение

$$p_1 + p_2 + \dots + p_n = 1. \quad (5.1)$$

**Функцией распределения** случайной величины  $X$  называется вероятность того, что она примет значение меньшее, чем аргумент  $x$  функции  $F(x)$ :  
 $F(x) = p(X < x)$ .

Свойства функции распределения:

1.  $F(-\infty) = 0$  и  $F(+\infty) = 1$ .
2. Неубывающая функция:  $x_1 < x_2 \Rightarrow F(x_1) \leq F(x_2)$ .



4. Вероятность попадания значения СВ  $X$  в интервал  $[a; b)$ :

$$p\{a \leq X < b\} = F(b) - F(a) \quad (5.2)$$

Функция распределения дискретной СВ определяется так:

$$F(x) = \sum_{x_i < x} p(X = x_i) = \sum_{x_i < x} p_i \quad (5.3)$$

где  $p_i$  – вероятности ряд распределения этой СВ.

Здесь суммируются вероятности всех тех значений  $x_i$ , которые по своей величине меньше, чем  $x$  – аргумент функции  $F(x)$ .

$x_i$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	...	$x_n$	$> x_n$
$p_i$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	...	$p_n$	0
$F(x_i)$	0	$p_1$	$p_1 + p_2$		$p_1 + p_2 + \dots + p_{n-1}$	1

Функция распределения любой дискретной СВ есть разрывная ступенчатая функция, скачки которой происходят в точках, соответствующих возможным значениям случайной величины, и равны вероятностям этих значений.

**Математическое ожидание** характеризует среднее значение случайной величины и для дискретной СВ определяется по формуле

$$m_X = M[X] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p_i \quad (5.4)$$

Как видно из (5.4), в качестве математического ожидания СВ используется «среднее взвешенное значение», причем каждое из значений случайной величины учитывается с «весом», пропорциональным вероятности этого значения.

**Дисперсия** случайной величины характеризует степень рассеивания (разброса) значений случайной величины относительно ее математического ожидания и для дискретной СВ определяется по формуле:

$$D_x = D[X] = \sum_{i=1}^n (x_i - m_X)^2 p_i = \sum_{i=1}^n x_i^2 p_i - m_X^2. \quad (5.5)$$

## Примеры

*Пример 5.1.* По командному пункту противника производится пуск трех ракет, причем вероятность попадания в цель при пуске одной ракеты равна 0,8. Построить ряд распределения числа попаданий.

*Решение.* Определим случайную величину  $X$  как число попаданий в цель при трех пусках ракет. Эта случайная величина может принимать следующие значения: 0, 1, 2, 3. Найдем вероятность принятия величиной  $X$  этих значений, используя формулу Бернулли:

$$p\{X=0\} = (1-p)^3 = 0,2^3 = 0,008 ,$$

$$p\{X=1\} = C_3^1 p(1-p)^2 = 3 \cdot 0,8 \cdot 0,2^2 = 0,096 ,$$

$$p\{X=2\} = C_3^2 p^2(1-p) = 3 \cdot 0,8^2 \cdot 0,2 = 0,384 ,$$

$$p\{X=3\} = p^3 = 0,8^3 = 0,512 .$$

Ряд распределения имеет следующий вид

$x_i$	0	1	2	3
$p_i$	0,008	0,096	0,384	0,512

Как видим, условие (5.1) выполняется.

*Пример 5.2.* Зная ряд распределения для случайной величина  $X$ , описанной в примере 5.1, построить график функции распределения. Найти математическое ожидание и дисперсию дискретной случайной величины  $X$ .

*Решение.* Рассчитаем значения функции распределения для фиксированных значений  $X = x_i$ , взятых из ряда распределения (пример 5.1).

$$1. \ x_1 = 0, F(0) = \sum_{x_i < 0} p(X = x_i) = 0 .$$

$$2. \ x_1 = 1, F(1) = \sum_{x_i < 1} p(X = x_i) = p(X = 0) = 0,008$$

$$3. \ x_2 = 2, F(2) = \sum_{x_i < 2} p(X = x_i) = p(X = 0) + p(X = 1) = 0,008 + 0,096 = 0,104 .$$

$$4. x_4 = 3, F(3) = \sum_{x_i < 3} p_i = p(X=0) + p(X=1) + p(X=2) = 0,008 + 0,096 + 0,384 = 0,488$$

5. При  $x_5 = +\infty$ , согласно свойствам функции распределения,  $F(+\infty) = 1$

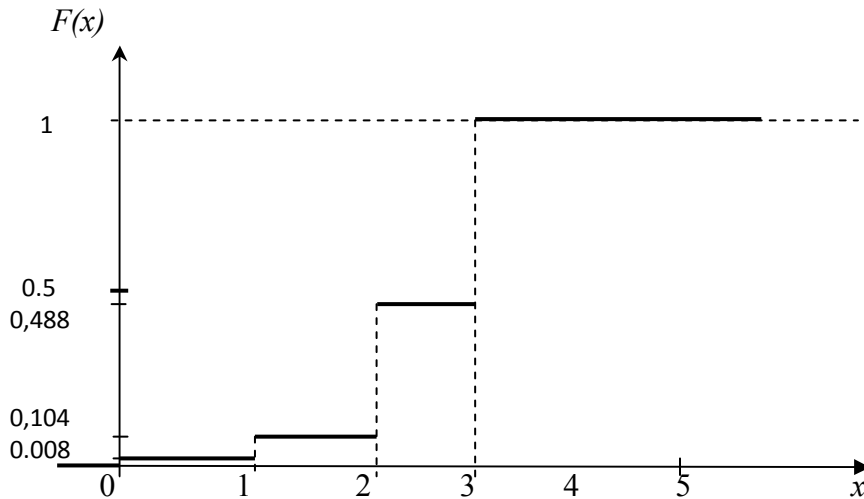


Рис. 5.1

Опишем построение графика функции распределения  $F(x)$  (рис. 5.1). Рассмотрим первый промежуток по оси  $X$  от  $-\infty$  до 0; согласно пункту 1 значение  $F(x) = 0$  и линия идет по оси  $X$  до нуля включительно. Второй промежуток по оси  $X$  от 0 до 1; согласно пункту 2 значение  $F(x) = 0,008$  значит проводим ступеньку высотой 0,008. Третий промежуток от 1 до 2; согласно пункту 3 значение  $F(x) = 0,104$  значит проводим ступеньку высотой 0,104. Четвертый промежуток от 2 до 3; согласно пункту 4 значение  $F(x) = 0,488$  значит проводим ступеньку высотой 0,488. Пятый промежуток от 3 до  $+\infty$ ; согласно пункту 5 значение  $F(x) = 1$  значит проводим ступеньку высотой 1.

Математическое ожидание дискретной СВ  $X$  определим по формуле (5.4):

$$M[X] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p_i = 0 \cdot 0,008 + 1 \cdot 0,096 + 2 \cdot 0,384 + 3 \cdot 0,512 = 2,4,$$

Дисперсию дискретной СВ  $X$  определим по формуле (5.5):

$$D[X] = \sum_{i=1}^n x_i^2 p_i - m_X^2 = 0^2 \cdot 0,008 + 1^2 \cdot 0,096 + 2^2 \cdot 0,384 + 3^2 \cdot 0,512 - 2,4^2 = 0,48$$

## 6. НЕПРЕРЫВНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА

Случайная величина  $X$  называется **непрерывной**, если ее функция распределения  $F(x)$  – непрерывная и дифференцируемая функция для всех значений аргумента.

**Плотность распределения** (или плотность вероятности)  $f(x)$  непрерывной случайной величины  $X$  в точке  $x$  характеризует плотность вероятности в окрестностях точки  $x$  и равна производной функции распределения этой СВ:

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = F'(x). \quad (6.1)$$

График плотности распределения называется кривой распределения.

Вероятность попадания случайной величины  $X$  на произвольный участок  $[a; b]$  равна сумме элементарных вероятностей на этом участке:

$$p\{a \leq X < b\} = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a). \quad (6.2)$$

В геометрической интерпретации вероятность  $p\{a \leq X < b\}$  равна площади, ограниченной сверху кривой распределения  $f(x)$  и отрезком  $[a; b]$ .

Соотношение (6.2) позволяет выразить функцию распределения  $F(x)$  случайной величины  $X$  через ее плотность:

$$F(x) = p\{X < x\} = p\{-\infty < X < x\} = \int_{-\infty}^x f(t) dt. \quad (6.3)$$

### Основные свойства плотности распределения:

1. Плотность распределения неотрицательна:  $f(x) \geq 0$ . Причем  $f(x) = 0$  для тех значений  $x$ , которые СВ никогда не принимает в опыте.

2. Условие **нормировки**:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = p(-\infty \leq X < +\infty) = 1. \quad (6.4)$$

**Математическое ожидание** характеризует среднее значение случайной величины и для непрерывной СВ определяется по формуле

$$m_X = M[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx. \quad (6.5)$$

**Дисперсия** случайной величины характеризует степень рассеивания (разброса) значений случайной величины относительно ее математического ожидания и для непрерывной СВ определяется по формуле

$$D_x = D[X] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_X)^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx - m_X^2. \quad (6.6)$$

Дисперсия случайной величины имеет размерность квадрата случайной величины, поэтому для анализа диапазона значений величины  $X$  дисперсия не совсем удобна. Этого недостатка лишено среднее квадратическое отклонение (СКО), размерность которого совпадает с размерностью случайной величины.

**Среднее квадратическое отклонение** случайной величины  $X$  характеризует ширину диапазона значений  $X$  и равно

$$\sigma_X = \sigma[X] = +\sqrt{D[X]}. \quad (6.7)$$

**Правило 3 $\sigma$ .** Практически все значения случайной величины находятся в интервале

$$[m_X - 3\sigma_X; m_X + 3\sigma_X]. \quad (6.8)$$

### Примеры

*Пример 6.1.* Случайная величина  $X$  распределена по закону, определяемому плотностью вероятности вида

$$f(x) = \begin{cases} c \cos x, & -\pi/2 \leq x \leq \pi/2, \\ 0, & |x| > \pi/2. \end{cases}$$

Определить константу  $c$ , функцию распределения  $F(x)$ , математическое ожидание, дисперсию величины  $X$ , а также вероятность ее попадания в интервал  $[0; 2)$ .

*Решение.* Вначале вычислим значение константы  $c$  из условия нормировки (6.4). Условие нормировки представляет собой интегральное уравнение, из

которого можно определить неизвестный параметр плотности вероятности. Для этого определим значение интеграла в левой части условия нормировки:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = \int_{-\pi/2}^{\pi/2} c \cos x dx = c \sin x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} = c + c = 2c.$$

Из условия нормировки следует:

$$2c = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{2}.$$

Плотность вероятности примет вид

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < -\pi/2, \\ \frac{1}{2} \cos x, & -\pi/2 \leq x \leq \pi/2, \\ 0, & x > \pi/2. \end{cases}$$

Определим функцию распределения  $F(x)$ . Так как плотность вероятности задана различными формулами на разных интервалах, то и ее первообразную - функцию распределения - будем искать по формуле (6.3) для каждого интервала в отдельности.

$$\text{Для } x < -\pi/2: F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^x 0dt = 0,$$

$$\text{для } -\pi/2 \leq x \leq \pi/2: F(x) = \int_{-\infty}^{-\pi/2} 0dt + \int_{-\pi/2}^x \frac{\cos t}{2} dt = \frac{\sin t}{2} \Big|_{-\pi/2}^x = \frac{1 + \sin x}{2},$$

$$\text{для } x > \pi/2: F(x) = \int_{-\infty}^{-\pi/2} 0dt + \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \frac{\cos t}{2} dt + \int_{\pi/2}^x 0dt = 0 + 1 + 0 = 1.$$

Окончательно имеем

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -\pi/2, \\ \frac{1 + \sin x}{2}, & -\pi/2 \leq x \leq \pi/2, \\ 1, & x > \pi/2. \end{cases}$$

Вычислим вероятность  $p(0 \leq X < 2)$  по формуле (6.2):

$$p\{0 \leq X < 2\} = F(3) - F(0) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$$

Так как правый край интервала  $[0; 2)$  больше, чем  $\pi / 2$ , то  $F(2) = 1$ .

Вычислим математическое ожидание СВ по формуле (6.5):

$$\begin{aligned} m_X &= \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx = \frac{1}{2} \int_{-\pi/2}^{\pi/2} x \cdot \cos x dx = \left| \begin{array}{ll} u = x & du = dx \\ dv = \cos x & v = \sin x \end{array} \right| = \\ &= \frac{1}{2} \left( x \sin x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} - \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \sin x dx \right) = \frac{1}{2} \left( \frac{\pi}{2} - \frac{\pi}{2} + x \cos x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} \right) = 0. \end{aligned}$$

Дисперсию случайной величины СВ вычислим по формуле (6.6):

$$\begin{aligned} D_x &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx - m_X^2 = \frac{1}{2} \int_{-\pi/2}^{\pi/2} x^2 \cdot \cos x dx = \left| \begin{array}{ll} u = x^2 & du = 2x dx \\ dv = \cos x & v = \sin x \end{array} \right| = \\ &= \frac{1}{2} \left( x^2 \sin x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} - 2 \int_{-\pi/2}^{\pi/2} x \sin x dx \right) = \left| \begin{array}{ll} u = x & du = dx \\ dv = \sin x & v = -\cos x \end{array} \right| = \\ &= \frac{1}{2} \left( \frac{\pi^2}{4} + \frac{\pi^2}{4} + 2x \cos x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} - 2 \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \cos x dx \right) = \frac{\pi^2}{4} + 0 - \sin x \Big|_{-\pi/2}^{\pi/2} = \frac{\pi^2}{4} - 2. \end{aligned}$$

*Пример 6.2.* Определить по правилу  $3\sigma$  диапазон возможных значений СВ  $X$  из примера 6.1.

*Решение.* Вычислим среднее квадратическое отклонение СВ по формуле (6.7):

$$\sigma_X = \sigma[X] = +\sqrt{D[X]} = \sqrt{\frac{\pi^2}{4} - 2} = \sqrt{0,467} = 0,684.$$

Оценим диапазона значений  $X$  по формуле (6.8):

$$[0 - 3 \cdot 0,684; 0 + 3 \cdot 0,684] = [-2,05; +2,05].$$

Как видим, получился интервал, полностью охватывающий точный диапазон значений СВ  $[-\frac{\pi}{2}; +\frac{\pi}{2}]$ , который можно определить по свойству 1 плотности вероятности.

## 7. ЗАКОН РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФУНКЦИИ СЛУЧАЙНОГО АРГУМЕНТА

Рассмотрим функцию одного случайного аргумента  $Y = \varphi(X)$ . Если  $X$  – непрерывная случайная величина с известной плотность вероятности  $f(x)$ , то алгоритм получения плотность вероятности  $g(y)$  величины  $Y$  следующий:

1. Построить график  $Y = \varphi(X)$  и определить диапазон значений  $Y \in [y_{\min}, y_{\max}]$ .

2. Диапазон  $Y$  разбить на  $M$  интервалов, в каждом из которых одинаковая степень неоднозначности  $k_i, i=1, 2, \dots, M$ :

$$[y_{\min}, y_1), [y_1, y_2), \dots, [y_{M-1}, y_{\max}].$$

Степень неоднозначности  $k_i$  – число значений  $X$ , соответствующих одному значению  $Y$ , или число обратных функций  $\psi_j(y)$  для данного интервала,  $j = 1, 2, \dots, k_i$ .

3. Определить обратные функции  $\psi_j(y) = \varphi^{-1}(x)$  и вычислить модули производных обратных функций  $|\psi'_j(y)|$ . В общем случае число обратных функций  $\psi_j(y)$  в  $i$ -м интервале равно  $k_i$ .

4. Определить плотность вероятностей  $g(y)$  по следующей формуле:

$$g(y) = \begin{cases} 0, y < y_{\min}, \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{k_i} f_X(\psi_j(y)) \cdot |\psi'_j(y)|, y_{i-1} \leq y < y_i, \\ \vdots \\ 0, y > y_{\max}. \end{cases} \quad (7.1)$$

### Примеры

*Пример 7.1.* Определить плотность вероятности величины  $Y = X^2$ , если  $X$  – случайная величина, равномерно распределенная на интервале  $[-2; 1]$ .



Решение. 1. Построим график величины  $Y = X^2$  для  $x$  в интервале  $[-2; 1]$  и определим диапазон значений  $Y$ :  $Y \in [0; 4]$  (рис. 7.1).

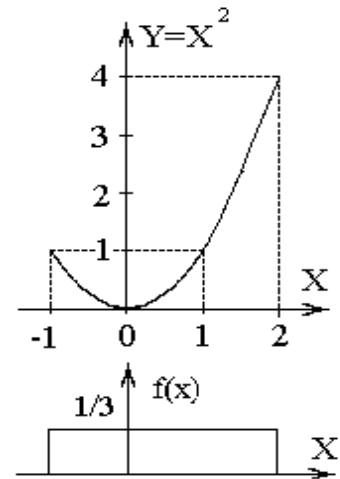


Рис. 7.1

2. В зависимости от числа  $k$  обратных функций выделим следующие интервалы для  $Y$ :

$$\begin{aligned} [-\infty; 0) & k_1 = 0, \\ [0; 1] & k_2 = 2, \\ (1; 4] & k_3 = 1, \\ (4; +\infty] & k_4 = 2. \end{aligned}$$

3. На интервалах  $[-\infty; 0)$  и  $(4; +\infty]$  обратные функции не существует.

В интервале  $[0; 1]$  две обратных функции:

$$\psi_1(y) = +\sqrt{y} \text{ и } \psi_2(y) = -\sqrt{y}.$$

Вычислим модули производных обратных функций  $|\psi'_j(y)|$ :

$$|\psi'_1(y)| = \left| \frac{1}{2\sqrt{y}} \right| = \frac{1}{2\sqrt{y}}, \quad |\psi'_2(y)| = \left| -\frac{1}{2\sqrt{y}} \right| = \frac{1}{2\sqrt{y}}.$$

В интервале  $(1; 4]$  одна обратная функция  $\psi_1(y) = +\sqrt{y}$ , следовательно,

$$|\psi'_1(y)| = \left| \frac{1}{2\sqrt{y}} \right| = \frac{1}{2\sqrt{y}}.$$

4. Так как  $X$  равномерно распределена в интервале  $[-1, 2]$ , то ее плотность вероятности равна

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & -1 \leq x \leq 2, \\ 0, & x < -1, \quad x > 2. \end{cases}$$

По формуле (7.1) получим плотность вероятности величины  $Y$

$$g(y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ f_x(\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + f_x(-\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{3\sqrt{y}}, & 0 \leq y \leq 1, \\ f_x(\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{6\sqrt{y}}, & 1 < y \leq 4, \\ 0, & y > 4. \end{cases}$$

## 8. ДВУХМЕРНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Двухмерная случайная величина  $(X, Y)$  – совокупность двух одномерных случайных величин, которые принимают значения в результате проведения одного и того же опыта. Двухмерную случайную величину  $(X, Y)$  геометрически можно представить как случайную точку  $(X, Y)$  на плоскости  $xOy$ .

Двухмерная случайная величина  $(X, Y)$  является непрерывной, если ее функция распределения  $F(x, y)$  представляет собой непрерывную, дифференцируемую функцию по каждому из аргументов и существует вторая смешанная производная  $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$ .

**Двухмерная плотность распределения**  $f(x, y)$  характеризует плотность вероятности в окрестности точки с координатами  $(x, y)$  и равна второй смешанной производной функции распределения:

$$f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}. \quad (8.1)$$

Свойства двухмерной плотности:

1.  $f(x, y) \geq 0$ .

2.  $F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(x, y) dx dy$ . (8.2)

3.  $p\{(X, Y) \in D\} = \iint_{(D)} f(x, y) dx dy$ . (8.3)

4. **Условие нормировки:**  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$ . (8.4)

Геометрически интеграл условия нормировки вычисляет объем тела, ограниченный поверхностью распределения и плоскостью  $xOy$ .

5.  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$ ;  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$ . (8.5)

**Математические ожидания** компонент двумерной непрерывной случайной величины  $(X, Y)$  вычисляются по формулам

$$m_X = \alpha_{1,0}(x, y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^1 y^0 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, y) dx dy, \quad (8.6)$$

$$m_Y = \alpha_{0,1}(x, y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^0 y^1 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f(x, y) dx dy. \quad (8.7)$$

**Дисперсии** компонент двумерной непрерывной случайной величины  $(X, Y)$  вычисляются по формулам

$$D_X = \alpha_{2,0}(x, y) - m_X^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, y) dx dy - m_X^2, \quad (8.8)$$

$$D_Y = \alpha_{0,2}(x, y) - m_Y^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f(x, y) dx dy - m_Y^2. \quad (8.9)$$

**Корреляционный момент**  $K_{XY}$  характеризует степень тесноты линейной зависимости величин  $X$  и  $Y$ , а также рассеивание их значений относительно точки  $(m_X, m_Y)$ :

$$K_{XY} = M[XY] - m_X m_Y = \alpha_{1,1}(x, y) - m_X m_Y = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x y f(x, y) dx dy - m_X m_Y. \quad (8.10)$$

**Коэффициент корреляции**  $R_{XY}$  характеризует только степень линейной зависимости величин и равен нормированному корреляционному моменту:

$$R_{XY} = \frac{K_{XY}}{\sqrt{D_X D_Y}} = \frac{K_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}. \quad (8.11)$$

Для любых случайных величин  $|R_{XY}| \leq 1$ . Если величины  $X$  и  $Y$  независимы, то  $R_{XY} = 0$ .

### Примеры

*Пример 8.1.* Двухмерный случайный вектор  $(X, Y)$  равномерно распределен внутри области **В**, выделенной жирными прямыми линиями на рис. 8.1.

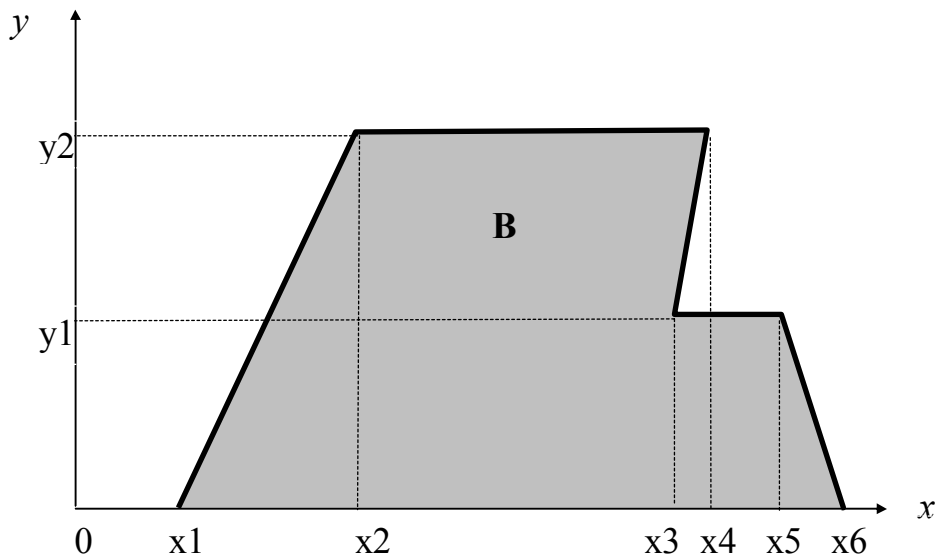


Рис. 8.1

Двухмерная плотность вероятности  $f(x,y)$  одинакова для любой точки этой области **В**:

$$f(x,y) = \begin{cases} c, & (x,y) \in \mathbf{B}, \\ 0, & (x,y) \notin \mathbf{B}. \end{cases}$$

Вычислить **коэффициент корреляции** между величинами  $X$  и  $Y$ , если координаты вершин области **В** приведены в таб. 8.1.

Таблица 8.1

x1	x2	x3	x4	x5	x6	y1	y2
0	1	2	1	2	3	0,5	1

*Решение.* Построим область **В**. Соединим последовательно точки с координатами из таб. 8.1 согласно рис. 8.1:

- точку  $(x1; 0) = (0; 0)$  с точкой  $(x2; y2) = (1; 1)$ ,
- точку  $(x2; y2) = (1; 1)$  с точкой  $(x4; y2) = (1; 1)$  (т.е. остаемся на месте),
- точку  $(x4; y2) = (1; 1)$  с точкой  $(x3; y1) = (2; 0,5)$ ,
- точку  $(x3; y1) = (2; 0,5)$  с точкой  $(x5; y1) = (2; 0,5)$  (т.е. остаемся на месте),
- точку  $(x5; y1) = (2; 0,5)$  с точкой  $(x6; 0) = (3; 0)$ .

В результате получим следующую фигуру (рис. 8.2):

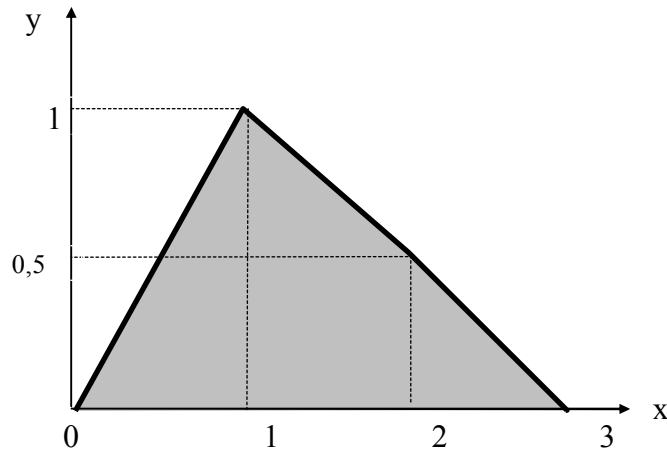


Рис. 8.2

Совместная плотность вероятности примет вид

$$f(x, y) = \begin{cases} c, & 0 \leq y \leq 1, y \leq x \leq (3 - 2y), \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Неизвестную константу  $c$  определим, используя условие нормировки плотности вероятности (см. (8.4)):

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy &= \int_0^1 \left( \int_y^{3-2y} c dx \right) dy = \int_0^1 c(3 - 2y - y) dy = c \int_0^1 (3 - 3y) dy = \\ &= 3c \left( y \Big|_0^1 - \frac{y^2}{2} \Big|_0^1 \right) = \frac{3}{2} c = 1 \Rightarrow c = \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

Таким образом

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{2}{3}, & 0 \leq y \leq 1, y \leq x \leq (3 - 2y), \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Проверим геометрически полученный результат. Объем тела, ограниченный поверхностью распределения и плоскостью  $xOy$  должен быть равен единице, т.е. объем прямой треугольной призмы равен

$$V = h \cdot S_B = c \cdot S_B = \frac{2}{3} \cdot \frac{3}{2} = 1.$$

Вычислим математические ожидания по формулам (8.6) и (8.7):

$$m_X = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, y) dx dy = \int_0^1 \left( \int_y^{3-2y} \frac{2}{3} x dx \right) dy = \int_0^1 \left( \frac{x^2}{3} \Big|_y^{3-2y} \right) dy = \int_0^1 (3 - 4y + y^2) dy = \frac{4}{3},$$

$$m_Y = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f(x, y) dx dy = \int_0^1 y \left( \int_y^{3-2y} \frac{2}{3} dx \right) dy = \int_0^1 y \left( \frac{2x}{3} \Big|_y^{3-2y} \right) dy = \int_0^1 (2y + 2y^2) dy = \frac{1}{3}.$$

Вычислим дисперсии по формулам (8.8) и (8.9)

$$D_X = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, y) dx dy - m_X^2 = \int_0^1 \left( \int_y^{3-2y} \frac{2}{3} x^2 dx \right) dy - \frac{16}{9} = \int_0^1 \left( \frac{2x^3}{9} \Big|_y^{3-2y} \right) dy - \frac{16}{9} =$$

$$= \int_0^1 \left( 6 - 12y + 8y^2 - \frac{14}{9} y^3 \right) dy - \frac{16}{9} = \frac{7}{18},$$

$$D_Y = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f(x, y) dx dy - m_Y^2 = \int_0^1 y^2 \left( \int_y^{3-2y} \frac{2}{3} dx \right) dy - \frac{1}{9} = \int_0^1 y^2 \left( \frac{2x}{3} \Big|_y^{3-2y} \right) dy - \frac{1}{9} =$$

$$= \int_0^1 (2y^2 - 2y^3) dy - \frac{1}{9} = \frac{1}{18}.$$

Корреляционный момент вычислим по формуле (8.10):

$$K_{XY} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x y f(x, y) dx dy - m_X m_Y = \int_0^1 y \left( \int_y^{3-2y} \frac{2}{3} x dx \right) dy - \frac{4}{9} =$$

$$= \int_0^1 y \left( \frac{x^2}{3} \Big|_y^{3-2y} \right) dy - \frac{4}{9} = \int_0^1 (3y - 4y^2 + y^3) dy - \frac{4}{9} = -\frac{1}{36}.$$

После нормировки по формуле (8.11) получаем коэффициент корреляции

$$R_{XY} = \frac{K_{XY}}{\sqrt{D_X D_Y}} = \frac{-\frac{1}{36}}{\sqrt{\frac{7}{18} \cdot \frac{1}{18}}} = -\frac{1}{\sqrt{7}} = -0,189.$$

## 9. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СУММЫ И ПРОИЗВЕДЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

### Числовые характеристики суммы

Пусть  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ , где  $a_i$  – не случайные коэффициенты, тогда

– математическое ожидание  $Y$  равно

$$m_Y = a_0 + a_1m_1 + a_2m_2, \quad (9.1)$$

где  $m_i$  – математическое ожидание СВ  $X_i$ ;

– дисперсия  $Y$  равно:

$$D_Y = a_1^2D_1 + a_2^2D_2 + 2a_1a_2K_{12}, \quad (9.2)$$

где  $D_i$  – дисперсия СВ  $X_i$ ,

$K_{12}$  – корреляционный момент величин  $X_1$  и  $X_2$ .

Если  $Y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_iX_i$ ,  $a_i$  – не случайные коэффициенты, то математическое

ожидание и дисперсия величины  $Y$  равны

$$m_Y = M \left[ a_0 + \sum_{i=1}^n a_iX_i \right] = a_0 + \sum_{i=1}^n a_im_i; \quad (9.3)$$

$$D_Y = D \left[ a_0 + \sum_{i=1}^n a_iX_i \right] = \sum_{i=1}^n a_i^2D_i + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n a_ia_jK_{ij}. \quad (9.4)$$

### Числовые характеристики произведения

Пусть  $Y = aX_1X_2$ , где  $a$  – не случайный коэффициент, то математическое ожидание  $Y$  равно:

$$m_Y = a \cdot (m_1m_2 + K_{12}); \quad (9.5)$$

где  $m_i$  – математическое ожидание СВ  $X_i$ ,

$K_{12}$  – корреляционный момент величин  $X_1$  и  $X_2$ .

Если  $Y = X \cdot X$ , то математическое ожидание  $Y$  равно

$$m_Y = m_Xm_X + K_{XX} = m_X^2 + D_X; \quad (9.6)$$

В случае независимых сомножителей  $X_1$  и  $X_2$  дисперсия  $Y = a \cdot X_1 X_2$  может быть определена по формуле

$$D_Y = a^2 (D_1 D_2 + m_1^2 D_2 + m_2^2 D_1). \quad (9.7)$$

Если  $Y = \prod_{i=1}^n X_i$ , где  $X_i$  – независимые случайные величины, то математическое ожидание и дисперсия  $Y$  равны

$$m_Y = M \left[ \prod_{i=1}^n X_i \right] = \prod_{i=1}^n m_i; \quad (9.8)$$

$$D_Y = D \left[ \prod_{i=1}^n X_i \right] = \prod_{i=1}^n (D_i + m_i^2) - \prod_{i=1}^n m_i^2. \quad (9.9)$$

## Примеры

*Пример 9.1.* Вычислить математическое ожидание и дисперсию величин  $U$  и  $V$ , а так же определить их коэффициент корреляции  $R_{UV}$ :

$$U = X_1 - 3X_2;$$

$$V = 4 - 2X_2 + X_3.$$

Величины  $X_1, X_2, X_3$  имеют следующие числовые характеристики:

$$m_1 = 2; \quad m_2 = -3; \quad m_3 = 0;$$

$$D_1 = 4; \quad D_2 = 6; \quad D_3 = 12;$$

$$K_{12} = 0; \quad K_{13} = -4; \quad K_{23} = 9.$$

*Решение.* Вычислим математические ожидания  $U$  и  $V$  по формуле (9.1):

$$m_U = m_1 - 3m_2 = 2 - 3(-3) = 11,$$

$$m_V = 4 - 2m_2 + m_3 = 4 - 2(-3) + 0 = 10.$$

Вычислим дисперсии  $D_U$  и  $D_V$  по формуле (9.2):

$$D_U = D_1 + (-3)^2 D_2 + 2(-3)K_{12} = 4 + 9 \cdot 6 = 58,$$

$$D_V = (-2)^2 D_2 + D_3 + 2(-2)K_{23} = 4 \cdot 4 + 12 + 36 = 64.$$



Рассчитаем корреляционный момент  $K_{UV}$  по формуле (8.10):

$$K_{UV} = M[UV] - m_U m_V.$$

Для этого определим математическое ожидание произведения величин  $U$  и  $V$ :

$$\begin{aligned} M[UV] &= M[(X_1 - 3X_2)(4 - 2X_2 + X_3)] = \\ &= M[4X_1 - 2X_1X_2 + X_1X_3 - 12X_2 + 6X_2X_2 - 3X_2X_3] = \text{применяем (9.3)} = \\ &= 4m_1 - 2 \cdot M[X_1X_2] + M[X_1X_3] - 12m_2 + 6 \cdot M[X_2X_2] - 3 \cdot M[X_2X_3] = \\ &= \text{применяем (9.5) и (9.5)} = \\ &= 4m_1 - 2(m_1m_2 + K_{12}) + (m_1m_3 + K_{13}) - 12m_2 + 6(m_2^2 + D_2) - 3(m_2m_3 + K_{23}) = \\ &= 8 + 12 - 4 + 36 + 90 - 27 = 115. \end{aligned}$$

Таким образом

$$K_{UV} = M[UV] - m_U m_V = 115 - 11 \cdot 10 = 5$$

Величину  $R_{UV}$  определим по формуле (8.11):

$$R_{UV} = \frac{K_{UV}}{\sqrt{D_U D_V}} = \frac{5}{\sqrt{58 \cdot 64}} = 0,082.$$

## 10. ОБРАБОТКА ОДНОМЕРНОЙ ВЫБОРКИ

**Генеральной совокупностью** опыта называется множество объектов, из которых производится выборка. **Выборка** – множество  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  случайно отобранных объектов (значений) из генеральной совокупности. **Объемом** выборки  $n$  называется число входящих в нее объектов.

**Вариационным рядом** называется выборка  $\{\hat{x}_1, \hat{x}_2, \dots, \hat{x}_n\}$ , полученная в результате расположения значений исходной выборки в порядке возрастания. Значения  $\hat{x}_i$  называются вариантами.

### Оценка закона распределения

**Эмпирическая функция распределения** случайной величины  $X$  равна частоте того, что  $X$  примет значение меньшее, чем аргумент функции  $x$ , и определяется формулой

$$F^*(x) = p^*(X < x) = \begin{cases} 0, & x \leq \hat{x}_1, \\ \vdots & \\ \frac{i}{n}, & \hat{x}_i < x \leq \hat{x}_{i+1} \\ \vdots & \\ 1, & x > \hat{x}_n. \end{cases} \quad (10.1)$$

При  $n \rightarrow \infty$  эмпирическая функция распределения  $F^*(x)$  сходится по вероятности к теоретической функции распределения  $F(x)$ .

**Интервальный статистический ряд** вероятностей строится по исходной выборке, если анализируемая случайная величина  $X$  является непрерывной, и представляет собой следующую таблицу:

$j$	$A_j$	$B_j$	$h_j$	$\nu_j$	$p_j^*$	$f_j^*$
1	$A_1$	$B_1$	$h_1$	$\nu_1$	$p_1^*$	$f_1^*$
$\vdots$						
$M$	$A_M$	$B_M$	$h_M$	$\nu_M$	$p_M^*$	$f_M^*$

Здесь  $j$  – номер интервала;

$M$  – число непересекающихся и примыкающих друг к другу интервалов, на которые разбивается диапазон значений  $[\hat{x}_1, \hat{x}_n]$ :

$$M \approx \begin{cases} \text{int}(\sqrt{n}), n \leq 100, \\ \text{int}((2 \div 4) \cdot \lg(n)), n > 100, \end{cases} \quad (10.2)$$

где  $\text{int}(x)$  – целая часть числа  $x$ . Желательно, чтобы  $n$  без остатка делилось на  $M$ ;

$A_j, B_j$  – левая и правая границы  $j$ -го интервала ( $B_j = A_{j+1}$  – интервалы примыкают друг к другу), причем  $A_1 = \hat{x}_1, B_M = \hat{x}_n$ ;

$h_j = B_j - A_j$  – длина  $j$ -го интервала;

$\nu_j$  – количество чисел в выборке, попадающих в  $j$ -й интервал,  $\sum_{j=1}^M \nu_j = n$ ;

$p_j^* = \frac{\nu_j}{n}$  – частота попадания в  $j$ -й интервал;  $\sum_{j=1}^m p_j^* = 1$ .

$f_j^* = \frac{p_j^*}{h_j} = \frac{\nu_j}{nh_j}$  – статистическая плотность вероятности в  $j$ -м интервале.

При построения интервального статистического ряда вероятностей используют следующие методы разбиения диапазона значений на интервалы:

1) **равноинтервальный**, т.е. все интервалы одинаковой длины:

$$h_j = h = \frac{\hat{x}_n - \hat{x}_1}{M}, \forall j \Rightarrow A_j = \hat{x}_1 + (j-1)h, j = \overline{2, M} \quad (10.3)$$

2) **равновероятностный**, т.е. границы интервалов выбирают так, чтобы в каждом интервале было одинаковое число выборочных значений (необходимо, чтобы  $n$  без остатка делилось на  $M$ ):

$$\nu_j = \nu = \frac{n}{M}, p_j^* = \frac{1}{M} \forall j \Rightarrow A_j = \frac{\hat{x}_{(j-1)\nu} + \hat{x}_{(j-1)\nu+1}}{2}, j = \overline{2, M} \quad (10.4)$$

**Гистограмма** строится по интервальному статистическому ряду и представляет собой статистический аналог графика плотности вероятности  $f^*(x)$  случайной величины. *Гистограмма* – совокупность прямоугольников, построенных, как на основаниях, на интервалах  $h_j$  статистического ряда с высотой, равной статистической плотности вероятности  $f_j^*$  в соответствующем интервале. Для равноинтервального метода все прямоугольники гистограммы

имеют одинаковую ширину, а для равновероятностного метода – одинаковую площадь. Сумма площадей всех прямоугольников гистограммы равна 1.

### Точечные оценки числовых характеристик

**Статистической оценкой**  $Q^*$  параметра  $Q$  распределения называется приближенное значение параметра, вычисленное по результатам эксперимента (по выборке). Статистические оценки делятся на точечные и интервальные.

**Точечной** называется оценка, определяемая одним числом. Точечная оценка  $Q^*$  параметра  $Q$  случайной величины  $X$  в общем случае равна  $Q^* = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , где  $x_i$  – значения выборки. Очевидно, что оценка  $Q^*$  – это случайная величина и значения  $Q^*$  будут изменяться от выборки к выборке случайным образом. К оценкам предъявляется ряд требований.

1. Оценка  $Q^*$  называется **состоятельной**, если при увеличении объема выборки  $n$  она сходится по вероятности к значению параметра  $Q$ :

$$Q^* \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} Q \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} (P(|Q^* - Q| < \varepsilon)) = 1, \forall \varepsilon > 0.$$

Состоятельность – это минимальное требование к оценкам.

2. Состоятельная оценка  $Q^*$  называется **несмещенной**, если ее математическое ожидание точно равно параметру  $Q$  для любого объема выборки:

$$M[Q^*] = Q, \forall n.$$

3. Состоятельная несмещенная оценка  $Q^*$  является **эффективной**, если ее дисперсия минимальна по отношению к дисперсии любой другой оценки этого параметра:

$$D[Q^*] = \min.$$

Состоятельная, несмещенная и эффективная точечная оценка **математического ожидания** вычисляется как среднее арифметическое значений выборки  $\bar{x}$ , называемое выборочным средним:

$$m_X^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (10.5)$$

Состоятельная несмещенная точечная оценка **дисперсии** равна

$$D_X^* = S_0^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{x}^2. \quad (10.6)$$

Состоятельная несмещенная точечная оценка **среднеквадратического отклонения** равна

$$\sigma_X^* = S_0 = \sqrt{S_0^2}. \quad (10.7)$$

### Интервальные оценки числовых характеристик

**Доверительным** называется интервал

$$I_\gamma(Q) = (Q^* - \varepsilon; Q^* + \varepsilon),$$

в который с заданной вероятностью (**надежностью**)  $\gamma$  попадает истинное значения параметра  $Q$ , где  $Q^*$  - несмещенная точечная оценка параметра  $Q$ . Вероятность  $\gamma$  выбирается близкой к 1: 0,9; 0,95; 0,975; 0,99.

Согласно центральной предельной теореме, при достаточно большом объеме выборки  $n$  ( $n > 20 \div 50$ ) закон распределения несмещенных точечных оценок  $m_X^*$  и  $D_X^*$  можно считать нормальным при **любом** законе распределения случайной величины и доверительные интервалы для математического ожидания и дисперсии могут быть определены по следующим формулам.

**Доверительный интервал для математического ожидания** имеет вид

$$I_\gamma(m_X) = \left[ \bar{x} - z_\gamma \frac{S_0}{\sqrt{n}}; \bar{x} + z_\gamma \frac{S_0}{\sqrt{n}} \right], \quad (10.8)$$

где  $z_\gamma = \arg \Phi\left(\frac{\gamma}{2}\right)$  - значение аргумента функции Лапласа, т.е.  $\Phi(z_\gamma) = \frac{\gamma}{2}$ .

**Доверительный интервал для дисперсии** имеет вид

$$I_\gamma(D_X) = \left[ S_0^2 - z_\gamma \sqrt{\frac{2}{n-1}} S_0^2; S_0^2 + z_\gamma \sqrt{\frac{2}{n-1}} S_0^2 \right]. \quad (10.9)$$

## Проверка статистических гипотез

**Статистической гипотезой** называется всякое непротиворечивое множество утверждений  $\{H_0, H_1, \dots, H_{k-1}\}$  относительно свойств распределения случайной величины. Простейшей гипотезой является двухальтернативная:  $\{H_0, H_1\}$ . В этом случае альтернативу  $H_0$  называют нулевой гипотезой, а  $H_1$  – конкурирующей гипотезой.

**Критерием** называется случайная величина  $U = \varphi(x_1, \dots, x_n)$ , где  $x_i$  – значения выборки, которая позволяет принять или отклонить нулевую гипотезу  $H_0$ . *Ошибка первого рода* состоит в том, что будет отклонена гипотеза  $H_0$ , если она верна («пропуск цели»). Вероятность совершить ошибку первого рода обозначается  $\alpha$  и называется *уровнем значимости*. Наиболее часто на практике принимают, что  $\alpha = 0,05$  или  $\alpha = 0,01$ .

*Критериями согласия* называются критерии, используемые для проверки гипотез о предполагаемом законе распределения.

Гипотеза о законе распределения выдвигается следующим образом.

1. Построить по вариационному ряду график эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  и гистограммы по интервальным статистическим рядам (равноинтервальному и равновероятностному).

2. По виду графиков выдвинуть двухальтернативную гипотезу о предполагаемом (гипотетическом) законе распределения:

$H_0$  – величина  $X$  распределена по *такому-то* закону:

$$f(x) = f_0(x), \quad F(x) = F_0(x);$$

$H_1$  – величина  $X$  не распределена по *такому-то* закону:

$$f(x) \neq f_0(x), \quad F(x) \neq F_0(x),$$

где  $f_0(x)$ ,  $F_0(x)$  – плотность и функция распределения гипотетического закона распределения.

График эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  должен быть похож на график функции распределения  $F_0(x)$  гипотетического закона, а

гистограммы на график плотности гипотетического распределения  $f_0(x)$ . Ниже приведены графики и аналитические выражения плотности и функции распределения для часто встречающихся на практике законов.

**Равномерное распределение** имеет непрерывная случайная величина  $X$ , если ее плотность вероятности в некотором интервале  $[a; b]$  постоянна:

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ 0, & x > b. \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ 1, & x > b. \end{cases} \quad (10.10)$$

где  $a, b$  – параметры распределения ( $b > a$ ).

Графики плотности и функции равномерного распределения при  $a = 1$  и  $b = 3$  показаны на рис. 10.1:

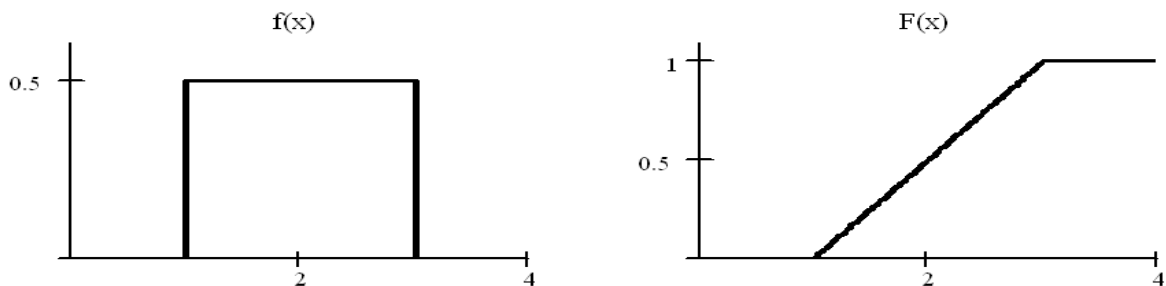


Рис. 10.1

**Экспоненциальное распределение** имеет непрерывная случайная величина  $T$ , принимающая только положительные значения, если ее плотность вероятности и функция распределения равны:

$$f(t) = \begin{cases} 0, & t < 0, \\ \lambda e^{-\lambda t}, & t > 0. \end{cases} \quad F(t) = \begin{cases} 0, & t < 0, \\ 1 - e^{-\lambda t}, & t > 0. \end{cases} \quad (10.11)$$

где  $\lambda$  – параметр распределения ( $\lambda > 0$ ).

Графики плотности и функции экспоненциального распределения при  $\lambda = 1$  показаны на рис. 10.2:

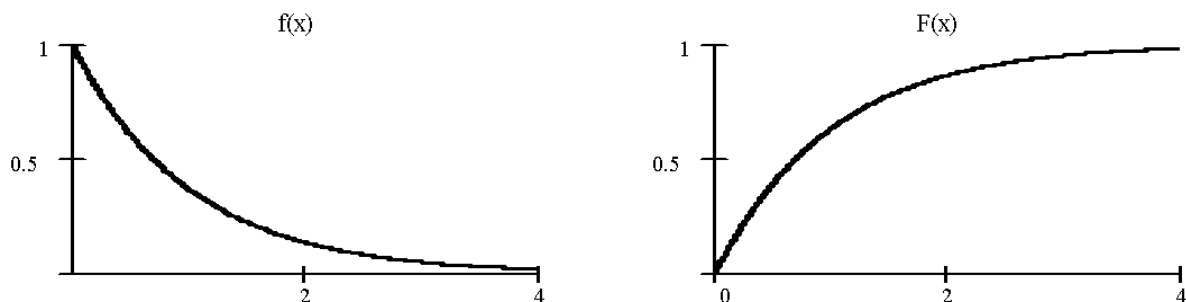


Рис. 10.2

**Нормальное распределение** (распределение Гаусса) имеет непрерывная случайная величина  $X$ , если ее плотность вероятности и функция распределения равны:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}\right\}, \quad F(x) = 0,5 + \Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right), \quad (10.12)$$

где  $m, \sigma$  – параметры распределения ( $\sigma > 0$ ),

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \text{ — функция Лапласа.}$$

Графики плотности и функции нормального распределения при  $m=0, \sigma=1$  показаны на рис. 10.3:

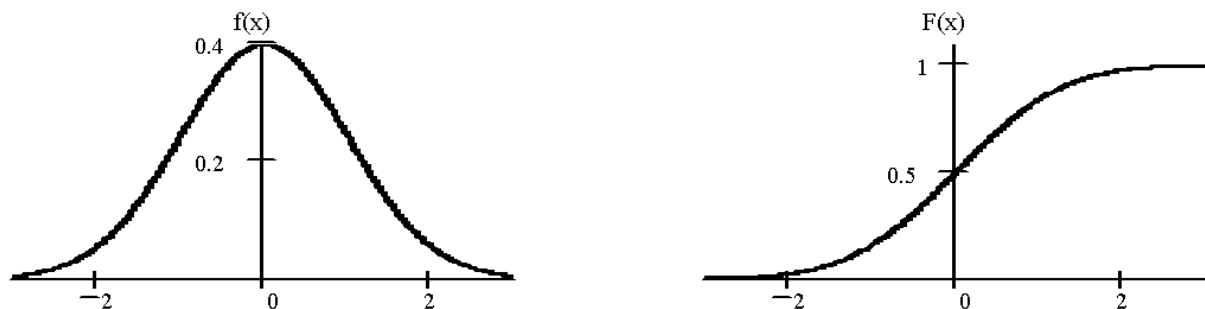


Рис. 10.3

**3.** Вычислить точечные оценки математического ожидания  $\bar{x}$  и дисперсии  $S_0^2$  и, используя метод моментов, определить оценки неизвестных параметров  $\hat{Q}_1, \dots, \hat{Q}_s$  гипотетического закона распределения, где  $s \leq 2$  – число неизвестных параметров гипотетического закона распределения.

Оценки неизвестных параметров  $a, b$  **равномерного** распределения можно определить по формулам

$$a^* = \bar{x} - \sqrt{3} \cdot S_0, \quad b^* = \bar{x} + \sqrt{3} \cdot S_0 \quad (10.13)$$

или

$$a^* = \hat{x}_1, \quad b^* = \hat{x}_n \quad (10.14)$$

где  $\hat{x}_1, \hat{x}_n$  – первое и последнее значение вариационного ряда соответственно.

Оценку неизвестного параметра  $\lambda$  **экспоненциального** распределения можно определить по формуле

$$\lambda^* = \frac{1}{\bar{x}} \quad (10.15)$$



Оценки неизвестных параметров  $m, \sigma$  **нормального** распределения можно определить по формулам:

$$m^* = \bar{x}, \quad \sigma^* = S_0 \quad (10.16)$$

4. Проверить гипотезу о предполагаемом законе распределения при помощи критерия согласия.

**Критерий согласия Пирсона ( $\chi^2$ )** – один из наиболее часто применяемых критериев. Алгоритм проверки гипотезы о предполагаемом законе распределения следующий.

1. По интервальному статистическому ряду (равноинтервальному или равновероятностному) вычислить значение критерия  $\chi^2$  по формуле:

$$\chi^2 = n \sum_{j=1}^M \frac{(p_j - p_j^*)^2}{p_j} = \sum_{j=1}^M \frac{(v_j - np_j)^2}{np_j}, \quad (10.17)$$

где  $n$  – объем выборки;

$M$  – число интервалов интервального статистического ряда;

$p_j^*$  – частота попадания в  $j$ -й интервал;

$v_j$  – количество чисел в выборке, попадающих в  $j$ -й интервал;

$p_j$  – теоретическая вероятность попадания случайной величины в  $j$ -й интервал при условии, что гипотеза  $H_0$  верна:

$$p_j = p(A_j \leq X < B_j) = \int_{A_j}^{B_j} f_0(x) dx = F_0(B_j) - F_0(A_j). \quad (10.18)$$

где  $f_0(x)$ ,  $F_0(x)$  – плотность и функция распределения гипотетического закона распределения.

При расчете  $p_1$  и  $p_M$  в качестве крайних границ первого и последнего интервалов  $A_1$ ,  $B_M$  следует использовать теоретические границы гипотетического закона распределения.

Если проверяется гипотеза о **равномерном** законе распределения, то  $A_1 = \hat{x}_1$ ,  $B_M = \hat{x}_n$ , а гипотетическая функция распределения будет иметь следующий вид (см. (10.10) и (10.14)):

$$F_0(x) = \begin{cases} 0, & x \leq \hat{x}_1 \\ \frac{x - \hat{x}_1}{\hat{x}_n - \hat{x}_1}, & \hat{x}_1 \leq x \leq \hat{x}_n \\ 1, & x \geq \hat{x}_n \end{cases} \quad (10.19)$$

и теоретические вероятности попадания в интервалы будет вычисляться по формуле

$$p_j = F_0(B_j) - F_0(A_j) = \frac{B_j - A_j}{\hat{x}_n - \hat{x}_1}. \quad (10.20)$$

Если проверяется гипотеза об **экспоненциальном** законе распределения, то  $A_1 = 0$ ,  $B_M = +\infty$ , и гипотетическая функция распределения будет иметь вид (см. (10.11) и (10.15)):

$$F_0(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\bar{x}}}, & x \geq 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad (10.21)$$

а теоретические вероятности попадания в интервалы будет вычисляться по формуле:

$$p_j = F_0(B_j) - F_0(A_j) = e^{-\frac{A_j}{\bar{x}}} - e^{-\frac{B_j}{\bar{x}}}. \quad (10.22)$$

Если проверяется гипотеза о **нормальном** законе распределения, то  $A_1 = -\infty$ ,  $B_M = +\infty$ , и гипотетическая функция распределения будет иметь вид (см. (10.12) и (10.16)):

$$F_0(x) = 0.5 + 0.5\Phi\left(\frac{x - \bar{x}}{S_0}\right), \quad (10.23)$$

а теоретические вероятности попадания в интервалы будет вычисляться по формулам:

$$p_j = F_0(B_j) - F_0(A_j) = \Phi\left(\frac{B_j - \bar{x}}{S_0}\right) - \Phi\left(\frac{A_j - \bar{x}}{S_0}\right). \quad (10.24)$$

При правильном вычислении вероятностей  $p_i$  должно выполняться контрольное соотношение  $\left|1 - \sum_{j=1}^M p_j\right| \leq 0,01$ .

Величина  $\chi^2$  распределена по закону, который называется распределением  $\chi^2$ . Данное распределение не зависит от закона распределения величины  $X$ , а зависит от параметра  $k$ , который называется числом степеней свободы.

2. Из таблицы распределения  $\chi^2$  выбирается критическое значение  $\chi_{\alpha,k}^2$ , где  $\alpha$  - заданный уровень значимости ( $\alpha = 0,05$  или  $\alpha = 0,01$ ), а  $k$  - число степеней свободы, которое определяется по формуле:

$$k = M - 1 - s \quad (10.25)$$

где  $M$  - число слагаемых в формуле (10.17), т.е. число интервалов интервального статистического ряда,

$s$  - число неизвестных параметров гипотетического закона распределения, значения (для равномерного закона  $s = 2$ , экспоненциального  $s = 1$ , нормального  $s = 2$ ).

3. Если значение  $\chi^2$ , вычисленное по выборочным данным на шаге 1, больше, чем критическое значение, т.е.  $\chi^2 > \chi_{\alpha,k}^2$ , то гипотеза  $H_0$  отклоняется, в противном случае нет оснований ее отклонить.

**Критерий согласия Колмогорова.** Алгоритм проверки гипотезы о предполагаемом законе распределения следующий.

1. На основании эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  вычислить значение критерия Колмогорова

$$\lambda = \sqrt{n} \cdot Z, \quad (10.26)$$

где  $n$  - объем выборки;

$Z = \max_{i=1}^n |F^*(x_i) - F_0(x_i)|$  - максимальный модуль отклонения эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  от гипотетической функции распределения  $F_0(x)$ , определенный по **всем**  $n$  значения  $x_i$  исходной выборки.

Значение  $Z$  с достаточной точностью может быть определено по графикам функций  $F^*(x)$  и  $F_0(x)$ , которые стоят в одной системе координат на

масштабно-координатной бумаге («миллиметровке»). Для построения графика  $F_0(x)$  достаточно рассчитать значения функции  $F_0(x)$  в 10...20 равноотстоящих точках, которые затем соединить плавной кривой.

Величина  $\lambda$  распределена по закону Колмогорова, который не зависит от закона распределения величины  $X$ .

2. Из таблицы распределения Колмогорова выбрать критическое значение  $\lambda_\gamma$ ,  $\gamma = 1 - \alpha$ , где  $\alpha$  - заданный уровень значимости ( $\alpha = 0,05$  или  $\alpha = 0,01$ ).

3. Если значение  $\lambda$ , вычисленное на шаге 1, больше, чем критическое значение, т.е.  $\lambda > \lambda_\gamma$ , то гипотеза  $H_0$  отклоняется, в противном случае нет оснований ее отклонить.

### Примеры

*Пример 10.1.* По вариационному ряду случайной величины  $X$  ( $n=100$ ):

-6,237 -6,229 -5,779 -5,139 -4,950 -4,919 -4,636 -4,560 -4,530 -4,526 -4,523 -4,511  
-4,409 -4,336 -4,259 -4,055 -4,044 -4,006 -3,972 -3,944 -3,829 -3,794 -3,716 -3,542  
-3,541 -3,431 -3,406 -3,384 -3,307 -3,181 -3,148 -3,124 -3,116 -2,892 -2,785 -2,734  
-2,711 -2,637 -2,633 -2,428 -2,381 -2,339 -2,276 -2,222 -2,167 -2,111 -2,034 -1,958  
-1,854 -1,803 -1,774 -1,755 -1,745 -1,713 -1,709 -1,566 -1,548 -1,480 -1,448 -1,353  
-1,266 -1,229 -1,179 -1,130 -1,102 -1,060 -1,046 -1,035 -0,969 -0,960 -0,903 -0,885  
-0,866 -0,865 -0,774 -0,721 -0,688 -0,673 -0,662 -0,626 -0,543 -0,445 -0,241 -0,174  
-0,131 0,115 0,205 0,355 0,577 0,591 0,795 0,986 1,068 1,099 1,195 1,540  
2,008 2,160 2,534 2,848

- построить график эмпирической функции распределения  $F^*(x)$ ;
- построить гистограмму равноинтервальным способом;
- построить гистограмму равновероятностным способом;
- вычислить точечные оценки математического ожидания и дисперсии;
- вычислить интервальные оценки математического ожидания и дисперсии ( $\gamma = 0,95$ );
- выдвинуть гипотезу о законе распределения случайной величины и проверить ее при помощи критерия согласия  $\chi^2$  и критерия Колмогорова  $\alpha = 0,05$ . График гипотетической функции распределения  $F_0(x)$  построить совместно с графиком  $F^*(x)$  в той же системе координат и на том же листе.

*Решение.* По формуле (10.1) построим график эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  (рис. 10.4). Так как  $F^*(x)$  является неубывающей функцией и все ступеньки графика  $F^*(x)$  имеют одинаковую величину  $1/n$  (или ей кратны – для одинаковых значений), то таблицу значений эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  можно не вычислять, а построить ее график непосредственно по и вариационному ряду, начиная с его первого значения (см. Пример 5.2. ).

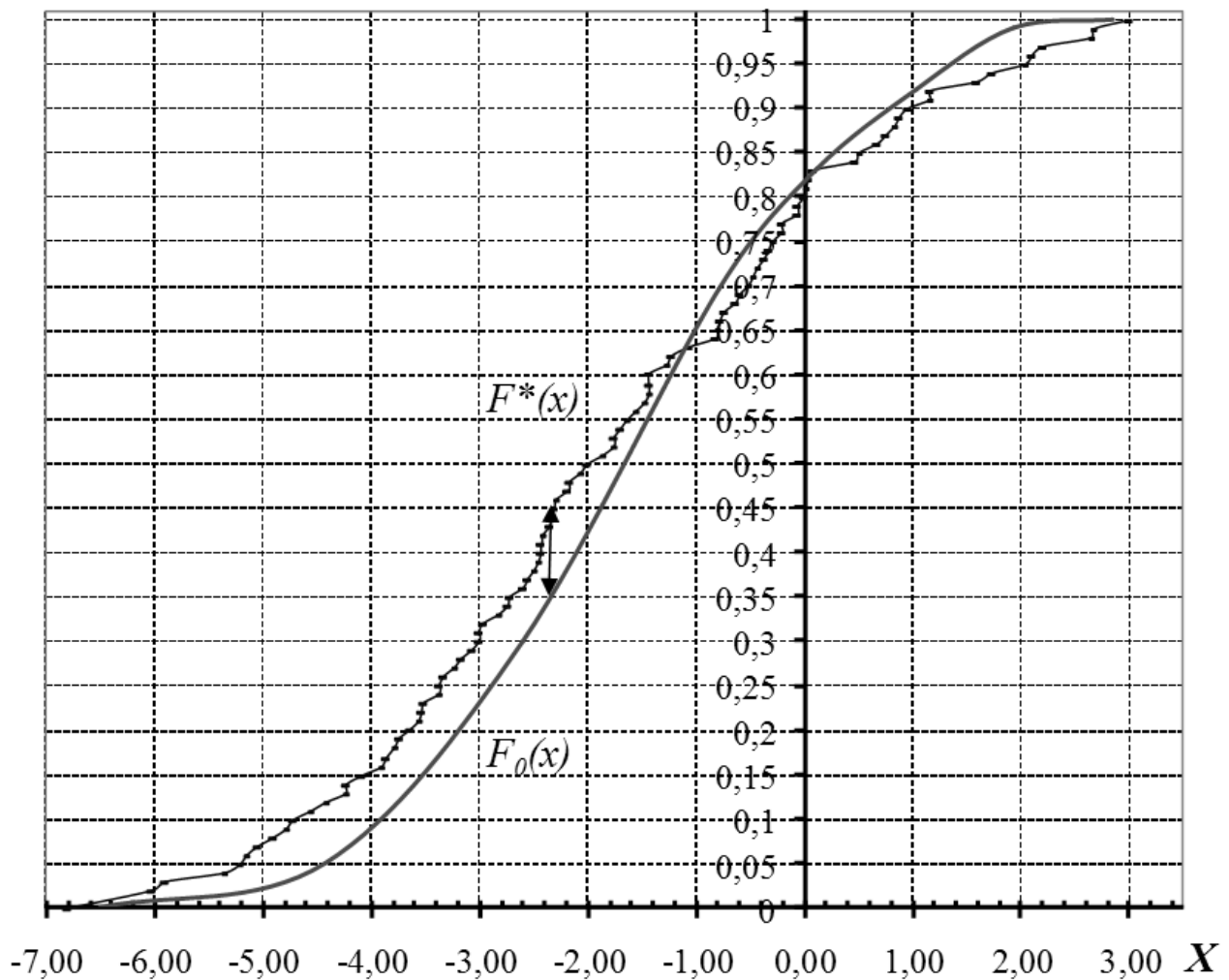


Рис. 10.4 Графики эмпирической  $F^*(x)$  и гипотетической функций распределения  $F_0(x)$

Количество интервалов  $M$ , необходимое для построения гистограмм, определим по объему выборки ( см. формулу (10.2)):

$$M \approx \sqrt{n} = \sqrt{100} = 10.$$

Для *равноинтервальной гистограммы* величины  $h_j$ ,  $A_j$ ,  $B_j$ , рассчитаем по формуле (10.3) и заполним все колонки интервального статистического ряда (таб. 10.1):

Таблица 10.1

$j$	$A_j$	$B_j$	$h_j$	$v_j$	$p_j^*$	$f_j^*$
1	-6,237	-5,3345	0,9085	3	0,03	0,033
2	-5,3345	-4,426	0,9085	9	0,09	0,099
3	-4,426	-3,5175	0,9085	13	0,13	0,143
4	-3,5175	-2,609	0,9085	14	0,14	0,154
5	-2,609	-1,7005	0,9085	16	0,16	0,176
6	-1,7005	-0,792	0,9085	19	0,19	0,209
7	-0,792	0,1165	0,9085	12	0,12	0,132
8	0,1165	1,025	0,9085	6	0,06	0,066
9	1,025	1,9335	0,9085	4	0,04	0,044
10	1,9335	2,848	0,9085	4	0,04	0,044

Равноинтервальная гистограмма имеет вид, согласно рис. 10.5:

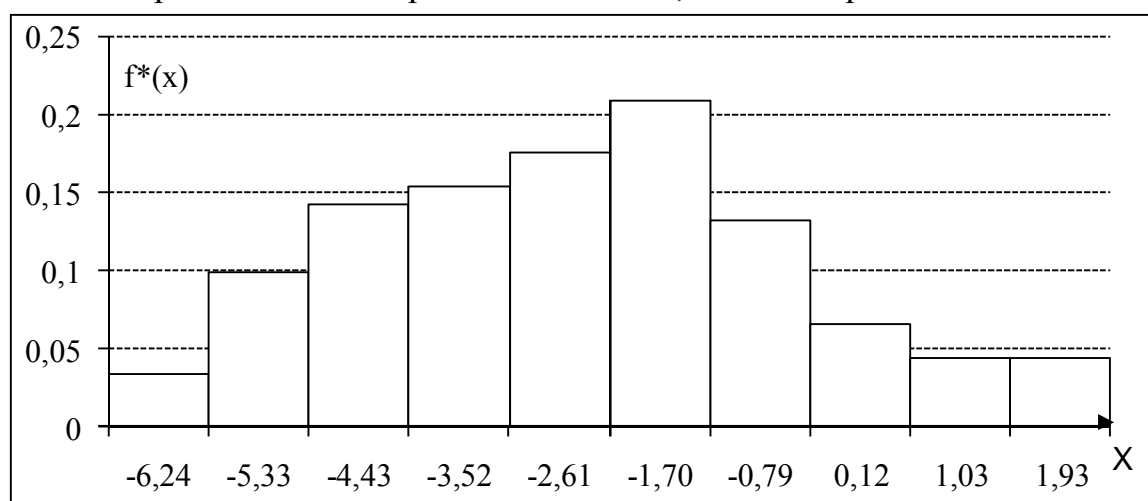


Рис. 10.5 Равноинтервальная гистограмма

Для *равновероятностной гистограммы* величины  $v_j$ ,  $p_j^*$ ,  $A_j$ ,  $B_j$ , рассчитаем по формуле (10.4) и заполним все колонки интервального статистического ряда (таб. 10.2):

Таблица 10.2

$j$	$A_j$	$B_j$	$h_i$	$v_j$	$p_j^*$	$f_j^*$
1	-6,2370	-4,5245	1,7125	10	0,1	0,0584
2	-4,5245	-3,8865	0,6380	10	0,1	0,1567
3	-3,8865	-3,1645	0,7220	10	0,1	0,1385
4	-3,1645	-2,4045	0,7600	10	0,1	0,1316
5	-2,4045	-1,7885	0,6160	10	0,1	0,1623
6	-1,7885	-1,3095	0,4790	10	0,1	0,2086
7	-1,3085	-0,9319	0,3766	10	0,1	0,2655
8	-0,9319	-0,5843	0,3476	10	0,1	0,2877
9	-0,5843	0,6932	1,2775	10	0,1	0,0783
10	0,6932	2,8480	2,1548	10	0,1	0,0464

Равновероятностная гистограмма имеет вид, согласно рис. 10.6:

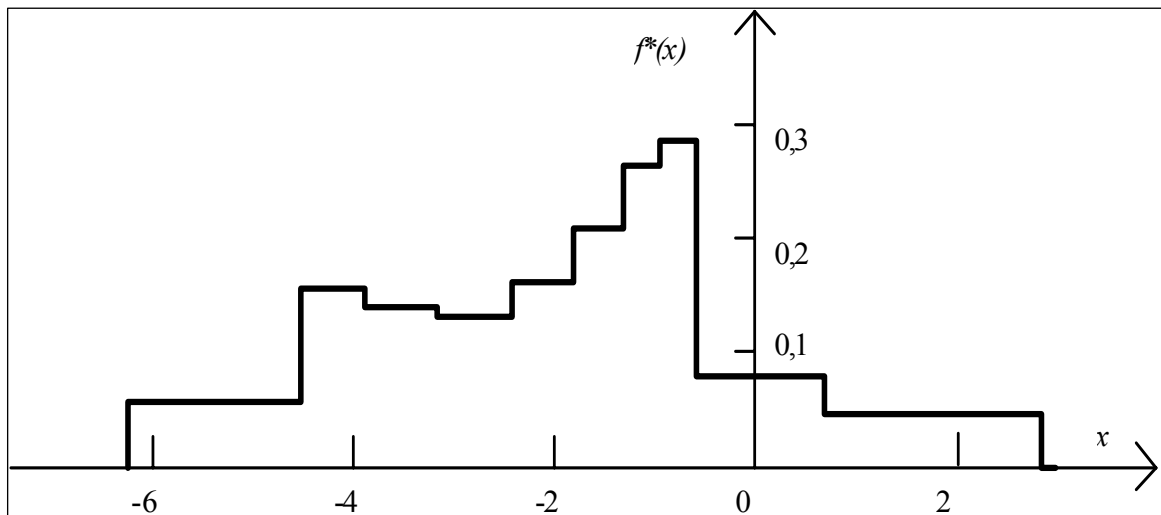


Рис. 10.6 Равновероятностная гистограмма

Вычислим *точечную оценку математического ожидания* по формуле (10.5):

$$m_X^* = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = -1,7.$$

Вычислим *точечную оценку дисперсии* по формуле (10.6):

$$D_X^* = S_0^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{x}^2 = 3,92.$$

Построим *доверительный интервал для математического ожидания* с надежностью  $\gamma = 0,95$  по формуле (10.8). Для этого в таблице функции Лапласа (см. *приложение 2*) найдем значение, равное  $\frac{\gamma}{2} = 0,475$ , и определим значение аргумента, ему соответствующее:  $z_{0,95} = \arg \Phi(0,475) = 1,96$  (строка 1,9, столбец

6). Затем вычислим  $z_{0,95} \frac{S_0}{\sqrt{n}} = 0,388$  и получим доверительный интервал для математического ожидания:

$$I_{0,95}(m_X) = [-2,088; -1,312].$$

Построим *доверительный интервал для дисперсии* с надежностью  $\gamma = 0,95$  по формуле (10.9). Вычислим  $z_{0,95} \cdot \sqrt{\frac{2}{n-1}} \cdot S_0^2 = 1,092$  и получим доверительный интервал для дисперсии:

$$I_{0,95}(D_X) = [2,828; 5,012].$$

По виду графика эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  и гистограмм выдвигаем двухальтернативную гипотезу о законе распределения случайной величины

$H_0$  – величина  $X$  распределена по нормальному закону:

$$f(x) = f_0(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right\}, \quad F(x) = F_0(x) = 0.5 + \Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)$$

$H_1$  – величина  $X$  не распределена по нормальному закону:

$$f(x) \neq f_0(x), \quad F(x) \neq F_0(x),$$

Определим оценки неизвестных параметров  $m$  и  $\sigma$  гипотетического (нормального) закона распределения по формулам (10.16):

$$m^* = \bar{x} = -1,7; \quad \sigma^* = \sqrt{S_0^2} = S_0 = 1,98.$$

Таким образом, получаем полностью определенную гипотетическую функцию распределения (см. формулу (10.23)):

$$F_0(x) = 0,5 + 0,5 \cdot \Phi\left(\frac{x - \bar{x}}{S_0}\right) = 0,5 + 0,5 \cdot \Phi\left(\frac{x + 1,7}{1,98}\right).$$

Проверим гипотезу о нормальном законе с помощью критерия  $\chi^2$ .

Вычислим значение критерия  $\chi^2$  на основе равноинтервального статистического ряда (см. таб. 10.1) по формуле (10.17):

$$\chi^2 = 100 \sum_{j=1}^{10} \frac{(p_j - p_j^*)^2}{p_j}.$$

Теоретические вероятности  $p_i$  попадания в интервалы равноинтервального статистического ряда нормальной случайной величины с параметрами  $m^* = -1,7$ ;  $\sigma^* = 1,98$  вычислим по формуле (10.24):

$$p_j = F_0(B_j) - F_0(A_j) = \Phi\left(\frac{B_j + 1,7}{1,98}\right) - \Phi\left(\frac{A_j + 1,7}{1,98}\right).$$

Значения функции Лапласа определяем с помощью таблицы, приведенной в приложении 2. При использовании таблицы функции Лапласа следует



учитывать, что  $\Phi(-x) = -\Phi(x)$ ,  $\Phi(0) = 0$ ,  $\Phi(+\infty) = 0,5$ . Результаты расчета можно свести в таблицу:

Таблица 10.3

$j$	$A_j$	$B_j$	$F_0(A_j)$	$F_0(B_j)$	$p_j$	$p_j^*$	$\frac{(p_j^* - p_j)^2}{p_j}$
1	$-\infty$	-5,335	0	0,0336	0,0336	0,03	0
2	-5,335	-4,426	0,0336	0,0708	0,0372	0,09	0,0625
3	-4,426	-3,518	0,0708	0,1768	0,106	0,13	0,003636
4	-3,518	-2,609	0,1768	0,3228	0,146	0,14	0,000667
5	-2,609	-1,701	0,3228	0,5	0,1772	0,16	0,000588
6	-1,7005	-0,792	0,5	0,6772	0,1772	0,19	0,000556
7	-0,792	0,1165	0,6772	0,8212	0,144	0,12	0,002857
8	0,1165	1,025	0,8212	0,9162	0,095	0,06	0,01
9	1,025	1,9335	0,9162	0,989	0,0728	0,04	0,012857
10	1,9335	$+\infty$	0,989	1	0,011	0,04	0,02
				Сумма:	0,999	1	0,113661

Проверяем выполнение контрольного соотношения для  $p_j$ :

$$\left| 1 - \sum_{j=1}^{10} p_j \right| = 0,001 < 0,01.$$

В результате получаем  $\chi^2 = 100 \cdot 0,113661 = 11,37$ .

Вычислим число степеней свободы по формуле (10.25)  $k = M - 1 - s = 10 - 1 - 2 = 7$  и по заданному уровню значимости  $\alpha = 0,05$  из таблицы распределения  $\chi^2$  (см. *прил. 4*) выбираем критическое значение  $\chi_{\alpha;7}^2 = \chi_{0,05;7}^2 = 14,07$ .

Так как  $\chi^2 = 11,37 < \chi_{0,05;7}^2 = 14,07$ , то гипотеза  $H_0$  о нормальном законе распределения принимается (нет основания ее отклонить).

Проверим гипотезу о нормальном законе с помощью критерия Колмогорова. Построим график  $F_0(x)$  в одной системе координат с графиком эмпирической функции распределения  $F^*(x)$  (см. рис 10.1). В качестве опорных точек для графика  $F_0(x)$  используем 10 значений  $F_0(A_j)$  из таб. 10.3. По графику определим максимальное по модулю отклонение между функциями  $F^*(x)$  и  $F_0(x)$  (см. рис 10.1):

$$Z = \max_{i=1}^n |F^*(x_i) - F_0(x_i)| = 0,09$$

Вычислим значение критерия Колмогорова по формуле (10.26):

$$\lambda = \sqrt{n} \cdot Z = \sqrt{100} \cdot 0,09 = 0,9.$$

Из таблицы Колмогорова (см. *прил. 5*) по заданному уровню значимости  $\alpha = 0,05$  выбираем критическое значение  $\lambda_\gamma = \lambda_{1-\alpha} = \lambda_{0,95} = 1,36$ .

Так как  $\lambda = 0,9 \leq \lambda_{0,95} = 1,36$ , то гипотезу  $H_0$  о нормальном законе распределения отвергать нет основания.

## 11. ОБРАБОТКА ДВУХМЕРНОЙ ВЫБОРКИ

Пусть проводится  $n$  независимых опытов, в каждом из которых двумерная случайная величина  $(X, Y)$  принимает определенные значения и результаты опытов представляют собой двумерную выборку вида

$$\{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)\}.$$

Статистическая обработка двумерных массивов данных включает в себя обработку и анализ составляющих  $X$  и  $Y$  как одномерных величин, и вычисление оценок и анализ параметров, присущих только двумерным (многомерным) случайным величинам.

Как правило, определяются следующие оценки:

– математических ожиданий случайных величин  $X$  и  $Y$ :

$$\begin{aligned} m_X^* &= \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \\ m_Y^* &= \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i; \end{aligned} \quad (11.1)$$

– дисперсий случайных величин  $X$  и  $Y$ :

$$\begin{aligned} D_X^* &= S_0^2(x) = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{x}^2, \\ D_Y^* &= S_0^2(y) = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{y}^2. \end{aligned} \quad (11.2)$$

Состоятельная несмещенная **оценка корреляционного момента** равна

$$K_{XY}^* = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{n}{n-1} \bar{x} \cdot \bar{y}, \quad (11.3)$$

где  $x_i, y_i$  – значения, которые приняли случайные величины  $X$  и  $Y$  в  $i$ -м опыте;

$\bar{x}, \bar{y}$  – средние значения случайных величин  $X$  и  $Y$  соответственно.

Состоятельная *оценка коэффициента корреляции* равна

$$R_{XY}^* = \frac{K_{XY}^*}{\sqrt{S_0^2(x) \cdot S_0^2(y)}} = \frac{K_{XY}^*}{S_0(x) \cdot S_0(y)}, \quad (11.4)$$

где  $S_0(x), S_0(y)$  – оценки среднеквадратического отклонения случайных величин  $X$  и  $Y$  соответственно.

*Доверительный интервал для коэффициента корреляции* с надежностью  $\gamma$  для случая двумерного нормального распределения имеет вид

$$I_\gamma(R_{XY}) = \left[ \frac{e^{2a} - 1}{e^{2a} + 1}, \frac{e^{2b} - 1}{e^{2b} + 1} \right] \quad (11.5)$$

$$\text{где } a = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1 + R_{XY}^*}{1 - R_{XY}^*} \right) - \frac{z_\gamma}{\sqrt{n-3}};$$

$$b = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1 + R_{XY}^*}{1 - R_{XY}^*} \right) + \frac{z_\gamma}{\sqrt{n-3}};$$

$$z_\gamma = \arg \Phi\left(\frac{\gamma}{2}\right) - \text{значение аргумента функции Лапласа, т.е. } \Phi(z_\gamma) = \frac{\gamma}{2}.$$

*Гипотеза об отсутствии корреляционной зависимости.*

Предполагается, что двухмерная случайная величина  $(X, Y)$  распределена по нормальному закону. Алгоритм проверки следующий.

1. Формулируется гипотеза:

$$H_0: R_{XY} = 0;$$

$$H_1: R_{XY} \neq 0.$$

Здесь  $R_{XY}$  – теоретический коэффициент корреляции.

2. Вычисляется оценка коэффициента корреляции  $R_{XY}^*$  по формуле (11.4).

3. Если *объем выборки не велик* ( $n < 50$ ), то определяется значение критерия

$$t = \frac{|R_{XY}^*| \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - (R_{XY}^*)^2}}, \quad (11.6)$$

который распределен по закону Стьюдента с  $(n-2)$  степенями свободы, если гипотеза  $H_0$  верна.

4. По заданному уровню значимости  $\alpha$  вычисляется доверительная вероятность  $\gamma=1-\alpha$  и из таблицы Стьюдента выбирается критическое значение  $t_{\gamma, n-2}$ .

5. Если  $t > t_{\gamma, n-2}$ , то гипотеза  $H_0$  отклоняется, т.е. величины  $X$ ,  $Y$  коррелированы. В противном случае гипотеза  $H_0$  принимается.

3\*. Если объем выборки велик ( $n \geq 50$ ), то определяется значение критерия

$$Z = \frac{|R_{XY}^*| \sqrt{n}}{1 - (R_{XY}^*)^2}, \quad (11.7)$$

который распределен по нормальному закону, если гипотеза  $H_0$  верна.

4\*. По заданному уровню значимости  $\alpha$  из таблицы функции Лапласа определяется критическое значение  $Z_\alpha = \arg \Phi\left(\frac{1-\alpha}{2}\right)$ , т.е.  $\Phi(Z_\alpha) = \frac{1-\alpha}{2}$ .

5\*. Если  $Z > Z_\alpha$ , то гипотеза  $H_0$  отклоняется, а следовательно, величины  $X$ ,  $Y$  коррелированы. В противном случае гипотеза  $H_0$  принимается.

### Оценка регрессионных характеристик

**Регрессией** случайной величины  $Y$  на  $x$  называется условное математическое ожидание  $m_{Y/x} = M[Y / X=x]$  случайной величины  $Y$  при условии, что  $X = x$ . Регрессия  $Y$  на  $x$  устанавливает зависимость среднего значения величины  $Y$  от величины  $X$ . Если случайные величины  $X$  и  $Y$  независимы, то  $m_{Y/x} = m_Y = \text{const}$ .

Необходимо на основании имеющейся выборки выявить характер связи между величинами  $X$ ,  $Y$ , т.е. получить оценку условного математического ожидания  $m_{Y/x}^*$  – оценку регрессии  $Y$  на  $x$ . Данная оценка представляет собой некоторую функцию:

$$m_{Y/x}^* = \bar{y}(x) = \varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m),$$

где  $a_0, a_1, \dots, a_m$  – неизвестные параметры.

Для определения типа зависимости строится *диаграмма рассеивания* или *корреляционное поле*, которую можно получить, если результаты опытов изобразить в виде точек на плоскости в декартовой системе координат. На основании анализа корреляционного поля выбираем тип *линии регрессии*  $\bar{y}(x) = \varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m)$ . Значения параметров  $a_0, a_1, \dots, a_m$  для выбранного типа определяются так, чтобы функция  $\bar{y}(x) = \varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m)$  наилучшим образом соответствовал бы неизвестной регрессии  $m_{Y/x}$ , т.е. ее значения должны быть приблизительно равны средним арифметическим значений  $Y$  для каждого значения  $X = x$ .

Если величины  $X$  и  $Y$  распределены по нормальному закону, то регрессия является линейной:

$$m_{Y/x} = a_0 + a_1 x.$$

Оценки параметров для линейной регрессии  $\bar{y}(x) = a_0^* + a_1^* x$  определяются по формулам

$$a_1^* = \frac{\alpha_{1,1}^*(x, y) - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\alpha_2^*(x) - \bar{x}^2} = \frac{K_{XY}^*}{S_0^2(x)}, \quad (11.8)$$

$$a_0^* = \bar{y} - a_1^* \cdot \bar{x},$$

где  $\bar{x}, \bar{y}$  – оценки математического ожидания величин  $X$  и  $Y$ ;

$S_0^2(x)$  – оценка дисперсии величины  $X$ ;

$K_{XY}^*$  – оценка корреляционного момента величин  $X$  и  $Y$ .

Для визуальной проверки правильности вычисления величин  $a_0^*, a_1^*$  необходимо построить диаграмму рассеивания и график  $\bar{y}(x) = a_0^* + a_1^* x$ . Если оценки параметров  $a_0, a_1$  рассчитаны без грубых ошибок, то сумма квадратов отклонений всех значений (точек) двумерной выборки  $\{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)\}$  от прямой  $\bar{y}(x) = a_0^* + a_1^* x$  должна быть минимально возможной.

## Примеры

*Пример 11.1.* По выборке двумерной случайной величины, которая содержит 50 пар значений  $(x, y)$  (первые два столбца таб. 11.1):

- вычислить точечную оценку коэффициента корреляции;
- вычислить интервальную оценку коэффициента корреляции ( $\gamma = 0,95$ );
- проверить гипотезу об отсутствии корреляционной зависимости ( $\alpha = 0,05$ );
- вычислить оценки параметров  $a_0^*$  и  $a_1^*$  линии регрессии  $\bar{y}(x) = a_0^* + a_1^* x$ ;
- построить диаграмму рассеивания и линию регрессии.

*Решение.* Для решения задачи удобно воспользоваться приведенной ниже таблицей. Значения в 3-ем, 4-ом и 5-ом столбцах вычисляются по формулам, приведенными в первой строке таблицы. В последней строке таблицы приведены средние арифметические значений каждого из столбцов. Таким образом получены:

- оценки математических ожиданий по каждой переменной (см. (11.1)):

$$m_X^* = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 5,08 \text{ (см. столбец 2),}$$

$$m_Y^* = \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = 5,21 \text{ (см. столбец 3);}$$

- оценки начальных моментов второго порядка по каждой переменной:

$$\alpha_2^*(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 34,55755 \text{ (см. столбец 4),}$$

$$\alpha_2^*(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2 = 36,09954 \text{ (см. столбец 5);}$$

- оценка смешанного начального момента второго порядка:

$$\alpha_{1,1}^*(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i = 36,09954 \text{ (см. столбец 6).}$$

Таблица 11.1

№	$x$	$y$	$x^2$	$y^2$	$x*y$
1	8,974883	9,784539	80,54853	95,73721	87,8151
2	1,271096	5,058748	1,615685	25,59093	6,430154
3	3,967406	6,383251	15,74031	40,7459	25,32495
4	6,841945	1,953795	46,81221	3,817315	13,36776
5	3,341777	5,445723	11,16747	29,6559	18,19839
6	6,009095	1,657155	36,10922	2,746163	9,958001
7	3,806879	1,750542	14,49233	3,064396	6,6641
8	4,714805	0,509049	22,22938	0,259131	2,400065
9	8,8464	2,334056	78,2588	5,447816	20,64799
10	4,395581	1,568651	19,32113	2,460667	6,895134
11	2,179632	2,34901	4,750795	5,517846	5,119977
12	5,651112	9,857173	31,93507	97,16387	55,70399
13	3,278298	4,774926	10,74724	22,79992	15,65363
14	0,369579	2,23365	0,136589	4,989191	0,82551
15	8,991363	1,784112	80,84461	3,183056	16,0416
16	8,873562	2,211371	78,7401	4,890163	19,62274
17	0,347606	0,58504	0,12083	0,342272	0,203363
18	3,643605	5,025178	13,27586	25,25241	18,30976
19	8,600116	1,547594	73,96199	2,395046	13,30948
20	6,193731	3,268838	38,36231	10,6853	20,2463
21	9,565111	1,426435	91,49135	2,034717	13,64401
22	8,646809	8,410901	74,76731	70,74326	72,72746
23	0,328074	9,496139	0,107633	90,17666	3,115436
24	6,583453	8,498489	43,34185	72,22432	55,9494
25	7,376934	9,40611	54,41916	88,4749	69,38825
26	4,722129	7,369304	22,2985	54,30665	34,79881
27	0,216987	4,574725	0,047083	20,9281	0,992654
28	1,993774	5,678579	3,975136	32,24626	11,3218
29	9,5468	9,927671	91,14139	98,55865	94,77749
30	7,572253	9,053316	57,33901	81,96253	68,55399
31	4,035768	7,796869	16,28742	60,79116	31,46635
32	4,425794	3,689077	19,58765	13,60929	16,3271
33	4,788659	0,793786	22,93126	0,630097	3,801173
34	1,951964	4,702902	3,810163	22,11729	9,179895
35	1,539354	9,467757	2,36961	89,63843	14,57423
36	4,251534	7,547838	18,07554	56,96985	32,08989
37	9,650868	7,558214	93,13926	57,1266	72,94333
38	5,616932	7,811213	31,54992	61,01504	43,87505
39	1,975768	2,663045	3,90366	7,091809	5,26156
40	9,783319	9,700919	95,71332	94,10782	94,90718
41	4,645833	5,125278	21,58376	26,26848	23,81119
42	4,516434	8,537248	20,39818	72,8846	38,55792
43	0,844447	2,955412	0,713091	8,734463	2,49569
44	8,093509	7,561266	65,50488	57,17274	61,19717
45	1,636402	5,603198	2,677813	31,39583	9,169088
46	9,240089	4,370251	85,37925	19,09909	40,3815
47	7,904599	4,388867	62,48269	19,26215	34,69223
48	7,087313	7,297891	50,23001	53,25922	51,72244
49	2,466811	2,405164	6,085157	5,784813	5,933085
50	2,71218	7,043977	7,35592	49,61761	19,10453
Средние	<b>5,080367</b>	<b>5,218885</b>	<b>34,55755</b>	<b>36,09954</b>	<b>27,98996</b>



На основе этих данных легко вычислить оценки дисперсий (см. (11.2)):

$$D^*(x) = S_0^2(x) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{x}^2 = \frac{n}{n-1} \alpha_2^*(x) - \frac{n}{n-1} \bar{x}^2 = 8,74746;$$

$$D_Y^* = S_0^2(y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{y}^2 = \frac{n}{n-1} \alpha_2^*(y) - \frac{n}{n-1} \bar{y}^2 = 8,86278$$

и оценку корреляционного момента (см. (11.3))

$$K_{XY}^* = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{n}{n-1} \bar{x} \cdot \bar{y} = \frac{n}{n-1} \alpha_{1,1}^*(x, y) - \frac{n}{n-1} \bar{x} \cdot \bar{y} = 1,476106$$

Вычислим *точечную оценку коэффициент корреляции* по формуле (11.4):

$$R_{XY}^* = \frac{K_{XY}^*}{\sqrt{S_0^2(x) \cdot S_0^2(y)}} = 0,168.$$

Вычислим *интервальную оценку коэффициента корреляции* с надежностью  $\gamma = 0,95$  по формуле (11.5). Для этого в таблице функции Лапласа (см. *прил. 2*) найдем значение, равное  $\frac{\gamma}{2} = 0,475$  и определим значение аргумента, ему соответствующее:  $z_{0,95} = \arg \Phi(0,475) = 1,96$  (строка **1,9**, столбец **6**). Вычислим вспомогательные значения  $a, b$ :

$$a = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1 + R_{XY}^*}{1 - R_{XY}^*} \right) - \frac{z_\gamma}{\sqrt{n-3}} = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1,1676}{0,8324} \right) - \frac{0,196}{\sqrt{47}} = 0,5 \cdot 0,3384 - 0,0286 = 0,1406;$$

$$b = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1 + R_{XY}^*}{1 - R_{XY}^*} \right) + \frac{z_\gamma}{\sqrt{n-3}} = 0,5 \cdot \ln \left( \frac{1,1676}{0,8324} \right) + \frac{0,196}{\sqrt{47}} = 0,5 \cdot 0,3384 + 0,0286 = 0,1978;$$

Таким образом, доверительный интервал для коэффициента корреляции имеет вид

$$I_\gamma(R_{XY}) = \left[ \frac{e^{2a} - 1}{e^{2a} + 1}; \frac{e^{2b} - 1}{e^{2b} + 1} \right] = [0,1406; 0,1978].$$

Проверим гипотезу об отсутствии корреляционной зависимости:

$$H_0: R_{XY} = 0;$$

$$H_1: R_{XY} \neq 0.$$

Так как объем выборки велик ( $n \geq 50$ ), то вычислим значение критерия по формуле (11.7):

$$Z = \frac{|R_{XY}^*| \cdot \sqrt{n}}{1 - (R_{XY}^*)^2} = \frac{0,168 \cdot \sqrt{50}}{1 - (0,168)^2} = \frac{0,168 \cdot 7,0711}{1 - 0,028224} = \frac{1,1851}{0,9712} = 1,2195.$$

Определим значение  $Z_\alpha$  из таблицы функции Лапласа (см. *прил. 2*):

$$Z_\alpha = \arg \Phi\left(\frac{1-\alpha}{2}\right) = 1,96.$$

Так как  $Z < Z_\alpha$ , то гипотеза  $H_0$  принимается, т.е. величины  $X$  и  $Y$  некоррелированы.

Вычислим оценки параметров  $a_0^*$  и  $a_1^*$  линии регрессии  $\bar{y}(x) = a_0^* + a_1^*x$  по формуле (11.8):

$$a_1^* = \frac{K_{XY}^*}{S_0^2(x)} = \frac{1,4761}{8,7475} = 0,1687;$$

$$a_0^* = \bar{y} - a_1^* \cdot \bar{x} = 5,218 - 0,1687 \cdot 5,08 = 4,361.$$

Уравнение линии регрессии имеет вид:

$$\bar{y}(x) = 4,361 - 0,169x.$$

Построим диаграмму рассеивания, изобразив значения исходной двумерной выборки  $\{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_{50}, y_{50})\}$  в виде точек с координатами  $(x_i, y_i)$  на плоскости в декартовой системе координат, и линию регрессии (рис. 11.1).

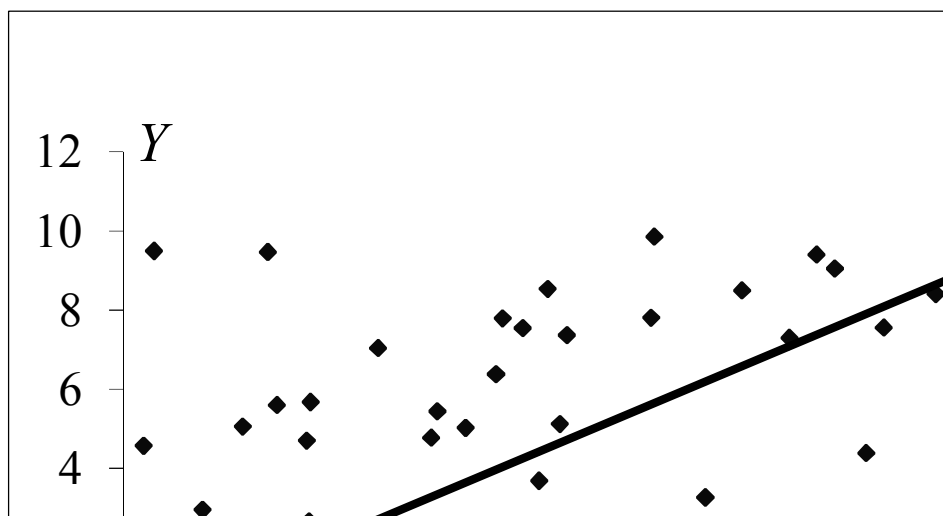


Рис. 11.1 Диаграмма рассеивания и линия регрессии

## ЛИТЕРАТУРА

1. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения/ Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров – М. : Наука, 1988. – 416 с.
2. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей и математическая статистика: учеб.пособие / Е. С. Вентцель. – 5-е изд., стереотип. – М. : Высш. шк., 1999. – 576 с.
3. Герасимович, А. И. Математическая статистика/ А. И. Герасимович. – Минск : Высш. шк., 1983. – 279 с.
4. Жевняк, Р. М. Теория вероятностей и математическая статистика: учеб.пособие студ. инж.-экон. спец. / Р. М. Жевняк, А.А. Карпук, В. Т. Унукович:– Минск : Харвест, 2000. – 384 с.
5. Волковец, А. И. «Теория вероятностей и математическая статистика» практикум для студ. всех спец. очной формы обуч. БГУИР/ А. И. Волковец, А. Б. Гуринович – Минск : БГУИР, 2003. – 68 с.: ил.
6. Волковец, А. И. «Теория вероятностей и математическая статистика» конспект лекций для студ. всех спец. очной формы обуч. БГУИР/ А. И. Волковец, А. Б. Гуринович – Минск : БГУИР, 2003. – 82 с.: ил.
7. Теория вероятностей и математическая статистика: Сб. задач по типовому расчету./ сост. : А. В. Аксенчик [и др.] – Минск : БГУИР, 2007. – 84 с.

## Приложение 1

### Значения нормальной плотности при $m = 0$ , $\sigma = 1$

Значения функции  $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$

x	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,3989	3989	3989	3988	3986	3984	3982	3980	3987	3973
0,1	3970	3965	3961	3956	3951	3945	3939	3932	3925	3918
0,2	3910	3902	3894	3885	3876	3867	3857	3847	3836	3825
0,3	3814	3802	3790	3778	3765	3752	3739	3726	3712	3697
0,4	3683	3668	3653	3637	3621	3605	3589	3572	3555	3538
0,5	3521	3503	3485	3467	3448	3429	3410	3391	3372	3352
0,6	3332	3312	3292	3271	3251	3230	3209	3187	3166	3144
0,7	3123	3101	3079	3056	3034	3011	2089	2066	2943	2920
0,8	2897	2874	2950	2827	2803	2780	2756	2732	2709	2685
0,9	2661	2637	2613	2589	2565	2541	2516	2492	2468	2444
1,0	0,2420	2396	2371	2347	2323	2299	2275	2251	2227	2203
1,1	2179	2155	2131	2107	2083	2059	2036	2012	1989	1965
1,2	1942	1919	1895	1872	1849	1826	1804	1781	1758	1736
1,3	1714	1691	1669	1647	1626	1604	1582	1561	1539	1518
1,4	1497	1476	1456	1435	1415	1394	1374	1354	1334	1315
1,5	1295	1276	1257	1238	1219	1200	1182	1163	1145	1127
1,6	1109	1092	1074	1057	1040	1023	1006	0989	0973	0957
1,7	0940	0925	0909	0893	0878	0863	0848	0833	0818	0804
1,8	0790	0775	0761	0748	0734	0721	0707	0694	0681	0669
1,9	0656	0644	0632	0620	0608	0596	0584	0573	0562	0551
2,0	0,0540	0529	0519	0508	0498	0488	0478	0468	0459	0449
2,1	0440	0431	0422	0413	0404	0396	0387	0379	0371	0363
2,2	0355	0347	0339	0332	0325	0317	0310	0303	0297	0290
2,3	0283	0277	0270	0264	0258	0252	0246	0241	0235	0229
2,4	0224	0219	0213	0208	0203	0198	0194	0189	0184	0180
2,5	0175	0171	0167	0163	0158	0154	0151	0147	0143	0139
2,6	0136	0132	0129	0126	0122	0119	0116	0113	0110	0107
2,7	0104	0101	0099	0096	0093	0091	0088	0086	0084	0081
2,8	0079	0077	0075	0073	0071	0069	0067	0065	0063	0061
2,9	0060	0058	0056	0055	0053	0051	0050	0048	0047	0046
3,0	0,0044	0043	0042	0040	0039	0038	0038	0036	0035	0034
3,1	0033	0032	0031	0030	0029	0028	0027	0026	0025	0025
3,2	0024	0023	0022	0022	0021	0020	0020	0019	0018	0018
3,3	0017	0017	0016	0016	0015	0015	0014	0014	0013	0013
3,4	0012	0012	0012	0011	0011	0010	0010	0010	0009	0009
3,5	0009	0008	0008	0008	0007	0007	0007	0007	0007	0006
3,6	0006	0006	0006	0005	0005	0005	0005	0005	0005	0004
3,7	0004	0004	0004	0004	0004	0004	0003	0003	0003	0003
3,8	0003	0003	0003	0003	0003	0002	0002	0002	0002	0002
3,9	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0001	0001

## Приложение 2

### Значения функции Лапласа

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx$$

$x$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,000	0004	0080	0120	0159	0199	0239	0279	0319	0359
0,1	0398	0438	0478	0517	0556	0596	0636	0675	0714	0753
0,2	0792	0832	0871	0909	0948	0987	1025	1064	1103	1141
0,3	1179	1217	1255	1293	1331	1368	1406	1443	1480	1517
0,4	1554	1591	1628	1664	1700	1736	1772	1808	1844	1879
0,5	1915	1949	1985	2019	2054	2088	2126	2156	2190	2224
0,6	2257	2291	2324	2356	2389	2421	2453	2485	2517	2549
0,7	2580	2611	2642	2673	2704	2734	2764	2793	2823	2852
0,8	2881	2910	2939	2967	2995	3023	3051	3078	3105	3123
0,9	3159	3186	3212	3238	3264	3289	3315	3340	3364	3389
1,0	0,341	3437	3461	3485	3508	3531	3554	3577	3599	3621
1,1	3643	3665	3686	3707	3729	3749	3770	3790	3810	3830
1,2	3849	3869	3888	3906	3925	3943	3961	3980	3997	4015
1,3	4032	4049	4066	4082	4099	4115	4131	4147	4162	4177
1,4	4192	4207	4222	4236	4250	4265	4278	4292	4306	4319
1,5	4332	4345	4357	4370	4382	4394	4406	4418	4430	4441
1,6	4452	4463	4474	4484	4495	4505	4515	4525	4535	4544
1,7	4554	4563	4573	4582	4591	4599	4608	4616	4625	4633
1,8	4641	4648	4656	4664	4671	4678	4685	4693	4699	4706
1,9	4713	4719	4726	4732	4738	4744	4750	4755	4761	4767
2,0	0,477	4778	4783	4788	4793	4798	4803	4808	4812	4817
2,1	4821	4825	4830	4834	4838	4842	4846	4850	4854	4857
2,2	4861	4864	4868	4871	4874	4878	4881	4884	4887	4890
2,3	4893	4896	4898	4901	4904	4906	4909	4911	4913	4916
2,4	4918	4920	4922	4924	4927	4929	4930	4932	4934	4936
2,5	4938	4940	4941	4943	4945	4946	4948	4949	4951	4952
2,6	4953	4954	4956	4957	4958	4959	4961	4962	4963	4964
2,7	4965	4966	4967	4968	4969	4970	4971	4972	4973	4974
2,8	4974	4975	4976	4977	4977	4978	4979	4979	4980	4981
2,9	4981	4982	4982	4983	4984	4984	4985	4985	4986	4986

3,0	0,49865	3,1	0,49903	3,2	0,49931	3,3	0,49952	3,4	0,49966	3,5	0,49977
3,6	0,49984	3,7	0,49989	3,8	0,49993	3,9	0,49995	4,0	0,499968	5,0	0,49999997

## Приложение 3

Таблица распределения Стьюдента

$$\gamma = \int_{-t_{\gamma,k}}^{t_{\gamma,k}} f_t(x) dx$$

	$\gamma$			
$k$	0,90	0,95	0,98	0,99
1	6,31	12,71	31,8	63,7
2	2,92	4,30	6,96	9,92
3	2,35	3,18	4,54	5,84
4	2,13	2,77	3,75	4,60
5	2,02	2,57	3,36	4,03
6	1,943	2,45	3,14	4,71
7	1,895	2,36	3,00	3,50
8	1,860	2,31	2,90	3,36
9	1,833	2,26	2,82	3,25
10	1,812	2,23	2,76	3,17
12	1,782	2,18	2,68	3,06
14	1,761	2,14	2,62	2,98
16	1,746	2,12	2,58	2,92
18	1,734	2,10	2,55	2,88
20	1,725	2,09	2,53	2,84
22	1,717	2,07	2,51	2,82
24	1,711	2,06	2,49	2,80
30	1,697	2,04	2,46	2,75
40	1,684	2,02	2,42	2,70
60	1,671	2,00	2,39	2,66
120	1,658	1,980	2,36	2,62
$\infty$	1,645	1,960	2,33	2,58

## Приложение 4

### Таблица распределения Пирсона ( $\chi^2$ )

$$p(\chi^2 > \chi_{\alpha,k}^2) = \alpha$$

	$\alpha$					
$k$	0,01	0,02	0,05	0,95	0,98	0,99
1	6,64	5,41	3,84	0,004	0,001	0,000
2	9,21	7,82	5,99	0,103	0,040	0,020
3	11,34	9,84	7,82	0,352	0,185	0,115
4	13,28	11,67	9,49	0,711	0,429	0,297
5	15,09	13,39	11,07	1,145	0,752	0,554
6	16,81	15,03	12,59	1,635	1,134	0,872
7	18,48	16,62	14,07	2,17	1,564	1,239
8	20,10	18,17	15,51	2,73	2,03	1,646
9	21,07	19,68	16,92	3,32	2,53	2,09
10	23,20	21,2	18,31	3,94	3,06	2,56
12	26,2	24,1	21,0	5,23	4,18	3,57
14	29,1	26,9	23,7	6,57	5,37	4,66
16	32,0	29,6	26,3	7,96	6,61	5,81
18	34,8	32,3	28,9	9,39	7,91	7,02
20	37,6	35,0	31,4	10,85	9,24	8,26
22	40,3	37,7	33,9	12,34	10,60	9,54
24	43,0	40,3	36,4	13,85	11,99	10,86
26	45,6	42,9	38,9	15,38	13,41	12,20
28	48,3	45,4	41,3	16,93	14,85	13,56
30	50,9	48,0	43,8	18,49	16,31	14,95

## Приложение 4

### Таблица распределения Колмогорова

$$p(0 \leq \lambda < \lambda_\gamma) = \gamma$$

$\lambda_\gamma$	$\gamma$
0,50	0,0361
0,54	0,0675
0,58	0,1104
0,62	0,1632
0,66	0,2236
0,70	0,2888
0,74	0,3560
0,78	0,4230
0,82	0,4880
0,86	0,5497
0,90	0,6073
0,94	0,6601
0,98	0,7079
1,02	0,7500
1,06	0,7889
1,10	0,8223
1,14	0,8514
1,18	0,8765
1,22	0,8981
1,26	0,9164
1,30	0,9319
1,34	0,9449
1,38	0,9557
1,42	0,9646
1,46	0,9718
1,50	0,9778
1,54	0,9826
1,58	0,9864
1,62	0,9895
1,66	0,9918
1,70	0,9938
1,74	0,9953
1,78	0,9965
1,82	0,9973
1,86	0,9980
1,90	0,9985
1,94	0,9989
1,98	0,9992



Учебное издание

«ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ И МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА»

Методические указания по типовому расчету  
для студентов всех специальностей  
заочной формы обучения

Составители:

**Волковец** Александр Иванович  
**Гуринович** Алевтина Борисовна  
**Аксенчик** Анатолий Владимирович

Редактор Т.П. Андрейченко  
Корректор Е.Н. Батурчик

---

Подписано в печать  
Гарнитура «Times»  
Уч.-изд. л. 3,0

Формат 60x84 1/16.  
Печать ризографическая  
Тираж 200 экз.

Бумага офсетная.  
Усл. печ. л.  
Заказ

---

Издатель и полиграфическое исполнение: Учреждение образования  
«Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники»  
ЛИ №02330/049371 от 16.03.2009. ЛП №02330/0131666 от 30.04.2004  
220013, Минск, П. Бровки, 6