

КУРС ВЫСШЕЙ МАТЕМАТИКИ

ЛЕКЦИИ
И ПРАКТИКУМ

*Под общей редакцией
И. М. ПЕТРУШКО*

*Издание третье,
стереотипное*



САНКТ-ПЕТЕРБУРГ • МОСКВА • КРАСНОДАР
2008

◆ ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ◆

*ДОПУЩЕНО Министерством образования РФ
в качестве учебного пособия для студентов
высших учебных заведений,
обучающихся по направлениям:
«Технические науки»,
«Техника и технологии»*



САНКТ-ПЕТЕРБУРГ • МОСКВА • КРАСНОДАР
2008

АКСИОМАТИКА ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

§ 1.1. ПРЕДМЕТ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Теория вероятностей — математическая дисциплина, изучающая *случайные явления* или *эксперименты*. Случайные эксперименты отличаются от детерминированных тем, что при выполнении всех условий проведения эксперимента невозможно добиться заранее определенного результата.

Так, если эксперимент состоит в выборе наудачу трех карт из тщательно перетасованной новой колоды, то результат может быть совсем иным, чем мы предполагали. При стрельбе по мишени даже у первоклассного стрелка, находящегося в хорошей форме, возможны промахи. При покупке того или иного товара в магазине, которому мы вполне доверяем, возможно приобретение некачественной или поддельной продукции.

С каждым случайным экспериментом можно связать различные *случайные события*, которые могут осуществляться или нет в этом эксперименте. Случайное событие, по сути, представляет собой некое описание результата эксперимента. Случайные события принято обозначать большими латинскими буквами.

Приведем примеры случайных событий при выборе наудачу трех карт из колоды:

- $A = \{\text{все три карты принадлежат одной масти}\},$
- $B = \{\text{среди трех карт есть по крайней мере один туз}\},$
- $C = \{\text{все три карты одного цвета}\}.$

Главный для теории вероятностей вопрос состоит в том, насколько часто осуществляется то или иное случайное событие при воспроизведении опыта. При этом предполагается, что опыты в неизменных условиях можно воспроизводить какое угодно число раз. Пусть опыт был воспроизведен n раз и при этом случайное событие A осуществилось $n(A)$ раз. *Частотой* события A называется число

$$\nu_n(A) = n(A)/n.$$

Подмечено, что с ростом n проявляется свойство *устойчивости частоты*. Более строго, это означает существование $\lim_{n \rightarrow \infty} \nu_n(A)$. Значение этого предела называется *вероятностью* события A и обозначается $P(A)$ (от английского слова probability). Такое определение вероятности случайного события называется *статистическим*. Устойчивость частот является важнейшей предпосылкой для создания содержательной математической теории о случайных явлениях. Тем не менее, построение математической теории на основе статистического определения вероятности весьма затруднительно.

Приступим к изложению аксиоматики теории вероятностей, созданной нашим соотечественником, выдающимся математиком А. Н. Колмогоровым в тридцатые годы двадцатого столетия.

§ 1.2. ПРОСТРАНСТВО ЭЛЕМЕНТАРНЫХ ИСХОДОВ

Среди всевозможных случайных событий, связанных с данным случайным экспериментом, можно выделить так называемые *элементарные события* или *исходы*, которые характеризуются тем, что

- а) любая реализация случайного эксперимента завершается одним и только одним элементарным исходом;
- б) любое случайное событие можно представить как совокупность некоторых элементарных исходов.

ПРИМЕР 1.1. Пусть бросается симметричный игральный кубик. Нас интересует число выпавших очков на верхней грани кубика. Элементарными исходами будут следующие случайные события:

$$\omega_i = \{\text{выпало } i \text{ очков}\}, \quad i = 1, \dots, 6.$$

Тогда, например, случайное событие

$$A = \{\text{выпало четное число очков}\}$$

представляет собою совокупность $\{\omega_2, \omega_4, \omega_6\}$.

ПРИМЕР 1.2. Пусть бросаются два игральных кубика. Нас интересует число выпавших очков на верхних гранях кубиков. Если даже кубики неразличимы, то разумно их пронумеровать. Пусть n_1 — число выпавших очков на первом кубике, n_2 — на втором. Элементарными исходами будут векторы (n_1, n_2) , где $n_1, n_2 = 1, \dots, 6$. Удобно представить все элементарные исходы в виде таблицы:

(1,1)	(1,2)	...	(1,6)
(2,1)	(2,2)	...	(2,6)
...
(6,1)	(6,2)	...	(6,6)

Хорошо видно, что общее число элементарных исходов равно 36. Рассмотрим, например, случайное событие

$$A = \{\text{сумма выпавших очков не меньше 10}\}.$$

Перебирая все элементарные исходы из представленной таблицы, видим, что

$$A = \{(4, 6), (5, 5), (5, 6), (6, 4), (6, 5), (6, 6)\}.$$

Замечание 1.1. Если кубики неразличимы, то в качестве элементарных исходов можно рассматривать векторы (n_1, n_2) , где n_1 — наименьшее из выпавших очков, а n_2 — наибольшее. Тогда общее число элементарных исходов равно 21.

Совокупность всех элементарных исходов образует *пространство элементарных исходов*, которое обозначается Ω . Мы пришли к понятию пространства элементарных исходов, рассмотрев последовательно понятия случайного эксперимента, случайного события, элементарного исхода.

В аксиоматике Колмогорова понятие пространства элементарных исходов является первичным. Предполагается, что изначально задано некоторое множество произвольной природы

Ω , которое называется *пространством элементарных исходов*, а элементы этого множества называются *элементарными исходами* и обозначаются ω . При этом *случайными событиями* объявляются некоторые подмножества Ω , но не все. Разберемся с этим подробнее.

§ 1.3. АЛГЕБРА СЛУЧАЙНЫХ СОБЫТИЙ

Пусть проводится некоторый случайный эксперимент. Над случайными событиями, связанными с этим экспериментом, можно производить определенные действия.

1) *Объединением* случайных событий A и B называется такое событие, которое происходит, если происходит хотя бы одно из событий A, B . Объединение обозначается $A + B$ и состоит из тех элементарных исходов, которые принадлежат или A , или B .

2) *Пересечением* случайных событий A и B называется такое событие, которое происходит, когда происходят оба события A и B . Пересечение обозначается AB и состоит из тех элементарных исходов, которые принадлежат и A , и B .

3) *Разностью* случайных событий A и B называется такое событие, которое происходит, если событие A происходит, а B нет. Разность обозначается $A \setminus B$ и состоит из тех элементарных исходов, которые принадлежат A , но не принадлежат B .

ПРИМЕР 1.3. Пусть в квадрате K наудачу выбирается точка. Элементарные исходы — всевозможные точки, составляющие K . Случайные события — подмножества K . Тогда указанные действия над случайными событиями легко продемонстрировать графически (рис. 1.1).

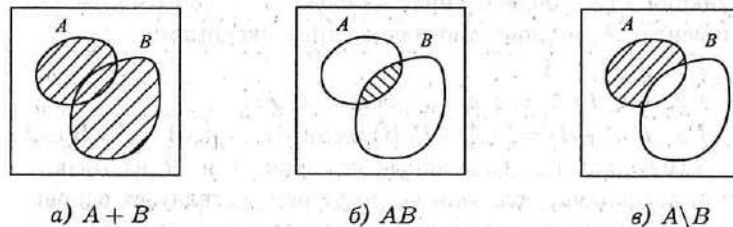


Рис. 1.1

Среди случайных событий выделяют достоверное и невозможное события. *Достоверное* событие осуществляется в каждой реализации случайного эксперимента. Оно состоит из всех элементарных исходов, т. е. равно Ω . *Невозможное* событие не осуществляется ни в одной реализации случайного эксперимента. Оно не содержит ни одного элементарного исхода и обозначается ϕ .

В аксиоматике Колмогорова, как мы помним, сначала задается пространство элементарных исходов Ω . *Случайными событиями* называются некоторые подмножества Ω (не обязательно все), образующие класс, замкнутый относительно операций объединения, пересечения и разности и включающий в себя Ω . Этот класс подмножеств называется *алгеброй случайных событий*, которая обычно обозначается \mathcal{F} . Таким образом, по определению, алгебра случайных событий \mathcal{F} — это совокупность некоторых подмножеств Ω , включающая Ω и обладающая свойством: если A и B принадлежат \mathcal{F} , то $A + B$, AB , $A \setminus B$ также принадлежат \mathcal{F} . Заметим, что одному и тому же пространству элементарных исходов могут соответствовать различные алгебры случайных событий. Поэтому в аксиоматике Колмогорова наряду с пространством элементарных исходов Ω задается алгебра случайных событий \mathcal{F} . Именно элементы \mathcal{F} называются случайными событиями, а остальные подмножества Ω нет.

§ 1.4. ВЕРОЯТНОСТЬ

Пусть заданы (Ω, \mathcal{F}) — пространство элементарных исходов и алгебра случайных событий.

Определение 1.1. *Вероятностью* называется числовая функция $P(A)$, определенная на случайных событиях A , т. е. элементах \mathcal{F} , и удовлетворяющая трем аксиомам:

$$P1. P(\Omega) = 1;$$

$$P2. 0 \leq P(A) \leq 1 \text{ для любого } A \in \mathcal{F};$$

$$P3. P(A+B) = P(A) + P(B), \text{ если } AB = \phi, A \in \mathcal{F}, B \in \mathcal{F}.$$

Замечание 1.2. Случайные события A и B называются *несовместными*, если они не могут осуществляться одновременно (в одной реализации случайного эксперимента). Иными словами, не существует ни одного общего элементарного

исхода у A и B . Это означает, что $AB = \phi$. Таким образом, в аксиоме *P3* речь идет о несовместных случайных событиях.

Поясним указанные аксиомы, исходя из частотного представления о вероятности. Вспомним, что частота $\nu_n(A)$ случайного события A в n реализациях случайного эксперимента равна $n(A)/n$, где n — общее число реализаций, а $n(A)$ — число тех из них, в которых произошло событие A . Поэтому $0 \leq n(A) \leq n$. После деления на n получаем, что

$$0 \leq \nu_n(A) \leq 1.$$

Это объясняет появление аксиомы 2. Если случайные события A и B несовместны, то

$$n(A+B) = n(A) + n(B).$$

Поэтому

$$\nu_n(A+B) = \nu_n(A) + \nu_n(B).$$

Это объясняет появление аксиомы 3. Самостоятельно поясните аксиому 1.

Определение 1.2. *Вероятностным пространством* называется тройка объектов (Ω, \mathcal{F}, P) , где Ω — пространство элементарных исходов, \mathcal{F} — алгебра случайных событий, P — вероятность, заданная на элементах \mathcal{F} .

Вероятностное пространство служит математической моделью случайного явления. Именно оно является основным объектом исследования теории вероятностей.

§ 1.5. СЛЕДСТВИЯ ИЗ АКСИОМ ВЕРОЯТНОСТИ

Определение 1.3. Случайное событие \bar{A} называется *противоположным* случайному событию A , если оно происходит тогда, когда не происходит A , т. е. \bar{A} состоит из всех тех элементарных исходов, которые не принадлежат A .

Легко видеть, что $A + \bar{A} = \Omega$, $A\bar{A} = \phi$.

Следствие 1.1. $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$ для любого случайного события A , в частности $P(\phi) = 0$.

Доказательство. Поскольку $A + \bar{A} = \Omega$ и A и \bar{A} — несовместные события, то по аксиомам *P1* и *P3*:

$$1 = P(\Omega) = P(A + \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A}).$$

Сравнивая крайние выражения, убеждаемся в справедливости следствия.

Замечание 1.3. Операции объединения и пересечения могут быть определены не только для двух, но и для любого конечного числа случайных событий A_1, A_2, \dots, A_n . Так, например, случайное событие $A_1 + A_2 + \dots + A_n$ осуществляется, если происходит хотя бы одно из событий A_1, A_2, \dots, A_n .

Следствие 1.2. Если A_1, A_2, \dots, A_n — попарно несовместные случайные события (т. е. $A_i A_j = \emptyset$ при $i \neq j$, $i, j = 1, \dots, n$), то

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n).$$

Доказательство. Очевидно, что

$$A_1 + A_2 + \dots + A_n = A_1 + (A_2 + \dots + A_n),$$

причем события A_1 и $A_2 + \dots + A_n$ несовместны, поэтому по аксиоме P3

$$\begin{aligned} P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) &= P(A_1 + (A_2 + \dots + A_n)) = \\ &= P(A_1) + P(A_2 + \dots + A_n). \end{aligned}$$

Последовательно продолжая эту процедуру, получаем требуемое утверждение.

Контрольные вопросы

1. В чем состоит отличие понятий случайного эксперимента и случайного события?
2. Почему в теории вероятностей изучаются только массовые случайные явления?
3. Опишите пространство элементарных исходов при выборе наудачу трех карт из колоды, состоящей из 36 карт.
4. Докажите для случайных событий A и B , что $A \setminus B = A\bar{B}$.
5. Сравните статистическое и аксиоматическое определения вероятности. В чем состоит преимущество, а в чем — неудобство статистического определения вероятности?
6. Будем говорить, что случайное событие A влечет случайное событие B ($A \subset B$), если из наступления события A следует наступление события B , т. е. все элементарные исходы, составляющие A , содержатся в B . Докажите, что $P(A) \leq P(B)$.

Ответы

3. Пронумеруем все карты из колоды. Пусть n_1 — номер первой взятой карты, n_2 и n_3 — второй и третьей соответственно. Элементарные исходы — векторы (n_1, n_2, n_3) , где $n_1, n_2, n_3 = 1, \dots, 36$ и n_1, n_2, n_3 различны.

4. Случайное событие $A \setminus B$ осуществляется, если произошло событие A и не произошло событие B . А это означает, что произошли и событие A , и событие \bar{B} , т. е. произошло событие $A\bar{B}$.

6. Очевидно, $B = A + (B \setminus A)$, причем A и $B \setminus A$ — несовместные случайные события, поэтому $P(B) = P(A) + P(B \setminus A) \geq P(A)$.

ПРИМЕРЫ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ПРОСТРАНСТВ

§ 2.1. КЛАССИЧЕСКАЯ ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ

Пусть пространство элементарных исходов Ω состоит из конечного числа элементов $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$ и алгебра случайных событий \mathcal{F} — это совокупность всех подмножеств Ω . Если при этом вероятность всех элементарных исходов одна и та же (элементарные исходы равновозможны), то получаем так называемую *классическую вероятностную модель*.

Теорема 2.1. Если случайное событие A (в классической вероятностной модели) состоит из k элементарных исходов, то

$$P(A) = \frac{k}{n},$$

где n — общее число элементарных исходов.

(Элементарные исходы, составляющие случайное событие, называются *благоприятными*.)

Доказательство. Поскольку

$$\Omega = \omega_1 + \omega_2 + \dots + \omega_n$$

и элементарные исходы по определению классической вероятностной модели являются случайными событиями, причем попарно несовместными, то по аксиоме $P1$ и следствию 1.2 (см. лекцию № 1)

$$1 = P(\Omega) = P(\omega_1) + P(\omega_2) + \dots + P(\omega_n).$$

Так как при этом

$$P(\omega_1) = P(\omega_2) = \dots = P(\omega_n),$$

то получаем, что

$$1 = nP(\omega_1) \Rightarrow P(\omega_1) = \frac{1}{n} \Rightarrow P(\omega_1) = P(\omega_2) = \dots = P(\omega_n) = \frac{1}{n}.$$

Пусть случайное событие A состоит из k элементарных исходов $\omega_{i_1}, \omega_{i_2}, \dots, \omega_{i_k}$. Тогда

$$A = \omega_{i_1} + \omega_{i_2} + \dots + \omega_{i_k},$$

причем случайные события справа попарно несовместны. По следствию 1.2

$$P(A) = P(\omega_{i_1}) + P(\omega_{i_2}) + \dots + P(\omega_{i_k}) = \frac{1}{n} + \frac{1}{n} + \dots + \frac{1}{n} = \frac{k}{n}.$$

ПРИМЕР 2.1. Пусть бросаются два игральных кубика. Найти вероятность того, что суммарное число выпавших очков не меньше 10.

Элементарный исход — это пара чисел (n_1, n_2) , где n_1 — число очков на первом кубике, а n_2 — на втором. Рассмотрим случайное событие $A = \{\text{суммарное число очков не меньше 10}\}$. Перебирая все элементарные исходы (см. пример 1.2), получаем, что

$$A = \{(4, 6), (5, 5), (5, 6), (6, 4), (6, 5), (6, 6)\},$$

т. е. случайное событие A состоит из шести благоприятных исходов. Из соображений симметрии ясно, что все 36 элементарных исходов в данном примере равновозможны. Поэтому по теореме 2.1

$$P(A) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}.$$

Замечание 2.1. Если кубики неразличимы, то в качестве элементарных исходов можно рассматривать пары чисел (n_1, n_2) , где n_1 — наименьшее из выпавших очков, а n_2 — наибольшее. Тогда

$$A = \{(5, 5), (5, 6), (4, 6), (6, 6)\}.$$

Поскольку всего элементарных исходов 21, то для вероятности события A получаем значение $4/21$, что не равно $1/6$. Этот парадокс объясняется тем, что рассмотренные элементарные исходы не равновозможны и поэтому нельзя пользоваться теоремой 2.1. Нетрудно убедиться на опыте, что элементарный исход $(5, 6)$ встречается примерно в два раза чаще, чем $(5, 5)$.

Введем некоторые комбинаторные понятия, тесно связанные с классической вероятностной моделью.

Размещение — упорядоченный выбор k элементов из совокупности n различных элементов (первому выбранному элементу присваивается номер один, второму — номер два и т. д.). Число размещений обозначается A_n^k . На первое место выбирается любой из n элементов, на второе — любой из $(n-1)$ оставшихся, на третье — любой из $(n-2)$ оставшихся и т. д. Поэтому

$$A_n^k = n(n-1)(n-2) \cdot \dots \cdot (n-k+1) = \frac{n!}{(n-k)!}, \quad (2.1)$$

где $n! = n(n-1)(n-2) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$.

Перестановка — частный случай размещения, когда осуществляется упорядоченный выбор n элементов из совокупности n различных элементов. По сути перестановка — способ упорядочить n элементов. Число перестановок равно $n!$

Сочетание — неупорядоченный выбор k элементов из совокупности n различных элементов (нас интересует именно совокупность выбранных элементов, а порядок, в котором они выбирались, — нет). Число сочетаний обозначается C_n^k . Оказывается,

$$C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}, \quad (2.2)$$

Действительно, из каждой неупорядоченной совокупности из k элементов можно $k!$ способами сделать упорядоченную совокупность, поэтому

$$A_n^k = k!C_n^k,$$

откуда с учетом (2.1) получается требуемый результат (2.2).

Замечание 2.2. Напомним, что число сочетаний встречается в известной формуле для бинома Ньютона

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k a^k b^{n-k},$$

где по определению $C_n^0 = 1$.

ПРИМЕР 2.2. Имеется n ящиков и r шаров, причем $r \leq n$. Шары наудачу размещаются по ящикам (каждый ящик может вместить сразу все шары). Найти вероятность того, что все шары окажутся в разных ящиках.

Пронумеруем все ящики и все шары. Пусть i_1 — номер ящика, в котором оказался первый шар; i_2 — номер ящика, в котором оказался второй шар, и т. д. Элементарный исход — это вектор (i_1, i_2, \dots, i_r) . Очевидно, что каждое из чисел i_1, i_2, \dots, i_r может принимать любое натуральное значение от 1 до n . Поэтому число элементарных исходов равно n^r . Благоприятный исход (i_1, i_2, \dots, i_r) характеризуется тем, что все числа i_1, i_2, \dots, i_r различны. В качестве i_1 можно взять любое из n чисел от 1 до n , в качестве i_2 можно взять любое из $(n-1)$ оставшихся чисел и т. д. Поэтому число благоприятных исходов равно $n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-r+1)$. Ясно, что число благоприятных исходов совпадает с числом размещений A_n^r (для благоприятного исхода необходимо осуществить упорядоченный выбор r ящиков из совокупности n ящиков и в первый из выбранных ящиков положить первый шар, во второй из выбранных ящиков положить второй шар и т. д.). Из соображений симметрии все элементарные исходы равновероятны, поэтому вероятность того, что все шары окажутся в разных ящиках, равна $\frac{A_n^r}{n^r}$.

ПРИМЕР 2.3. Из студенческой группы, в которой 10 студентов и 12 студенток, для анкетирования произвольным образом отбирают пять человек. Найти вероятность того, что среди них будет три студентки.

Очевидно, нас не интересует порядок, в котором выбирают студенты (все было бы иначе, если бы первого выбранного назначали старостой, второго — профоргом и т. д.). Поэтому элементарный исход — это сочетание пяти элементов из совокупности 22 элементов. Очевидно, что все элементарные исходы равновероятны. Их общее число равно C_{22}^5 . Благоприятные исходы — это сочетания, в которых будет три студентки и два студента. Чтобы получить такое сочетание, надо выбрать трех студенток из общего числа 12 (число способов равно C_{12}^3) и двух студентов из общего числа 10 (число способов равно C_{10}^2).

Таким образом, число благоприятных исходов равно $C_{12}^3 \times C_{10}^2$. Поэтому искомая вероятность равна $\frac{C_{12}^3 \cdot C_{10}^2}{C_{22}^5}$.

§ 2.2. ГЕОМЕТРИЧЕСКИЕ ВЕРОЯТНОСТИ

Рассмотрим квадрат K . Выберем наудачу точку в этом квадрате. Опишем вероятностную модель, соответствующую такому выбору. Элементарные исходы — это точки квадрата K . Случайные события — это любые квадратируемые подмножества K (т. е. такие, для которых определено понятие площади). Будем предполагать, что все элементарные исходы равновозможны в следующем смысле. Вероятность того, что наудачу выбранная точка принадлежит произвольному маленькому прямоугольнику из K будет одна и та же независимо от того, где этот прямоугольник находится. Пусть $S(A)$ означает площадь области A .

Теорема 2.2. Вероятность того, что наудачу выбранная в квадрате K точка принадлежит подобласти A этого квадрата, равна отношению $S(A)/S(K)$.

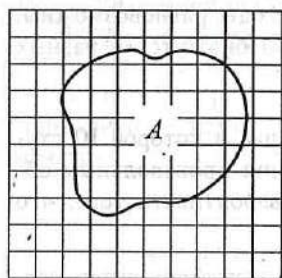


Рис. 2.1

Доказательство. Разобьем квадрат K на маленькие одинаковые прямоугольники (рис. 2.1). Поскольку вероятность того, что наудачу выбранная точка M окажется в определенном прямоугольнике, одна и та же для всех прямоугольников, то вероятность того, что эта точка окажется в области A практически пропорциональна числу прямоугольников, находящихся внутри области A , а значит, пропорциональна площади области A (и это будет тем точнее, чем меньше выбраны прямоугольники). Итак, можно считать, что

$$P(M \in A) = cS(A), \quad (2.3)$$

где c — коэффициент пропорциональности. Рассматривая в качестве A сам квадрат K , получаем, что

$$1 = P(M \in K) = cS(K) \Rightarrow c = \frac{1}{S(K)}.$$

Подставляя найденное значение c в (2.3), получаем утверждение теоремы 2.2.

Замечание 2.3. Вместо квадрата K можно использовать любую квадратируемую область D на плоскости и считать, что наудачу выбранная в D точка окажется в подобласти A области D с вероятностью $S(A)/S(D)$. Вместо плоскости можно рассматривать пространство любой конечной размерности и выбирать наудачу точку в некоторой области этого пространства. Тогда в трехмерном пространстве при расчете вероятностей вместо понятия площади надо использовать понятие объема.

Замечание 2.4. Известно, что не все подобласти квадрата квадратируемы. Это объясняет, почему не все подмножества пространства элементарных исходов можно считать случайными событиями.

ПРИМЕР 2.4 (задача о встрече). Двое сотрудников A и B решили встретиться в определенном месте во время обеденного перерыва, продолжающегося один час. Они договорились, что каждый приходит на место встречи, когда ему удобно, и ждет другого не более десяти минут. Найти вероятность того, что встреча произойдет.

Рассмотрим декартову систему координат (рис. 2.2). На оси Ox будем отмечать время прихода сотрудника A , а оси Oy — время прихода сотрудника B .

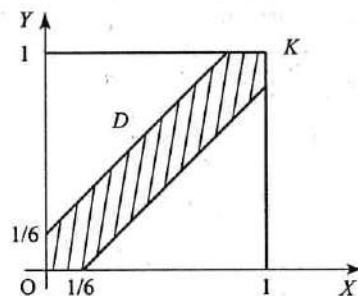


Рис. 2.2

Точка с указанными координатами представляет собой элементарный исход. Все элементарные исходы заполняют указанный на рис. 2.2 квадрат K . Очевидно, что все элементарные исходы равновозможны в указанном ранее смысле. Благоприятные исходы (x, y) составляют область $D = \{(x, y) : |x - y| \leq 1/6\}$ (десять минут — это $1/6$ часа). На рис. 2.2 эта область заштрихована. Площадь области D легко найти, вычитая из площади квадрата K площади двух равнобедренных прямоугольных треугольников с катетами длины $5/6$. Итак, $S(D) = 1 - (5/6)^2 = 11/36$.

Поэтому вероятность того, что встреча произойдет равна

$$\frac{S(D)}{S(K)} = \frac{11}{36} : 1 = \frac{11}{36}.$$

Контрольные вопросы

1. Что общего у двух рассмотренных вероятностных моделей, а в чем состоит их различие?
2. Все ли вероятностные пространства с конечным числом элементарных исходов являются классическими?
3. Подойдет ли рассмотренная модель геометрических вероятностей при распределении земельных участков в строящемся городе?
4. Какое понятие вместо понятия площади надо использовать при расчете геометрических вероятностей в случае одномерного пространства?
5. Найти вероятность того, что наудачу выбранная в квадрате точка окажется на одной из диагоналей этого квадрата.

Ответы

3. Не подойдет, поскольку в городе есть как более благоприятные для жизни районы, так и менее благоприятные.
4. Понятие длины.
5. 0, поскольку площадь области, состоящей из диагоналей квадрата, равна 0.



Доказательство. Событие $A+B$ можно представить как объединение попарно несовместных событий $A \setminus B$, AB , $B \setminus A$ (в случае выбора наудачу точки в квадрате K это разбиение $A+B$ на части показано на рис. 3.1).

ОСНОВНЫЕ ФОРМУЛЫ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

§ 3.1. ТЕОРЕМА СЛОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Известно из аксиомы $P3$, что если A и B — несовместные случайные события, то $P(A+B) = P(A) + P(B)$. Что будет в случае, когда A и B — совместные события?

Теорема 3.1 (сложения вероятностей). Если A и B — произвольные случайные события, то

$$P(A+B) = P(A) + P(B) - P(AB).$$

Доказательство. Событие $A+B$ можно представить как объединение попарно несовместных событий $A \setminus B$, AB , $B \setminus A$ (в случае выбора наудачу точки в квадрате K это разбиение $A+B$ на части показано на рис. 3.1).

Тогда по аксиоме $P3$

$$P(A+B) = P(A \setminus B) + P(AB) + P(B \setminus A). \quad (3.1)$$

Точно также $A = (A \setminus B) + AB$, $B = (B \setminus A) + AB$ и, следовательно,

$$P(A) = P(A \setminus B) + P(AB), \quad (3.2)$$

$$P(B) = P(B \setminus A) + P(AB). \quad (3.3)$$

Складывая формулы (3.2) и (3.3), получаем, что

$$P(A) + P(B) = P(A \setminus B) + 2P(AB) + P(B \setminus A). \quad (3.4)$$

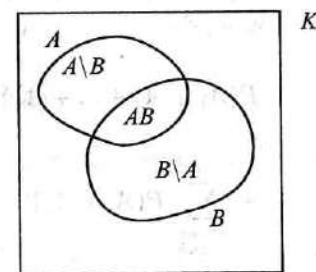


Рис. 3.1

Сравнивая формулы (3.1) и (3.4), видим, что

$$P(A) + P(B) = P(A + B) + P(AB),$$

откуда следует утверждение теоремы.

Замечание 3.1. Доказанная теорема не противоречит аксиоме P3, поскольку если A и B — несовместные события, то $P(AB) = 0$.

Замечание 3.2. Если точка наудачу выбирается в квадрате со стороной длины 1, то для любого случайного события A

$$P(A) = S(A),$$

где $S(A)$ — площадь области A . Для пересекающихся областей A и B легко видеть, что

$$S(A + B) = S(A) + S(B) - S(AB),$$

что согласуется с теоремой 3.1.

Для большего, чем два, числа событий справедливо следующее обобщение теоремы 3.1.

Теорема 3.2. Для произвольных случайных событий A_1, A_2, \dots, A_n

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{\substack{(i,j): \\ j < i}} P(A_i A_j) + \sum_{\substack{(i,j,k): \\ i < j < k}} P(A_i A_j A_k) - \dots + (-1)^{n+1} P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

(во всех суммах индексы i, j, k, \dots принимают натуральные значения от 1 до n).

§ 3.2. ТЕОРЕМА УМНОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Введем условную вероятность $P(A|B)$. Это вероятность случайного события A при условии, что случайное событие B произошло. Как находить такую вероятность? Пусть случайный эксперимент реализован n раз. Нас интересуют только те реализации, при которых произошло событие B . Пусть их

число $n(B)$. Из этих реализаций необходимо отобрать те, которые привели к событию A . Нетрудно понять, что их число совпадает с числом реализаций, приведших к событию AB , т. е. с $n(AB)$. Разумно считать, исходя из свойства устойчивости частот, что при больших n

$$P(A|B) \approx \frac{n(AB)}{n(B)} = \frac{n(AB)/n}{n(B)/n}.$$

Но числитель последней дроби близок к $P(AB)$, а знаменатель — к $P(B)$.

Итак,

$$P(A|B) \approx P(AB)/P(B), \quad (3.5)$$

и это равенство тем точнее, чем больше n . Может показаться, что условная вероятность вычислена. Но надо заметить, что пока еще не доказано свойство устойчивости частот исходя из аксиом теории вероятностей. А вот в качестве определения соотношения (3.5) можно использовать.

Определение 3.1. Пусть $P(B) \neq 0$. Условной вероятностью случайного события A при условии, что случайное событие B произошло, называется следующее число:

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

ПРИМЕР 3.1. Из колоды карт выбирается наудачу одна карта. Рассмотрим случайные события

$$A = \{\text{выбран туз}\}, \quad B = \{\text{выбрана фигура}\}.$$

Найти $P(A|B)$.

Всего имеется 36 элементарных исходов. Событию B благоприятны 16 элементарных исходов. Событие AB совпадает с событием A , которому благоприятны четыре элементарных исхода.

Следовательно, $P(B) = 16/36$, $P(AB) = 4/36$ и

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{4}{16} = \frac{1}{4}.$$

Замечание 3.3. В случае классической вероятной модели при расчете условной вероятности $P(A|B)$ можно рассматривать только те элементарные исходы, которые приводят к событию B , и считать их равновероятными. Из этих исходов надо отобрать те, которые приводят к событию A , и их число разделить на число элементарных исходов, благоприятных событию B . Это и будет $P(A|B)$. В рассмотренном примере 3.1 из 16 элементарных исходов, благоприятных событию B , четыре элементарных исхода благоприятны событию A . Следовательно,

$$P(A|B) = \frac{4}{16} = \frac{1}{4}.$$

Теорема 3.3 (умножения вероятностей). Пусть A_1, A_2, \dots, A_n — произвольные случайные события, тогда

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1) \times \\ \times P(A_3|A_1 A_2) \dots P(A_n|A_1 A_2 \dots A_{n-1}).$$

Доказательство (при $n = 3$). По определению условной вероятности

$$P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2) = \\ = P(A_1) \frac{P(A_1 A_2)}{P(A_1)} \frac{P(A_1 A_2 A_3)}{P(A_1 A_2)} = P(A_1 A_2 A_3),$$

что требовалось доказать.

ПРИМЕР 3.2 (задача о совпадениях). Пусть имеется n различных писем, и они наудачу раскладываются по подписанным конвертам. Какова вероятность того, что хотя бы одно письмо попадет в нужный конверт?

Пронумеруем письма и введем случайные события

$$A = \{\text{хотя бы одно письмо попало в нужный конверт}\},$$

$$A_i = \{i - \text{е письмо попало в свой конверт}\}, i = 1, 2, \dots, n.$$

Ясно, что

$$A = A_1 + A_2 + \dots + A_n. \quad (3.6)$$

Вероятность того, что первое письмо попадет в свой конверт, равна $1/n$ (один благоприятный исход из n равновероятных). Поэтому

$$P(A_1) = \frac{1}{n}.$$

Точно также для любого i :

$$P(A_i) = \frac{1}{n}. \quad (3.7)$$

Вероятность того, что второе письмо попадет в свой конверт при условии, что первое попало в свой конверт, равна $1/(n-1)$ (один благоприятный исход из $(n-1)$ равновероятных). Итак,

$$P(A_2|A_1) = \frac{1}{n-1}.$$

По теореме умножения вероятностей

$$P(A_1 A_2) = P(A_1)P(A_2|A_1) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n-1} = \frac{1}{n(n-1)}.$$

Точно так же при любых различных i, j

$$P(A_i A_j) = \frac{1}{n(n-1)}. \quad (3.8)$$

Вероятность того, что третье письмо попадет в свой конверт при условии, что и первое, и второе письма попали в свои конверты, равна $1/(n-2)$. Поэтому по теореме умножения вероятностей

$$P(A_1 A_2 A_3) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2) = \frac{1}{n(n-1)(n-2)}.$$

Точно так же при любых различных i, j, k :

$$P(A_i A_j A_k) = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \quad (3.9)$$

и т. д. Ввиду (3.6) по теореме сложения вероятностей

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i<j} P(A_i A_j) + \\ + \sum_{i<j<k} P(A_i A_j A_k) - \dots + (-1)^{n+1} P(A_1 A_2 \dots A_n).$$

В первой сумме n одинаковых слагаемых (3.7), во второй сумме C_n^2 одинаковых слагаемых (3.8), в третьей сумме C_n^3 одинаковых слагаемых (3.9) и т. д. Поэтому

$$P(A) = n \frac{1}{n} - C_n^2 \frac{1}{n(n-1)} + C_n^3 \frac{1}{n(n-1)(n-2)} - \dots + (-1)^{n+1} \frac{1}{n(n-1) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1}.$$

Поскольку $C_n^2 = n(n-1)/2!$, $C_n^3 = n(n-1)(n-2)/3!$ и т. д., то

$$P(A) = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n+1} \frac{1}{n!}.$$

Вспомним, что при любом x

$$e^{-x} = 1 - \frac{x}{1!} + \frac{x^2}{2!} - \frac{x^3}{3!} + \dots$$

Поэтому при больших n

$$P(A) \approx 1 - e^{-1}.$$

§ 3.3. ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ

Определение 3.2. Случайные события A_1, A_2, \dots, A_n составляют полную группу событий, если

1) объединение событий A_1, A_2, \dots, A_n совпадает с пространством элементарных исходов Ω ;

2) события A_1, A_2, \dots, A_n попарно несовместны.

В случае выбора наудачу точки в квадрате K полная группа событий A_1, \dots, A_6 показана на рис. 3.2.

Теорема 3.4. Если случайные события A_1, A_2, \dots, A_n составляют полную группу событий, то для любого случайного события A справедлива формула полной вероятности

$$P(A) = P(A_1)P(A|A_1) + P(A_2)P(A|A_2) + \dots + P(A_n)P(A|A_n).$$

Доказательство. Из первого свойства полной группы событий следует, что

$$A = AA_1 + AA_2 + \dots + AA_n,$$

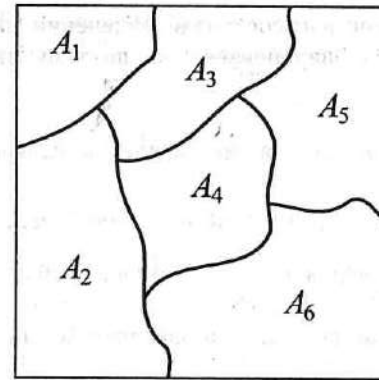


Рис. 3.2

а из второго — следует, что события AA_1, AA_2, \dots, AA_n попарно несовместны, поэтому по следствию 1.2

$$P(A) = P(AA_1) + P(AA_2) + \dots + P(AA_n).$$

По теореме умножения вероятностей первая вероятность в правой части равна $P(A_1)P(A|A_1)$, вторая — $P(A_2)P(A|A_2)$, ..., последняя — $P(A_n)P(A|A_n)$, откуда следует утверждение теоремы.

Формула полной вероятности находит широкое применение в теории вероятностей. Пусть проводится такой двухступенчатый случайный эксперимент, что для проведения второго эксперимента нужно знать результат первого эксперимента. Если надо рассчитать вероятность случайного события, связанного со вторым экспериментом, то следует ввести полную группу событий A_1, A_2, \dots, A_n , представляющих собою всевозможные различные исходы первого эксперимента, и воспользоваться формулой полной вероятности.

ПРИМЕР 3.3. Пусть в первом ящике имеется n_1 белых и m_1 черных шаров, а во втором — n_2 белых и m_2 черных шаров. Из первого ящика наудачу извлекается один шар и перекладывается во второй, а затем из второго ящика наудачу извлекается один шар. Найти вероятность того, что этот последний шар белый.

Первый эксперимент состоит в извлечении шара из первого ящика. Какой это шар неизвестно, поэтому введем полную группу событий:

$$A_1 = \{\text{из первого ящика извлечен белый шар}\},$$

$$A_2 = \{\text{из первого ящика извлечен черный шар}\}.$$

Требуется найти вероятность случайного события

$$A = \{\text{из второго ящика извлечен белый шар}\},$$

связанного со вторым экспериментом — извлечением шара из второго ящика. По формуле полной вероятности

$$P(A) = P(A_1)P(A|A_1) + P(A_2)P(A|A_2). \quad (3.10)$$

Очевидно,

$$P(A_1) = \frac{n_1}{n_1 + m_1}, P(A_2) = \frac{m_1}{n_1 + m_1}. \quad (3.11)$$

Если произошло событие A_1 , то во втором ящике имеется $(n_2 + 1)$ белых и m_2 черных шаров, следовательно,

$$P(A|A_1) = \frac{n_2 + 1}{n_2 + 1 + m_2}. \quad (3.12)$$

Аналогично

$$P(A|A_2) = \frac{n_2}{n_2 + m_2 + 1}. \quad (3.13)$$

Подставляя найденные выражения для вероятностей (3.11)–(3.13) в формулу (3.10), получаем, что

$$\begin{aligned} P(A) &= \frac{n_1}{n_1 + m_1} \cdot \frac{n_2 + 1}{n_2 + m_2 + 1} + \frac{m_1}{n_1 + m_1} \cdot \frac{n_2}{n_2 + m_2 + 1} = \\ &= \frac{n_1(n_2 + 1) + m_1 n_2}{(n_1 + m_1)(n_2 + m_2 + 1)}. \end{aligned}$$

§ 3.4. ФОРМУЛА БАЙЕСА

Пусть A_1, A_2, \dots, A_n — полная группа событий. Если наступило некоторое случайное событие A , то вместо первоначальных вероятностей $P(A_1), P(A_2), \dots, P(A_n)$, которые называются априорными, разумнее рассматривать вероятности $P(A_1|A), P(A_2|A), \dots, P(A_n|A)$, которые называются апостериорными.

Пусть, например, A_1, A_2, \dots, A_n — возможные виды заболеваний в данном регионе в данное время, тогда вероятности $P(A_1), P(A_2), \dots, P(A_n)$ дают представление о частоте этих заболеваний. Но если к врачу приходит пациент с симптомами A , то, очевидно, при диагностике заболевания важнее рассматривать вероятности $P(A_1|A), P(A_2|A), \dots, P(A_n|A)$, дающие представление о частоте заболеваний при данных симптомах. Как вычислять апостериорные вероятности?

Теорема 3.5. Если A_1, A_2, \dots, A_n — полная группа событий, то справедлива формула Байеса

$$P(A_k|A) = \frac{P(A_k)P(A|A_k)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(A|A_i)}, \quad k = 1, 2, \dots, n.$$

Доказательство. По определению условной вероятности

$$P(A_k|A) = \frac{P(AA_k)}{P(A)}.$$

Заменив числитель на $P(A_k)P(A|A_k)$ по теореме умножения вероятностей, а знаменатель на $\sum_{i=1}^n P(A_i)P(A|A_i)$ по формуле полной вероятности, получим утверждение теоремы.

ПРИМЕР 3.4. Рассмотрим случайный эксперимент, описанный в примере 3.3. Пусть известно, что из второго ящика извлекается белый шар, найти вероятность того, что из первого ящика был извлечен белый шар.

Воспользуемся обозначениями, введенными в примере 3.3. Нас интересует вероятность $P(A_1|A)$, которая может быть вычислена по формуле Байеса:

$$P(A_1|A) = \frac{P(A_1)P(A|A_1)}{P(A_1)P(A|A_1) + P(A_2)P(A|A_2)}.$$

Подставляя найденные в соотношениях (3.11)–(3.13) выражения для всех вероятностей в правой части, получаем, что

$$P(A_1|A) = \frac{n_1(n_2 + 1)}{n_1(n_2 + 1) + m_1n_2}.$$

Контрольные вопросы

1. Выпишите полностью формулу для вероятности $P(A_1 + A_2 + A_3)$ (см. теорему 3.2).
2. Обоснуйте замечание 3.3.
3. Обоснуйте определение 3.1 условной вероятности на примере модели выбора наудачу точки в квадрате.
4. Среди случайных событий, связанных со случайным экспериментом, выделяют, с одной стороны, элементарные исходы. С другой стороны, среди случайных событий можно выделить полную группу событий. Что общего между этими двумя процедурами, а в чем их отличие?
5. Поясните, какие вероятности в случае двухступенчатого эксперимента рассчитываются с помощью формулы полной вероятности, а какие с помощью формулы Байеса.

Ответы

1. $P(A_1 + A_2 + A_3) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) - P(A_1A_2) - P(A_1A_3) - P(A_2A_3) + P(A_1A_2A_3).$

НЕЗАВИСИМЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ИСПЫТАНИЯ

§ 4.1. НЕЗАВИСИМЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ СОБЫТИЯ

Какие случайные события A и B следует считать независимыми в вероятностном смысле? Осуществилось или нет событие B — это никак не должно сказываться на вероятности события A , и наоборот, т. е.

$$P(A|B) = P(A), \quad P(B|A) = P(B).$$

По определению условной вероятности это означает, что

$$\frac{P(AB)}{P(B)} = P(A), \quad \frac{P(AB)}{P(A)} = P(B) \Rightarrow P(AB) = P(A)P(B).$$

Определение 4.1. Случайные события A и B называются *независимыми*, если $P(AB) = P(A)P(B)$.

Определение 4.2. Случайные события A_1, A_2, \dots, A_n называются *независимыми*, если $P(A_1A_2 \cdot \dots \cdot A_n) = P(A_1) \times P(A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n)$ и аналогичное равенство выполняется для любой части этой совокупности событий. В частности, три события A, B, C называются независимыми, если

$$P(ABC) = P(A)P(B)P(C),$$

$$P(AB) = P(A)P(B), \quad P(AC) = P(A)P(C),$$

$$P(BC) = P(B)P(C).$$

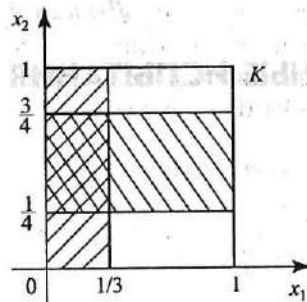


Рис. 4.1

$A_2 = \{\text{вторая координата принадлежит } [1/4, 3/4]\},$

т. е.

$$A_1 = \{(x_1, x_2) : 0 \leq x_1 < 1/3, 0 \leq x_2 \leq 1\},$$

$$A_2 = \{(x_1, x_2) : 0 \leq x_1 \leq 1, 1/4 \leq x_2 \leq 3/4\}.$$

Тогда $S(A_1) = 1/3$, $S(A_2) = 1/2$. Очевидно,

$$A_1 A_2 = \{(x_1, x_2) : 0 \leq x_1 \leq 1/3, 1/4 \leq x_2 \leq 3/4\}$$

и $S(A_1 A_2) = (1/3) \cdot (1/2)$. Вспоминая, как вычисляются геометрические вероятности, получаем, что

$$\begin{aligned} P(A_1) = 1/3, P(A_2) = 1/2, P(A_1 A_2) = 1/6 &\Rightarrow \\ \Rightarrow P(A_1 A_2) = P(A_1)P(A_2), & \end{aligned}$$

таким образом, случайные события A_1 и A_2 являются независимыми.

Тот факт, что случайные события A_1, A_2, \dots, A_n являются независимыми, позволяет вычислять вероятность любого случайного события, полученного из A_1, A_2, \dots, A_n в результате применения операций объединения, пересечения, нахождения разности, зная лишь вероятности событий A_1, A_2, \dots, A_n . В частности, справедлив следующий результат.

Теорема 4.1. Если A_1, A_2, \dots, A_n — независимые случайные события, то

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P(A_i)).$$

ПРИМЕР 4.1. Пусть точка наудачу выбирается в квадрате K (рис. 4.1).

Тогда случайные события A_1 и A_2 , связанные соответственно с первой и второй координатами этой точки, являются независимыми. Пусть, например,

$$A_1 = \{\text{первая координата меньше } 1/3\},$$

Доказательство. Событие, противоположное к событию $A_1 + A_2 + \dots + A_n$, означает, что не произошло ни одно из событий A_1, A_2, \dots, A_n , т. е. произошли сразу все события $\bar{A}_1, \bar{A}_2, \dots, \bar{A}_n$. Поэтому по следствию 1.1 (см. лекцию № 1)

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = 1 - P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_n). \quad (4.1)$$

Если события A_1, A_2, \dots, A_n независимы, то и противоположные события $\bar{A}_1, \bar{A}_2, \dots, \bar{A}_n$ независимы, поэтому

$$P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_n) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2) \dots P(\bar{A}_n) = \prod_{i=1}^n (1 - P(A_i)). \quad (4.2)$$

Из соотношений (4.1) и (4.2) следует утверждение теоремы.

ПРИМЕР 4.2. Вероятность невыхода из строя в течение времени T i -го элемента цепи, указанной на рис. 4.2, равна p_i . Все элементы цепи функционируют независимо друг от друга. Найти вероятность того, что вся цепь не выйдет из строя в течение времени T .

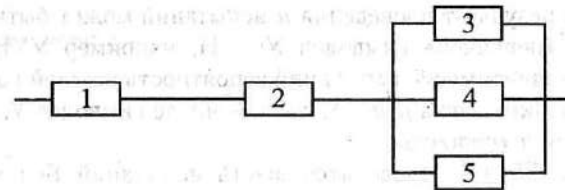


Рис. 4.2

Введем случайные события

$$A = \{\text{вся цепь не выйдет из строя в течение времени } T\},$$

$$A_i = \{i\text{-й элемент не выйдет из строя в течение времени } T\},$$

$$i = 1, \dots, 5.$$

Тогда

$$A = A_1 A_2 (A_3 + A_4 + A_5).$$

Поскольку случайные события A_1, A_2, \dots, A_5 независимы, то независимы события A_1, A_2 и $A_3 + A_4 + A_5$. По определению

независимых событий

$$P(A) = P(A_1)P(A_2)P(A_3 + A_4 + A_5). \quad (4.3)$$

Ясно, что $P(A_i) = p_i$, $i = 1, \dots, 5$. По теореме 4.1

$$P(A_3 + A_4 + A_5) = 1 - (1 - P(A_3))(1 - P(A_4))(1 - P(A_5)). \quad (4.4)$$

Из формул (4.3) и (4.4) находим искомую вероятность:

$$P(A) = p_1 p_2 [1 - (1 - p_3)(1 - p_4)(1 - p_5)].$$

§ 4.2. ИСПЫТАНИЯ БЕРНУЛЛИ

Так называются независимые испытания с двумя исходами: успех (У) и неудача (Н), причем вероятность успеха в каждом испытании одна и та же p (тогда вероятность неудачи в каждом испытании $q = 1 - p$). Испытаниями Бернулли являются последовательные выстрелы по мишени (успех — попадание, неудача — промах), покупка лотерейных билетов (успех — выигрышный билет, неудача — проигрышный) и т. п. Каждый результат проведения n испытаний может быть представлен «цепочкой» символов У и Н, например УУНУ...Н. Ввиду независимости испытаний вероятность каждой конкретной «цепочки» равна $p^k q^{n-k}$, где k — число символов У, встречающихся в «цепочке».

ПРИМЕР 4.3. Проводятся шесть испытаний Бернулли с вероятностью успеха p . Найти вероятность того, что успех и неудача чередуются.

Подходят только две «цепочки» УНУНУН и НУНУНУ. Вероятность каждой из них равна $p^3 q^3$. Поскольку эти «цепочки» не могут реализоваться одновременно, то искомая вероятность равна $2p^3 q^3$.

Теорема 4.2. Пусть μ_n означает число успехов в n испытаниях Бернулли с вероятностью успеха p . Справедлива формула Бернулли:

$$P(\mu_n = k) = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n.$$

Доказательство. Рассмотрим «цепочки», в которых символ У встречается k раз, а символ Н соответственно $(n - k)$

раз. Вероятность каждой такой «цепочки» равна $p^k q^{n-k}$. Число таких «цепочек» равно числу способов выбрать k мест из n возможных (в «цепочке» длины n) для символа У. Это число равно C_n^k . Разные «цепочки» представляют собой попарно несовместимые события, поэтому интересующая нас вероятность равна $C_n^k p^k q^{n-k}$, что и требовалось доказать.

Если n велико, то вычисления по формуле Бернулли слишком трудоемки, поэтому для нахождения $P(\mu_n = k)$ применяются различные приближенные формулы в зависимости от соотношения между n , p и k .

Теорема 4.3 (Пуассон). Пусть $n \rightarrow \infty$, $p \rightarrow 0$ так, что $np \rightarrow a$, причем $a \in (0, +\infty)$. Тогда

$$P(\mu_n = k) \rightarrow \frac{a^k}{k!} e^{-a}$$

при любом фиксированном k , $k = 0, 1, 2, \dots$

Доказательство. Положим $a_n = np$. Тогда по условию теоремы

$$\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = a. \quad (4.5)$$

По теореме 4.2

$$P(\mu_n = k) = C_n^k p^k q^{n-k}.$$

Заменим p на a_n/n , q на $(1 - a_n/n)$ и вспомним, что

$$C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!} = \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{k!}.$$

Тогда

$$\begin{aligned} P(\mu_n = k) &= \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{k!} \left(\frac{a_n}{n}\right)^k \left(1 - \frac{a_n}{n}\right)^{n-k} = \\ &= \frac{1(1-1/n) \cdot \dots \cdot (1-(k-1)/n)}{k!} a_n^k \left(1 - \frac{a_n}{n}\right)^{n-k}. \end{aligned} \quad (4.6)$$

При фиксированном k

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1(1-1/n) \cdot \dots \cdot (1-(k-1)/n)}{k!} = \frac{1}{k!}.$$

Ввиду (4.5)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} a_n^k = a^k.$$

Вспоминая, как находятся пределы «типа e », получаем, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{a_n}{n}\right)^{n-k} = e^{-\lim_{n \rightarrow \infty} (n-k)a_n/n} = e^{-a}.$$

Следовательно, предел правой части соотношения (4.6) равен $a^k e^{-a}/k!$, что и требовалось доказать.

Замечание 4.1. Приближенную формулу

$$P(\mu_n = k) \approx \frac{a^k}{k!} e^{-a},$$

где $a = np$, целесообразно использовать, когда

$$n \gg k^2, \quad np^2 \ll 1, \quad kp \ll 1. \quad (4.7)$$

ПРИМЕР 4.4. Предполагая рождение ребенка в любой день года равновероятным, найти вероятность того, что в группе из 200 человек ровно трое родились 1 января.

Если ребенок родился 1 января, то будем считать это успехом, а в противоположном случае — неудачей. Вероятность успеха равна $p = 1/365$. Число испытаний равно $n = 200$. Нас интересует вероятность того, что число успехов равно $k = 3$. Условия (4.7) выполнены, поэтому

$$P(\mu_{200} = 3) \approx \frac{a^3}{3!} e^{-a}, \quad (4.8)$$

где $a = 200/365$. Вычисляя правую часть (4.8) с помощью калькулятора, получаем, что

$$P(\mu_{200} = 3) \approx 0,0159.$$

§ 4.3. ПРОСТЕЙШИЙ ПОТОК СОБЫТИЙ

Пусть мы наблюдаем за временем наступления некоторых однородных событий (телефонные звонки в какое-нибудь учреждение, дорожно-транспортные происшествия в каком-нибудь городе и т. п.). Поток событий называется *простейшим*, если он обладает тремя свойствами:

1) вероятностные характеристики потока событий на произвольном временном промежутке $[t_1, t_2]$ зависят от длины промежутка, но не зависят от его начала;

2) вероятность наступления более одного события за время Δt есть $o(\Delta t)$ при $\Delta t \rightarrow 0$;

3) поведение потока событий на произвольном временном промежутке $[t_1, t_2]$ не зависит (в вероятностном смысле) от его поведения до момента времени t_1 .

Обозначим $P_k(t)$ вероятность наступления ровно k событий на временном промежутке длины t . Можно показать, что

$$P_1(\Delta t) = \lambda \Delta t + o(\Delta t), \quad (4.9)$$

где λ — положительная постоянная, называемая *интенсивностью* простейшего потока.

Теорема 4.4. Если поток является простейшим с интенсивностью λ , то

$$P_k(t) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda t},$$

где $a = \lambda t$.

Доказательство. Разобьем промежутки длины t на n равных частей длины $\Delta t = t/n$. В силу свойства 2 простейшего потока можно считать, что на каждом из получившихся маленьких промежутков может произойти либо одно событие (будем считать это успехом), либо ни одного события (неудача). Таким образом, имеем n испытаний, причем в силу свойства 3 простейшего потока эти испытания независимые. Вероятность успеха ввиду (4.9) равна $p = (\lambda \Delta t)/n + o(1/n)$. Если устремить n в бесконечность, то $p \rightarrow 0$, $np \rightarrow \lambda t$ и, значит, в силу теоремы 4.3 вероятность того, что будет ровно k успехов в n испытаниях, стремится к $a^k e^{-a}/k!$, где $a = \lambda t$. Теорема доказана.

Замечание 4.2. Позже покажем, что интенсивность простейшего потока λ совпадает со средним числом событий за единицу времени.

ПРИМЕР 4.5. В некотором городе среднее число дорожно-транспортных происшествий за сутки равно 5. Найти вероятность того, что за двое суток будет 10 дорожно-транспортных происшествий.

Единица времени — сутки. Интенсивность простейшего потока равна $\lambda = 5$. Нас интересует $P_{10}(2)$. По теореме 4.4

$$P_{10}(2) = \frac{10^{10}}{10!} e^{-10} \approx 0,1251.$$

Контрольные вопросы

1. Вспомните определение несовместных событий и сравните его с определением независимых событий.
2. Покажите, что если A и B — независимые события, причем $P(A) \neq 0$, $P(B) \neq 0$, то A и B — совместные события.
3. Пусть A и B — независимые события. Найдите $P(A \setminus B)$.
4. Можно ли найти $P(A \setminus B)$, зная лишь вероятности случайных событий A и B , и без предположения о независимости A и B ?
5. Покажите, что если A, B, C — независимые события, то $A + B$ и C — независимые события.
6. Приведите пример потока событий, не являющегося простейшим.

Ответы

2. $P(AB) = P(A)P(B) \neq 0 \Rightarrow AB \neq \emptyset$.
3. $P(A \setminus B) = P(A)(1 - P(B))$.
4. Нельзя.
5. $P((A+B)C) = P(AC+BC) = P(AC) + P(BC) - P(ABC) = P(A)P(C) + P(B)P(C) - P(A)P(B)P(C) = (P(A) + P(B) - P(AB))P(C) = P(A+B)P(C)$.

СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

§ 5.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ И ЕЕ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Каждый случайный эксперимент завершается элементарным исходом ω . Лучше всего итог эксперимента подводить в виде числа, т. е. вместо ω рассматривать число $\xi(\omega)$.

Определение 5.1. Случайной величиной называется числовая функция от элементарного исхода ω , заданная на пространстве элементарных исходов Ω :

$$\xi = \xi(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

В математическом анализе в первую очередь исследуется зависимость значения функции от значения аргумента. В теории вероятностей эта зависимость играет не первую роль, важно знать вероятностные характеристики случайной величины, например вероятности следующих случайных событий: $\{\omega : \xi(\omega) \in [a, b]\}$, $\{\omega : \xi(\omega) > a\}$ и т. п. (здесь a, b — постоянные).

Определение 5.2. Функцией распределения случайной величины ξ называется числовая функция $F(x)$, определяемая равенством

$$F(x) = P(\xi \leq x), \quad x \in \mathbb{R}.$$

Здесь для краткости написано $P(\xi \leq x)$ вместо $P(\{\omega : \xi(\omega) \leq x\})$. Множество $\{\omega : \xi(\omega) \leq x\}$ может и не принадлежать алгебре случайных событий \mathcal{F} , значит, вероятность этого множества может быть не определена. Поэтому будем

предполагать, что если ξ — случайная величина, то для любого $x \in R$ случайное событие $\{\omega : \xi(\omega) \leq x\}$ принадлежит алгебре случайных событий \mathcal{F} .

ПРИМЕР 5.1. Пусть точка наудачу выбирается в треугольнике D (рис. 5.1) и ξ — первая координата этой точки. Найдите функцию распределения случайной величины ξ .

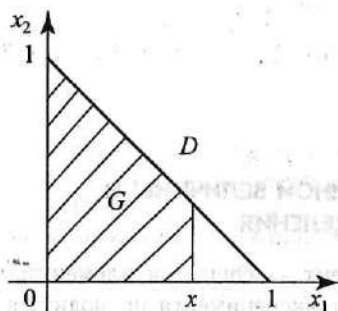


Рис. 5.1

$$P(\xi \leq x) = \frac{S(G)}{S(D)} = \frac{1/2 - (1-x)^2/2}{1/2} = 1 - (1-x)^2 = 2x - x^2.$$

Итак, при $x \in [0, 1]$ $F(x) = 2x - x^2$. При $x \in (-\infty, 0)$, очевидно, событие $\{\xi \leq x\}$ является невозможным и его вероятность равна 0, следовательно, $F(x) = 0$. При $x \in (1, +\infty)$ событие $\{\xi \leq x\}$ является достоверным и его вероятность равна 1, следовательно, $F(x) = 1$. Таким образом,

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \in (-\infty, 0); \\ 2x - x^2, & x \in [0, 1]; \\ 1, & x \in (1, +\infty). \end{cases}$$

§ 5.2. СВОЙСТВА ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Для изучения свойств функций распределения потребуется еще одна аксиома вероятностного пространства.

Аксиома непрерывности. 1) Если случайные события A_1, A_2, A_3, \dots таковы, что $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$, то множество

Элементарные исходы — это точки (x_1, x_2) , принадлежащие D . По определению $\xi(x_1, x_2) = x_1$. Рассмотрим $x \in [0, 1]$. Случайному событию $\{\xi \leq x\}$ благоприятствуют элементарные исходы $\{(x_1, x_2) : x_1 \leq x\}$ (заштрихованная область G на рис. 5.1).

По определению геометрических вероятностей

$\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i$ (состоит из элементарных исходов, принадлежащих сразу всем A_i) является случайным событием и

$$P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i).$$

2) Если случайные события A_1, A_2, A_3, \dots таковы, что $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \dots$, то множество $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$ (состоит из элементарных исходов, принадлежащих хотя бы одному A_i) является случайным событием и

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i).$$

Свойство 1. Функция распределения $F(x)$ не убывает на всей числовой прямой.

Доказательство. Пусть $x_2 > x_1$. Ясно, что

$$\{\xi \leq x_2\} = \{\xi \leq x_1\} + \{\xi \in (x_1, x_2]\},$$

причем последние два случайных события являются несовместными, поэтому по аксиоме P3

$$P(\xi \leq x_2) = P(\xi \leq x_1) + P(\xi \in (x_1, x_2]). \quad (5.1)$$

Поскольку $P(\xi \in (x_1, x_2]) \geq 0$, отсюда следует, что

$$P(\xi \leq x_2) \geq P(\xi \leq x_1) \Rightarrow F(x_2) \geq F(x_1).$$

Свойство 2. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$.

Доказательство. Введем случайные события $A_i = \{\xi \leq -i\}$, $i = 1, 2, \dots$. Ясно, что $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$ и $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i = \emptyset$, поэтому по аксиоме непрерывности

$$0 = P(\emptyset) = P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(\xi \leq -i) = \lim_{i \rightarrow \infty} F(-i).$$

Откуда, учитывая свойство 1, получаем требуемое утверждение.

Свойство 3. $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$.

Устанавливается аналогично свойству 2.

Свойство 4. Функция распределения $F(x)$ непрерывна справа на всей числовой оси. Если в точке x_0 функция $F(x)$ имеет разрыв, то он является разрывом первого рода и

$$P(\xi = x_0) = F(x_0) - F(x_0 - 0). \quad (5.2)$$

Доказательство. Сначала рассмотрим произвольное x и случайные события $A_i = \{\xi \leq x + 1/i\}$, $i = 1, 2, \dots$. Ясно, что $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$ и $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i = \{\xi \leq x\}$. Поэтому по аксиоме непрерывности

$$\begin{aligned} F(x) &= P(\xi \leq x) = P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i) = \\ &= \lim_{i \rightarrow \infty} P(\xi \leq x + 1/i) = \lim_{i \rightarrow \infty} F(x + 1/i). \end{aligned}$$

Откуда, опять учитывая свойство 1, получаем, что $F(x)$ непрерывна справа.

Для доказательства (5.2) рассмотрим случайные события $A_i = \{\xi \in (x_0 - 1/i, x_0]\}$, $i = 1, 2, \dots$. Ясно, что $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$ и $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i = \{\xi = x_0\}$, и в силу аксиомы непрерывности и соотношения (5.1):

$$\begin{aligned} P(\xi = x_0) &= P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \\ &= \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(\xi \in (x_0 - 1/i, x_0]) = \\ &= \lim_{i \rightarrow \infty} [P(\xi \leq x_0) - P(\xi \leq x_0 - 1/i)] = \\ &= F(x_0) - \lim_{i \rightarrow \infty} F(x_0 - 1/i) = F(x_0) - F(x_0 - 0). \end{aligned}$$

Замечание 5.1. Зная функцию распределения, можно найти вероятности $P(\xi \in B)$ для различных множеств B на числовой оси. В частности,

$$P(\xi > x) = 1 - F(x),$$

$$P(\xi \in (a, b)) = F(b) - F(a),$$

$$P(\xi \in [a, b]) = F(b) - F(a - 0),$$

$$P(\xi \in (a, b]) = F(b) - F(a).$$

Из свойств функции распределения следует, что типичный график $F(x)$ имеет вид, изображенный на рис. 5.2.

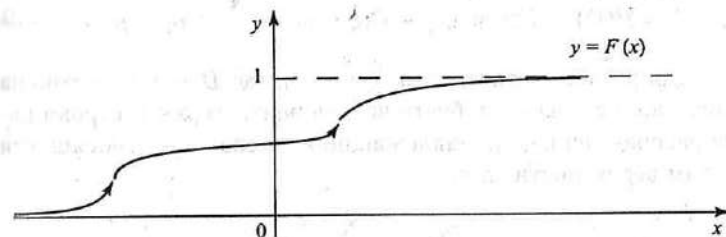


Рис. 5.2

§ 5.3. ДИСКРЕТНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Определение 5.3. Случайная величина ξ называется *дискретной*, если она принимает конечное или счетное число значений.

Определение 5.4. *Рядом распределения* дискретной случайной величины ξ называется таблица, в верхней строке которой указываются возможные значения $a_1, a_2, \dots, a_n, \dots$ случайной величины ξ , а в нижней — вероятности $p_1, p_2, \dots, p_n, \dots$, с которыми эти значения принимает случайная величина ($p_n = P(\xi = a_n)$):

ξ	a_1	a_2	...	a_n	...
P	p_1	p_2	...	p_n	...

Очевидно, $p_n \geq 0$ для любого n . Кроме того,

$$\sum_{n=1}^{\infty} p_n = 1.$$

Действительно (ограничимся случаем конечного числа возможных значений),

$$\Omega = \{\xi = a_1\} \cup \{\xi = a_2\} \cup \dots,$$

причем все случайные события справа попарно несовместны, поэтому по следствию 1.2 (см. лекцию № 1)

$$1 = P(\Omega) = P(\xi = a_1) + P(\xi = a_2) + \dots = p_1 + p_2 + \dots$$

Для расчета вероятности $P(\xi \in B)$, где B — множество на числовой оси, надо отобрать все элементы верхней строки ряда распределения, принадлежащие B , и сложить относящиеся к ним вероятности, т. е.

$$P(B) = \sum_{a_n \in B} p_n.$$

ПРИМЕР 5.2. Пусть бросаются два игральных кубика и ξ — суммарное число выпавших очков. Найти ряд распределения ξ и по нему найти $P(\xi \leq 4)$.

Возможные значения ξ есть 2, 3, ..., 12. Элементарные исходы — это пары чисел (n_1, n_2) , где n_1 — число выпавших очков на первом кубике, а n_2 — на втором. Тогда

$$\xi(n_1, n_2) = n_1 + n_2.$$

Очевидно, $\{\xi = 2\} = \{(n_1, n_2) : n_1 + n_2 = 2\} = \{(1, 1)\}$. Поэтому

$$P(\xi = 2) = \frac{1}{36}.$$

Аналогично, $\{\xi = 3\} = \{(1, 2), (2, 1)\} \Rightarrow P(\xi = 3) = 2/36 = 1/18$ и т. д. В итоге получаем ряд распределения

ξ	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
P	1/36	1/18	1/12	1/9	5/36	1/6	5/36	1/9	1/12	1/18	1/36

Событие $\{\xi \leq 4\}$ осуществляется, если ξ принимает значения 2, 3, 4. Складывая соответствующие вероятности, получаем, что

$$P(\xi \leq 4) = \frac{1}{36} + \frac{1}{18} + \frac{1}{12} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}.$$

В схеме испытаний Бернулли и в простейшем потоке используются следующие важные дискретные распределения.

Определение 5.5. Говорят, что случайная величина ξ имеет *биномиальное распределение* с параметрами p, n , где $p \in (0, 1)$, n — натуральное число, если ξ принимает значения $0, 1, \dots, n$ и

$$P(\xi = k) = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n \quad (5.3)$$

(здесь $q = 1 - p$).

Случайная величина μ_n , равная числу успехов в n испытаниях Бернулли, имеет биномиальное распределение.

Определение 5.6. Говорят, что случайная величина ξ имеет *распределение Пуассона* с параметром a , если ξ принимает значения $0, 1, 2, \dots$ и

$$P(\xi = k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (5.4)$$

Случайная величина, равная числу событий в простейшем потоке за время t , имеет распределение Пуассона с параметром λt , где λ — интенсивность простейшего потока.

§ 5.4. НЕПРЕРЫВНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Определение 5.7. Случайная величина ξ называется *непрерывной*, если она принимает все значения из некоторого промежутка числовой оси и при этом существует такая неотрицательная числовая интегрируемая функция $p(x)$, что для любого отрезка $[a, b]$ (конечного или бесконечного):

$$P(\xi \in [a, b]) = \int_a^b p(x) dx. \quad (5.5)$$

Эта функция $p(x)$ называется *плотностью вероятностей*.

Итак, $p(x) \geq 0$ при любом x и $(a = -\infty, b = +\infty)$ выполняется равенство:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1.$$

Имеется простая связь между плотностью вероятностей и функцией распределения:

$$а) F(x) = \int_{-\infty}^x p(u) du;$$

$$б) p(x) = F'(x) \text{ в точках непрерывности } p(x).$$

Свойство а) следует из соотношения (5.5) ($a = -\infty$, $b = x$). Свойство б) вытекает из теоремы о дифференцировании интеграла по переменному верхнему пределу.

ПРИМЕР 5.3. Найти плотность вероятностей случайной величины ξ из примера 5.1.

Поскольку $p(x) = F'(x)$ в точках непрерывности $p(x)$, то при $x \in (0, 1)$:

$$p(x) = F'(x) = (2x - x^2)' = 2 - 2x.$$

При $x \in (-\infty, 0) \cup (1, +\infty)$ $p(x) = F'(x) = 0$. Значения $p(x)$ в точках $x = 0$ и $x = 1$ не играют никакой роли, поскольку они не отразятся на вероятностях $P(\xi \in [a, b])$ из соотношения (5.5).

Очевидно, что если ξ — непрерывная случайная величина и Δx мало, то

$$P(\xi \in [x, x + \Delta x]) \approx p(x)\Delta x. \quad (5.6)$$

Отсюда понятен смысл названия $p(x)$ (вспомните, для того чтобы найти массу маленького отрезка $[x, x + \Delta x]$ прямой с плотностью массы $\rho(x)$, надо $\rho(x)$ умножить на Δx). Соотношение (5.6) удобно использовать для приближения непрерывной случайной величины ξ дискретной случайной величиной. Пусть ξ измеряется некоторым прибором с ценой деления Δx . В результате измерения вместо ξ получаем новую дискретную случайную величину $\hat{\xi}$, принимающую значения x_1, x_2, \dots , причем $\Delta x_i = x_{i+1} - x_i = \Delta x$. Будем считать, что $\hat{\xi} = x_i$, если $\xi \in [x_i, x_{i+1})$. Тогда

$$P(\hat{\xi} = x_i) = P(\xi \in [x_i, x_{i+1})) \approx p(x_i)\Delta x.$$

Итак, непрерывная случайная величина ξ близка к дискретной случайной величине $\hat{\xi}$ с рядом распределения

$\hat{\xi}$	x_1	x_2	...
P	$p(x_1)\Delta x$	$p(x_2)\Delta x$...

Дадим определение некоторых важных непрерывных распределений.

Определение 5.8. Говорят, что случайная величина ξ имеет *равномерное распределение* на отрезке $[a, b]$ (краткая запись: $\xi \sim U[a, b]$), если ξ непрерывна и

$$p(x) = \begin{cases} 1/(b-a), & x \in [a, b]; \\ 0, & x \notin [a, b]. \end{cases}$$

Определение 5.9. Говорят, что случайная величина ξ имеет *показательное распределение* с параметром $\lambda \in (0, +\infty)$ (краткая запись: $\xi \sim \exp(\lambda)$), если ξ непрерывна и

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0; \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

Определение 5.10. Говорят, что случайная величина ξ имеет *нормальное распределение* с параметрами $a, \sigma^2 \neq 0$ (краткая запись: $\xi \sim N(a, \sigma^2)$), если ξ непрерывна и

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-a)^2/2\sigma^2}, \quad x \in (-\infty, +\infty).$$

Графики указанных плотностей распределения изображены на рис. 5.3.

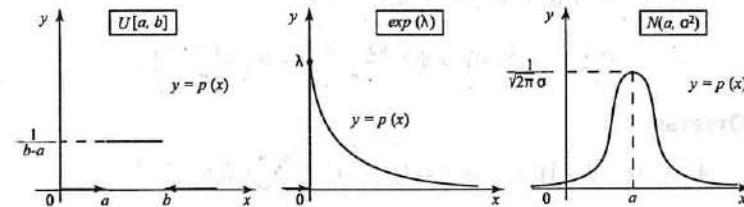


Рис. 5.3

Равномерное распределение используется в методе приближенных вычислений, известном под названием метод Монте-Карло. Показательному распределению подчинено время службы электротехнических приборов. Нормальному

распределению подчинены такие случайные величины, как ошибка результата измерения какой-нибудь физической величины, отклонение снаряда от цели, рост и вес человека и т. п.

Контрольные вопросы

1. Докажите соотношения из замечания 5.1.
2. Почему на ваш взгляд понятие ряда распределения для дискретной случайной величины удобнее понятия функции распределения?
3. Как выглядит график функции распределения дискретной случайной величины?
4. Докажите непосредственно, что сумма всех вероятностей из формулы (5.3) действительно равна 1.
5. Докажите непосредственно, что сумма всех вероятностей из формулы (5.4) действительно равна 1.
6. Пусть $p(x)$ — плотность вероятностей некоторой случайной величины. О чем говорит неравенство $p(x_2) > p(x_1)$?
7. Пусть точка наудачу выбирается на отрезке $[a, b]$ и ξ — координата этой точки. Докажите, что $\xi \sim U[a, b]$.
8. Пусть τ — время ожидания первого события в простейшем потоке с интенсивностью λ . Докажите, что $\tau \sim \exp(\lambda)$.
9. Введем функцию Лапласа

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du.$$

Докажите, что если $\xi \sim N(a; \sigma^2)$, то

$$P(\xi \in [x_1, x_2]) = \Phi\left(\frac{x_2 - a}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - a}{\sigma}\right).$$

Ответы

4. По биному Ньютона $1 = (p + q)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k}$.
5. Поскольку $e^a = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{a^k}{k!}$, то $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{a^k}{k!} e^{-a} = 1$.
8. Случайное событие $\{\tau > t\}$ означает, что за время t не произошло ни одного события в простейшем потоке. Поэтому при $t \in [0, +\infty)$ $P(\tau > t) = P_0(t) = e^{-\lambda t} \Rightarrow P(\tau \leq t) = 1 - e^{-\lambda t}$. Чтобы найти плотность вероятностей $p(t)$, надо продифференцировать функцию распределения: $p(t) = (1 - e^{-\lambda t})' = \lambda e^{-\lambda t}$, $t \in [0, +\infty)$.

9. По определению плотности вероятностей

$$P(\xi \in [x_1, x_2]) = \int_{x_1}^{x_2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-a)^2/2\sigma^2} dx.$$

Делая замену $\frac{x-a}{\sigma} = u$, получаем

$$P(\xi \in [x_1, x_2]) = \int_{(x_1-a)/\sigma}^{(x_2-a)/\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du = \Phi\left(\frac{x_2-u}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1-u}{\sigma}\right).$$

является квантиль $u_{1-\varepsilon}$ уровня $(1 - \varepsilon)$ t -распределения с $(n + m - 2)$ степенями свободы. Итак,

$$\sqrt{\frac{n+m-2}{(1/n) + (1/m)}} \cdot r = u_{1-\varepsilon} \Rightarrow r = \sqrt{\frac{(1/n) + (1/m)}{n+m-2}} \cdot u_{1-\varepsilon}.$$

Если $t \in A_0$, то принимается гипотеза H_0 ; если же $t \in A_1$, то принимается альтернатива H_1 .

Замечание 15.1. Во всех разобранных в этой лекции примерах рассмотренные альтернативы можно заменить на альтернативы другого вида, как это было сделано в конце предыдущей лекции. Соответствующие изменения в построении критериев очевидны.

Контрольные вопросы

1. Опишите критерий проверки гипотезы о значении математического ожидания при известной дисперсии для произвольной выборки большого объема (не обязательно нормальной).
2. Опишите критерий проверки гипотезы о значении математического ожидания при неизвестной дисперсии в случае нормальной выборки. Можно ли этот критерий использовать в случае, когда дисперсия известна?
3. Пусть в случае нормальной выборки проверяется гипотеза $H_0: DX = \sigma_0^2$ против альтернативы $H_1: DX < \sigma_0^2$. Как будет выглядеть область принятия гипотезы H_0 , если статистика критерия есть s^2 ?
4. Почему при проверке гипотезы о совпадении дисперсий двух нормальных выборок важно предположение о независимости этих выборок?
5. Объясните, почему статистики ξ и η , используемые при проверке гипотезы о совпадении математических ожиданий двух нормальных выборок, являются независимыми?

Ответы

3. Правая полуось, включающая точку σ_0^2 .
5. Пары статистик (\bar{x}, s_1^2) и (\bar{y}, s_2^2) являются независимыми, причем элементы этих пар сами не зависят друг от друга, поэтому статистики \bar{x} , s_1^2 , \bar{y} , s_2^2 являются независимыми. Следовательно, статистика ξ , образованная из \bar{x} и \bar{y} , и статистика η , образованная из s_1^2 и s_2^2 , являются независимыми.

ПРАКТИЧЕСКИЕ ЗАНЯТИЯ

Занятие 1

КОМБИНАТОРИКА

Пусть имеется несколько множеств элементов:

$$\{a_1, a_2, \dots, a_t\}, \{b_1, b_2, \dots, b_s\}, \dots, \{c_1, c_2, \dots, c_k\}, \dots$$

Сколькими способами можно составить новое множество $\{a, b, c, \dots\}$, взяв из каждого исходного множества по одному элементу? Ответ на этот вопрос дает *основной комбинаторный принцип*:

Если некоторый первый выбор можно сделать t способами, для каждого первого выбора некоторый второй можно сделать s способами, для каждой пары первых двух — третий выбор можно сделать k способами и так далее, то число способов для последовательности таких выборов равно $t \cdot s \cdot k \cdot \dots$.

Комбинаторные формулы в прикладных задачах теории вероятностей обычно связывают с выбором r элементов («выборкой объема r ») из совокупности, состоящей из n элементов (элементов «генеральной совокупности»). Различают два способа выбора:

- а) *повторный*, при котором выбранный элемент возвращается в генеральную совокупность и может быть выбран вновь;
- б) *бесповторный*, при котором выбранный элемент в совокупность не возвращается и выборка не содержит повторяющихся элементов.

При повторном выборе выборку объема r можно сделать n^r способами. Например, повторную выборку объемом два из трех элементов $\{a, b, c\}$ можно сделать $3^2 = 9$ способами: $aa, av, va, vv, vb, bv, cc, ac, ca, cc$.

При бесповторном выборе выборку объема r можно сделать $A_n^r = n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot (n-3) \cdot \dots \cdot (n-r+1)$ способами. Число A_n^r называют *числом размещений* из n элементов по r . Размещения отличаются либо *составом* элементов, либо *порядком* их расположения. Например, размещений из трех элементов $\{a, b, c\}$ по два можно составить $A_3^2 = 3 \cdot 2 = 6$: ab, ba, ac, ca, bc, cb .

Выборки объема r , которые отличаются друг от друга только составом, можно сделать $C_n^r = \frac{n!}{r!(n-r)!}$ способами. Число C_n^r называют *числом сочетаний* из n элементов по r . Например, сочетаний из трех элементов $\{a, b, c\}$ по два существует $C_3^2 = 3$: ab, ac, bc .

При повторном выборе из n элементов число выборок объема r , которые отличаются только составом равно C_{n+r-1}^r .

Число перестановок из n элементов равно $n! = n \times (n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1$.

Сокупность из n элементов разделить на m групп по k_1, k_2, \dots, k_m элементов соответственно ($k_1 + k_2 + \dots + k_m = n$) можно $\frac{n!}{k_1! \cdot k_2! \cdot \dots \cdot k_m!}$ способами.

Порядок элементов внутри каждой из этих m групп не имеет значения.

Пусть A_1, A_2, \dots, A_k — множества, число элементов в каждом из которых равно соответственно $n_1, n_2, n_3, \dots, n_k$. Составить множество B из m_1 элементов множества A_1, m_2 элементов множества A_2, \dots, m_k элементов множества A_k , можно, согласно основному комбинаторному принципу,

$$C_{n_1}^{m_1} \cdot C_{n_2}^{m_2} \cdot \dots \cdot C_{n_k}^{m_k}$$

способами.

Для безошибочного выбора комбинаторной формулы достаточно последовательно ответить на вопросы в следующей схеме:

	Что нас интересует при выборе?	Какой выбор?	Формула
Откуда выбор? (n -?)	Состав	Бесповторный	C_n^r
		Повторный	C_{n+r-1}^r
Сколько выбираем? (r -?)	Состав и порядок	Бесповторный	A_n^r
		Повторный	n^r
	Порядок	Бесповторный	$n!$
		Повторный	$\frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_m!}$

ПРИМЕР 1.1. Сколько сообщений можно послать посредством семи знаков точек или тире?

◁ Выбор знака производится из множества двух элементов: точка или тире ($n = 2$). Повторным способом выбирается семь элементов ($r = 7$). Поэтому число различных сообщений равно $2^7 = 128$. ▷

ПРИМЕР 1.2. Сколько комбинаций из четырех букв можно составить? Сколько из них содержат только разные буквы?

◁ Из сокупности 33 букв ($n = 33$) необходимо выбрать четыре буквы ($r = 4$). Если запрета на повторение букв нет, то выбор повторный и общее число комбинаций равно $(33)^4 = 1\,185\,921$. Если необходимо иметь только разные буквы, то выбор бесповторный и общее число комбинаций равно

$$A_{33}^4 = 33 \cdot 32 \cdot 31 \cdot 30 = 982\,080. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 1.3. Сколькими способами можно разложить восемь книг на две пачки по четыре книги в каждой? Сколькими способами можно разложить эти книги на четыре пачки по две книги в каждой? Сколькими способами можно разослать эти книги восьми различным адресатам?

◁ 1. Для разделения книг на две равные пачки достаточно из восьми книг ($n = 8$) выбрать бесповторным способом любые четыре ($r = 4$) для первой пачки, причем нас интересует только состав выбора, а остальные книги оставить для второй пачки. Поэтому общее число способов равно числу сочетаний из восьми элементов по четыре, т. е. $C_8^4 = \frac{8!}{4! \cdot 4!} = 70$.

2. Для комплектации четырех пачек по две книги в каждой необходимо сначала бесповторным способом выбрать состав первой пачки ($C_8^2 = 28$ способов), затем из оставшихся шести книг выбрать две книги для второй пачки ($C_6^2 = 15$ способов), после этого из оставшихся четырех книг выбрать две книги для третьей пачки ($C_4^2 = 6$ способов), а оставшиеся две книги составят четвертую пачку (формально, $C_2^2 = 1$ способ). Заметим, что при каждом выборе мы интересовались только составом. По комбинаторному принципу для описанной последовательности выборов существует $28 \cdot 15 \cdot 6 = 2520$ способов.

3. Рассылка восьми адресатам по одной книге каждому означает перестановку из восьми элементов, т. е. имеется $8! = 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 = 40320$ способов. ▷

Замечание. Для числа способов разделить n элементов на m групп по $k_1, k_2, k_3, \dots, k_m$ соответственно в каждой ($k_1 + k_2 + k_3 + \dots + k_m = n$) известна формула

$$\frac{n!}{k_1! \cdot k_2! \cdot \dots \cdot k_m!}$$

По этой формуле решение примера 1.2(2) можно получить сразу: $\frac{8!}{2! \cdot 2! \cdot 2! \cdot 2!} = 2520$.

ПРИМЕР 1.4. Сколькими способами можно составить трехцветный флаг, если имеется материал пяти цветов?

◁ Для составления трехцветного флага нужно из пяти цветов ($n = 5$) выбрать три различных цвета ($r = 3$), иначе флаг не будет трехцветным. При выборе нас интересует состав выбора и порядок следования цветов. Поэтому число трехцветных флагов в нашем случае равно числу размещений из пяти по три, т. е. равно $A_5^3 = 5 \cdot 4 \cdot 3 = 60$. ▷

ПРИМЕР 1.5. Каких чисел от 1 до 10 000 000 больше — тех, в записи которых встречается единица, или тех, в записи которых нет ни одной единицы?

◁ Для того чтобы записать семизначное число, в записи которого нет ни одной единицы, необходимо повторным способом из девяти цифр (0, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9) выбрать семь цифр. Это можно сделать $9^7 = 4769847 < 5 \cdot 10^6$ способами. Следовательно, среди первых 10 миллионов чисел больше тех, в записи которых единица есть. ▷

ПРИМЕР 1.6. Каждый из 10 студентов может явиться на зачет в любой из двух назначенных дней. Сколькими способами могут студенты распределиться по дням явки на зачет? Сколькими способами могут распределиться студенты по дням явки на зачет, если каждый день должны сдавать зачет по пять студентов?

◁ При распределении по дням явки каждый из 10 студентов производит выбор между двумя возможностями. По комбинаторному принципу всего способов выбора имеется $2^{10} = 1024$. Если же в каждый из дней должно явиться на зачет по пять студентов, то достаточно выбрать студентов для первого дня зачета, а остальные будут сдавать зачет во второй день. Из 10 студентов ($n = 10$) следует выбрать бесповторным способом пять студентов ($r = 5$), причем нас интересует только состав выбора. Поэтому возможных комбинаций будет $C_{10}^5 = 252$. ▷

ПРИМЕР 1.7. В некотором государстве не было двух жителей с одинаковым набором зубов. Какой может быть наибольшая численность населения в этом государстве?

◁ В отношении каждого из 32 зубов может быть две возможности: есть этот зуб или его нет. Выбор из этих двух возможностей нужно произвести 32 раза. Поэтому число всех мыслимых комбинаций равно $2^{32} = 4294967296$. ▷

ПРИМЕР 1.8. Сколькими различными способами можно переставить между собой буквы:

а) A_1, A_2, B_1, B_2, B_3 ; б) A, A, B_1, B_2, B_3 ; в) A, A, B, B, B ?

◁ а) Так как все буквы различны, то число перестановок из них равно $5! = 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 = 120$.

б) В этом случае каждая пара перестановок отличающаяся только порядком расположения букв, например, A_1, B_1, A_2, B_2, B_3 и A_2, B_1, A_1, B_2, B_3 , сливается в одну

перестановку A, B_1, A, B_2, B_3 . Поэтому различных перестановок будет $120/2 = 60$.

в) Итак, имеется 60 перестановок, которые отличаются друг от друга либо местами расположения букв B_1, B_2, B_3 , либо порядком расположения этих букв на данных местах. Всего перестановок букв B_1, B_2, B_3 на заданных трех местах существует $3! = 6$. Поэтому при потере индексов у букв B_1, B_2, B_3 различных комбинаций будет $60/6 = 10$.

Заметим, что число различных перестановок равно числу способов выбора из пяти мест любых двух и постановки на них букв A . На остальные места ставим буквы B . Это число равно $C_5^2 = 10$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Перечислите все перестановки из элементов A, B, C, D . Перечислите все размещения по два элемента и все сочетания по два элемента из элементов A, B, C, D .

2. Сколькими способами можно из колоды карт (36 штук) выбрать пять карт так, чтобы среди них было два туза?

3. Сколькими способами можно из колоды карт выбрать четыре карты разных мастей?

4. Сколько различных перестановок можно сделать из букв слова:

а) наука;

б) математика?

5. Сколько автомобильных номеров можно составить из трех букв и трех цифр? Сколько таких номеров можно составить из различных букв и различных цифр?

6. Сколькими способами можно переставить между собой цифры 1, 2, 3, 4, 5, 6 так, чтобы на четных по порядку местах стояли четные цифры, а на нечетных — нечетные?

7. Сколькими способами можно расставить шесть книг по трем полкам? Сколько способов расставить книги так, чтобы ни одна полка не пустовала?

8. Сколько четырехзначных чисел состоят только из разных цифр?

9. Сколькими способами можно поставить на полку шесть книг так, чтобы три заданные книги оказались рядом (в произвольном порядке)?

10. Сколькими способами можно разделить 15 команд на три подгруппы в каждой по пять команд?

11. Сколько различных частных производных третьего порядка имеет функция трех переменных?

12. Сколькими способами можно расселить девять студентов в трех комнатах, рассчитанных на трех человек каждая? Сколькими способами это можно сделать, если какие-либо два из этих студентов отказываются поселиться в одной комнате?

13. Студенту нужно выбрать два факультативных курса из шести возможных. Сколькими способами он может это сделать?

14. Два города A и B соединены четырьмя различными дорогами. Сколькими способами можно проехать из A в B и обратно? Сколько существует таких способов, если на обратном пути непременно выбирать новую дорогу?

15. В соревнованиях принимают участие 16 равносильных команд. Сколькими способами могут быть распределены золотая и серебряная медали?

16. Сколькими способами можно выбрать путь из начала координат в точку с координатами $(6,4)$, если каждый шаг равен 1, и его можно совершать только вправо или вверх?

Ответы:

2. 29760;

10. 756756;

3. 6561;

11. 10;

4. а) 60, б) 151200;

12. 1680, 1260;

5. 35937000, 23569920;

13. 15;

6. 36;

14. 16, 12;

7. 729, 540;

15. 240;

8. 4536;

16. 210.

9. 144;

Занятие 2

**НЕПОСРЕДСТВЕННОЕ ВЫЧИСЛЕНИЕ
ВЕРОЯТНОСТЕЙ**

Пусть опыт имеет n возможных исходов. Исходы опыта, при которых появляется событие A , называют исходами, благоприятствующими этому событию.

Классическое определение вероятности. Если исходы опыта *равновозможны*, то вероятностью события A называется отношение числа исходов, *благоприятствующих* данному событию, к числу всех возможных исходов опыта, т. е. $P(A) = \frac{m}{n}$, где m — число исходов опыта, благоприятствующих событию, а n — число всех возможных исходов.

Свойства вероятностей:

1. Вероятность любого события — есть число, заключенное между нулем и единицей, т. е. $0 \leq P(A) \leq 1$. Вероятность невозможного события равна 0, а вероятность достоверного события равна 1.

2. Если события A и B *несовместны*, то $P(A + B) = P(A) + P(B)$.

3. Вероятность любого события A в сумме с вероятностью противоположного события равна единице: $P(\bar{A}) + P(A) = 1$.

Если вероятность интересующего нас события A по каким-либо причинам вычислить трудно, то можно попытаться вычислить вероятность противоположного события, а затем с помощью свойства 3 вычислить искомую вероятность события A .

ПРИМЕР 2.1. Брошены две игральные кости. Найти вероятности следующих событий:

- A — на обеих костях выпало одинаковое число очков;
- B — число очков на первой кости больше, чем на второй;
- C — сумма очков четная;
- D — сумма числа очков больше двух.

◁ Число очков, благоприятствующих каждому из названных событий, легко подсчитать, если все возможные исходы опыта перечислить в виде таблицы. В каждой клетке таблицы первая цифра указывает число очков на первой кости, вторая — на второй кости.

11	12	13	14	15	16
21	22	23	24	25	26
31	32	33	34	35	36
41	42	43	44	45	46
51	52	53	54	55	56
61	62	63	64	65	66

Если кости симметричны и однородны, то все перечисленные исходы опыта равновозможны. Непосредственный подсчет числа благоприятствующих исходов дает $P(A) = 6/36 = 1/6$, $P(B) = 15/36 = 5/12$, $P(C) = 18/36 = 1/2$, $P(D) = 35/36$. ▷

ПРИМЕР 2.2. Из партии, содержащей 10 изделий, среди которых три бракованных, наугад извлекаются три изделия для контроля. Найти вероятности следующих событий:

- A — среди выбранных изделий ровно два бракованных;
- B — выбраны только бракованные изделия;
- C — среди выбранных изделий содержится хотя бы одно бракованное.

◁ Выбрать любых три изделия из десяти можно C_{10}^3 способами. Поэтому имеем $n = C_{10}^3 = 120$ равновозможных исходов.

Событию A благоприятствуют те исходы, при которых из семи годных изделий выбирается одно (это можно сделать $C_7^1 = 7$ способами) и из трех бракованных — два (это можно сделать $C_3^2 = 3$ способами). По комбинаторному принципу число благоприятствующих событию A исходов равно $C_7^1 \cdot C_3^2 = 7 \cdot 3 = 21$. Поэтому $P(A) = 21/120 = 7/40 \approx 1/6$, т. е. примерно один шанс из шести.

Событию B благоприятствует всего один исход и его вероятность $P(B) = 1/120$.

Вероятность события C проще вычислить, определив сначала вероятность события \bar{C} , которое состоит в том, что выбраны все годные изделия. Выбрать три годных изделия из семи можно $C_7^3 = 35$ способами. Поэтому $P(\bar{C}) = 35/120$ и $P(C) = 1 - P(\bar{C}) = 1 - 35/120 = 17/24 \approx 2/3$. \triangleright

ПРИМЕР 2.3. Каждый из пяти студентов может сдать зачет в один из пяти назначенных дней. Выбор каждым студентом любого дня равновозможен. Какова вероятность того, что каждый день на зачет будет приходиться только один из этих студентов? Если студентов трое, а дней пять, то какова вероятность того, что эти студенты явятся на зачет в разные дни?

\triangleleft Каждый из пяти студентов может выбрать любой из пяти дней, поэтому по дням явки на зачет студенты могут распределиться 5^5 способами.

Благоприятствующие способы можно перебрать, если распределить студентов по одному на каждый день и рассмотреть всевозможные их перестановки. Таких перестановок существует $A_5^5 = 5! = 120$. Поэтому вероятность явки каждый день по одному студенту равна $P = 5!/5^5 = 24/625$.

Если студентов трое, то возможных способов явки 5^3 , а благоприятствующих из них $A_5^3 = 5 \cdot 4 \cdot 3 = 60$ (первый может явиться в любой из пяти дней, второй — в любой из четырех дней, третий — в любой из оставшихся трех дней). Вероятность интересующего нас события равна $p = 60/125 \approx 1/2$. \triangleright

ПРИМЕР 2.4. За семь дней недели независимо друг от друга происходит семь событий (скажем, семь аварий). Какова вероятность того, что каждый день будет происходить по одному событию?

\triangleleft Для наглядности представим себе семь ящиков и семь шариков. Тогда распределение событий по дням недели равносильно раскладке шариков по ящикам. Первый шар можно положить в любой из семи ящиков, второй — также в любой из семи и т. д., поэтому, согласно комбинаторному принципу, всех возможных способов раскладки имеется 7^7 . Для получения числа способов, благоприятствующих интересующему нас событию (событие A), разложим по одному шару

в каждый ящик, а затем станем менять местами шарики. Тогда число благоприятствующих способов равно числу перестановок из семи элементов, т. е. равно $7!$. В итоге имеем $P(A) = 7!/7^7 \approx 1/165$. \triangleright

ПРИМЕР 2.5. При раздаче тщательно перемешанных карт (в колоде 36 карт) игрок получает шесть карт. Какова вероятность того, что игрок получит два туза, два короля и две дамы любой масти?

\triangleleft Шесть карт данному игроку можно сдать C_{36}^6 способами, так как выбор бесповторный и нас интересует только состав выбора. Выбрать два туза, два короля и две дамы можно $C_4^2 \cdot C_4^2 \cdot C_4^2 = 6^3 = 216$ способами. Поэтому искомая вероятность равна $P = 216/C_{36}^6 = 9/2618 \approx 0,003$. \triangleright

ПРИМЕР 2.6. Вы являетесь одним из восьми человек, среди которых по жребию распределяется три выигрыша. В розыгрыше каждого выигрыша участвуют все восемь человек. Найдите вероятности следующих событий: $A = \{\text{Вам достанутся все выигрыши}\}$; $B = \{\text{Вы не получите ни одного выигрыша}\}$; $C = \{\text{Вам достанется хотя бы один выигрыш}\}$.

\triangleleft Три выигрыша среди 8 человек могут быть распределены $8^3 = 512$ способами. Событию A благоприятствует только один из этих способов распределения выигрышей. Поэтому $P(A) = 1/512$. Если каждый раз выбор будет производиться среди остальных семи человек (это можно сделать $7^3 = 343$ способами), то Вам не достанется ни одного выигрыша. Поэтому вероятность события B равна $P(B) = 343/512$. Событие C противоположно событию B . Поэтому

$$P(C) = 1 - P(B) = 1 - 343/512 = 169/512. \triangleright$$

Область применения классического определения вероятности — испытания с конечным числом равновозможных исходов. Существенным является условие равновозможности. От конечности числа исходов опыта можно отказаться и определять вероятности не с помощью числа исходов, а с помощью отношения длин, площадей и т. д.

Геометрическое определение вероятности. Пусть область g принадлежит области G . Если равновозможно попадание точки в любую точку области G , то вероятность попасть

в область g равна отношению меры области g к мере области G :

$$P(\text{попасть в область } g) = \frac{\text{Мера области } g}{\text{Мера области } G},$$

где «мера» — означает:

- 1) длину, если область G часть прямой или кривой линии;
- 2) площадь, если G часть плоскости;
- 3) объем, если G часть пространства,

и так далее в зависимости от характера области G .

ПРИМЕР 2.7. Отрезок $[0, 1]$ наугад делят на три части. Какова вероятность того, что из этих трех частей можно сложить треугольник?

◁ Обозначим первую из полученных частей отрезка через x , а вторую — через y . Тогда оставшаяся третья часть равна $1 - x - y$. В треугольнике сумма двух любых сторон больше третьей стороны. Поэтому из частей отрезка получится треугольник, если выполняются неравенства:

$$\begin{cases} x + y > 1 - x - y; \\ x + (1 - x - y) > y; \\ y + (1 - x - y) > x. \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y > 1/2 - x; \\ y < 1/2; \\ x < 1/2. \end{cases}$$

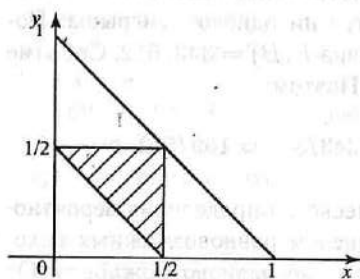


Рис. 2.1

Возможные значения для пары (x, y) составляют треугольник с вершинами $(0; 0)$, $(0; 1)$, $(1; 0)$. Системе неравенств соответствует заштрихованная треугольная область на рис. 2.1, площадь которой равна $1/4$ площади исходного треугольника. Поэтому искомая вероятность, как отношение площадей, равна $1/4$. ▷

ПРИМЕР 2.8. Две радиостанции в течение часа независимо друг от друга должны передать сообщения длительностью 10 мин и 20 мин соответственно. Какова вероятность того, что сообщения не перекроются по времени.

◁ Пусть x — момент начала сообщения первой радиостанции, а y — момент начала второго сообщения. Для того, чтобы сообщения уложились в отведенный час, должны выполняться условия: $0 \leq x \leq 50$ мин; $0 \leq y \leq 40$ мин. Сообщения не перекроются во времени, если выполняются

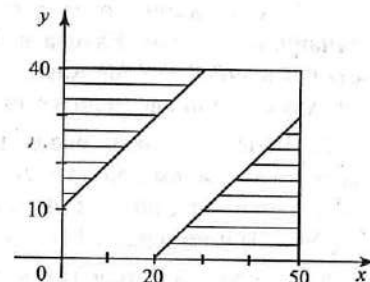


Рис. 2.2

условия $y - x > 10$ и $x - y > 20$. Этим условиям удовлетворяют точки заштрихованных областей на рис. 2.2.

Так как все положения точки (x, y) в прямоугольнике 50×40 равновозможны, то искомая вероятность равна отношению заштрихованной площади, которая равна 30×30 , к площади прямоугольника. Поэтому $P = (30 \times 30) / (50 \times 40) = 9/20$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Десять команд случайным образом (по жребию) разбиваются на две равные подгруппы. Какова вероятность того, что две сильнейшие команды попадут в разные подгруппы? ... в одну подгруппу? ... в первую подгруппу?

2. Из полной колоды карт (52 штуки) наугад выбраны три карты. Какова вероятность того, что это «тройка», «семерка», «туз»? Какова вероятность того, что эти карты выбраны в указанной последовательности?

3. На отрезок OA длины L брошены «наугад» две точки B и C , причем точка C расположена правее точки B . Найти вероятность того, что длина отрезка BC меньше длины отрезка OB .

4. Десять билетов с номерами от 1 до 10 перемешаны на столе экзаменатора. Какова вероятность того, что эти билеты будут вытянуты студентами в порядке их номеров?

5. Четыре человека вошли в лифт на первом этаже девятиэтажного дома. Считая, что равновозможен выход каждого пассажира на любом из этажей со второго по девятый, найти вероятность того, что: а) все пассажиры выйдут на разных этажах; б) все пассажиры выйдут выше пятого этажа; в) на третьем этаже не выйдет ни одного пассажира.

6. Наугад выбираются четыре цифры и расставляются в случайном порядке. Какова вероятность того, что получится четырехзначное число? Какова вероятность того, что это четырехзначное число делится на 5?

7. Имеется 20 экзаменационных билетов, разложенных на столе в случайном порядке. Десять студентов один за другим выбирают наугад по одному билету. Какова вероятность того, что билеты с номерами 1 и 2 не будут выбраны?

8. Из урны, в которой лежат, шесть белых, четыре черных и два красных шара, наугад выбирают четыре шара. Какова вероятность того, что среди них только черные и красные шары?

9. Десять книг, из них три красные, в случайном порядке поставлены на полку. Какова вероятность того, что три красные книги в любом порядке стоят рядом?

10. Бросаются три игральные кости. Найдите вероятности следующих событий: $A = \{\text{кости выпадут разными гранями}\}$; $B = \{\text{на всех костях выпадет одинаковое число очков}\}$.

11. В шкафу лежат попеременно пять пар ботинок. Наугад выбирается два ботинка. Какова вероятность того, что они образуют пару?

12. Каждый из шести призов в результате жеребьевки разыгрывается между десятью участниками. Какова вероятность того, что данные шесть участников получат по одному призу каждый?

13. Группа из четырех юношей и четырех девушек по жребию делится на две подгруппы по четыре человека. Какова вероятность того, что в каждую подгруппу попадет поровну юношей и девушек?

14. Внутри круга радиусом R наугад брошена точка. Какова вероятность того, что она попадет внутрь вписанного в круг: а) квадрата, б) правильного треугольника?

15. В течение суток к причалу независимо друг от друга должны подойти и разгрузиться два сухогруза. Одному из них требуется для разгрузки шесть часов, другому — восемь часов. Какова вероятность того, что ни одному из сухогрузов не придется ждать очереди для разгрузки?

Ответы:

- | | |
|-------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------|
| 1. $5/9, 4/9, 2/9;$ | 8. $1/33;$ |
| 2. $16/5525 \approx 0,003,$
$8/16575 \approx 0,0005;$ | 9. $1/15;$ |
| 3. $1/2;$ | 10. $P(A)=5/9, P(B)=1/36;$ |
| 4. $1/10!;$ | 11. $1/9;$ |
| 5. а) $105/256,$ б) $1/16,$
в) $2401/4096 \approx 0,59;$ | 12. $0,00072;$ |
| 6. $0,9, 0,18;$ | 13. $18/35;$ |
| 7. $9/38;$ | 14. а) $2/\pi \approx 2/3,$
б) $(3\sqrt{3})/(4\pi) \approx 0,41;$ |
| | 15. $25/72 \approx 1/3.$ |

ТЕОРЕМЫ СЛОЖЕНИЯ И УМНОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

В теории вероятностей события рассматривают на фоне комплекса условий, которые его порождают. Проще говоря, событие — это результат опыта, который происходит в природе по воле человека, независимо от нее или ей вопреки. Рассмотрим множество событий, которые можно наблюдать в эксперименте при фиксированном комплексе условий. На множестве таких событий определим следующие понятия.

Суммой событий A и B называется событие, состоящее в появлении хотя бы одного из событий A или B . Сумму событий A и B обозначают через $A + B$.

Произведением событий A и B называют событие, состоящее в появлении событий A и B в одном и том же опыте. Обозначают произведение событий A и B через $A \cdot B$.

Событие, состоящее в не появлении события A , называется противоположным событием и обозначается через \bar{A} .

Вероятность события A , вычисленная при условии, что событие B произошло, называется условной вероятностью события A и обозначается $P(A/B)$.

Теорема 3.1 (умножения вероятностей). *Вероятность произведения событий равна вероятности одного события, умноженной на вероятность другого события, вычисленную при условии, что первое событие произошло, т. е.*

$$P(A \cdot B) = P(A) \cdot P(B/A) = P(B) \cdot P(A/B). \quad (3.1)$$

События называются *независимыми*, если появление одного из них не изменяет вероятности появления другого.

Если события независимы, то $P(A/B) = P(A)$, $P(B/A) = P(B)$ и

$$P(A \cdot B) = P(A) \cdot P(B).$$

Для любого конечного числа событий вероятность произведения событий равна произведению вероятностей этих событий, причем вероятность каждого следующего события вычисляется при условии, что предыдущие события произошли, т. е.

$$P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot \dots \cdot A_{n-1} \cdot A_n) = \\ = P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(A_3/A_1 \cdot A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n/A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot \dots \cdot A_{n-1}).$$

Если события независимы, то

$$P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot \dots \cdot A_{n-1} \cdot A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3) \cdot \dots \cdot P(A_n).$$

Итак, прежде чем вычислять вероятность произведения событий, необходимо установить, зависимы ли события или нет.

Теорема 3.2 (сложения вероятностей). *Вероятность суммы событий A и B равна сумме вероятностей этих событий без вероятности их совместного появления:*

$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(A \cdot B).$$

События называются *несовместными*, если их появление в одном и том же опыте невозможно.

Если события A и B несовместны, то

$$P(A + B) = P(A) + P(B).$$

Для трех совместных событий теорема сложения вероятностей имеет вид:

$$P(A + B + C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - \\ - P(AC) - P(BC) + P(ABC).$$

Если события несовместны, то

$$P(A + B + C) = P(A) + P(B) + P(C).$$

Теорему сложения можно обобщить на любое конечное число слагаемых:

$$P\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i \cdot A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(A_i \cdot A_j \cdot A_k) + \dots + (-1)^{n+1} P(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n).$$

Если события несовместны, то

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n).$$

Итак, прежде чем вычислять вероятность суммы событий следует выяснить, совместны они или нет.

ПРИМЕР 3.1. Вероятности попадания в цель при одном выстреле для первого, второго и третьего стрелков равны соответственно 0,3; 0,6; 0,8. Все три стрелка выстрелили в цель. Какова вероятность того, что: а) цель поражена; б) произошло только одно попадание; в) произошло ровно два попадания; г) попадут все три стрелка; д) будет хотя бы один промах?

◁ Обозначим через A_i — событие, состоящее в попадании в цель i -го стрелка.

а) Поражение цели (событие A) равносильно появлению хотя бы одного из событий A_1 или A_2 , или A_3 . Поэтому $A = A_1 + A_2 + A_3$. Учитывая совместность событий, имеем $P(A) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) - P(A_1 \cdot A_2) - P(A_1 \cdot A_3) - P(A_2 \cdot A_3) + P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3)$, а так как события независимы, то $P(A) = 0,3 + 0,6 + 0,8 - 0,3 \cdot 0,6 - 0,3 \cdot 0,8 - 0,6 \cdot 0,8 + 0,3 \cdot 0,6 \cdot 0,8 = 0,944$.

б) Рассмотрим три случая:

1) $B_1 = A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3$ — первый стрелок попал в цель и при этом второй не попал и третий не попал.

2) $B_2 = \bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3$ — первый стрелок не попал и при этом второй попал и третий не попал.

3) $B_3 = \bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3$ — первый и второй не попали и при этом третий попал.

Только одно попадание в цель (событие B) равносильно реализации хотя бы одного из несовместных событий B_1 или

B_2 , или B_3 . Поэтому

$$B = A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3.$$

В силу независимости событий A_i имеем

$$P(B) = 0,3 \cdot 0,4 \cdot 0,2 + 0,7 \cdot 0,6 \cdot 0,2 + 0,7 \cdot 0,4 \cdot 0,8 = 0,332.$$

в) Два попадания в цель (событие C) равносильны реализации хотя бы одного из несовместных случаев: $A_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3$ или $A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3$, или $\bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot A_3$. В силу независимости событий A_i получаем

$$P(C) = 0,3 \cdot 0,6 \cdot 0,2 + 0,3 \cdot 0,4 \cdot 0,8 + 0,7 \cdot 0,6 \cdot 0,8 = 0,468.$$

г) Все три стрелка попадут в цель (событие D), если произойдут события A_1 и A_2 , и A_3 , т. е. $D = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3$. В силу независимости событий A_i имеем

$$P(D) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3) = 0,3 \cdot 0,6 \cdot 0,8 = 0,144.$$

д) Хотя бы один промах (событие E) равносильно появлению хотя бы одного из событий \bar{A}_1 или \bar{A}_2 , или \bar{A}_3 , т. е. $E = \bar{A}_1 + \bar{A}_2 + \bar{A}_3$. Вместо вычисления вероятности суммы трех совместных событий, заметим, что событие E равносильно неоявлению события D . Поэтому

$$P(E) = P(\bar{D}) = 1 - P(D) = 1 - 0,144 = 0,856. \triangleright$$

ПРИМЕР 3.2. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,8. Из этих элементов составлены две системы (рис. 3.1).

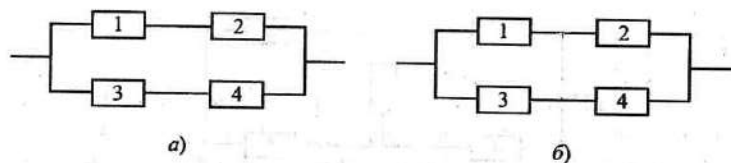


Рис. 3.1

Какая система надежнее? Иначе говоря, что выгоднее в системе дублировать, каждый элемент отдельно или всю систему в целом?

◁ Пусть событие A_i состоит в том, что i -й элемент работает безотказно. Безотказная работа первой системы (событие B_1) равносильна безотказной работе первого элемента и второго или третьего элемента и четвертого. Символически это можно записать в виде $B_1 = A_1 \cdot A_2 + A_3 \cdot A_4$. События $A_1 \cdot A_2$ и $A_3 \cdot A_4$ совместны, а события A_i независимы. Поэтому

$$\begin{aligned} P(B_1) &= P(A_1 \cdot A_2) + P(A_3 \cdot A_4) - P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot A_4) = \\ &= P(A_1) \cdot P(A_2) + P(A_3) \cdot P(A_4) - P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3) \cdot P(A_4) = \\ &= (0,8)^2 + (0,8)^2 - (0,8)^4 = 0,8704. \end{aligned}$$

Безотказная работа второй системы (событие B_2) равносильна безотказной работе первого элемента или третьего и второго или четвертого, т. е. $B_2 = (A_1 + A_3) \cdot (A_2 + A_4)$. Тогда

$$\begin{aligned} P(B_2) &= P(A_1 + A_3) \cdot P(A_2 + A_4) = \\ &= [P(A_1) + P(A_3) - P(A_1) \cdot P(A_3)] \times \\ &\times [P(A_2) + P(A_4) - P(A_2) \cdot P(A_4)] = \\ &= (0,8 + 0,8 - 0,64)^2 = 0,9216. \end{aligned}$$

Результаты вычислений свидетельствуют о том, что выгоднее дублировать каждый элемент отдельно. Система б) надежнее. ▷

ПРИМЕР 3.3. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,8. Из этих элементов составлена система (рис. 3.2).

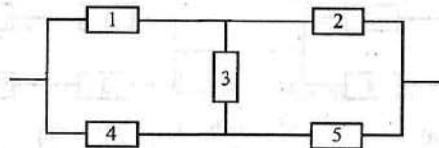


Рис. 3.2

Какова надежность системы?

◁ Сохраним обозначения примера 3.3. Если элемент № 3 не работает, то система совпадает с системой а) из этого примера.

Если же элемент № 3 работает, то система совпадает с системой б) из предыдущего примера. Поэтому безотказная работа системы (событие D) равносильна событию $D = \bar{A}_3 \cdot B_1 + A_3 \cdot B_2$. События независимы, а события $\bar{A}_3 \cdot B_1$ и $A_3 \cdot B_2$ несовместны. Поэтому с учетом результатов предыдущей задачи имеем

$$\begin{aligned} P(D) &= P(\bar{A}_3) \cdot P(B_1) + P(A_3) \cdot P(B_2) = \\ &= 0,2 \cdot 0,8704 + 0,8 \cdot 0,9216 = 0,91136. \end{aligned} \triangleright$$

ПРИМЕР 3.4. В одной урне пять белых, семь черных и три красных шара, а во второй соответственно четыре белых, два черных и четыре красных шара. Из каждой урны вынимают наугад по одному шару. Какова вероятность того, что будут выбраны шары одного цвета?

◁ Обозначим извлечение из i -й урны белого, черного и красного шара соответственно через B_i , C_i , K_i . Тогда извлечение шаров одного цвета (событие A) можно записать следующим образом:

$$A = B_1 \cdot B_2 + C_1 \cdot C_2 + K_1 \cdot K_2.$$

Так как события, образующие сумму, несовместны, то

$$P(A) = P(B_1 \cdot B_2) + P(C_1 \cdot C_2) + P(K_1 \cdot K_2).$$

В силу независимости событий

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B_1) \cdot P(B_2) + P(C_1) \cdot P(C_2) + P(K_1) \cdot P(K_2) = \\ &= \frac{5}{15} \cdot \frac{4}{10} + \frac{7}{15} \cdot \frac{2}{10} + \frac{3}{15} \cdot \frac{4}{10} = \frac{23}{75} \cong \frac{1}{3}. \end{aligned} \triangleright$$

ПРИМЕР 3.5. В партии из 25 деталей четыре бракованных. Детали выбирают для проверки наугад по одной пока не попадет бракованная. Какова вероятность того, что будет проверено ровно три детали?

◁ Обозначим через A интересующее нас событие, а через A_i — событие, состоящее в выборе годной детали при i -м выборе. Событие A произойдет, если первая и вторая детали окажутся годными и лишь третья по счету окажется

бракованной. Это означает, что $A = A_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3$, причем события зависимы. Поэтому

$$P(A) = P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(\bar{A}_3/A_1, A_2) = \\ = \frac{21}{25} \cdot \frac{20}{24} \cdot \frac{4}{23} = \frac{42}{345} \approx 0,12. \triangleright$$

ПРИМЕР 3.6. Урна содержит шесть пронумерованных шаров с номерами от 1 до 6. Шары извлекаются по одному без возвращения. Пусть событие A состоит в том, что шары будут извлечены в порядке их номеров, а событие B — в том, что хотя бы один раз номер шара совпадет с порядковым номером его извлечения. Найти вероятности событий A и B и определить предельные вероятности этих событий при неограниченном увеличении числа шаров в урне.

◁ Обозначим через A_i — событие, состоящее в том, что порядок извлечения i -го шара совпадает с его номером. Тогда событие $A = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot \dots \cdot A_6$. Вместо рассмотрения произведения зависимых событий заметим, что шары в указанном порядке можно извлечь только одним способом, а всего равновероятных способов извлечения существует $6!$. Поэтому $P(A) = \frac{1}{6!} = \frac{1}{720}$. При увеличении числа шаров $P(A) \rightarrow 0$. Событие B произойдет, если появится хотя бы одно из событий A_1 или A_2 , или ... или A_6 . Поэтому $B = A_1 + A_2 + A_3 + A_4 + A_5 + A_6$, причем события совместны. При переходе к противоположному событию придется рассматривать произведение шести зависимых событий \bar{A}_i , что в данном случае сделать сложно. Поэтому вычислим вероятность суммы непосредственно:

$$P(B) = \sum_{i=1}^6 P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq 6} P(A_i) \cdot P(A_j) + \\ + \sum_{1 \leq i < j < k \leq 6} P(A_i) \cdot P(A_j) \cdot P(A_k) - \dots - P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot A_4 \cdot A_5 \cdot A_6) = \\ = 6 \cdot \frac{1}{6} - C_6^2 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{5} + C_6^3 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} - C_6^4 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} + C_6^5 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} - \\ - \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 = 1 - \frac{1}{2} + \frac{1}{6} - \frac{1}{24} + \frac{1}{120} - \frac{1}{720} = \frac{454}{720} \approx 0,63.$$

Заметим, что искомая вероятность является частичной суммой ряда Тейлора функции $1 - e^{-x}$ при $x = -1$. Поэтому при больших n имеем

$$P(A_1 + A_2 + A_3 + \dots + A_n) \approx 1 - e^{-1} \approx 0,63. \triangleright$$

ПРИМЕР 3.7. В колоде 36 карт. Каждому из четырех игроков раздается по шесть карт. Какова вероятность того, что каждый игрок получит по одному тузу?

◁ Обозначим интересующее нас событие через A . Пусть A_i означает, что i -й игрок получил при раздаче одного туза. Тогда $A = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot A_4$. События A_i зависимы. Поэтому $P(A) = P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(A_3/A_1 A_2) \cdot P(A_4/A_1 A_2 A_3)$. Карты для первого игрока могут быть выбраны C_{36}^6 возможными способами, событию A_1 благоприятствует $C_4^1 \cdot C_{32}^5 = 4 \cdot C_{32}^5$ способов. Для второго игрока карты, из числа оставшихся, могут быть выбраны C_{30}^6 способами, событию A_2 , с учетом появления события A_1 , благоприятствует $C_3^1 \cdot C_{27}^5 = 3 \cdot C_{27}^5$ способов. Для третьего игрока, с учетом появления событий A_1 и A_2 , карты могут быть выбраны C_{24}^6 способами, из них событию A_3 благоприятствует $C_2^1 \cdot C_{22}^5$ способов. Наконец событию A_4 , с учетом появления событий A_1 , A_2 и A_3 , благоприятствует $C_1^1 \cdot C_{17}^5$ способов из числа C_{18}^6 возможных. Поэтому искомую вероятность запишем в виде

$$P(A) = \frac{C_4^1 \cdot C_{32}^5 \cdot C_3^1 \cdot C_{27}^5 \cdot C_2^1 \cdot C_{22}^5 \cdot C_1^1 \cdot C_{17}^5}{C_{36}^6 \cdot C_{30}^6 \cdot C_{24}^6 \cdot C_{18}^6} = \frac{144}{6545} \approx 0,02. \triangleright$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,8. Из этих элементов составлены три системы (см. рис. 3.3). Какова надежность каждой из систем?

2. Из урны, содержащей семь белых и три черных шара, наугад последовательно извлекают по одному шару до появления черного шара. Найти вероятность того, что придется извлечь четыре шара в предположении, что выбор производится:

- с возвращением;
- без возвращения.

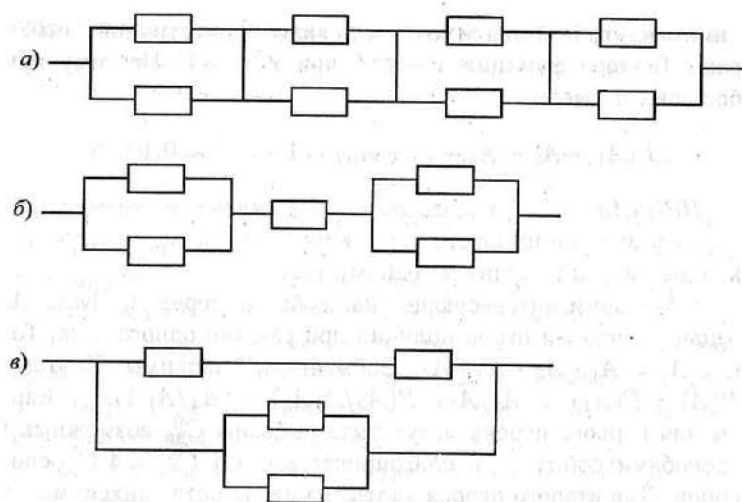


Рис. 3.3

3. Из полного набора костей домино (28 штук) наугад выбирают семь костей. Какова вероятность того, что среди них окажется по меньшей мере одна кость с шестью очками?

4. Подбрасываются четыре игральные кости. Какова вероятность того, что на них выпадут разные грани?

5. В урне пять белых, семь красных и восемь синих шаров. Наугад выбрано два шара. Какова вероятность того, что шары одного цвета?

6. Два дуэлянта одновременно стреляют друг в друга. Для каждого вероятность убить противника равна 0,2. Какова вероятность того, что дуэль закончится гибелью одного из дуэлянтов?

7. Двадцать футбольных команд, среди которых четыре призера предыдущего первенства, по жеребьевке разбиваются на четыре занумерованных подгруппы по пять команд в каждой. Какова вероятность того, что в каждую подгруппу попадет по одному призеру? Какова вероятность того, что в первую подгруппу не попадет ни одного призера?

8. В первой урне два белых и три черных шара, во второй один белый и два синих шара, в третьей три белых и один

красный шар. Из каждой урны наугад вынули по одному шару. Найдите вероятности следующих событий: $A = \{\text{вынут только один белый шар}\}$; $B = \{\text{вынут хотя бы один белый шар}\}$; $C = \{\text{вынуты шары разных цветов}\}$.

9. Из колоды в 36 карт выбрали наугад две. Какова вероятность того, что обе карты красной масти?

10. В ящике находятся три неисправные лампочки и семь исправных. Лампочки извлекают наугад по одной и проверяют, пока не будут выбраны две исправные. Какова вероятность того, что придется проверить половину лампочек из ящика?

Ответы:

1. а) $\approx 0,85$, б) $\approx 0,74$,

в) $\approx 0,98$;

2. а) $\frac{1029}{10000} \approx 0,1$, б) $\frac{1}{8}$;

3. $\frac{2966}{3289} \approx 0,9$;

4. $\frac{5}{18}$;

5. $\frac{59}{190} \approx \frac{1}{3}$;

6. 0,32;

7. $\frac{125}{969}$, $\frac{91}{323}$;

8. $P(A) = \frac{5}{12}$, $P(B) = 0,9$,

$P(C) = \frac{31}{60}$;

9. $\frac{17}{70}$;

10. $\frac{1}{30}$.

ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ

§ 6.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ

Математическое ожидание случайной величины дает представление о ее среднем значении после проведения большого числа экспериментов. Рассмотрим дискретную случайную величину ξ с рядом распределения

ξ	a_1	a_2	...	a_k
P	p_1	p_2	...	p_k

Пусть осуществлено n реализаций случайного эксперимента, в котором наблюдается случайная величина ξ , и при этом значение a_1 появилось n_1 раз, значение a_2 появилось n_2 раз и т. д. Тогда среднее значение ξ после n экспериментов принимает вид

$$\frac{a_1 n_1 + a_2 n_2 + \dots + a_k n_k}{n} = a_1 \frac{n_1}{n} + a_2 \frac{n_2}{n} + \dots + a_k \frac{n_k}{n}. \quad (6.1)$$

В силу устойчивости частот:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_1}{n} = P(\xi = a_1) = p_1, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_2}{n} = P(\xi = a_2) = p_2, \dots$$

Поэтому правая часть (6.1) имеет при $n \rightarrow \infty$ предел, равный $a_1 p_1 + a_2 p_2 + \dots + a_k p_k$. На первый взгляд кажется, что мы вычислили среднее значение ξ , но в действительности, свойство устойчивости частот не выведено нами из аксиом теории

вероятностей. Тем не менее, приведенные соображения можно использовать для определения понятия, характеризующего среднее значение случайной величины.

Определение 6.1. Математическим ожиданием дискретной случайной величины ξ с рядом распределения

ξ	a_1	a_2	...	a_n	...
P	p_1	p_2	...	p_n	...

называется число

$$M\xi = \sum_{n=1}^{\infty} a_n p_n.$$

Замечание 6.1. Если возможные значения ξ пронумеровать по-другому, то в последнем ряду изменится порядок слагаемых, а это может, как известно, изменить сумму ряда. Чтобы этого не произошло, будем предполагать, что ряд $\sum_{n=1}^{\infty} a_n p_n$ сходится абсолютно.

ПРИМЕР 6.1. Пусть ξ имеет распределение Пуассона с параметром a , т. е. ξ принимает значения $0, 1, 2, \dots$, причем

$$P(\xi = n) = \frac{a^n}{n!} e^{-a}, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Найти $M\xi$.

По определению математического ожидания

$$\begin{aligned} M\xi &= \sum_{n=0}^{\infty} n P(\xi = n) = \sum_{n=1}^{\infty} n \frac{a^n}{n!} e^{-a} = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a^n}{(n-1)!} e^{-a} = \\ &= a e^{-a} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a^{n-1}}{(n-1)!} = a e^{-a} \left(1 + \frac{a}{1!} + \frac{a^2}{2!} + \dots \right) = a e^{-a} e^a = a. \end{aligned}$$

Замечание 6.2. Рассмотрим простейший поток с интенсивностью λ . Обозначим μ_t число событий в простейшем потоке за время t . Известно, что μ_t имеет распределение Пуассона с параметром $a = \lambda t$. Поэтому $M\mu_t = \lambda t$. При $t = 1$ получаем, что интенсивность простейшего потока λ совпадает со средним числом событий в простейшем потоке за единицу времени.

Рассмотрим теперь непрерывную случайную величину ξ с плотностью вероятностей $p(x)$. Как известно из лекции № 5, к ней близка дискретная случайная величина $\hat{\xi}$, принимающая значения x_1, x_2, \dots с вероятностями $p(x_1)\Delta x, p(x_2)\Delta x, \dots$. Математическое ожидание $\hat{\xi}$ равно $\sum_{n=1}^{\infty} x_n p(x_n)\Delta x$. Но последняя сумма близка к $\int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx$. Это приводит нас к следующему определению.

Определение 6.2. Математическим ожиданием непрерывной случайной величины ξ с плотностью вероятностей $p(x)$ называется число

$$M\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx$$

(предполагается, что интеграл сходится абсолютно).

ПРИМЕР 6.2. Пусть ξ имеет показательное распределение, $\xi \sim \exp(\lambda)$. Это означает, что

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0; \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

Найти $M\xi$.

По определению

$$\begin{aligned} M\xi &= \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_0^{+\infty} x\lambda e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{+\infty} xde^{-\lambda x} = \\ &= -xe^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

§ 6.2. СВОЙСТВА МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ

Свойство 1. Если случайная величина ξ является постоянной C , то $M\xi = C$.

Доказательство. Случайная величина ξ является дискретной, принимающей одно значение C с вероятностью 1, поэтому $M\xi = C \cdot 1 = C$.

Свойство 2. Постоянный множитель можно выносить за знак математического ожидания, т. е.

$$M(C\xi) = CM\xi.$$

Доказательство (в дискретном случае). Если случайная величина ξ принимает значения a_1, a_2, \dots с вероятностями p_1, p_2, \dots , то случайная величина $C\xi$ принимает значения Ca_1, Ca_2, \dots с теми же вероятностями p_1, p_2, \dots , поэтому

$$M(C\xi) = \sum_{n=1}^{\infty} Ca_n p_n = C \sum_{n=1}^{\infty} a_n p_n = CM\xi.$$

Свойство 3. Математическое ожидание суммы равно сумме математических ожиданий, т. е.

$$M(\xi_1 + \xi_2) = M\xi_1 + M\xi_2.$$

Доказательство (в дискретном случае). Пусть ξ_1 принимает значения x_n , а ξ_2 — значения y_m . Положим

$$p_{nm} = P(\xi_1 = x_n, \xi_2 = y_m).$$

Будем для простоты изложения считать, что всевозможные суммы $x_n + y_m$ различны. Тогда случайная величина $\xi_1 + \xi_2$ принимает значение $x_n + y_m$ с вероятностью p_{nm} и, следовательно,

$$M(\xi_1 + \xi_2) = \sum_{n,m} (x_n + y_m) p_{nm}. \quad (6.2)$$

Заметим, что

$$\{\xi_1 = x_n\} = \bigcup_m \{\xi_1 = x_n, \xi_2 = y_m\},$$

причем случайные события справа являются попарно несовместными, поэтому

$$P(\xi_1 = x_n) = \sum_m P(\xi_1 = x_n, \xi_2 = y_m) = \sum_m p_{nm}. \quad (6.3)$$

Аналогично показывается, что

$$P(\xi_2 = y_m) = \sum_n p_{nm}. \quad (6.4)$$

Преобразуем правую часть (6.2):

$$\begin{aligned} \sum_{n,m} (x_n + y_m) p_{nm} &= \sum_{n,m} x_n p_{nm} + \sum_{n,m} y_m p_{nm} = \\ &= \sum_n x_n \sum_m p_{nm} + \sum_m y_m \sum_n p_{nm}. \end{aligned}$$

Откуда, учитывая соотношения (6.3), (6.4), получаем, что

$$\begin{aligned} \sum_{n,m} (x_n + y_m) p_{nm} &= \sum_n x_n P(\xi_1 = x_n) + \sum_m y_m P(\xi_2 = y_m) = \\ &= M\xi_1 + M\xi_2. \end{aligned}$$

Ввиду (6.2), требуемое утверждение доказано.

Свойство 4. Если ξ — неотрицательная случайная величина, то $M\xi \geq 0$, причем $M\xi = 0$ тогда и только тогда, когда $\xi = 0$ с вероятностью 1.

Доказательство (в дискретном случае). Пусть ξ принимает значения a_1, a_2, \dots с вероятностями p_1, p_2, \dots . Так как ξ неотрицательна, то a_1, a_2, \dots неотрицательны. Следовательно, $M\xi = \sum_{n=1}^{\infty} a_n p_n \geq 0$. Пусть теперь $\sum_{n=1}^{\infty} a_n p_n = 0$, но все слагаемые неотрицательны, значит, $a_n p_n = 0$ при любом n . А это означает, что если $a_n > 0$ при некотором n , то $p_n = 0$, что и требовалось доказать.

Свойство 5. Пусть $f(x)$ — числовая функция, а ξ — случайная величина, тогда $\eta = f(\xi)$ является случайной величиной и

$$M\eta = \sum_{n=1}^{\infty} f(a_n) p_n,$$

если ξ — дискретная случайная величина с рядом распределения

ξ	a_1	a_2	...	a_n	...
P	p_1	p_2	...	p_n	...

Если же ξ — непрерывная случайная величина с плотностью вероятностей $p(x)$, то

$$M\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) p(x) dx.$$

Доказательство (в дискретном случае). Случайная величина $\eta = f(\xi)$ принимает значения $f(a_1), f(a_2), \dots$ с вероятностями p_1, p_2, \dots , поэтому

$$M\eta = \sum_{n=1}^{\infty} f(a_n) p_n.$$

ПРИМЕР 6.3. Пусть ξ имеет равномерное распределение, $\xi \sim U[0, \pi]$, т. е.

$$p(x) = \begin{cases} 1/\pi, & x \in [0, \pi]; \\ 0, & x \notin [0, \pi]. \end{cases}$$

Найти математическое ожидание случайной величины $\sin \xi$.

В данном случае $f(x) = \sin x$, поэтому

$$M \sin \xi = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin x p(x) dx = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \sin x dx = \frac{2}{\pi}.$$

Замечание 6.3. В курсе математического анализа средним значением интегрируемой функции $f(x)$ на отрезке $[a, b]$ называется число

$$\frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx.$$

Нетрудно показать, что оно совпадает с $Mf(\xi)$, где $\xi \sim U[a, b]$.

§ 6.3. ДИСПЕРСИЯ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ И ЕЕ СВОЙСТВА

Пусть ξ — случайная величина. Наряду с математическим ожиданием важными числовыми характеристиками ξ являются ее *начальные моменты*

$$m_k = M(\xi^k), \quad k = 1, 2, \dots$$

и ее центральные моменты

$$a_k = M(\xi - m)^k,$$

где $m = m_1$ — математическое ожидание ξ .

Можно показать, что если случайная величина ξ сосредоточена на конечном промежутке, то по ее моментам однозначно восстанавливается функция распределения.

Среди центральных моментов особо выделяют момент второго порядка.

Определение 6.3. Дисперсией случайной величины ξ называется число

$$D\xi = M(\xi - m)^2,$$

где m — математическое ожидание ξ .

Из определения дисперсии видно, что она характеризует меру отклонения случайной величины от своего среднего значения. Другими словами, дисперсия является характеристикой разброса случайной величины. Если ξ — некоторая физическая величина, то дисперсия имеет размерность, равную квадрату размерности ξ . Поэтому наряду с $D\xi$ часто рассматривают так называемое *стандартное отклонение* случайной величины ξ , равное $\sqrt{D\xi}$.

Установим свойства дисперсии.

Свойство 1. Если случайная величина ξ является постоянной, то $D\xi = 0$.

Доказательство. Пусть $\xi \equiv C$, тогда по свойству 1 математических ожиданий $M\xi = C$ и, следовательно,

$$D\xi = M(\xi - C)^2 = M(C - C)^2 = 0.$$

Свойство 2. Добавление постоянной к случайной величине не меняет ее дисперсии, т. е.

$$D(\xi + C) = D\xi.$$

Доказательство. По свойствам 1 и 3 математического ожидания $M(\xi + C) = M\xi + C$, поэтому

$$D(\xi + C) = M((\xi + C) - M(\xi + C))^2 = M(\xi + C - M\xi - C)^2 =$$

$$= M(\xi - M\xi)^2 = D\xi.$$

Свойство 3. Постоянный множитель выносится за знак дисперсии в квадрате, т. е.

$$D(C\xi) = C^2 D\xi.$$

Доказательство. По свойству 2 математического ожидания $M(C\xi) = CM\xi$, поэтому

$$\begin{aligned} D(C\xi) &= M((C\xi) - M(C\xi))^2 = M(C\xi - CM\xi)^2 = \\ &= M[C^2(\xi - M\xi)^2] = C^2 M(\xi - M\xi)^2 = C^2 D\xi. \end{aligned}$$

Свойство 4. Дисперсия произвольной случайной величины неотрицательна, причем она равна нулю тогда и только тогда, когда случайная величина ξ является постоянной с вероятностью 1.

Доказательство. Дисперсия случайной величины ξ есть математическое ожидание неотрицательной случайной величины $(\xi - m)^2$, где $m = M\xi$. Поэтому по свойству 4 математического ожидания $D\xi \geq 0$, причем равенство будет, если $(\xi - m)^2 = 0$ с вероятностью 1, а это означает, что $\xi = m$ с вероятностью 1.

Свойство 5. Для произвольной случайной величины ξ

$$D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2.$$

Доказательство. Пусть $M\xi = m$, тогда по свойствам 1–3 математического ожидания

$$\begin{aligned} D\xi &= M(\xi - m)^2 = M(\xi^2 - 2m\xi + m^2) = M(\xi^2) - 2mM\xi + m^2 = \\ &= M(\xi^2) - 2m^2 + m^2 = M(\xi^2) - m^2 = M(\xi^2) - (M\xi)^2. \end{aligned}$$

Следствие 6.1. Для произвольной случайной величины

$$M(\xi^2) \geq (M\xi)^2.$$

Доказательство. Требуемое неравенство следует из свойств 4 и 5.

Объясним, как вычислять дисперсию. Пусть ξ — дискретная случайная величина с рядом распределения

ξ	a_1	a_2	...	a_n	...
P	p_1	p_2	...	p_n	...

По свойству 5 математического ожидания

$$D\xi = M(\xi - m)^2 = \sum_{n=1}^{\infty} (a_n - m)^2 p_n,$$

где $m = M\xi$ (здесь к ξ применена функция $f(x) = (x - m)^2$). Если воспользоваться свойством 5 дисперсии, то получаем следующую формулу:

$$D\xi = M(\xi^2) - m^2 = \sum_{n=1}^{\infty} a_n^2 p_n - m^2.$$

Если же ξ — непрерывная случайная величина с плотностью вероятностей $p(x)$, то

$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - m)^2 p(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx - m^2,$$

где $m = M\xi$.

ПРИМЕР 6.4. Пусть ξ — дискретная случайная величина с рядом распределения

ξ	-1	2	4
P	1/2	1/4	1/4

Найти $M\xi$ и $D\xi$.

$$1) M\xi = (-1) \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{4} + 4 \cdot \frac{1}{4} = 1.$$

$$2) D\xi = M(\xi - 1)^2 = (-1 - 1)^2 \frac{1}{2} + (2 - 1)^2 \frac{1}{4} + (4 - 1)^2 \frac{1}{4} = \\ = 2 + \frac{1}{4} + \frac{9}{4} = 4,5.$$

ПРИМЕР 6.5. Пусть $\xi \sim U[a, b]$. Найти $M\xi$ и $D\xi$.

$$1) M\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{a+b}{2}.$$

$$2) D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^2 p(x) dx = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^2 \frac{1}{b-a} dx = \\ = \left(\text{замена } x - \frac{a+b}{2} = t \right) = \frac{1}{b-a} \int_{(a-b)/2}^{(b-a)/2} t^2 dt = \\ = \frac{1}{3(b-a)} t^3 \Big|_{(a-b)/2}^{(b-a)/2} = \frac{2}{3(b-a)} \left(\frac{b-a}{2}\right)^3 = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

Контрольные вопросы

1. Каков вероятностный смысл математического ожидания?
2. Почему в формуле для математического ожидания в дискретном случае предполагается, что ряд сходится абсолютно?
3. Докажите, что принятое в математическом анализе определение среднего значения интегрируемой функции $f(x)$ на отрезке $[a, b]$ совпадает с $Mf(\xi)$, где $\xi \sim U[a, b]$.
4. Каков вероятностный смысл дисперсии случайной величины?
5. Как вы думаете, верно ли равенство $D(\xi_1 + \xi_2) = D\xi_1 + D\xi_2$?
6. Докажите неравенство

$$\sum_{k=0}^n k^2 C_n^k p^k q^{n-k} \geq \left(\sum_{k=0}^n k C_n^k p^k q^{n-k} \right)^2.$$

Ответы

5. Это равенство, вообще говоря, неверно. Например, если $\xi_1 = \xi_2$, то $D(\xi_1 + \xi_2) = D(2\xi_1) = 4D\xi_1 \neq 2D\xi_1$.
6. Это неравенство вытекает из следствия 6.1, если рассмотреть случайную величину ξ , имеющую биномиальное распределение.

СЛУЧАЙНЫЕ ВЕКТОРЫ

§ 7.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ СЛУЧАЙНОГО ВЕКТОРА.
ЕГО ФУНКЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

В некоторых случаях более целесообразно подводить итог случайного эксперимента в виде нескольких чисел. Например, при стрельбе по плоской мишени требуется знать обе координаты точки попадания. Таким образом, каждому элементарному исходу ω сопоставляется не одно, а сразу несколько чисел $\xi_1(\omega), \xi_2(\omega), \dots, \xi_k(\omega)$.

Определение 7.1. Пусть на одном и том же вероятностном пространстве задано несколько случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$. Тогда говорят, что задан *случайный вектор* $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$.

Как и в случае одной случайной величины в теории вероятностей важно знать вероятности $P(\bar{\xi} \in B)$, где B — произвольное подмножество k -мерного арифметического пространства R^k . С этой целью введем понятие функции распределения случайного вектора.

Определение 7.2. Функцией распределения случайного вектора $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$ называется числовая функция нескольких числовых переменных $F(x_1, \dots, x_k)$, задаваемая равенством

$$F(x_1, \dots, x_k) = P(\xi_1 \leq x_1, \xi_2 \leq x_2, \dots, \xi_k \leq x_k).$$

При этом предполагается, что множество

$$\{\omega : \xi_1(\omega) \leq x_1, \xi_2(\omega) \leq x_2, \dots, \xi_k(\omega) \leq x_k\}$$

принадлежит алгебре случайных событий.

Функция распределения случайного вектора обладает свойствами, схожими со свойствами функции распределения случайной величины. Более того, доказательства этих свойств для случайного вектора мало чем отличаются от доказательств для случайной величины, поэтому некоторые из них опустим.

Свойство 1. Функция распределения $F(x_1, x_2, \dots, x_k)$ не убывает по каждой переменной x_1, x_2, \dots, x_k .

Свойство 2. Для каждой переменной $x_i, i = 1, 2, \dots, k$,

$$\lim_{x_i \rightarrow -\infty} F(x_1, x_2, \dots, x_k) = 0.$$

Свойство 3.

$$\lim_{\substack{x_1 \rightarrow +\infty, \\ x_k \rightarrow +\infty}} F(x_1, x_2, \dots, x_k) = 1.$$

Свойство 4. Функция распределения непрерывна по каждой переменной справа.

Свойство 5. Если устремить к $+\infty$ все переменные, кроме x_i , то предел $F(x_1, \dots, x_k)$ совпадает с функцией распределения случайной величины $\xi_i (i = 1, \dots, k)$.

Доказательство. Покажем, например, что при $k = 2$

$$P(\xi_1 \leq x_1) = \lim_{x_2 \rightarrow +\infty} F(x_1, x_2). \quad (7.1)$$

Рассмотрим случайные события $A_i = \{\xi_1 \leq x_1, \xi_2 \leq i\}, i = 1, 2, \dots$. Ясно, что $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \dots$ и $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \{\xi_1 \leq x_1\}$.

Поэтому по аксиоме непрерывности

$$\lim_{i \rightarrow \infty} F(x_1, i) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = P(\xi_1 \leq x_1),$$

откуда, учитывая свойство 1, получаем (7.1).

Замечание 7.1. Свойство 5 показывает, что зная распределение случайного вектора $\bar{\xi}$, можно найти распределения отдельных компонент этого вектора (их называют маргинальными распределениями). Однако по маргинальным распределениям нельзя восстановить однозначно распределение самого случайного вектора $\bar{\xi}$.

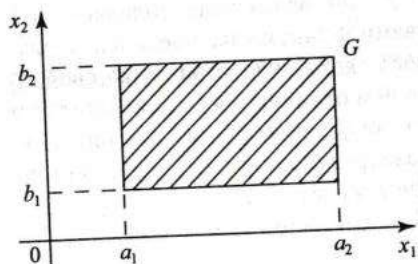


Рис. 7.1

Знание функции распределения позволяет находить различные вероятности, связанные со случайным вектором $\bar{\xi}$. Покажем, например, как в случае $k = 2$ по $F(x_1, x_2)$ найти вероятность того, что $\bar{\xi}$ попадет в прямоугольник G , изображенный на рис. 7.1.

Утверждение 7.1. Справедлива следующая формула

$$P(a_1 < \xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2) = F(a_2, b_2) - F(a_1, b_2) - F(a_2, b_1) + F(a_1, b_1).$$

Доказательство. Нетрудно понять, что

$$\{\xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2\} = \{\xi_1 < a_1, b_1 < \xi_2 \leq b_2\} + \{a_1 < \xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2\},$$

причем случайные события в правой части несовместны, поэтому по аксиоме P3

$$P(\xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2) = P(\xi_1 < a_1, b_1 < \xi_2 \leq b_2) + P(a_1 < \xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2). \quad (7.2)$$

Аналогично можно показать, что

$$P(\xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2) = P(\xi_1 \leq a_2, \xi_2 \leq b_2) - P(\xi_1 \leq a_2, \xi_2 \leq b_1) = F(a_2, b_2) - F(a_2, b_1), \quad (7.3)$$

$$P(\xi_1 \leq a_1, b_1 < \xi_2 \leq b_2) = F(a_1, b_2) - F(a_1, b_1). \quad (7.4)$$

Подставляя формулы (7.3) и (7.4) в соотношение (7.2), получаем, что

$$F(a_2, b_2) - F(a_2, b_1) = F(a_1, b_2) - F(a_1, b_1) + P(a_1 < \xi_1 \leq a_2, b_1 < \xi_2 \leq b_2),$$

откуда следует требуемое утверждение.

Разбивая произвольную область $B \subset R^2$, для которой определено понятие площади, на достаточно маленькие прямоугольники, мы можем в виду утверждения 1, зная функцию распределения, вычислить вероятность того, что случайный вектор $\bar{\xi}$ окажется в B .

§ 7.2. ДИСКРЕТНЫЕ И НЕПРЕРЫВНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕКТОРЫ

Определение 7.3. Случайный вектор $\bar{\xi} = \{\xi_1, \dots, \xi_k\}$ называется *дискретным*, если он принимает конечное или счетное число значений $\bar{a}_1, \bar{a}_2, \dots$ ($\bar{a}_1, \bar{a}_2, \dots$ принадлежат R^k).

Определение 7.4. Рядом распределения случайного вектора $\bar{\xi}$ называется таблица, в верхней строке которой записаны возможные значения $\bar{\xi}$, а в нижней — вероятности, с которыми эти значения принимает случайный вектор ($p_l = P(\bar{\xi} = \bar{a}_l), l = 1, 2, \dots$):

$\bar{\xi}$	\bar{a}_1	\bar{a}_2	...	\bar{a}_l	...
P	p_1	p_2	...	p_l	...

Как и в одномерном случае показывается, что $p_l \geq 0$ при всех $l = 1, 2, \dots$ и $\sum_{l=1}^{\infty} p_l = 1$. Кроме того, для произвольного множества $B \subset R^k$

$$P(\bar{\xi} \in B) = \sum_{\substack{l: \\ \bar{a}_l \in B}} p_l.$$

Определение 7.5. Случайный вектор $\bar{\xi} = \{\xi_1, \dots, \xi_k\}$ называется *непрерывным*, если он принимает все значения из некоторой области D (ненулевого объема) и существует такая неотрицательная функция нескольких переменных $p(x_1, \dots, x_k)$, что для любого параллелепипеда $G = \{(x_1, \dots, x_k) : x_i \in [a_i, b_i], i = 1, \dots, k\}$

$$P(\bar{\xi} \in G) = \int_G \dots \int p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k. \quad (7.5)$$

Замечание 7.2. Чтобы избежать трудностей, связанных с многомерным интегралом, читатель может считать, что $k = 2$ или $k = 3$.

Плотность вероятностей $p(x_1, \dots, x_k)$ неотрицательна и

$$\int_{R^k} \dots \int p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k = 1.$$

Разбивая произвольную область $B \subset R^k$, для которой определено понятие объема, на достаточно маленькие параллелепипеды и применяя к каждому из них формулу (7.5), получаем, что

$$P(\bar{\xi} \in B) = \int_B \dots \int p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k.$$

Как и в одномерном случае, плотность вероятностей случайного вектора и его функция распределения $F(x_1, \dots, x_k)$ связаны между собой:

$$F(x_1, \dots, x_k) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_k} p(u_1, \dots, u_k) du_1 \dots du_k,$$

$$p(x_1, \dots, x_k) = \frac{\partial^k F(x_1, \dots, x_k)}{\partial x_1 \dots \partial x_k}$$

(последнее равенство выполняется в точках непрерывности $p(x_1, \dots, x_k)$).

Приведем примеры непрерывных распределений.

а) *Равномерное распределение.* Случайный вектор $\bar{\xi} = \{\xi_1, \dots, \xi_k\}$ имеет равномерное распределение в области $D \subset R^k$, если он является непрерывным и его плотность вероятностей равна

$$p(x_1, \dots, x_k) = \begin{cases} C, & (x_1, \dots, x_k) \in D, \\ 0, & (x_1, \dots, x_k) \notin D, \end{cases}$$

где C — постоянная. Нетрудно вычислить, что постоянная C равна величине, обратной объему области D .

Случайный вектор, равный радиусу-вектору точки, наудачу выбранной в области D , имеет указанное распределение.

б) *Нормальное распределение ($k = 2$).* Случайный вектор $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2\}$ имеет нормальное распределение, если он является непрерывным и его плотность вероятностей равна

$$p(x_1, x_2) = C e^{-k(x_1 - a_1, x_2 - a_2)/2},$$

где $k(x_1 - a_1, x_2 - a_2)$ — квадратичная форма относительно $x_1 - a_1$ и $x_2 - a_2$, т. е.

$$k(x_1 - a_1, x_2 - a_2) = a_{11}(x_1 - a_1)^2 + 2a_{12}(x_1 - a_1)(x_2 - a_2) + a_{22}(x_2 - a_2)^2$$

(здесь $a_1, a_2, a_{11}, a_{12}, a_{22}$ — постоянные).

При этом предполагается, что $k(x_1 - a_1, x_2 - a_2) > 0$, если x_1 и x_2 не равны одновременно a_1 и a_2 соответственно. Можно показать, что

$$C = \frac{1}{2\pi} \sqrt{|A|},$$

где

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{12} & a_{22} \end{pmatrix}.$$

В теории артиллерийских стрельб считается, что радиус-вектор точки попадания снаряда имеет нормальное распределение.

§ 7.3. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНОГО ВЕКТОРА

Определение 7.6. Математическим ожиданием (или центром рассеяния) случайного вектора $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$ называется вектор

$$M\bar{\xi} = \{M\xi_1, M\xi_2, \dots, M\xi_k\}.$$

Определение 7.7. Ковариационной матрицей случайного вектора $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$ называется матрица

$$M(\bar{\xi} - \bar{m})^T (\bar{\xi} - \bar{m}),$$

где $\bar{m} = M\bar{\xi}$ (чтобы найти математическое ожидание матрицы $(\bar{\xi} - \bar{m})^T (\bar{\xi} - \bar{m})$ надо найти математическое ожидание каждой ее компоненты).

Очевидно, ковариационная матрица имеет размеры $k \times k$ и ее элемент, стоящий в пересечении i -й строки и j -го столбца, равен

$$a_{ij} = M(\xi_i - m_i)(\xi_j - m_j),$$

где m_i — i -я координата вектора \bar{m} , т. е. $m_i = M\xi_i$.

Определение 7.8. Ковариацией двух случайных величин ξ и η называется число

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M(\xi - a)(\eta - b),$$

где $a = M\xi$, $b = M\eta$.

Таким образом, a_{ij} является ковариацией ξ_i и ξ_j . Следовательно, ковариационная матрица случайного вектора $\bar{\xi}$ — это матрица, составленная из ковариаций его компонент (отсюда и название).

Очевидно, ковариационная матрица является симметричной и на ее диагонали находятся дисперсии случайных величин ξ_1, \dots, ξ_k .

Разберемся с вероятностным смыслом ковариации $\text{cov}(\xi, \eta)$, но для этого сначала заметим, что размерность ковариации равна произведению размерностей случайных величин ξ и η . Поэтому разумно вместо ковариации рассматривать безразмерную величину

$$r(\xi, \eta) = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi D\eta}},$$

которая называется коэффициентом корреляции случайных величин ξ и η (предполагается, что $D\xi \neq 0$, $D\eta \neq 0$). Коэффициент корреляции является мерой зависимости случайных величин ξ и η (об этом см. следующую лекцию). Укажем свойства коэффициента корреляции.

Свойство 1. Справедливо равенство

$$r(\xi, \eta) = r(\eta, \xi).$$

Свойство 2. Пусть $\tilde{\xi} = a_1\xi + b_1$, $\tilde{\eta} = a_2\xi + b_2$, где a_1, a_2, b_1, b_2 — постоянные, причем $a_1 > 0, a_2 > 0$. Тогда

$$r(\tilde{\xi}, \tilde{\eta}) = r(\xi, \eta).$$

Свойство 3. Справедливо неравенство

$$|r(\xi, \eta)| \leq 1, \quad (7.6)$$

причем равенство возможно тогда и только тогда, когда с вероятностью единица $\eta = c\xi + d$, где c, d — постоянные, причем $c \neq 0$.

Доказательство. В силу свойства 2 достаточно доказать это утверждение для случайных величин $\tilde{\xi} = \xi - M\xi$ и $\tilde{\eta} = \eta - M\eta$. Заметим, что $M\tilde{\xi} = M\tilde{\eta} = 0$, поэтому

$$\text{cov}(\tilde{\xi}, \tilde{\eta}) = M\tilde{\xi}\tilde{\eta}, D\tilde{\xi} = M(\tilde{\xi}^2), D\tilde{\eta} = M(\tilde{\eta}^2). \quad (7.7)$$

Рассмотрим случайную величину $\zeta = \lambda\tilde{\xi} + \tilde{\eta}$. Очевидно,

$$0 \leq M(\zeta^2) = M(\lambda\tilde{\xi} + \tilde{\eta})^2 = \lambda^2 M(\tilde{\xi}^2) + 2\lambda M\tilde{\xi}\tilde{\eta} + M(\tilde{\eta}^2).$$

Относительно λ последнее выражение является квадратным трехчленом. Из неотрицательности этого квадратного трехчлена следует, что его дискриминант меньше или равен нулю, т. е.

$$(M\tilde{\xi}\tilde{\eta})^2 - M(\tilde{\xi}^2)M(\tilde{\eta}^2) \leq 0.$$

Вспоминая (7.7), получаем, что

$$|\text{cov}(\tilde{\xi}, \tilde{\eta})| \leq \sqrt{D\tilde{\xi} D\tilde{\eta}}.$$

Но это как раз означает справедливость (7.6).

Если $|r(\xi, \eta)| = 1$, то дискриминант упомянутого квадратного трехчлена равен 0 и, следовательно, существует корень $\lambda_0 \neq 0$ этого трехчлена. Но это означает, что $M(\lambda_0\tilde{\xi} + \tilde{\eta})^2 = 0$. По свойству 4 математического ожидания $\lambda_0\tilde{\xi} + \tilde{\eta} = 0$ с вероятностью единица, ч. т. д.

Покажем, как в непрерывном случае вычисляются числовые характеристики случайного вектора. Для этого воспользуемся следующим утверждением, аналогичным свойству 5 математического ожидания случайной величины (см. лекцию № 6).

Утверждение 7.2. Если $\bar{\xi} = \{\xi_1, \dots, \xi_k\}$ — непрерывный случайный вектор с плотностью вероятностей $p(x_1, \dots, x_k)$ и $f(x_1, \dots, x_k)$ — числовая функция нескольких числовых переменных, то $\eta = f(\xi_1, \dots, \xi_k)$ является случайной величиной и

$$M\eta = \int_{R^k} \dots \int f(x_1, \dots, x_k) p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k.$$

Из этого утверждения следует, что

$$m_i = M\xi_i = \int_{R^k} \dots \int x_i p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k, \quad i = 1, \dots, k; \quad (7.8)$$

$$a_{ij} = M(\xi_i - m_i)(\xi_j - m_j) = \int_{R^k} \dots \int (x_i - m_i)(x_j - m_j) p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k, \quad i, j = 1, \dots, k. \quad (7.9)$$

Легко проверить, что

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M\xi\eta - M\xi M\eta,$$

поэтому a_{ij} можно вычислять иначе:

$$a_{ij} = \int_{R^k} \dots \int x_i x_j p(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k - m_i m_j, \quad i, j = 1, \dots, k. \quad (7.10)$$

Математическое ожидание случайного вектора $\bar{\xi}$ есть вектор $\bar{m} = \{m_1, \dots, m_k\}$, а ковариационная матрица $\bar{\xi}$ — матрица $A = \{a_{ij}, i, j = 1, \dots, k\}$.

ПРИМЕР 7.1. Пусть точка наудачу выбирается в треугольнике D , изображенном на рис. 7.2, и $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2\}$ — радиус-вектор этой точки. Найти $M\bar{\xi}$ и ковариационную матрицу $\bar{\xi}$.

Вектор $\bar{\xi}$ имеет равномерное распределение в треугольнике D , т. е. является непрерывным и его плотность вероятностей равна

$$p(x_1, x_2) = \begin{cases} 2, & (x_1, x_2) \in D; \\ 0, & (x_1, x_2) \notin D, \end{cases}$$

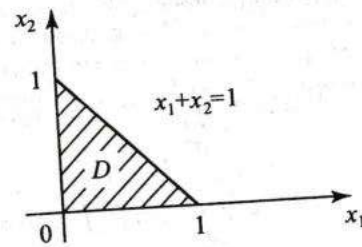


Рис. 7.2

поскольку площадь треугольника D равна $1/2$. Сначала найдем $M\bar{\xi}$:

$$\begin{aligned} M\xi_1 &= \iint_{R^2} x_1 p(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \iint_D 2x_1 dx_1 dx_2 = \\ &= 2 \int_0^1 dx_1 \int_0^{1-x_1} x_1 dx_2 = 2 \int_0^1 x_1 (1-x_1) dx_1 = \\ &= 2 \left(\frac{x_1^2}{2} - \frac{x_1^3}{3} \right) \Big|_0^1 = 2 \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) = \frac{1}{3}, \end{aligned}$$

аналогично $M\xi_2 = \frac{1}{3}$. Итак,

$$M\bar{\xi} = \left\{ \frac{1}{3}; \frac{1}{3} \right\}.$$

Для нахождения ковариационной матрицы найдем $M\xi_1^2$, $M\xi_2^2$ и $M\xi_1\xi_2$:

$$\begin{aligned} M\xi_1^2 &= \iint_{R^2} x_1^2 p(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \iint_D 2x_1^2 dx_1 dx_2 = \\ &= 2 \int_0^1 dx_1 \int_0^{1-x_1} x_1^2 dx_2 = 2 \int_0^1 x_1^2 (1-x_1) dx_1 = \\ &= 2 \left(\frac{x_1^3}{3} - \frac{x_1^4}{4} \right) \Big|_0^1 = 2 \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right) = \frac{1}{6}; \end{aligned}$$

аналогично $M\xi_2^2 = \frac{1}{6}$;

$$\begin{aligned} M\xi_1\xi_2 &= \iint_{R^2} x_1x_2p(x_1, x_2)dx_1dx_2 = \iint_D 2x_1x_2dx_1dx_2 = \\ &= 2 \int_0^1 x_1dx_1 \int_0^{1-x_1} x_2dx_2 = \int_0^1 x_1(1-x_1)^2dx_1 = \\ &= \int_0^1 (x_1 - 2x_1^2 + x_1^3)dx_1 = \frac{1}{2} - \frac{2}{3} + \frac{1}{4} = \frac{1}{12}. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$D\xi_1 = M(\xi_1^2) - (M\xi_1)^2 = \frac{1}{6} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}, \quad D\xi_2 = \frac{1}{18},$$

$$\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = M\xi_1\xi_2 - M\xi_1M\xi_2 = \frac{1}{12} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = -\frac{1}{36}.$$

Итак, ковариационная матрица случайного вектора $\bar{\xi}$ имеет вид

$$\begin{pmatrix} D\xi_1 & \text{cov}(\xi_1, \xi_2) \\ \text{cov}(\xi_1, \xi_2) & D\xi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/18 & -1/36 \\ -1/36 & 1/18 \end{pmatrix}.$$

Контрольные вопросы

1. Объясните, почему по маргинальным распределениям неоднозначно восстанавливается распределение случайного вектора. Приведите пример.

2. Пусть $F(x_1, x_2, x_3)$ — функция распределения случайного вектора $\{\xi_1, \xi_2, \xi_3\}$. Как по ней найти функцию распределения случайного вектора $\{\xi_1, \xi_2\}$?

3. Докажите, что

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M\xi\eta - M\xi M\eta.$$

4. Докажите свойство 1 коэффициента корреляции.

5. Докажите свойство 2 коэффициента корреляции. Что будет, если рассмотреть другие варианты знаков a_1 и a_2 ?

6. Докажите, что если $r(\xi, \eta) = 1$, то $\eta = c\xi + d$, где c, d — постоянные, причем $c > 0$. Если же $r(\xi, \eta) = -1$, то $c < 0$.

Ответы

2. Функция распределения $\{\xi_1, \xi_2\}$ равна $\lim_{x_3 \rightarrow +\infty} F(x_1, x_2, x_3)$.

3. $\text{cov}(\xi, \eta) = M(\xi - M\xi)(\eta - M\eta) = M(\xi\eta - \eta M\xi - \xi M\eta + M\xi M\eta) = M\xi\eta - M\eta M\xi - M\xi M\eta + M\xi M\eta = M\xi\eta - M\xi M\eta$.

5. Если, например, $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, то $r(\bar{\xi}, \bar{\eta}) = -r(\xi, \eta)$.

ФУНКЦИИ ОТ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

§ 8.1. НЕЗАВИСИМЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Определение 8.1. Случайные величины $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ (определенные на одном и том же вероятностном пространстве) называются *независимыми*, если для любых отрезков $[a_i, b_i]$, $i = 1, \dots, k$, выполняется равенство

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2], \dots, \xi_k \in [a_k, b_k]) = \\ = P(\xi_1 \in [a_1, b_1])P(\xi_2 \in [a_2, b_2]) \cdot \dots \cdot P(\xi_k \in [a_k, b_k]). \end{aligned}$$

ПРИМЕР 8.1. Пусть точка наудачу выбирается в квадрате K , изображенном на рис. 8.1, и $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2\}$ — радиус-вектор этой точки. Тогда ξ_1 и ξ_2 — независимые случайные величины.

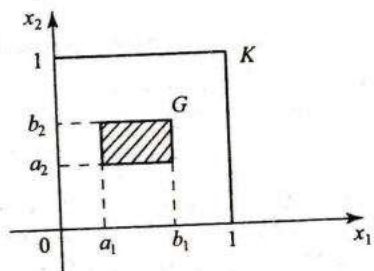


Рис. 8.1

Действительно, выберем произвольные отрезки $[a_1, b_1]$ и $[a_2, b_2]$ ($0 \leq a_1 < b_1 \leq 1$, $0 \leq a_2 < b_2 \leq 1$). Тогда по определению геометрических вероятностей

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2]) = \\ = P(\bar{\xi} \in G) = S(G) = \\ = (b_1 - a_1)(b_2 - a_2), \end{aligned}$$

где G — прямоугольник $\{(x_1, x_2) : a_1 \leq x_1 \leq b_1, a_2 \leq x_2 \leq b_2\}$, а $S(G)$ — его площадь. Аналогично,

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \in [a_1, b_1]) = P(\bar{\xi} \in \{(x_1, x_2) : a_1 \leq x_1 \leq b_1, 0 \leq x_2 \leq 1\}) = \\ = (b_1 - a_1)(1 - 0) = b_1 - a_1, \end{aligned}$$

$$P(\xi_2 \in [a_2, b_2]) = b_2 - a_2.$$

Итак,

$$P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2]) = P(\xi_1 \in [a_1, b_1])P(\xi_2 \in [a_2, b_2]),$$

что и требовалось доказать.

ПРИМЕР 8.2. Пусть точка наудачу выбирается в треугольнике D , изображенном на рис. 8.2, и $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2\}$ — радиус-вектор этой точки. Тогда случайные величины ξ_1 и ξ_2 являются зависимыми.

Действительно, если взять $a_1 = 2/3, b_1 = 1, a_2 = 2/3, b_2 = 1$, то

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \in [a_1, b_1]) = P(\bar{\xi} \in G_1) = \\ = S(G_1)/S(D) = (1/3)^2 = 1/9, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{аналогично } P(\xi_2 \in [a_2, b_2]) = \\ = P(\bar{\xi} \in G_2) = 1/9, \text{ но} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2]) = \\ = P(\bar{\xi} \in \emptyset) = 0. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2]) \neq P(\xi_1 \in [a_1, b_1])P(\xi_2 \in [a_2, b_2]).$$

Утверждение 8.1. Если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые непрерывные случайные величины с плотностями вероятностей $p_1(\cdot), p_2(\cdot), \dots, p_k(\cdot)$, то случайный вектор $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$ является непрерывным и его плотность вероятностей записывается в виде

$$p(x_1, x_2, \dots, x_k) = p_1(x_1)p_2(x_2) \cdot \dots \cdot p_k(x_k).$$

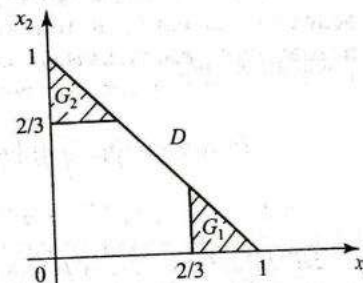


Рис. 8.2

Доказательство (для $k = 2$). Рассмотрим произвольный прямоугольник $G = \{(x_1, x_2) : x_1 \in [a_1, b_1], x_2 \in [a_2, b_2]\}$. Тогда ввиду независимости ξ_1 и ξ_2

$$P(\bar{\xi} \in G) = P(\xi_1 \in [a_1, b_1], \xi_2 \in [a_2, b_2]) = P(\xi_1 \in [a_1, b_1])P(\xi_2 \in [a_2, b_2]).$$

По определению плотности вероятностей

$$P(\xi_1 \in [a_1, b_1]) = \int_{a_1}^{b_1} p_1(x_1) dx_1,$$

$$P(\xi_2 \in [a_2, b_2]) = \int_{a_2}^{b_2} p_2(x_2) dx_2.$$

Следовательно,

$$P(\bar{\xi} \in G) = \int_{a_1}^{b_1} p_1(x_1) dx_1 \cdot \int_{a_2}^{b_2} p_2(x_2) dx_2.$$

Но по свойству двойного интеграла произведение интегралов в правой части равно $\iint_G p_1(x_1)p_2(x_2) dx_1 dx_2$. Итак,

$$P(\bar{\xi} \in G) = \iint_G p_1(x_1)p_2(x_2) dx_1 dx_2,$$

но это означает, что случайный вектор $\bar{\xi}$ является непрерывным с плотностью вероятностей $p(x_1, x_2) = p_1(x_1)p_2(x_2)$, ч. т. д.

Теорема 8.1. Если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые случайные величины с конечными математическими ожиданиями, то

$$M\xi_1\xi_2 \cdot \dots \cdot \xi_k = M\xi_1 \cdot M\xi_2 \cdot \dots \cdot M\xi_k.$$

Доказательство (в непрерывном случае, $k = 2$). Ввиду утверждения 8.1 случайный вектор $\{\xi_1, \xi_2\}$ имеет плотность

вероятностей $p(x_1, x_2) = p_1(x_1)p_2(x_2)$, где $p_1(\cdot), p_2(\cdot)$ — плотности вероятностей случайных величин ξ_1 и ξ_2 . В силу утверждения 7.2

$$\begin{aligned} M\xi_1\xi_2 &= \iint_{R^2} x_1x_2p(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \\ &= \iint_{R^2} x_1x_2p_1(x_1)p_2(x_2) dx_1 dx_2 = \int_{R^1} x_1p_1(x_1) dx_1 \int_{R^1} x_2p_2(x_2) dx_2, \end{aligned}$$

но последние два интеграла есть $M\xi_1$ и $M\xi_2$. Теорема доказана.

Теорема 8.2. Если ξ и η — независимые случайные величины, то $\text{cov}(\xi, \eta) = 0$ и $r(\xi, \eta) = 0$.

Доказательство. Известно, что

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M\xi\eta - M\xi \cdot M\eta.$$

По теореме 8.1, ввиду независимости ξ и η ,

$$M\xi\eta = M\xi \cdot M\eta,$$

откуда следует, что

$$\text{cov}(\xi, \eta) = 0,$$

а следовательно, $r(\xi, \eta) = 0$.

Замечание 8.1. Ранее установлено, что равенство $|r(\xi, \eta)| = 1$ означает, что одна случайная величина линейно выражается через другую (см. свойство 3 коэффициента корреляции из лекции № 7). Независимость ξ и η влечет равенство $r(\xi, \eta) = 0$. Именно эти два свойства коэффициента корреляции наводят на мысль использовать его как меру зависимости случайных величин: близость модуля коэффициента корреляции к единице означает сильную зависимость случайных величин, а близость к нулю — слабую зависимость случайных величин.

Следствие 8.1. Если компоненты $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ случайного вектора $\bar{\xi}$ независимы, то его ковариационная матрица является диагональной.

Доказательство. Как мы знаем, ковариационная матрица состоит из элементов $a_{ij} = \text{cov}(\xi_i, \xi_j)$. Ввиду независимости ξ_i и ξ_j при $i \neq j$, $a_{ij} = 0$, ч. т. д.

Ранее отмечалось, что дисперсия суммы случайных величин, вообще говоря, не равна сумме дисперсий (см. лекцию № 6). На самом деле, справедлив следующий факт.

Утверждение 8.2. Для произвольных случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ (заданных на одном и том же вероятностном пространстве):

$$D(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) = \sum_{i,j=1}^k \text{cov}(\xi_i, \xi_j). \quad (8.1)$$

Доказательство. Положим $M\xi_i = m_i$, $i = 1, \dots, k$. Тогда $M(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) = m_1 + m_2 + \dots + m_k$. Следовательно,

$$\begin{aligned} D(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) &= M((\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) - (m_1 + m_2 + \dots + m_k))^2 = \\ &= M((\xi_1 - m_1) + (\xi_2 - m_2) + \dots + (\xi_k - m_k))^2 = \\ &= \sum_{i,j=1}^k M((\xi_i - m_i)(\xi_j - m_j)) = \sum_{i,j=1}^k \text{cov}(\xi_i, \xi_j). \end{aligned}$$

Теорема 8.3. Если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые случайные величины, то

$$D(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) = D\xi_1 + D\xi_2 + \dots + D\xi_k.$$

Доказательство. Ввиду независимости ξ_i и ξ_j при $i \neq j$, $\text{cov}(\xi_i, \xi_j) = 0$, поэтому из (8.1) получаем, что

$$D(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k) = \sum_{i=1}^k \text{cov}(\xi_i, \xi_i).$$

Осталось вспомнить, что $\text{cov}(\xi_i, \xi_i) = D\xi_i$, $i = 1, \dots, k$. Теорема доказана.

ПРИМЕР 8.3. Пусть проводятся испытания Бернулли с вероятностью успеха в одном испытании p и μ_n — число успехов в n испытаниях. Найдем $M\mu_n$ и $D\mu_n$.

Обозначим ξ_i — число успехов в i -м испытании, тогда нетрудно понять, что

$$\mu_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n. \quad (8.2)$$

Так как испытания Бернулли не зависят друг от друга, то случайные величины $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ являются независимыми. Распределение случайной величины ξ_i задается рядом распределения

ξ_i	1	0
P	p	q

Поэтому $M\xi_i = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p$, $D\xi_i = M(\xi_i^2) - (M\xi_i)^2 = (1^2 \cdot p + 0^2 \cdot q) - p^2 = p - p^2 = p(1 - p) = pq$. Из равенства (8.2) следует, что

$$M\mu_n = \sum_{i=1}^n M\xi_i = np.$$

Из равенства (8.2) и независимости $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ вытекает (см. теорему 8.3), что

$$D\mu_n = \sum_{i=1}^n D\xi_i = npq.$$

§ 8.2. ФУНКЦИИ ОТ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН И ВЕКТОРОВ

Пусть ξ — случайная величина, а $f(x)$ — числовая функция. Тогда $\eta = f(\xi)$ является случайной величиной. Мы уже знаем, как находить математическое ожидание η (см. свойство 5 математического ожидания из лекции № 6). Ответим на вопрос, как находить распределение случайной величины η . Пусть $F_\eta(x)$ — функция распределения η , тогда

$$F_\eta(x) = P(\eta \leq x) = P(f(\xi) \leq x).$$

Рассмотрим при фиксированном x множество на числовой оси $B_x = \{u : f(u) \leq x\}$. Тогда случайные события $\{\omega : f(\xi) \leq x\}$ и $\{\omega : \xi \in B_x\}$ совпадают и поэтому

$$P(f(\xi) \leq x) = P(\xi \in B_x).$$

Если, например, ξ — непрерывная случайная величина с плотностью вероятностей $p(\cdot)$, то

$$P(\xi \in B_x) = \int_{B_x} p(u) du$$

и, следовательно,

$$F_\eta(x) = \int_{B_x} p(u) du.$$

В свою очередь, по функции распределения $F_\eta(x)$ можно найти плотность вероятностей $p_\eta(x)$ случайной величины η , используя равенство

$$p_\eta(x) = F'_\eta(x).$$

ПРИМЕР 8.4. Пусть $\eta \sim U[-1, 1]$. Найти функцию распределения и плотность вероятностей случайной величины $\eta = \xi^3$.

Очевидно, ξ^3 принимает значения из отрезка $[-1, 1]$. Возьмем $x \in [-1, 1]$. Тогда

$$F_\eta(x) = P(\xi^3 \leq x) = P(\xi \leq \sqrt[3]{x}).$$

Плотность вероятностей случайной величины η имеет вид

$$p_\xi(x) = \begin{cases} 1/2, & x \in [-1, 1]; \\ 0, & x \notin [-1, 1]. \end{cases}$$

Поэтому

$$P(\xi \leq \sqrt[3]{x}) = \int_{-\infty}^{\sqrt[3]{x}} p_\xi(u) du = \int_{-1}^{\sqrt[3]{x}} \frac{1}{2} du = \frac{1}{2} (\sqrt[3]{x} + 1).$$

Итак, при $x \in [-1, 1]$

$$F_\eta = \frac{1}{2} (\sqrt[3]{x} + 1).$$

Ясно, что при $x < -1$ $F_\eta(x) = 0$ и при $x > 1$ $F_\eta(x) = 1$. Найдем плотность вероятностей случайной величины η :

$$p_\eta(x) = F'_\eta(x) = \begin{cases} \frac{1}{6\sqrt[3]{x^2}}, & x \in (-1, 1); \\ 0, & x \notin (-1, 1). \end{cases}$$

ПРИМЕР 8.5. Пусть $\eta \sim U[-1, 1]$. Найти функцию распределения и плотность вероятностей случайной величины $\eta = \xi^2$.

Очевидно, ξ^2 принимает значения из отрезка $[0, 1]$. Возьмем $x \in [0, 1]$. Тогда

$$\begin{aligned} F_\eta(x) &= P(\xi^2 \leq x) = P(-\sqrt{x} \leq \xi \leq \sqrt{x}) = \\ &= \int_{-\sqrt{x}}^{\sqrt{x}} p_\xi(u) du = \int_{-\sqrt{x}}^{\sqrt{x}} \frac{1}{2} du = \sqrt{x}. \end{aligned}$$

При $x < 0$ $F_\eta(x) = 0$, а при $x > 1$ $F_\eta(x) = 1$. Плотность вероятностей случайной величины η имеет вид:

$$p_\eta(x) = F'_\eta(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{x}}, & x \in (0, 1); \\ 0 & x \notin (0, 1). \end{cases}$$

Пусть теперь $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k\}$ — случайный вектор, а $f(x_1, x_2, \dots, x_k)$ — числовая функция нескольких числовых переменных. Тогда $\eta = f(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k)$ — случайная величина. О том, как находить математическое ожидание η говорится в лекции № 7. Пусть $F_\eta(x)$ — функция распределения случайной величины η . Предположим, что $\bar{\xi}$ — непрерывный случайный вектор с плотностью вероятностей $p(x_1, x_2, \dots, x_k)$. Рассмотрим при фиксированном x множество из R^k :

$$B_x = \{(x_1, x_2, \dots, x_k) : f(x_1, x_2, \dots, x_k) \leq x\}.$$

Тогда так же, как и в одномерном случае, получаем, что

$$\begin{aligned} F_\eta(x) &= P(\eta \leq x) = P(f(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k) \leq x) = \\ &= P((\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k) \in B_x) = \int \dots \int_{B_x} p(x_1, x_2, \dots, x_k) dx_1 dx_2 \dots dx_k. \end{aligned}$$

В качестве иллюстрации этого приема найдем распределение суммы двух независимых непрерывных случайных величин ξ_1 и ξ_2 с плотностями вероятностей $p_1(\cdot)$ и $p_2(\cdot)$. Оказывается, что случайная величина $\eta = \xi_1 + \xi_2$ является

непрерывной и ее плотность вероятностей можно определить по формуле

$$p_{\eta}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x_1)p_2(x-x_1)dx_1$$

(как известно, последний интеграл называется сверткой функций $p_1(\cdot)$ и $p_2(\cdot)$). Действительно, в силу утверждения 8.1 плотность вероятностей случайного вектора $\{\xi_1, \xi_2\}$ равна $p(x_1, x_2) = p_1(x_1)p_2(x_2)$, поэтому для произвольного x

$$P(\eta \leq x) = P(\xi_1 + \xi_2 \leq x) = \iint_{B_x} p_1(x_1)p_2(x_2)dx_1dx_2,$$

где $B_x = \{(x_1, x_2) : x_1 + x_2 \leq x\}$ (см. рис. 8.3).

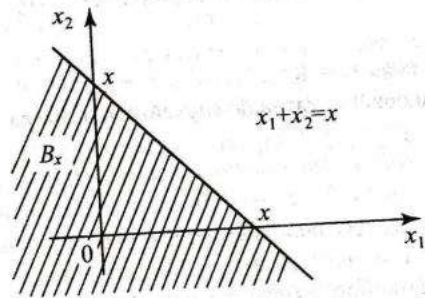


Рис. 8.3

Перейдем от двойного интеграла к повторному:

$$\iint_{B_x} p_1(x_1)p_2(x_2)dx_1dx_2 = \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x_1)dx_1 \int_{-\infty}^{x-x_1} p_2(x_2)dx_2. \quad (8.3)$$

Делая замену $u = x_2 + x_1$ во внутреннем интеграле, получаем, что правая часть (8.3) имеет вид

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x_1)dx_1 \int_{-\infty}^x p_2(u-x_1)du = \int_{-\infty}^{+\infty} dx_1 \int_{-\infty}^x p_1(x_1)p_2(u-x_1)du.$$

И, наконец, меняя порядок переменных в последнем интеграле, в итоге находим, что

$$P(\eta \leq x) = \int_{-\infty}^x du \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x_1)p_2(u-x_1)dx_1 = \int_{-\infty}^x p_{\eta}(u)du,$$

ч. т. д.

Контрольные вопросы

1. Какой геометрический факт лежит в основе доказательства независимости ξ_1 и ξ_2 из примера 8.1?
2. Объясните, почему в случае, когда компоненты случайного вектора независимы, его распределение однозначно восстанавливается по маргинальным распределениям.
3. Следует ли из равенства $r(\xi, \eta) = 0$ независимость случайных величин ξ и η ?
4. Докажите непосредственно соотношение $M\mu_n = np$ из примера 8.3.
5. Напишите формулу для дисперсии суммы двух произвольных случайных величин (см. (8.1)).
6. Ковариационная матрица случайного вектора $\{\xi_1, \xi_2\}$ имеет вид $\begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 4 \end{pmatrix}$. Найдите $D(3\xi_1 - 5\xi_2)$.

Ответы

1. Формула для площади прямоугольника.
3. Не следует.
5. $D(\xi_1 + \xi_2) = D\xi_1 + 2\text{cov}(\xi_1, \xi_2) + D\xi_2$.
6. $D(3\xi_1 - 5\xi_2) = D(3\xi_1) + 2\text{cov}(3\xi_1, -5\xi_2) + D(-5\xi_2) = 9D\xi_1 - 30\text{cov}(\xi_1, \xi_2) + 25D\xi_2 = 9 \cdot 1 - 30 \cdot 2 + 25 \cdot 4 = 49$.

Лекция 9

ХАРАКТЕРИСТИЧЕСКИЕ ФУНКЦИИ

§ 9.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ХАРАКТЕРИСТИЧЕСКОЙ ФУНКЦИИ И ЕЕ ВЫЧИСЛЕНИЕ

Рассмотрим произвольную случайную величину ξ и применим к ней функцию $f(x) = e^{itx}$, где t — действительный параметр. Известно, что

$$e^{itx} = \cos tx + i \sin tx,$$

таким образом, $f(x)$ является комплекснозначной функцией. Рассмотрение именно такой функции вызвано, с одной стороны, тем, что $|f(x)| = 1$, а с другой — тем, что $f(x)$ является показательной функцией. Применяя $f(x)$ к случайной величине ξ , получаем случайную величину $\eta = f(\xi)$. Математическое ожидание η будет зависеть от t . Оказывается, совокупность всех таких математических ожиданий несет исчерпывающую информацию о случайной величине ξ , причем представленную в очень удобном виде.

Определение 9.1. Характеристической функцией случайной величины ξ называется следующая комплекснозначная функция действительного переменного t :

$$\varphi(t) = M e^{it\xi} = M \cos t\xi + i M \sin t\xi.$$

По свойству 5 математического ожидания (см. лекцию № 6)

$$\varphi(t) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{ita_k} p_k,$$

если ξ является дискретной случайной величиной с рядом распределения

ξ	a_1	a_2	...	a_k	...
P	p_1	p_2	...	p_k	...

и

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x) dx,$$

если ξ является непрерывной случайной величиной с плотностью вероятностей $p(x)$.

Замечание 9.1. Из курса математического анализа известно, что в непрерывном случае характеристическая функция является преобразованием Фурье плотности вероятностей.

ПРИМЕР 9.1. Пусть случайная величина ξ имеет распределение Пуассона с параметром a . Найти характеристическую функцию ξ .

Случайная величина ξ принимает значения $0, 1, 2, \dots$, причем

$$P(\xi = k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}, k = 0, 1, 2, \dots$$

По определению характеристической функции

$$\varphi(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} P(\xi = k) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} \frac{a^k}{k!} e^{-a} = e^{-a} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it} a)^k}{k!}.$$

Известно, что при всех комплексных z

$$e^z = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{z^k}{k!},$$

поэтому

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it} a)^k}{k!} = e^{ae^{it}}.$$

Итак,

$$\varphi(t) = e^{-a} e^{ae^{it}} = e^{-a(1-e^{it})}.$$

ПРИМЕР 9.2. Пусть $\xi \sim N(a; \sigma^2)$. Найти характеристическую функцию ξ .

а) Рассмотрим сначала случай, когда ξ имеет стандартное нормальное распределение, т. е. $\xi \sim N(0; 1)$. Тогда плотность вероятностей ξ имеет вид

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}, x \in R.$$

По определению характеристической функции

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx-x^2/2} dx.$$

Поскольку

$$itx - \frac{x^2}{2} = -\frac{x^2 - 2itx}{2} = -\frac{(x-it)^2 + t^2}{2},$$

то делая замену $x - it = u$, получаем, что

$$\varphi(t) = e^{-t^2/2} \int_{-\infty-it}^{+\infty+it} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du.$$

Последний интеграл равен 1 при $t = 0$, поскольку он представляет собою интеграл от плотности вероятностей по всей числовой оси. И при всех действительных t он равен нулю, что можно показать методами теории функций комплексного переменного. Итак,

$$\varphi(t) = e^{-t^2/2}.$$

б) Рассмотрим теперь общий случай: $\xi \sim N(a; \sigma^2)$. Тогда плотность вероятностей ξ имеет вид

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-(x-a)^2/(2\sigma^2)}, x \in R,$$

и характеристическая функция определяется соотношением

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-(x-a)^2/(2\sigma^2)} dx.$$

Осуществляя замену переменных $(x-a)/\sigma = u$, получаем, что

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{it(\sigma u+a)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du = e^{ita} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i(t\sigma)u} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du,$$

но последний интеграл есть характеристическая функция стандартного нормального распределения, взятая в точке $t\sigma$, и поэтому этот интеграл равен $e^{-(t\sigma)^2/2}$. Следовательно,

$$\varphi(t) = e^{ita - (t^2\sigma^2)/2}.$$

§ 9.2. СВОЙСТВА ХАРАКТЕРИСТИЧЕСКИХ ФУНКЦИЙ

Свойство 1. Характеристическая функция определена при всех $t \in R$, непрерывна на всей числовой оси и

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \varphi(t) = \lim_{t \rightarrow -\infty} \varphi(t) = 0. \quad (9.1)$$

Доказательство (в непрерывном случае). Характеристическая функция есть несобственный интеграл $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x) dx$. Он сходится, если сходится интеграл от модуля подынтегральной функции, но

$$|e^{itx} p(x)| = |e^{itx}| p(x) = 1 p(x),$$

а интеграл от $p(x)$ по всей числовой оси равен 1.

Непрерывность $\varphi(t)$ и соотношение (9.1) следуют из свойств преобразования Фурье.

Свойство 2. Характеристическая функция при $t = 0$ равна 1.

Доказательство. Очевидно, что

$$\varphi(0) = M e^{i0\xi} = M e^0 = M 1 = 1.$$

Свойство 3. Если существует $M (|\xi|^k)$ при некотором натуральном k , то существует непрерывная производная k -го порядка $\varphi^{(k)}(t)$ характеристической функции $\varphi(t)$ и

$$M(\xi^k) = i^{-k} \varphi^{(k)}(0).$$

Доказательство (в непрерывном случае). Сходимость интеграла $\int_{-\infty}^{+\infty} |x|^k p(x) dx$ позволяет при дифференцировании функции

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x) dx$$

осуществлять это дифференцирование под знаком интеграла:

$$\varphi^{(k)}(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} (ix)^k e^{itx} p(x) dx.$$

Подставляя $t = 0$, получаем, что

$$\varphi^{(k)}(0) = i^k \int_{-\infty}^{+\infty} x^k p(x) dx = i^k M(\xi^k),$$

откуда вытекает требуемое равенство.

Свойство 4. Пусть $\varphi(t)$ — характеристическая функция случайной величины ξ . Тогда характеристическая функция случайной величины $a\xi + b$, где a, b — постоянные, равна $e^{itb} \varphi(at)$.

Доказательство. Действительно,

$$M e^{it(a\xi+b)} = M(e^{ita\xi} e^{itb}) = e^{itb} M e^{i(ta)\xi} = e^{itb} \varphi(ta).$$

Свойство 5. Если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые случайные величины с характеристическими функциями $\varphi_1(t), \varphi_2(t), \dots, \varphi_k(t)$, то характеристическая функция суммы $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k$ равна $\varphi_1(t) \varphi_2(t) \dots \varphi_k(t)$.

Доказательство. Нетрудно доказать, что если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые случайные величины и $f(x)$ — произвольная числовая функция (в том числе, комплекснозначная), то $f(\xi_1), f(\xi_2), \dots, f(\xi_k)$ также являются независимыми случайными величинами. Откуда, учитывая теорему 8.1, получаем при $f(x) = e^{itx}$, что

$$\begin{aligned} M e^{it(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k)} &= M e^{it\xi_1} e^{it\xi_2} \dots e^{it\xi_k} = \\ &= M e^{it\xi_1} M e^{it\xi_2} \dots M e^{it\xi_k} = \varphi_1(t) \varphi_2(t) \dots \varphi_k(t). \end{aligned}$$

Свойство 6. По характеристической функции $\varphi(t)$ функция распределения случайной величины восстанавливается однозначно.

ПРИМЕР 9.3. Пусть случайная величина ξ имеет распределение Пуассона с параметром a . По характеристической функции найти $M\xi$ и $D\xi$.

В примере 9.1 установлено, что характеристическая функция ξ имеет вид

$$\varphi(t) = e^{-a(1-e^{it})}.$$

По свойству 3

$$M\xi = i^{-1} \varphi'(0), M(\xi^2) = -\varphi''(0). \quad (9.2)$$

Найдем первые две производные $\varphi(t)$:

$$\varphi'(t) = i a e^{it} e^{-a(1-e^{it})}, \varphi''(t) = -a e^{it} e^{-a(1-e^{it})} - a^2 e^{2it} e^{-a(1-e^{it})}.$$

Подставляя $t = 0$, получаем, что

$$\varphi'(0) = ia, \varphi''(0) = -a - a^2.$$

Следовательно,

$$M\xi = a, M(\xi^2) = a + a^2 \Rightarrow D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2 = a.$$

ПРИМЕР 9.4. Пусть $\xi \sim N(a; \sigma^2)$. По характеристической функции найти $M\xi$ и $D\xi$.

В примере 9.2 найдена характеристическая функция ξ :

$$\varphi(t) = e^{ita - (t^2 \sigma^2)/2}.$$

Найдем $\varphi'(t)$ и $\varphi''(t)$:

$$\begin{aligned} \varphi'(t) &= (ia - t\sigma^2) e^{ita - (t^2 \sigma^2)/2}, \varphi''(t) = \\ &= -\sigma^2 e^{ita - (t^2 \sigma^2)/2} + (ia - t\sigma^2)^2 e^{ita - (t^2 \sigma^2)/2}. \end{aligned}$$

Подставляя $t = 0$, получаем, что

$$\varphi'(0) = ia, \varphi''(0) = -\sigma^2 - a^2.$$

Из равенств (9.2) находим, что

$$M\xi = a, M(\xi^2) = \sigma^2 + a^2 \Rightarrow D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2 = \sigma^2.$$

Итак, параметры a и σ^2 нормального распределения имеют простой вероятностный смысл: a является математическим ожиданием, а σ^2 — дисперсией случайной величины, имеющей такое распределение.

ПРИМЕР 9.5. Доказать, что если $\xi \sim N(a; \sigma^2)$, то случайная величина $\eta = c\xi + d$, где c, d — постоянные, имеет нормальное распределение $N(ca + d; c^2\sigma^2)$.

Характеристическая функция ξ имеет вид

$$\varphi_\xi(t) = e^{ita - (t^2\sigma^2)/2}.$$

Тогда по свойству 4 характеристическая функция η имеет вид

$$\varphi_\eta(t) = e^{itd} \varphi_\xi(ct) = e^{itd} e^{itca - (t^2(c\sigma)^2)/2} = e^{i(ca+d)t - (t^2(c\sigma)^2)/2}.$$

Последнее выражение является характеристической функцией нормального распределения $N(ca + d; c^2\sigma^2)$. Поскольку по свойству 6 функция распределения восстанавливается однозначно по характеристической функции, то $\eta \sim N(ca + d; c^2\sigma^2)$.

ПРИМЕР 9.6. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ — независимые случайные величины, причем $\xi_m \sim N(a_m; \sigma_m^2)$, $m = 1, 2, \dots, k$. Тогда

$$\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k \sim N\left(\sum_{m=1}^k a_m; \sum_{m=1}^k \sigma_m^2\right).$$

Действительно, характеристическая функция случайной величины ξ_m имеет вид

$$\varphi_m(t) = e^{ita_m - (t^2\sigma_m^2)/2}.$$

По свойству 5 характеристическая функция случайной величины $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k$ выражается в виде

$$\prod_{m=1}^k \varphi_m(t) = \prod_{m=1}^k e^{ita_m - (t^2\sigma_m^2)/2} = e^{it \sum_{m=1}^k a_m - t^2/2 \sum_{m=1}^k \sigma_m^2}.$$

Последнее выражение является характеристической функцией нормального распределения $N(\sum_{m=1}^k a_m; \sum_{m=1}^k \sigma_m^2)$. Ввиду того, что функция распределения восстанавливается однозначно по характеристической функции, получаем требуемое утверждение.

§ 9.3. СХОДИМОСТЬ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Важные результаты теории вероятностей — закон больших чисел, центральная предельная теорема и т. п. связаны с понятием сходимости последовательности случайных величин.

Определение 9.2. Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — последовательность случайных величин (заданных, вообще говоря, на разных вероятностных пространствах). Говорят, что эта последовательность *сходится по распределению* к случайной величине ξ , если

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n \leq x) = P(\xi \leq x),$$

т. е.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x),$$

где $F_n(x)$ — функция распределения ξ_n , а $F(x)$ — функция распределения ξ . Предполагается, что соотношение (9.3) выполняется для всех тех x , при которых функция $F(x)$ непрерывна. Кратко сходимость по распределению записывают в следующем виде:

$$\xi_n \xrightarrow{D} \xi.$$

Справедлив следующий замечательный результат, подчеркивающий важность понятия характеристической функции.

Теорема 9.1. Последовательность случайных величин ξ_1, ξ_2, \dots сходится по распределению к случайной величине ξ тогда и только тогда, когда последовательность характеристических функций $\varphi_1(t), \varphi_2(t), \dots$ этих случайных величин сходится к характеристической функции $\varphi(t)$ случайной величины ξ при любом t , т. е. $\lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_n(t) = \varphi(t)$, $t \in \mathbb{R}$.

Рассмотрим теперь более сильное понятие сходимости случайных величин.

Определение 9.3. Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — последовательность случайных величин, заданных на одном и том же вероятностном пространстве. Говорят, что эта последовательность *сходится почти наверное* или с *вероятностью 1* к случайной величине ξ , если

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \xi_n(\omega) = \xi(\omega)$$

для всех $\omega \in \Omega$, за исключением тех ω , которые составляют множество нулевой вероятности.

Примеры теорем, касающихся сходимости последовательности случайных величин по распределению или почти наверное будут приведены в следующей лекции. Теоремы такого типа получили название предельных и составляют основное содержание современной теории вероятностей. Теоремы о сходимости почти наверное требуют более сложного математического аппарата и здесь доказываться не будут. Существенную роль в разработке методов их доказательств сыграл А. Н. Колмогоров.

Контрольные вопросы

1. При определении характеристической функции использовалась показательная функция $f(x) = e^{itx}$, где t — действительный параметр. Как вы думаете, для каких случайных величин удобно использовать показательную функцию $g(x) = e^{-\lambda x}$, где λ — положительный параметр? Вспомните, с каким известным преобразованием в математическом анализе связана эта показательная функция?

2. Если $f(x)$ — показательная функция, то $f(x_1 + x_2) = f(x_1)f(x_2)$. При доказательстве какого свойства характеристических функций было использовано это соотношение?

3. Приведите пример случайной величины, характеристическая функция которой есть e^{ita} , где a — действительная постоянная.

4. Докажите, что для произвольной случайной величины ξ с характеристической функцией $\varphi(t)$

$$D\xi = -\varphi''(0) + (\varphi'(0))^2,$$

если $M(\xi^2)$ существует.

5. Пусть $\xi \sim N(a, \sigma^2)$. Докажите, что

$$\frac{\xi - a}{\sigma} \sim N(0; 1).$$

6. Пусть независимые случайные величины $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ имеют одинаковое распределение $N(a; \sigma^2)$. Докажите, что

$$\frac{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \sim N(0; 1).$$

Ответы

1. Для положительных случайных величин.

2. Свойство 5.

3. $\xi \equiv a$.

4. $D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2 = -\varphi''(0) - \left(\frac{\varphi'(0)}{i}\right)^2 = -\varphi''(0) + (\varphi'(0))^2$.

ПРЕДЕЛЬНЫЕ ТЕОРЕМЫ

§ 10.1. ЗАКОН БОЛЬШИХ ЧИСЕЛ

Рассмотрим последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин ξ_1, ξ_2, \dots . Это означает, что при любом натуральном $n \geq 2$ случайные величины $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ независимы и все случайные величины ξ_1, ξ_2, \dots имеют одинаковую функцию распределения. Отсюда, кстати, следует, что математические ожидания этих случайных величин совпадают (если они существуют). То же самое верно относительно дисперсий. Во многих задачах теории вероятностей и математической статистики важно знать распределение суммы

$$S_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$$

при довольно больших значениях n . Именно на этот вопрос отвечают рассматриваемые предельные теоремы.

Теорема 10.1 (Хинчин). Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины с математическим ожиданием a . Тогда при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{D} a. \quad (10.1)$$

Доказательство. Пусть $\varphi(t)$ — характеристическая функция ξ_1 (а следовательно, и ξ_2, ξ_3, \dots). По свойствам 2 и 3 характеристических функций (см. лекцию № 9)

$$\varphi(0) = 1, \quad \varphi'(0) = iM\xi_1 = ia,$$

причем $\varphi'(t)$ непрерывна на всей числовой оси. Следовательно, по формуле Тейлора при всех $t \in R$

$$\varphi(t) = \varphi(0) + \varphi'(0)t + h(t)t = 1 + iat + h(t)t,$$

где $\lim_{t \rightarrow 0} h(t) = 0$. По свойству 5 характеристическая функция S_n равна $\varphi^n(t)$, а по свойству 4 характеристическая функция S_n/n равна

$$\varphi^n\left(\frac{t}{n}\right) = \left(1 + \frac{iat}{n} + h\left(\frac{t}{n}\right)\frac{t}{n}\right)^n,$$

причем $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t/n) = 0$. Вспоминая, как находятся пределы «типа e », получаем, что

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi^n\left(\frac{t}{n}\right) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{iat}{n} + h\left(\frac{t}{n}\right)\frac{t}{n}\right)^n = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} ((iat)/n + h(t/n)(t/n))^n = e^{iat}. \end{aligned}$$

Но e^{iat} является характеристической функцией случайной величины $\xi \equiv a$. Итак, характеристическая функция случайной величины S_n/n сходится при $n \rightarrow \infty$ к характеристической функции постоянной a . По теореме 9.1 отсюда следует утверждение теоремы 10.1.

Следствие 10.1. Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины с математическим ожиданием a , тогда при $n \rightarrow \infty$ для любого положительного числа ε

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{S_n}{n} - a\right| > \varepsilon\right) = 0. \quad (10.2)$$

Доказательство. Соотношение (10.2) равносильно следующему утверждению

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{S_n}{n} - a\right| \leq \varepsilon\right) = 1. \quad (10.3)$$

Заметим, что

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{S_n}{n} - a\right| \leq \varepsilon\right) &= P\left(a - \varepsilon \leq \frac{S_n}{n} \leq a + \varepsilon\right) \geq \\ &\geq P\left(a - \varepsilon < \frac{S_n}{n} \leq a + \varepsilon\right) = \\ &= P\left(\frac{S_n}{n} \leq a + \varepsilon\right) - P\left(\frac{S_n}{n} \leq a - \varepsilon\right). \end{aligned}$$

Итак,

$$1 \geq P\left(\left|\frac{S_n}{n} - a\right| \leq \varepsilon\right) \geq P\left(\frac{S_n}{n} \leq a + \varepsilon\right) - P\left(\frac{S_n}{n} \leq a - \varepsilon\right). \quad (10.4)$$

Функция распределения $F_\xi(x)$ случайной величины $\xi \equiv a$ имеет вид

$$F_\xi(x) = \begin{cases} 1, & x \geq a; \\ 0, & x < a. \end{cases}$$

Точки $(a + \varepsilon)$ и $(a - \varepsilon)$ являются точками непрерывности $F_\xi(x)$, поэтому по теореме 10.1

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n}{n} \leq a + \varepsilon\right) = 1, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n}{n} \leq a - \varepsilon\right) = 0.$$

Значит, предел крайних членов неравенства (10.4) равен 1. Таким образом, и промежуточный член (10.4) будет иметь предел 1, что доказывает (10.3) и следствие.

Утверждения типа (10.1) и (10.2) получили название *закона больших чисел* (ЗБЧ). Фактически они свидетельствуют о том, что при больших n среднее значение $(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n)/n$ независимых и одинаково распределенных случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ мало отличается от постоянной, равной их математическому ожиданию.

Следствие 10.2. Пусть проводятся испытания Бернулли с вероятностью успеха в одном испытании p , и μ_n — число успехов в n испытаниях, тогда для произвольного положительного числа ε

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{\mu_n}{n} - p\right| > \varepsilon\right) = 0. \quad (10.5)$$

Доказательство. Вспомним (см. пример 8.3 лекции № 8), что

$$\mu_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n,$$

где ξ_i означает число успехов в i -м испытании, $i = 1, 2, \dots$, причем ξ_1, ξ_2, \dots — независимые и одинаково распределенные случайные величины с математическим ожиданием p . Отсюда ввиду следствия 10.1 получаем требуемое утверждение.

Замечание 10.1. Соотношение (10.5) является исторически первой формой закона больших чисел и принадлежит Я. Бернулли. Соотношение (10.2) с более обременительными условиями впервые было доказано П. Л. Чебышевым.

Наиболее сильный результат для последовательности независимых одинаково распределенных случайных величин принадлежит А. Н. Колмогорову и носит название *усиленного закона больших чисел*. Приведем его формулировку.

Теорема 10.2 (Колмогоров). Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины с математическим ожиданием a , тогда почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = a.$$

Следствие 10.3 (Борель). Пусть проводятся испытания Бернулли с вероятностью успеха в одном испытании p , и μ_n — число успехов в n испытаниях. Тогда почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\mu_n}{n} = p.$$

Замечание 10.2. Результат Бореля легко следует из теоремы Колмогорова (см. доказательство следствия 10.2), но исторически он предшествовал ей.

Усиленный закон больших чисел имеет глубокий смысл. Во-первых, он объясняет, почему математическое ожидание случайной величины ξ характеризует ее среднее значение после большого числа экспериментов. Действительно, когда мы говорим, что случайный эксперимент, в котором наблюдается случайная величина ξ , воспроизведен n раз, то имеем в виду, что в результате получено n независимых случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, распределенных как ξ и заданных

при одном и том же элементарном исходе ω . Поэтому среднее значение ξ после n экспериментов есть $(\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega) + \dots + \xi_n(\omega))/n$. Но по усиленному закону больших чисел предел этой величины при $n \rightarrow \infty$ с вероятностью 1 равен $M\xi$.

Во-вторых, усиленный закон больших чисел позволяет установить свойство устойчивости частот. Пусть осуществляется наблюдение за некоторым случайным событием A , относящимся к некоторому случайному эксперименту. Наступление события A будем считать успехом, и вероятность успеха равна $p = P(A)$. Если случайный эксперимент воспроизведен n раз, то это означает, что проведено n независимых испытаний (экспериментов), т. е. получаем схему Бернулли. Частота $\nu_n(A)$ случайного события A равна отношению числа испытаний, в которых произошло событие A , к n , т. е. отношению числа успехов μ_n к n . Поэтому по следствию 10.3 с вероятностью 1

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \nu_n(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\mu_n}{n} = p = P(A),$$

что и требовалось доказать.

§ 10.2. ЦЕНТРАЛЬНАЯ ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА

По закону больших чисел $S_n/n \approx a$. Каков порядок разности $S_n - na$? Центральная предельная теорема (ЦПТ), представленная ниже, показывает, что он равен \sqrt{n} .

Теорема 10.3 (Линдберг–Леви). Пусть ξ_1, ξ_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины с математическим ожиданием a и дисперсией σ^2 . Тогда при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{D} N(0; 1).$$

Замечание 10.3. Здесь значок $N(0; 1)$ использован для обозначения случайной величины со стандартным нормальным распределением.

Доказательство. Пусть $\varphi(t)$ — характеристическая функция случайной величины $\xi_1 - a$ (а следовательно, $\xi_2 - a, \xi_3 - a, \dots$). По свойствам характеристической функции

$$\varphi(0) = 1, \quad \varphi'(0) = i^{-1}M(\xi_1 - a) = i^{-1}(a - a) = 0,$$

$$\varphi''(0) = -M(\xi_1 - a)^2 = -\sigma^2,$$

причем $\varphi''(t)$ непрерывна на всей числовой оси. Следовательно, по формуле Тейлора

$$\varphi(t) = \varphi(0) + \varphi'(0)t + \frac{\varphi''(0)}{2!}t^2 + h(t)t^2 = 1 - \frac{\sigma^2}{2}t^2 + h(t)t^2,$$

где $\lim_{t \rightarrow 0} h(t) = 0$. По свойству 5 характеристических функций (см. лекцию № 9) случайная величина $S_n - na = (\xi_1 - a) + (\xi_2 - a) + \dots + (\xi_n - a)$, где слагаемые $\xi_1 - a, \xi_2 - a, \dots, \xi_n - a$ — независимые случайные величины, имеет характеристическую функцию $\varphi^n(t)$. Следовательно, по свойству 4 характеристическая функция случайной величины $\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}}$ задается выражением

$$\varphi^n\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \left(1 - \frac{\sigma^2}{2} \cdot \frac{t^2}{\sigma^2 n} + h\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) \frac{t^2}{\sigma^2 n}\right)^n,$$

причем $\lim_{n \rightarrow \infty} h\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) = 0$. Воспользовавшись приемом нахождения пределов «типа e », получаем, что

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi^n\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{t^2}{2n} + h\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) \frac{t^2}{\sigma^2 n}\right)^n = \\ &= e^{\lim_{n \rightarrow \infty} (-t^2/(2n) + h(t/(\sigma\sqrt{n}))t^2/(\sigma^2 n))n} = e^{-t^2/2}. \end{aligned}$$

Вспомним (см. пример 9.2 лекции № 9), что $e^{-t^2/2}$ — характеристическая функция стандартного нормального распределения. Итак, характеристическая функция случайной величины $(S_n - na)/(\sigma\sqrt{n})$ сходится при $n \rightarrow \infty$ к характеристической функции стандартного нормального распределения. По теореме 9.1 отсюда следует утверждение теоремы 10.3.

Обозначим $\Phi(x)$ функцию распределения случайной величины, имеющей стандартное нормальное распределение, т. е.

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du.$$

Эта функция называется *функцией Лапласа*. Из математического анализа известно, что функция Лапласа не выражается через элементарные функции, поэтому для нее составлены таблицы. Нетрудно понять, что $\Phi(x) + \Phi(-x) = 1$, поэтому таблицы составлены лишь для неотрицательных значений x . Если вспомнить определение сходимости по распределению, то ЦПТ означает, что для произвольного x

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \leq x\right) = \Phi(x). \quad (10.6)$$

Отсюда нетрудно видеть, что

$$\begin{aligned} P(S_n \in [x_1, x_2]) &= P\left(\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \in \left[\frac{x_1 - na}{\sigma\sqrt{n}}, \frac{x_2 - na}{\sigma\sqrt{n}}\right]\right) \approx \\ &\approx \Phi\left(\frac{x_2 - na}{\sigma\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - na}{\sigma\sqrt{n}}\right), \end{aligned} \quad (10.7)$$

если n велико и $(x_2 - na)$ и $(x_1 - na)$ имеют порядок \sqrt{n} .

Часто под функцией Лапласа понимают функцию

$$\Phi_0(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-u^2/2} du.$$

Эта функция нечетна, т. е. $\Phi_0(-x) = -\Phi_0(x)$. Поэтому таблицы для нее составлены только для неотрицательных значений x . График этой функции при $x \geq 0$ приведен на рис. 10.1.

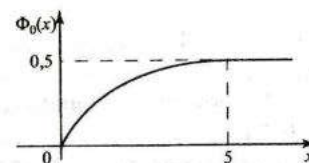


Рис. 10.1

При значениях $x \geq 5$ значение $\Phi_0(x)$ практически равно 0,5. Поэтому таблицы для $\Phi_0(x)$ составлены только для $x \in [0, 5]$ (см. приложение, табл. 2). Поскольку $\Phi(x) = 0,5 + \Phi_0(x)$, из соотношения (10.7) следует, что

$$P(S_n \in [x_1, x_2]) \approx \Phi_0\left(\frac{x_2 - na}{\sigma\sqrt{n}}\right) - \Phi_0\left(\frac{x_1 - na}{\sigma\sqrt{n}}\right). \quad (10.8)$$

ПРИМЕР 10.1. Стрелок попадает в «десятку» с вероятностью 0,4, в «девятку» с вероятностью 0,3, в «восьмерку» с вероятностью 0,2 и в «семерку» с вероятностью 0,1. Он произвел 25 выстрелов. Найти вероятность того, что суммарное число выбитых очков находится в пределах от 220 до 230.

Пусть ξ_i — число очков, выбитых при i -м выстреле. Ясно, что ξ_1, ξ_2, \dots — независимые случайные величины, причем с одинаковым распределением

ξ_i	7	8	9	10
P	0,1	0,2	0,3	0,4

Найдем числовые характеристики случайной величины ξ_i :

$$M\xi_i = 7 \cdot 0,1 + 8 \cdot 0,2 + 9 \cdot 0,3 + 10 \cdot 0,4 = 9,$$

$$D\xi_i = (7-9)^2 \cdot 0,1 + (8-9)^2 \cdot 0,2 + (9-9)^2 \cdot 0,3 + (10-9)^2 \cdot 0,4 = 1.$$

Суммарное число очков после 25 выстрелов выражается в виде

$$S_{25} = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{25}.$$

Ввиду соотношения (10.8)

$$\begin{aligned} P(S_{25} \in [220, 230]) &\approx \Phi_0\left(\frac{230 - 25 \cdot 9}{1\sqrt{25}}\right) - \Phi_0\left(\frac{220 - 25 \cdot 9}{1\sqrt{25}}\right) = \\ &= \Phi_0(1) - \Phi_0(-1) = 2\Phi_0(1). \end{aligned}$$

Из таблиц (см. приложение, табл. 2) находим, что $\Phi_0(1) = 0,3413$.

Следовательно, искомая вероятность приблизительно равна 0,6826.

В качестве следствия центральной предельной теоремы получим результат, называемый теоремой Муавра-Лапласа.

Теорема 10.4. Пусть проводятся испытания Бернулли с вероятностью успеха в одном испытании p , и μ_n — число успехов в n испытаниях. Тогда для произвольного x

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\mu_n - np}{\sqrt{npq}} \leq x\right) = \Phi(x).$$

Доказательство. Пусть ξ_i — число успехов в i -м испытании Бернулли. Случайные величины ξ_1, ξ_2, \dots являются независимыми и одинаково распределенными с математическим ожиданием $a = p$ и дисперсией $\sigma^2 = pq$ (см. пример 8.3). Далее,

$$\mu_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n.$$

Поэтому по центральной предельной теореме при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{\mu_n - np}{\sqrt{npq}} \xrightarrow{D} N(0; 1),$$

откуда (сравните с (10.6)) вытекает требуемое утверждение.

Контрольные вопросы

1. Объясните, почему соотношение (10.2) эквивалентно соотношению (10.3).
2. Объясните, почему именно усиленный ЗБЧ устанавливает согласованность аксиоматического и статистического определений понятия вероятности.
3. Выведите усиленный закон больших чисел из свойства устойчивости частот в случае, когда ξ_i ($i = 1, 2, \dots$) принимает конечное число значений.
4. Выведите закон больших чисел (следствие 10.1) из центральной предельной теоремы (теорема 10.3).
5. В условиях теоремы 10.3 докажите, что $\frac{S_{2n} - S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{D} N(0; 1)$ при $n \rightarrow \infty$.

Ответы

3. Вывод приведен в начале лекции № 6.
5. Требуемое утверждение следует из того, что случайная величина $S_{2n} - S_n$ имеет такое же распределение, как и S_n .

Занятие 4

ТЕОРЕМЫ СЛОЖЕНИЯ И УМНОЖЕНИЯ
ВЕРОЯТНОСТЕЙ (ПРОДОЛЖЕНИЕ)

ПРИМЕР 4.1. У телефонного номера забыта последняя цифра и набирается наугад. Какова вероятность того, что придется звонить более четырех раз?

◁ Обозначим через A_i набор неправильной последней цифры при i -й попытке. Звонить придется более четырех раз (событие A), если при первой и при второй, и при третьей, и при четвертой попытках будет набраны неправильные цифры, т. е. $A = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot A_4$. События зависимы. Поэтому

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdot A_4) = \\ &= P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(A_3/A_1 \cdot A_2) \cdot P(A_4/A_1 \cdot A_2 \cdot A_3) = \\ &= (9/10) \cdot (8/9) \cdot (7/8) \cdot (6/7) = 3/5. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 4.2. В бригаде из шести человек было решено каждый день по жребию выбирать двоих для выполнения некоторой работы. Какова вероятность того, что в течение трех дней жребий падет по одному разу на каждого члена бригады? Какова вероятность для заданного члена бригады за три дня ни разу не вытянуть жребий. Какова вероятность того, что на данного члена бригады трижды падет жребий? Какова вероятность для данного члена бригады хотя бы один раз за три дня вытянуть жребий?

◁ Обозначим через A_i событие, состоящее в выборе в i -й день членов бригады, которые до этого еще ни разу не были выбраны.

Жребий падет по одному разу на каждого члена бригады (событие A), если в первый и во второй, и в третий день будут выбраны новые члены бригады, т. е. $A_1 \cdot A_2 \cdot A_3$. События зависимы. Поэтому $P(A) = P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(A_3/A_1 \cdot A_2)$. Каждый день производится выборка из шести по два бесповторным способом. Число возможных исходов жребия равно $C_6^2 = 15$. В первый день все эти исходы являются благоприятствующими, во второй день благоприятствующих исходов будет $C_4^2 = 6$, в третий день — $C_2^2 = 1$. Поэтому $P(A_1) = 1$, $P(A_2/A_1) = 6/15 = 2/5$, $P(A_3/A_1 \cdot A_2) = 1/15$ и $P(A) = 2/75$.

Обозначим через B_i событие, состоящее в том, что данный член бригады не был выбран по жребию в i -й день. Тогда данный член бригады не будет выбран ни разу (событие B), если произойдут события B_1 и B_2 , и B_3 . Следовательно, $B = B_1 \cdot B_2 \cdot B_3$, причем события независимы, так как выбор каждый день производится в неизменных для данного члена бригады условиях. Возможных способов выбора каждый день $C_6^2 = 15$, а благоприятствуют те, при которых выбор производится из числа пяти остальных членов бригады. Число таких способов равно $C_5^2 = 10$. Поэтому

$$P(B) = P(B_1) \cdot P(B_2) \cdot P(B_3) = (10/15)^3 = (2/3)^3 = 8/27.$$

Обозначим через C_i событие, состоящее в том, что в i -й день на данного члена бригады пал жребий. На данного члена бригады жребий падет трижды (событие C), если произойдут события C_1 и C_2 , и C_3 . События C_i независимы, так как жребий каждый раз производится в неизменных по отношению к данному члену бригады условиях. Исходы жребия благоприятствуют событию C_i , если в пару к данному члену бригады выбрать одного из остальных пяти рабочих. Поэтому

$$P(C) = P(C_1) \cdot P(C_2) \cdot P(C_3) = (5/15)^3 = (1/3)^3 = 1/27.$$

Обозначим через D событие, состоящее в том, что на данного члена бригады жребий падет хотя бы один раз. Заметим, что это событие противоположно событию B . Поэтому

$$P(D) = 1 - P(B) = 1 - 8/27 = 19/27. \triangleright$$

ПРИМЕР 4.3. Два стрелка по очереди стреляют в цель до первого попадания. Вероятность попадания в цель при одном выстреле равна для них соответственно $1/3$ и $1/2$. Каждый стрелок имеет право только на два выстрела. Какова вероятность того, что цель будет поражена? Какова вероятность того, что цель поразит первый стрелок?

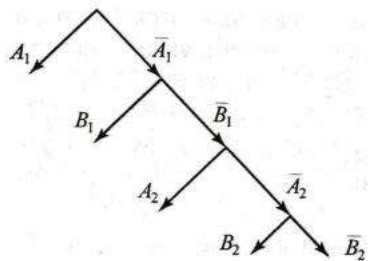


Рис. 4.1

«Дерево» всех возможных способов протекания стрельбы изображено на рис. 4.1. Цель не будет поражена (событие \bar{C}), если произойдут события \bar{A}_1 и \bar{B}_1 , и \bar{A}_2 , и \bar{B}_2 . Так как события независимы, то

$$\begin{aligned} P(\bar{C}) &= P(\bar{A}_1) \cdot P(\bar{B}_1) \cdot P(\bar{A}_2) \cdot P(\bar{B}_2) = \\ &= (2/3) \cdot (1/2) \cdot (2/3) \cdot (1/2) = 1/9. \end{aligned}$$

Поэтому вероятность поражения цели

$$P(C) = 1 - P(\bar{C}) = 1 - 1/9 = 8/9.$$

Цель поразит первый стрелок (событие A), если он попадет при первом выстреле или при первом выстреле он не попадет в цель и второй стрелок при своем первом выстреле не попадет в цель и после этого первый стрелок попадет в цель.

Поэтому $A = A_1 + \bar{A}_1 \cdot \bar{B}_1 \cdot A_2$. События A_1 и $\bar{A}_1 \cdot \bar{B}_1 \cdot A_2$ несовместны. В силу независимости событий получаем

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A_1) + P(\bar{A}_1) \cdot P(\bar{B}_1) \cdot P(A_2) = \\ &= 1/3 + 2/3 \cdot 1/2 \cdot 1/3 = 4/9. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 4.4. Контракт между производителем и заказчиком предусматривает, что из каждой партии, состоящей из 100

изделий, наугад для проверки выбирают два изделия. Если выбранные изделия оба доброкачественные, то партия принимается. Если одно изделие доброкачественное, а другое дефектное, то наугад выбирают еще одно изделие и в зависимости от его качества решают вопрос о приеме партии. Какова вероятность приема партии, если на самом деле в ней содержится три бракованных изделия?

◁ Партия будет принята (событие A), если первые два проверенных изделия будут доброкачественными (событие B) или только одно из двух проверенных изделий будет доброкачественным (событие C) и третье проверенное изделие будет доброкачественным (событие D). Поэтому $A = B + C \cdot D$. Так как события B и $C \cdot D$ несовместны, а возможность появления события D зависит от события C , то

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B) + P(C) \cdot P(D/C) = \\ &= \frac{C_{97}^2}{C_{100}^2} + \frac{C_{97}^1 \cdot C_3^1}{C_{100}^2} \cdot \frac{96}{98} \approx 0,998. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Из колоды карт одну за другой выбирают четыре карты. Какова вероятность того, что они все разных мастей? Какова вероятность того, что они все разного достоинства?

2. В ящике 10 теннисных мячей, в том числе семь новых и три побывавших в игре. Для игры наугад выбирают два мяча и после игры возвращают их обратно. Затем для второй игры также наугад извлекаются еще два мяча. Какова вероятность того, что вторая игра будет производиться новыми мячами?

3. На каждом крыле самолета по два мотора. Вероятность отказа в течение полета для каждого мотора равна p . Полет завершается благополучно, если на каждом крыле сохраняет работоспособность хотя бы один мотор. Какова вероятность благополучного полета?

4. Студент знает 20 вопросов из 30. Для сдачи экзамена достаточно правильно ответить на два предложенных вопроса или на один из предложенных вопросов и на один дополнительный вопрос. Какова вероятность того, что студент сдаст экзамен?

5. Два белых и два черных шара распределяют по двум урнам так, чтобы в каждой урне был хотя бы один шар. Затем наугад выбирают урну и из нее — один шар. Как следует распределить шары по урнам, чтобы вероятность вынуть белый шар (событие A) была наибольшей и какова эта вероятность?

6. Монету подбрасывают до тех пор, пока она два раза подряд не выпадет одной стороной. Найдите вероятность событий: $A = \{\text{опыт закончится до шестого броска}\}$; $B = \{\text{понадобится более четырех бросков}\}$.

7. Из колоды карт (36 штук) одну за другой наугад выбирают карты. Найдите вероятности следующих событий: $A = \{\text{первый туз появится при третьем извлечении карты}\}$; $B = \{\text{первый туз появится не ранее третьего извлечения карты}\}$.

8. Из колоды карт (36 штук) выбирают карты по одной, пока не будет выбрана карта красной масти. Какова вероятность того, что придется выбрать более трех карт?

9. В урне восемь белых, шесть черных и два синих шара. Один за другим извлекаются наугад три шара. Какова вероятность того, что первый шар будет белым, второй — черным, третий — синим? Ответить на вопрос задачи в предположении: а) повторного выбора шаров; б) бесповторного выбора.

10. В первой урне четыре белых и два черных шара, а во второй урне три белых и пять черных шаров. Сначала подбрасывают монету и в зависимости от результата (герб или цифра) выбирают одну из урн, из которой затем наугад извлекают шар. Какова вероятность того, что шар окажется белым?

Ответы:

$$1. \frac{729}{6545} \approx 0,11, \quad \frac{512}{935} \approx 0,55;$$

$$2. \approx 0,29;$$

$$3. (1 - p^2)^2;$$

$$4. \frac{152}{203} \approx \frac{3}{4};$$

5. Следует в одну урну положить белый шар, а остальные — во вторую урну; тогда $P(A) = \frac{2}{3}$;

$$6. P(A) = \frac{15}{16},$$

$$P(B) = \frac{1}{8};$$

$$7. P(A) = \frac{496}{5355} \approx 0,09,$$

$$P(B) = \frac{248}{315} \approx 0,79;$$

$$8. \frac{4}{35};$$

$$9. \text{ а) } \frac{3}{128}, \quad \text{ б) } \frac{1}{35};$$

$$10. \frac{25}{48}.$$

ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ И ФОРМУЛЫ БАЙЕСА

Пусть событие A может произойти с одним и только с одним из несовместимых событий B_1, B_2, \dots, B_n , образующих полную группу. Иными словами, событие A появится, если произойдет событие B_1 и при этом появится событие A , или произойдет событие B_2 и при этом появится событие A и т. д. Символическая запись этой фразы имеет вид

$$A = B_1 \cdot A + B_2 \cdot A + \dots + B_n \cdot A. \quad (5.1)$$

В силу несовместимости событий можно записать

$$P(A) = P(B_1 \cdot A) + P(B_2 \cdot A) + \dots + P(B_n \cdot A).$$

Используя теорему умножения вероятностей, получаем формулу

$$P(A) = P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) + \dots + P(B_n) \cdot P(A/B_n),$$

которая и называется формулой полной вероятности.

Мы привели целиком вывод формулы полной вероятности потому, что целесообразно в решении задач следовать именно этой схеме действий: сначала ввести обозначения, затем после соответствующих рассуждений получить запись вида (5.1), и только после этого вычислять вероятности. Тогда не нужно будет даже задаваться вопросом: на формулу полной вероятности данная задача или нет? Логика рассуждений неминуемо к ней приведет.

ПРИМЕР 5.1. Представим себе странника, который выходит из пункта O и на разветвлении дорог выбирает наугад один из возможных путей. Схема дорог изображена на рис. 5.1. Какова вероятность того, что путник, двигаясь описанным образом, попадет в пункт A ?

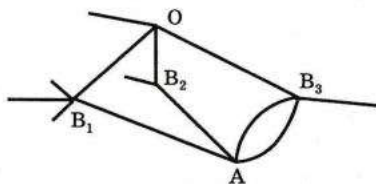


Рис. 5.1

пункт A , если он выберет дорогу в пункт B_1 и оттуда дорогу в пункт A , или он выберет дорогу в пункт B_2 и оттуда дорогу в пункт A , или он попадет сначала в пункт B_3 и оттуда — в пункт A . Символически это рассуждение можно записать в виде

$$A = B_1 \cdot A + B_2 \cdot A + B_3 \cdot A.$$

Из чего следует, что

$$P(A) = P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) + P(B_3) \cdot P(A/B_3) = \\ = 1/4 \cdot 1/4 + 1/4 \cdot 1/2 + 1/4 \cdot 2/3 = 17/48 \approx 1/3,$$

где вероятности $P(A/B_1)$, $P(A/B_2)$, $P(A/B_3)$ определены с учетом числа равновозможных путей, ведущих из соответствующего города. \triangleright

ПРИМЕР 5.2. Из полного набора костей домино (28 штук) наугад выбирают одну кость, затем вторую. Какова вероятность того, что вторую кость можно приставить (в игровом смысле) к первой?

\triangleleft Различают кости двух типов:

а) «дупель» — кость с одной и той же цифрой на концах. Дупелей семь от «пусто-пусто» до «шесть-шесть». Вероятность выбрать сначала дупель равна $7/28 = 1/4$;

б) обычная кость с разными цифрами на концах. Заметим, что каждая цифра содержится на семи костях, включая дупель. Вероятность в качестве первой кости выбрать обычную кость равна $21/28 = 3/4$.

\triangleleft Обозначим прибытие путника в пункт той же буквой, что и сам пункт. Легко видеть, что $P(B_1) = P(B_2) = P(B_3) = 1/4$. Так как равновозможен выбор любого из путей, ведущих из пункта O . Путник попадет в

Вторую кость можно будет приставить к первой (событие A), если будет выбран дупель (событие B_1) и к нему можно будет приставить вторую кость, или сначала будет выбрана обычная кость (событие B_2) и к ней можно будет приставить вторую кость. Символически это можно записать в виде

$$A = B_1 \cdot A + B_2 \cdot A.$$

Так как события B_1 и B_2 несовместны, то

$$P(A) = P(B_1 \cdot A) + P(B_2 \cdot A) = \\ = P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) = \\ = (1/4) \cdot (6/27) + (3/4) \cdot (12/27) = 7/18 \approx 1/3. \triangleright$$

ПРИМЕР 5.3. Имеется две коробки деталей, в каждой из которых по 10 деталей. В первой коробке среди деталей две низкого сорта, а во второй — четыре низкосортных детали. Из первой коробки для нужд производства взяли наугад половину деталей, а оставшиеся высыпали во вторую коробку. Через некоторое время из второй коробки взяли наугад деталь. Какова вероятность того, что это деталь низкого сорта?

\triangleleft Обозначим через A событие, состоящее в выборе из второй коробки детали низкого сорта. Возможность этого выбора зависит от того, какие именно детали были добавлены во вторую коробку. На этот счет можно выдвинуть следующие предположения: B_1 — во вторую коробку добавили пять годных деталей; B_2 — добавили одну деталь низкого сорта и четыре доброкачественные; B_3 — добавили две детали низкого сорта и три доброкачественные. Пять деталей во вторую коробку можно переложить $n = C_{10}^5 = \frac{10!}{5! \cdot 5!} = 252$ способами. Из них событию B_1 благоприятствует $C_8^5 = 56$, событию B_2 — $C_2^1 \cdot C_8^4 = 2 \cdot 70 = 140$, а событию B_3 — $C_2^2 \cdot C_8^3 = 56$ способов. Событие A произойдет, если появится событие B_1 и после этого произойдет событие A , или появится событие B_2 и после этого произойдет событие A , или появится B_3 и после этого произойдет A . Символически: $A = B_1 \cdot A + B_2 \cdot A + B_3 \cdot A$.

Учитывая несовместность событий B_i , имеем

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B_1 \cdot A) + P(B_2 \cdot A) + P(B_3 \cdot A) = \\ &= P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) + P(B_3) \cdot P(A/B_3) = \\ &= (56/252) \cdot (4/15) + (140/252) \cdot (5/15) + (56/252) \cdot (6/15) = 1/3. \triangleright \end{aligned}$$

Пусть событие A может наступить только при появлении одного из несовместных событий B_1, B_2, \dots, B_n . В этих условиях вероятность события A можно вычислить по формуле полной вероятности. События B_i иногда называют «гипотезами», поскольку можно лишь предполагать какое именно из них произойдет. Предположим, что известны вероятности $P(B_1), P(B_2), \dots, P(B_n)$.

Проделан опыт, в результате которого событие A произошло. Вычислим вероятности событий B_i , $i = 1, 2, \dots, n$, при условии появления события A . По теореме умножения вероятностей

$$P(A \cdot B_i) = P(A) \cdot P(B_i/A) = P(B_i) \cdot P(A/B_i).$$

Откуда

$$P(B_i/A) = \frac{P(B_i) \cdot P(A/B_i)}{P(A)}.$$

Используя формулу полной вероятности для события A , получаем формулы Байеса:

$$P(B_i/A) = \frac{P(B_i) \cdot P(A/B_i)}{\sum_{j=1}^n P(B_j) \cdot P(A/B_j)}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (5.2)$$

Формулы Байеса позволяют переоценивать вероятности гипотез (событий B_i) с учетом информации, которую содержит себе факт появления события A .

ПРИМЕР 5.4. По каналу связи передают сигналы «0» и «1» с вероятностями 0,3 и 0,7 соответственно. Под действием помех возникают ошибки приема сигнала. Вероятность принять «1», если передавалась «0», равна 0,05. Вероятность принять «0», если передавалась «1», равна 0,1. Какова вероятность правильного приема сигнала? Если принята «1», то какова вероятность того, что действительно передавалась «1»?

◁ Обозначим передачу сигнала «1» через B_1 , а сигнала «0» через B_2 . Сигнал будет принят правильно (событие A), если будет передана «1» и она будет принята правильно или будет передан «0» и он будет принят правильно. Тогда $A = B_1 \cdot A + B_2 \cdot A$. В силу несовместности событий B_1 и B_2 имеем

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B_1 \cdot A) + P(B_2 \cdot A) = \\ &= P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) = \\ &= 0,7 \cdot 0,9 + 0,3 \cdot 0,95 = 0,915. \end{aligned}$$

Пусть событие C означает, что принят сигнал «1». При этом условии вычислим вероятность того, что действительно была передана «1», т. е. вероятность $P(B_1/C)$. По формуле Байеса

$$\begin{aligned} P(B_1/C) &= \frac{P(B_1) \cdot P(C/B_1)}{P(B_1) \cdot P(C/B_1) + P(B_2) \cdot P(C/B_2)} = \\ &= \frac{0,7 \cdot 0,9}{0,7 \cdot 0,9 + 0,3 \cdot 0,05} = 0,9767441 \approx 0,977. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 5.5. Девяносто шесть процентов изделий некоторого производства удовлетворяют стандарту. Используется упрощенная схема проверки качества, дающая положительный результат с вероятностью 0,98 для стандартных изделий, для нестандартных изделий — с вероятностью 0,05. Изделие выдержало проверку. Какова вероятность того, что оно действительно стандартно?

◁ Факт прохождения контроля обозначим через A . В отношении проверенного изделия можно выдвинуть два предположения: а) оно стандартно (событие B_1); б) оно нестандартно (событие B_2). По условию задачи необходимо найти вероятность $P(B_1/A)$. По формуле Байеса

$$\begin{aligned} P(B_1/A) &= \frac{P(B_1) \cdot P(A/B_1)}{P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2)} = \\ &= \frac{0,96 \cdot 0,98}{0,96 \cdot 0,98 + 0,04 \cdot 0,05} = \frac{2352}{2355} \approx 0,9988. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 5.6. По каналу связи передается одна из последовательностей букв $AAAA, BBBB, CCCC$ с вероятностями

соответственно 0,5, 0,4, 0,1. Каждая передаваемая буква принимается правильно с вероятностью 0,8 и с вероятностями 0,1 и 0,1 за две другие буквы. Предполагается, что искажаются буквы при передаче независимо друг от друга. Найти вероятность того, что передано АААА, если принято АВСА.

◁ Для краткости записи формулы обозначим АААА через T_1 , ВВВВ через T_2 , СССС через T_3 . Тогда по формуле Байеса

$$P(T_1/ABCA) = \frac{P(T_1) \cdot P(ABCA/T_1)}{P(T_1) \cdot P(ABCA/T_1) + P(T_2) \cdot P(ABCA/T_2) + P(T_3) \cdot P(ABCA/T_3)} = \frac{0,5 \cdot 0,8 \cdot 0,1 \cdot 0,1 \cdot 0,8}{0,5 \cdot 0,8 \cdot 0,1 \cdot 0,1 \cdot 0,8 + 0,4 \cdot 0,1 \cdot 0,8 \cdot 0,1 \cdot 0,1 + 0,1 \cdot 0,1 \cdot 0,1 \cdot 0,8 \cdot 0,1} = \frac{8}{9} \triangleright$$

ПРИМЕР 5.7. В одной урне лежит белый шар, в другой — черный. Урны внешне не различимы. В выбранную наугад урну положили белый шар. Шары перемешали и наугад выбрали один шар. Он оказался белым. Какова вероятность того, что в урне остался тоже белый шар?

◁ Обозначим выбор белого шара через A . В отношении цвета оставшегося шара можно сделать два предположения: B_1 — этот шар белый; B_2 — этот шар черный. Вероятности этих предположений $P(B_1) = P(B_2) = 1/2$. В условиях задачи требуется вычислить вероятность $P(B_1/A)$. По формуле Байеса

$$P(B_1/A) = \frac{P(B_1) \cdot P(A/B_1)}{P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2)} = \frac{0,5 \cdot 1}{0,5 \cdot 1 + 0,5 \cdot 0,5} = \frac{2}{3} \triangleright$$

ПРИМЕР 5.8. Три стрелка производят по одному выстрелу в одну и ту же мишень. Вероятности попадания в мишень при одном выстреле для этих стрелков соответственно равны 0,8, 0,7 и 0,6. Какова вероятность того, что третий стрелок промахнулся, если в мишени оказалось две пробоины?

◁ Обозначим через A событие, состоящее в появлении двух пробоин в мишени. В отношении двух пробоин могут быть три предположения: B_1 — попали первый и второй стрелки, а третий не попал, вероятность чего равна $P(B_1) = 0,8 \cdot 0,7 \cdot 0,4 = 0,224$; B_2 — попали первый и третий, а второй не попал, вероятность чего равна $P(B_2) = 0,8 \cdot 0,3 \cdot 0,6 = 0,144$;

B_3 — попали второй и третий, а первый не попал, вероятность чего равна $P(B_3) = 0,2 \cdot 0,7 \cdot 0,6 = 0,084$. Заметим, что $P(A/B_i) = 1$, $i = 1, 2, 3$. Тогда по формуле Байеса

$$P(B_1/A) = \frac{P(B_1) \cdot P(A/B_1)}{P(B_1) \cdot P(A/B_1) + P(B_2) \cdot P(A/B_2) + P(B_3) \cdot P(A/B_3)} = \frac{0,224}{0,224 + 0,144 + 0,084} = \frac{56}{113} \approx \frac{1}{2} \triangleright$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Из условий примера 5.1 стало известно, что путник пришел в пункт A . Какова вероятность того, что он попал в A через пункт B_i ?

2. Известно, что в партии из 10 изделий с равными вероятностями может оказаться от 0 до 2 изделий со скрытым дефектом. Проверили пять изделий, взятых наугад из этой партии. Среди проверенных не оказалось изделий с дефектами. Какова вероятность того, что в оставшейся половине партии нет изделий со скрытыми дефектами?

3. Партия транзисторов, среди которых 10% дефектных, поступила на проверку. Схема проверки такова, что дефект обнаруживается с вероятностью 0,95. Вероятность того, что исправный транзистор будет признан дефектным, равна 0,03. Какова вероятность того, что выбранный наугад для проверки транзистор, будет признан дефектным?

4. В цехе болты изготавливают три автоматических станка A , B и C . Станок A производит 25% болтов, станок B — 35% и станок C — 40% всех болтов. В продукции станков брак составляет соответственно 5%, 4% и 2%. Наугад взятый болт оказался дефектным. Какова вероятность того, что он был произведен машиной A ?

5. Из урны с четырьмя белыми и двумя черными шарами два шара, взятые наугад, были перенесены в урну с двумя белыми и тремя черными шарами. Какова после этого вероятность вынуть белый шар из второй урны?

6. Из урны, содержащей пять белых и три черных шара, наугад без возвращения выбирают три шара. Третий шар оказался белым. Какова вероятность того, что первые два шара были разного цвета?

7. Первая урна содержит один черный и один красный шар, а во второй урне два черных и три красных шара. Из первой урны вынули наугад один шар и переместили его во вторую урну. Затем вынули из второй урны наугад один шар. Какова вероятность того, что были вынуты шары одного цвета? Какова вероятность того, что из первой урны был вынут красный шар, если из второй урны был вынут черный шар?

8. Стрелок попадает в цель с вероятностью $1/5$ при каждом выстреле. Монету подбрасывают три раза, и стрелку предоставляется столько выстрелов, сколько раз выпал герб. Найдите вероятность поражения цели.

9. Из урны, в которой было четыре белых и три черных шара, убрали один из шаров неизвестного цвета. Для определения состава урны наугад выбрали два шара. Они оказались черными. Какова вероятность того, что первый вынутый шар был белым?

10. По каналу связи передается одна из двух команд управления в виде кодовых комбинаций 11111 или 00000, причем вероятности этих комбинаций равны соответственно 0,7 и 0,3. Из-за наличия помех вероятность правильного приема каждого символа 0 или 1 равна 0,6 независимо от правильности приема остальных символов. На приемном устройстве получена комбинация 10110. Какова вероятность того, что была передана комбинация 11111?

Ответы:

- | | |
|--------------------------|-------------------------|
| 1. $P(B_1/A) = 3/17,$ | 5. $10/21;$ |
| $P(B_2/A) = 6/17,$ | 6. $4/7;$ |
| $P(B_3/A) = 8/17;$ | 7. $7/12, 2/5;$ |
| 2. $18/31 \approx 3/5;$ | 8. $0,271;$ |
| 3. $0,122;$ | 9. $0,8;$ |
| 4. $25/69 \approx 0,36;$ | 10. $7/9 \approx 0,78.$ |

СХЕМА НЕЗАВИСИМЫХ ИСПЫТАНИЙ. ФОРМУЛА ПУАССОНА. ПРОСТЕЙШИЙ ПОТОК СОБЫТИЙ

Опыты называются независимыми, если вероятность каждого исхода любого опыта не изменяется от того, какие исходы имели другие опыты.

Пусть производится n независимых опытов и известна $P(A) = p$ — вероятность появления события A в каждом из опытов, $P(\bar{A}) = 1 - p = q$. Тогда вероятность того, что в n независимых опытах событие A появится ровно k раз, равна по формуле Бернулли

$$P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}. \quad (6.1)$$

При большом числе опытов n формула Бернулли приводит к большому объему вычислений. Существуют приближенные формулы для вычисления вероятностей $P_n(k)$, которые дают тем большую точность, чем больше число n . Пусть число независимых опытов n велико (чем больше, тем лучше), а вероятность события p мала (чем меньше, тем лучше, но $p > 0$). Тогда

$$P_n(k) \approx \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, \quad (6.2)$$

где $\lambda = np$. Это и есть формула Пуассона. Формула Пуассона дает приемлемую точность, если опытов производится хотя бы несколько десятков, а $p < 0,1$.

Значение $k = k_0$, при котором вероятность (6.1) принимает наибольшее значение, называют *наивероятнейшим числом появлений события*. Если $(n+1)p$ — число дробное, то k_0 принимает единственное значение, равное целой части

числа k_0 . Если величина $(n+1)p$ — целая, то k_0 принимает два значения: $k_0 = (n+1)p - 1$ и $k_0 = (n+1)p$.

Пусть в результате каждого из n независимых опытов может произойти одно из m попарно несовместных событий A_1, A_2, \dots, A_m с вероятностями p_1, p_2, \dots, p_m соответственно ($p_1 + p_2 + \dots + p_m = 1$). Тогда вероятность того, что событие A_1 наступит k_1 раз, событие A_2 наступит k_2 раза, ..., событие A_m наступит k_m раз, причем $k_1 + k_2 + \dots + k_m = n$, равна:

$$P_n(k_1, k_2, \dots, k_m) = \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_m!} p_1^{m_1} p_2^{m_2} \dots p_k^{m_k}. \quad (6.3)$$

ПРИМЕР 6.1. Предположим, что 30% студентов нашего института занимаются спортом. Какова вероятность того, что среди первых пяти встречных студентов окажется только один спортсмен? Какова вероятность того, что среди них есть хотя бы один спортсмен? Каково наиболее вероятное число спортсменов среди них?

◁ Так как студентов в институте много (несколько тысяч), то по мере опроса нескольких из них пропорции в оставшейся части практически не изменяются. Поэтому можно считать опрос каждого студента независимым опытом. Всего опытов производится $n = 5$, а вероятность положительного ответа $p = 0,3$. По формуле Бернулли имеем $P_5(1) = C_5^1 \cdot 0,3 \cdot (0,7)^4 = 0,36015$. Вероятность хотя бы одного правильного ответа проще вычислять, если перейти к противоположному событию:

$$P_5(k \geq 1) = 1 - P_5(0) = 1 - (0,7)^5 = 1 - 0,16807 = 0,83193.$$

Так как $(n+1)p = (5+1)0,3 = 1,8$ (целая часть числа равна 1), то наиболее вероятное число спортсменов среди пяти опрошенных $k_0 = 1$. ▷

ПРИМЕР 6.2. На каждый вопрос предлагается три ответа, среди которых следует выбрать один правильный. Задано пять вопросов. Какова вероятность того, что путем простого угадывания удастся правильно ответить на четыре вопроса? Какова вероятность угадать правильный ответ хотя бы на один вопрос?

◁ Выбор ответа на вопрос можно рассматривать как независимый опыт. Всего таких опытов производится $n = 5$, а вероятность успеха в каждом опыте равна $p = 1/3$. Тогда вероятность путем простого угадывания правильно ответить на четыре вопроса равна $P_5(4) = C_5^4 \cdot (1/3)^4 \cdot (2/3)^1 = 10/243 \approx 1/24$. Вероятность угадать хотя бы один правильный ответ равна

$$P_5(k \geq 1) = 1 - P_5(0) = 1 - (2/3)^5 = 1 - 32/243 \approx 7/8. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 6.3. Вероятность попадания в цель при выстреле равна 0,3. Сколько нужно сделать выстрелов, чтобы вероятность поражения цели была больше 0,9?

◁ Каждый выстрел можно рассматривать как независимое испытание, и в каждом из них вероятность появления события (попадания в цель) равна $p = 0,3$. Цель будет поражена, если в n выстрелах будет хотя бы одно попадание, вероятность чего равна:

$$P_n(k \geq 1) = 1 - P_n(0) > 0,9 \Rightarrow 1 - (0,7)^n > 0,9 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow (0,7)^n < 0,1 \Rightarrow n \geq 7. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 6.4. В цехе шесть станков, которые работают независимо друг от друга. В течение рабочего дня (8 часов) каждый станок простаивает в сумме 2 часа. Какова доля времени, в течение которой в цехе работает не менее пяти станков?

◁ Наблюдение над состоянием каждого станка можно рассматривать как независимый опыт, число которых $n = 6$. Вероятность застать станок работающим равна $p = 6/8 = 3/4$ (в соответствии с геометрическим определением вероятности). Тогда вероятность застать работающими не менее пяти станков равна

$$P_6(k \geq 5) = P_6(5) + P_6(6) =$$

$$= C_6^5 \cdot (3/4)^5 \cdot (1/4)^1 + C_6^6 \cdot (3/4)^6 \cdot (3/4)^0 \approx 0,53. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 6.5. Монету подбрасывают до тех пор, пока герб не выпадет три раза. Какова вероятность того, что до этого цифра выпадет пять раз?

◁ Всего должно состояться восемь подбрасываний монеты. Чтобы опыт закончился именно на восьмом броске, необходимо при восьмом подбрасывании получить герб (вероятность этого события составляет $1/2$) и до этого при семи подбрасываниях герб должен выпасть ровно два раза (вероятность события по формуле Бернулли равна $P_7(2) = C_7^2 \cdot (1/2)^2 \cdot (1/2)^5 = 21/128$). В силу независимости опытов вычислили искомую вероятность:

$$(21/128) \cdot (1/2) = 21/256 \approx 1/13. \triangleright$$

ПРИМЕР 6.6. Вероятность того, что изделие при транспортировке с завода повредится, равна 0,0005. С завода отправлено четыре тысячи изделий. Какова вероятность того, что в пути повредится больше двух изделий?

◁ Транспортировку каждого изделия можно рассматривать как независимый опыт, число которых ($n = 4000$) велико. Вероятность же появления события в каждом опыте ($p = 0,0005$) мала. Это дает основание воспользоваться для вычислений формулой Пуассона. Заметим, что $\lambda = n \cdot p = 4000 \cdot 0,0005 = 2$. Нас интересует вероятность $P_{4000}(k > 2) = P_{4000}(3) + P_{4000}(4) + \dots + P_{4000}(4000)$. Проще эту вероятность вычислить, если рассмотреть вероятность противоположного события:

$$\begin{aligned} P_{4000}(k > 2) &= 1 - P_{4000}(k \leq 2) = \\ &= 1 - P_{4000}(0) - P_{4000}(1) - P_{4000}(2) = \\ &= 1 - \frac{2^0}{0!} e^{-2} - \frac{2^1}{1!} e^{-2} - \frac{2^2}{2!} e^{-2} = \\ &= 1 - e^{-2} - 2e^{-2} - 2e^{-2} = 1 - 5e^{-2} \approx 0,31. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 6.7. Среди 300 изделий 15 бракованных. Для проверки наугад выбрали пять изделий. Какова вероятность того, что среди них нет бракованных? Сравнить точное значение вероятности с приближенным, найденным по формуле Бернулли.

◁ Пусть A — интересующее нас событие. Выбрать пять изделий из 300 можно C_{300}^5 способами. Событию A благоприятствуют те способы выбора, при которых пять изделий выбирается из 285 годных. Число таких способов равно C_{285}^5 . Точное

значение искомой вероятности (с точностью до одной десятичной) равно $P(A) = C_{285}^5 / C_{300}^5 = 0,7724$. Так как партия изделий велика, то выбор одного за другим нескольких изделий не меняет заметно пропорции в этой партии. Поэтому можно считать, что производится пять независимых опытов и что вероятность выбора бракованного изделия в каждом опыте примерно равна $p = 15/300 = 0,05$. По формуле Бернулли:

$$P(A) = P_5(0) = C_5^0 \cdot (0,05)^0 \cdot (0,95)^5 = 0,7738. \triangleright$$

ПРИМЕР 6.8. Известно, что из каждых 1000 элементов в среднем 999 сохраняют свою работоспособность в течение гарантийного срока. Какова вероятность того, что из 3000 элементов все до единого сохранят свою работоспособность в течение гарантийного срока?

◁ Работу каждого элемента в течение гарантийного срока можно считать независимым опытом. Число опытов велико ($n = 3000$). Вероятность того, что элемент сохранит работоспособность в течение гарантийного срока, равна 0,999. Формула Бернулли из-за большого числа опытов для расчетов неприемлема. Для применения формулы Пуассона будем говорить не о работоспособных элементах, а об элементах вышедших из строя. Вероятность выхода из строя элемента $p = 0,001$. Тогда $\lambda = np = 3000 \cdot 0,001 = 3$. Все 3000 элементов сохранят свою работоспособность, если ни один из них не выйдет из строя. По формуле Пуассона:

$$P_{3000}(0) = \frac{3^0}{0!} e^{-3} \approx 0,05. \triangleright$$

Потоком событий называется последовательность событий, наступающих одно за другим в случайные моменты времени. Обозначим через $P_k(t)$ вероятность появления k событий на интервале времени длины t .

Поток событий называется *простейшим*, если выполняются следующие условия:

1) появление того или иного числа событий на интервале времени длины t зависит только от длины этого интервала и не зависит от его расположения на оси и от событий, происходящих вне этого интервала;

2) вероятность появления события за малый промежуток времени Δt пропорциональна длине этого промежутка, т. е. $P_1(\Delta t) = \mu \cdot \Delta t$, где μ — некоторая постоянная;

3) вероятность появления двух и более событий за малый промежуток времени Δt есть величина более высокого порядка малости по сравнению с Δt .

Из условий 1–3 следует, что $P_k(t) = \frac{(\mu t)^k}{k!} \exp(-\mu t)$.

Условие 1 означает, что события происходят независимо друг от друга и характеристики этого потока не изменяются со временем (поток стационарный). Условия 2 и 3 означают, что события происходят по одному, а не группами (поток ординарен). Величина μ называется *интенсивностью простейшего потока*, и равна среднему числу событий в единицу времени. Величина μt равна среднему числу событий за время t .

Приведенный результат можно упрощенно сформулировать следующим образом.

Пусть события происходят независимо друг от друга во времени (или в пространстве) и по одному. Тогда, если на отрезок времени (или пространства) приходится в среднем λ событий, то вероятность появления на этом отрезке k событий приблизительно равна

$$P_k = \frac{\lambda^k \exp(-\lambda)}{k!}. \triangleright$$

ПРИМЕР 6.9. Известно, что наборщик в среднем допускает одну ошибку на две страницы текста. В набранной книге взяли наугад страницу. Какова вероятность того, что на этой странице содержится более одной опечатки?

\triangleleft Опечатки появляются по одной и независимо друг от друга. Условия простейшего потока приблизительно выполняются, и формула Пуассона приблизительно верна. На одну страницу приходится в среднем $\lambda = 1/2$ опечатки. Поэтому вероятность того, что на данной странице содержится более одной опечатки, равна

$$\begin{aligned} P(k > 1) &= 1 - P(k = 0) - P(k = 1) = \\ &= 1 - \frac{(1/2)^0}{0!} e^{-1/2} - \frac{(1/2)^1}{1!} e^{-1/2} \approx 0,1. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 6.10. В тесто засыпали изюм из расчета по пяти изюмин на одну булку и тщательно перемешали тесто. Какова вероятность того, что взятая наугад булка содержит хотя бы одну изюмину?

\triangleleft При тщательном перемешивании теста изюмины распределяются практически независимо друг от друга и по одной. Условия простейшего потока приблизительно выполнены, для оценки искомой вероятности можно использовать формулу Пуассона. Среднее число изюмин, приходящихся на одну булку, равно $\lambda = 5$, поэтому

$$P(k \geq 1) = 1 - P(k = 0) = 1 - e^{-5} \approx 0,994. \triangleright$$

ПРИМЕР 6.11. Стрелок попадает в «десятку» с вероятностью 0,4, в «девятку» — с вероятностью 0,3, в «восьмерку» — с вероятностью 0,2, в «семерку» — с вероятностью 0,1. Какова вероятность того, что при шести выстрелах стрелок трижды попадет в «десятку» и по одному разу в «девятку», «восьмерку» и «семерку»?

\triangleleft Каждый выстрел можно считать независимым испытанием, в котором может появиться одно из несовместных событий: «10», «9», «8» или «7». Поэтому по формуле (6.3)

$$P_6(3, 1, 1, 1) = \frac{6!}{3!1!1!1!} \cdot (0,4)^3 \cdot 0,3 \cdot 0,2 \cdot 0,1 = 0,04608 \approx 0,05. \triangleright$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Игральный кубик подброшен пять раз. Какова вероятность того, что два раза выпадет шесть очков?
2. Вероятность рождения мальчика равна $1/2$. Какова вероятность того, что в семье с четырьмя детьми два мальчика и две девочки?

3. Первый стрелок попадает в цель с вероятностью $1/3$ и производит четыре выстрела. Второй стрелок попадает в цель с вероятностью $1/2$ и производит три выстрела. Для какого стрелка в этих условиях вероятнее попасть в цель дважды?

4. Прибор состоит из пяти блоков. Надежность (вероятность безотказной работы в течение заданного времени t) для каждого блока равна 0,9. Узлы выходят из строя независимо друг от друга. Найти вероятность того, что за время t :

а) откажет только один узел; б) откажет хотя бы один узел; в) откажут не менее двух узлов.

5. Вероятность выпуска детали со скрытым дефектом равна 0,02. Детали упаковывают в ящики по 100 штук. Какова вероятность того, что в данном ящике нет деталей со скрытым дефектом? Какова вероятность того, что в данном ящике больше двух деталей со скрытым дефектом? Каково наиболее вероятное число деталей со скрытым дефектом в данном ящике?

6. В крупной партии изделий 10% имеют низкое качество. Сколько нужно проверить изделий, чтобы с вероятностью не менее 0,95 обнаружить хотя бы одно изделие низкого качества?

7. В течение часа на коммутатор поступает в среднем 120 телефонных вызовов. Какова вероятность того, что в течение заданной минуты поступит четыре вызова?

8. Вероятность того, что при перевозке изделие повредится, равна $p = 0,005$. С завода отправлено четыреста изделий. Найдите вероятность того, что в пути повредится более двух изделий.

9. По каналу связи передается цифровой текст. Из-за помех каждая цифра может быть принята неправильно с вероятностью 0,0025. Какова вероятность того, что в тексте, состоящем из 800 цифр, все цифры будут приняты правильно?

10. При стрельбе из зенитного орудия в среднем только один выстрел из 200 достигает цели. Какова вероятность того, что при 100 выстрелах будет хотя бы одно попадание?

11. Дальтоники составляют 1% населения. Какова вероятность того, что среди пятидесяти студентов окажется по меньшей мере один дальтоник?

12. Двое бросают монету по пять раз каждый. Какова вероятность того, что у них выпадет одинаковое число гербов?

13. Частица в начальный момент времени находится в начале координат. Каждую последующую секунду она сдвигается вправо с вероятностью $1/3$ или влево с вероятностью $2/3$ независимо от того, как она двигалась в предыдущие секунды. Какова вероятность того, что через пять секунд частица окажется в отрезке $[-2; 0]$?

14. В биатлоне на каждом из трех огневых рубежей спортсмен должен поразить пять мишеней в пяти выстрелах. За каждую непораженную мишень спортсмен обязан пробежать штрафной круг. Пусть вероятность поражения мишени при одном выстреле равна 0,95. Какова вероятность того, что спортсмен все три огневых рубежа пройдет без штрафных кругов? Какова вероятность того, что после каждого огневого рубежа спортсмен будет пробегать один штрафной круг?

15. Вероятность попадания в цель при одном выстреле равна $1/3$. Стрелок стреляет по цели до тех пор, пока не накопится три попадания. Какова вероятность того, что к этому моменту у стрелка будет два промаха?

Ответы:

1. $1250/7776 \approx 0,16$;

2. $3/8$;

3. Для второго;

4. а) $\approx 0,328$,

б) $1 - (0,9)^5 \approx 0,4$,

в) $\approx 0,08$;

5. $e^{-2} \approx 0,14$,

$1 - 5e^{-2} \approx 0,3$, $k_0 = 2$;

6. $n \geq 29$;

7. $(2e^{-2})/3 \approx 0,09$;

8. $1 - 5e^{-2} \approx 0,31$;

9. $e^{-2} \approx 0,136$;

10. $1 - e^{-1/2} \approx 0,4$;

11. $1 - e^{-0,5} \approx 0,4$;

12. $63/256 \approx 1/4$;

13. $80/243 \approx 1/3$;

14. $\approx 0,46$, $\approx 0,008$;

15. $8/81$.

ВЫБОРОЧНЫЙ МЕТОД

§ 11.1. ПРЕДМЕТ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ

Вспомним, что теория вероятностей изучает математические модели случайных явлений, т. е. вероятностные пространства (Ω, \mathcal{F}, P) . При этом предполагается, что соответствующая модель задана заранее или ее можно получить, описав некоторые ее особые свойства (например, классическая вероятностная модель получена из предположения о равнораспределенности элементарных исходов; геометрические вероятности — из предположения о том, что вероятность попадания в любой достаточно малый прямоугольник не зависит от его расположения).

Математическая статистика призвана определить, какая именно вероятностная модель описывает данное случайное явление, по результатам наблюдения за этим явлением. Сосредоточимся на классическом разделе математической статистики, посвященном определению распределения и числовых характеристик случайной величины по результатам наблюдения за ней.

Пусть осуществлено n реализаций случайного эксперимента и получены числовые значения x_1, x_2, \dots, x_n некоторой случайной величины X . Это означает, что получены значения n независимых случайных величин x_1, x_2, \dots, x_n , распределенных так же, как наблюдаемая случайная величина X (причем указанные значения получены при одном и том же элементарном исходе ω). Указанный набор чисел (x_1, x_2, \dots, x_n) называется *выборкой объема n* случайной величины X . Очевидно,

что другой наблюдатель при реализации своих экспериментов получит совсем другую выборку для той же случайной величины X . Поэтому на выборку можно смотреть двояко. С одной стороны, это набор из n чисел, а с другой — это n независимых случайных величин, распределенных так же, как наблюдаемая случайная величина X .

Принципиальный вопрос состоит в следующем. Можно ли по выборке, т. е. числам $x_1(\omega), x_2(\omega), \dots, x_n(\omega)$, делать выводы о распределении и числовых характеристиках случайной величины X ? Положительный ответ на этот вопрос дает усиленный закон больших чисел, по которому почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{x_1(\omega) + x_2(\omega) + \dots + x_n(\omega)}{n} = MX.$$

Следовательно, если объем n выборки (x_1, x_2, \dots, x_n) достаточно велик, то число $(x_1(\omega) + x_2(\omega) + \dots + x_n(\omega))/n$ дает хорошее представление о математическом ожидании случайной величины X . Что касается других числовых характеристик, то речь о них пойдет в следующем разделе.

§ 11.2. ВЫБОРОЧНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ

Пусть наблюдается случайная величина X и (x_1, x_2, \dots, x_n) — ее выборка. Как по выборке оценить функцию распределения $F(x) = P(X \leq x)$? Случайное событие $\{X \leq x\}$ осуществилось столько раз, сколько чисел x_i удовлетворяет неравенству $x_i \leq x$. Обозначим это число $\mu_n(x)$. Тогда частота события $\{X \leq x\}$ равна $\mu_n(x)/n$. По свойству устойчивости частот, выведенному из усиленного закона больших чисел (см. лекцию № 10), почти наверное

$$P(X \leq x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\mu_n(x)}{n}.$$

Таким образом, хорошей оценкой для $F(x)$ является величина $\mu_n(x)/n$. Попытаемся понять смысл этой величины, для

чего введем вспомогательную дискретную случайную величину \hat{X} с рядом распределения

\hat{X}	x_1	x_2	...	x_n
P	$1/n$	$1/n$...	$1/n$

Обозначим $\hat{F}(x)$ функцию распределения этой случайной величины. По свойству ряда распределения

$$\hat{F}(x) = P(\hat{X} \leq x) = \sum_{i: x_i \leq x} \frac{1}{n} = \frac{\mu_n(x)}{n}.$$

Отсюда видно, что в качестве оценки для функции распределения $F(x)$ наблюдаемой случайной величины X разумно рассматривать функцию распределения $\hat{F}(x)$ вспомогательной случайной величины \hat{X} . Назовем $\hat{F}(x)$ *выборочной функцией распределения* случайной величины X . При достаточно больших n

$$F(x) \approx \hat{F}(x).$$

Сказанное наводит на мысль использовать в качестве оценки той или иной числовой характеристики случайной величины X соответствующую числовую характеристику вспомогательной случайной величины \hat{X} . В этом состоит так называемый *выборочный метод*. Например, в качестве оценки для математического ожидания MX следует взять

$$M\hat{X} = \sum_{i=1}^n x_i \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i.$$

Величина $\sum_{i=1}^n x_i/n$ называется *выборочным средним* случайной величины X и обозначается \bar{x} . Итак, хорошей оценкой для MX является выборочное среднее \bar{x} , т. е. при достаточно больших n

$$MX \approx \bar{x}$$

(вспомните, что точно такой же результат был получен непосредственно из усиленного закона больших чисел в начале лекции).

В качестве оценки для дисперсии DX возьмем

$$D\hat{X} = M(\hat{X} - M\hat{X})^2 = M(\hat{X} - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \frac{1}{n}.$$

При достаточно больших n

$$DX \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

Иногда вместо указанной оценки для дисперсии используют величину

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2,$$

которую будем называть *выборочной дисперсией*.

Аналогично хорошей оценкой для начального момента $M(X^k)$, $k = 1, 2, \dots$, является *выборочный начальный момент*, равный

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k;$$

а для центрального момента $M(X - MX)^k$, $k = 2, 3, \dots$, хорошей оценкой является *выборочный центральный момент*:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k.$$

§ 11.3. СВОЙСТВА ВЫБОРОЧНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК

Пусть θ — некоторая числовая характеристика наблюдаемой случайной величины X , однозначно определяемая по ее функции распределения (в качестве θ можно рассматривать MX или DX ; θ может быть одним из параметров, задающих распределение X). Из предыдущего раздела понятно, что при оценивании θ по выборке x_1, x_2, \dots, x_n находится некоторая числовая функция $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, x_2, \dots, x_n)$ от переменных x_1, x_2, \dots, x_n .

Ясно, что $\hat{\theta}_n$ является случайной величиной, т. е. функцией от элементарного исхода ω .

Чтобы более четко характеризовать качество оценки $\hat{\theta}_n$, введем следующие определения.

Определение 11.1. Оценка $\hat{\theta}_n$ является *состоятельной*, если почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}_n = \theta.$$

Определение 11.2. Оценка $\hat{\theta}_n$ является *несмещенной*, если при любом n

$$M\hat{\theta}_n = \theta.$$

Утверждение 11.1. Выборочное среднее \bar{x} является состоятельной и несмещенной оценкой математического ожидания MX .

Доказательство. По усиленному закону больших чисел почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = MX,$$

но это и означает состоятельность оценки \bar{x} . Далее, если смотреть на x_1, x_2, \dots, x_n как на независимые случайные величины, распределенные как X , то получаем, что

$$\begin{aligned} M\bar{x} &= M \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = \frac{1}{n} M(x_1 + x_2 + \dots + x_n) = \\ &= \frac{1}{n} (Mx_1 + Mx_2 + \dots + Mx_n) = \frac{nMX}{n} = MX, \end{aligned}$$

но это означает несмещенность оценки \bar{x} .

Утверждение 11.2. Выборочная дисперсия s^2 является состоятельной и несмещенной оценкой дисперсии DX .

Доказательство. Сначала заметим, что для произвольного числа a

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 &= \sum_{i=1}^n [(x_i - a) - (\bar{x} - a)]^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - \\ - 2 \sum_{i=1}^n (x_i - a)(\bar{x} - a) + n(\bar{x} - a)^2 &= \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - 2n(\bar{x} - a)^2 + \\ + n(\bar{x} - a)^2 &= \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - n(\bar{x} - a)^2. \end{aligned} \quad (11.1)$$

Вспоминая определение s^2 и применяя (11.1) при $a = 0$, получаем, что

$$\begin{aligned} s^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right) = \\ &= \frac{n}{n-1} \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \bar{x}^2 \right). \end{aligned} \quad (11.2)$$

Из независимости случайных величин x_1, x_2, \dots, x_n следует независимость случайных величин $x_1^2, x_2^2, \dots, x_n^2$, поэтому по усиленному ЗБЧ почти наверное

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} = M(X^2), \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x} = MX.$$

Откуда ввиду (11.2) находим, что почти наверное

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} s^2 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{n-1} \left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x}^2 \right) = \\ &= M(X^2) - (MX)^2 = DX, \end{aligned}$$

что означает состоятельность оценки s^2 .

Для доказательства несмещенности s^2 применим (11.1) при $a = MX$, тогда

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - n(\bar{x} - a)^2 \right],$$

причем

$$M \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^n M(x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^n DX_i = nDX,$$

$$\begin{aligned} M(\bar{x} - a)^2 &= \frac{1}{n^2} M(x_1 + x_2 + \dots + x_n - na)^2 = \\ &= \frac{1}{n^2} D(x_1 + x_2 + \dots + x_n) = \frac{nDX}{n^2} = \frac{DX}{n} \end{aligned}$$

(мы воспользовались независимостью случайных величин x_1, x_2, \dots, x_n).

Следовательно,

$$Ms^2 = \frac{1}{n-1} \left[M \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - nM(\bar{x} - a)^2 \right] =$$

$$= \frac{1}{n-1} \left(nDX - n \frac{DX}{n} \right) = DX,$$

что и требовалось доказать.

Замечание 11.1. Аналогично можно доказать, что выборочные начальные моменты случайной величины X являются состоятельными и несмещенными оценками соответствующих начальных моментов. Что касается выборочных центральных моментов, то они являются состоятельными оценками соответствующих центральных моментов, но не являются несмещенными оценками этих моментов (правда, величина смещения есть $O(1/n)$ при $n \rightarrow \infty$).

§ 11.4. ГРУППИРОВАНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ НАБЛЮДЕНИЯ

В некоторых случаях элементы выборки x_1, x_2, \dots, x_n случайной величины X группируют, т. е. разбивают область возможных значений случайной величины X на непересекающиеся интервалы $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$ и указывают, сколько элементов выборки оказалось в интервале Δ_1 , сколько в интервале Δ_2 и т. д. Метод группирования облегчает регистрацию статистических данных, позволяет сделать статистическую информацию более обзримой. Правда, при этом теряется точность статистических оценок тех или иных числовых характеристик случайной величины X .

Пусть t_1, t_2, \dots, t_m — середины интервалов $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$ соответственно. Пусть u_j — число элементов выборки x_1, x_2, \dots, x_n , оказавшихся в интервале Δ_j , $j = 1, 2, \dots, m$. Ясно, что $\sum_{j=1}^m n_j = n$.

Основное предположение при статистическом анализе группированных данных состоит в следующем: все n_j элементов выборки, оказавшихся в интервале Δ_j , считаются равными t_j , $j = 1, 2, \dots, m$. В итоге вместо выборки x_1, x_2, \dots, x_n получаем выборку, состоящую из n элементов, в которой значение t_1 встречается n_1 раз, значение t_2 встречается n_2 раз и

т. д. По этой второй выборке строятся выборочные характеристики наблюдаемой случайной величины X . Так, выборочным средним величины X является

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^m t_j n_j}{n},$$

а выборочной дисперсией

$$s^2 = \frac{\sum_{j=1}^m (t_j - \bar{x})^2 n_j}{n}.$$

Метод группирования позволяет оценить плотность вероятностей $p(x)$ в случае непрерывной случайной величины X . Предположим, что число наблюдений n достаточно велико, а длины интервалов $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$ достаточно малы. Тогда из свойств плотности вероятностей следует, что $P(X \in \Delta_j) \approx p(t_j)\Delta_j$, $j = 1, 2, \dots, m$. Но вероятность $P(X \in \Delta_j)$ мало отличается от частоты события $\{X \in \Delta_j\}$, которая равна n_j/n .

Итак,

$$\frac{n_j}{n} \approx p(t_j)\Delta_j.$$

Следовательно,

$$p(t_j) \approx \frac{n_j}{n\Delta_j}.$$

Рассмотрим систему координат на плоскости. На оси абсцисс изобразим интервалы $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$. Над каждым таким интервалом Δ_j построим прямоугольник (рис. 11.1) высоты $n_j/(n\Delta_j)$.

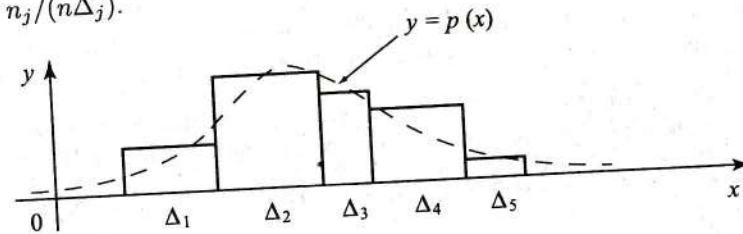


Рис. 11.1

Получающаяся при этом фигура называется *гистограммой*. В силу сказанного верхняя часть контура гистограммы дает представление о графике плотности вероятностей $y = p(x)$.

Замечание 11.2. Как правило длины интервалов $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$ выбираются равными (пусть, например, числу l). Указанные интервалы $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_m$ могут не вобрать всю имеющуюся статистическую информацию. Для значений исходной выборки, лежащих левее Δ_1 (самого левого интервала), их величина считается равной $t_1 - l$. А для значений исходной выборки, лежащих правее Δ_m (самого правого интервала), их величина считается равной $t_m + l$.

Контрольные вопросы

1. В чем состоит отличие теории вероятностей и математической статистики?
2. Дайте определение выборки случайной величины.
3. Какое утверждение теории вероятностей лежит в основе классической математической статистики?
4. Докажите, что выборочная функция распределения является состоятельной несмещенной оценкой функции распределения.
5. Покажите, что выборочный второй начальный момент является несмещенной оценкой второго начального момента.
6. Объясните, почему на выборку случайной величины нужно смотреть двойкой (на примере таких понятий, как состоятельность и несмещенность оценок).

Ответы

3. Усиленный закон больших чисел.
4. Введем при $i = 1, \dots, n$ случайные величины

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{если } x_i \leq x; \\ 0, & \text{если } x_i > x. \end{cases}$$

Ясно, что $\hat{F}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$, т. е. $\hat{F}(x)$ является выборочным средним и поэтому состоятельной и несмещенной оценкой для $M\xi_i = P(x_i \leq x) = P(X \leq x) = F(x)$.

МЕТОДЫ ПОЛУЧЕНИЯ ОЦЕНОК

§ 12.1. МЕТОД МОМЕНТОВ

Пусть наблюдается случайная величина X . Предположим, что функция распределения случайной величины X принадлежит известному семейству функций распределения $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$, где $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ — параметры (например, семейству нормальных распределений $N(a, \sigma^2)$ с параметрами a, σ^2). Задача состоит в нахождении хороших оценок $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m$ истинных значений параметров $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ по выборке (x_1, x_2, \dots, x_n) случайной величины X .

Рассмотрим метод моментов, предложенный К. Пирсоном. По выборке (x_1, x_2, \dots, x_n) найдем m выборочных начальных или центральных моментов случайной величины X . Пусть, например, нашли m выборочных начальных моментов

$$\hat{a}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, \quad k = 1, 2, \dots, m.$$

По функции распределения $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ найдем для произвольных $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ m начальных моментов $a_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$, $k = 1, 2, \dots, m$. Если X — непрерывная случайная величина, то вместо функции распределения $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ удобно использовать плотность вероятностей $p(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$. Тогда начальные моменты находятся по формуле

$$a_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k p(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) dx, \quad k = 1, 2, \dots, m.$$

а) *Дискретный случай.* Пусть X — дискретная случайная величина, принимающая значения a_1, a_2, \dots, a_r . Знание функции распределения $F(x, \bar{\theta})$ равносильно знанию вероятностей $p(a_1; \bar{\theta}), p(a_2; \bar{\theta}), \dots, p(a_r; \bar{\theta})$, с которыми эти значения принимает случайная величина. Тогда вероятность появления именно данной выборки (x_1, x_2, \dots, x_n) равна $p(x_1; \bar{\theta}) \cdot p(x_2; \bar{\theta}) \times \dots \times p(x_n; \bar{\theta})$.

Назовем *функцией правдоподобия* следующую функцию от переменных $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$:

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = p(x_1; \bar{\theta})p(x_2; \bar{\theta}) \cdot \dots \cdot p(x_n; \bar{\theta}).$$

Оценкой максимального правдоподобия ($\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m$) истинного значения вектора параметров $\bar{\theta}$ назовем такое значение $\bar{\theta}$, при котором функция правдоподобия достигает своего наибольшего значения.

Замечание 12.1. Точно так же в реальной жизни при нахождении виновника того или иного происшествия из возможных кандидатур выбирается та, для которой осуществленное деяние является наиболее типичным.

Часто вместо того, чтобы максимизировать функцию $L(\bar{\theta})$, максимизируют функцию $\ln L(\bar{\theta})$, что ввиду монотонности функции $y = \ln x$ является равносильным действием. А для нахождения максимума функции $\ln L(\bar{\theta})$, как известно, надо рассмотреть систему уравнений

$$\frac{\partial \ln L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)}{\partial \theta_k} = 0, \quad k = 1, 2, \dots, m,$$

которая называется *системой уравнений правдоподобия*.

ПРИМЕР 12.2. Пусть случайная величина X имеет распределение Пуассона с неизвестным параметром a . Требуется по выборке (x_1, x_2, \dots, x_n) случайной величины X найти оценку максимального правдоподобия параметра a .

Случайная величина X принимает целые неотрицательные значения k с вероятностью

$$p(k; a) = \frac{a^k e^{-a}}{k!}.$$

Поэтому функция правдоподобия имеет вид

$$L(a) = \prod_{i=1}^n \frac{a^{x_i} e^{-a}}{x_i!} = \frac{a^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-na}}{x_1! x_2! \cdot \dots \cdot x_n!}.$$

Следовательно,

$$\ln L(a) = \sum_{i=1}^n x_i \ln a - na - \ln(x_1! x_2! \cdot \dots \cdot x_n!).$$

Составим уравнение правдоподобия:

$$\frac{d \ln L(a)}{da} = 0 \Leftrightarrow \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{a} - n = 0.$$

Отсюда находим оценку максимального правдоподобия

$$\hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{x}.$$

б) *Непрерывный случай.* Пусть X — непрерывная случайная величина. Вместо функции распределения $F(x, \bar{\theta})$ удобно рассматривать плотность вероятностей $p(x; \bar{\theta})$. Предположим, что случайная величина X измеряется прибором с ценой деления Δx . Тогда вместо непрерывной случайной величины X получаем дискретную случайную величину, а вместо выборки (x_1, x_2, \dots, x_n) — мало отличающуюся от нее (если Δx мало) выборку $(\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_n)$. Вероятность получения именно такой выборки для полученной дискретной случайной величины приблизительно равна (вспомните свойства плотности вероятностей):

$$p(\tilde{x}_1; \bar{\theta}) \Delta x p(\tilde{x}_2; \bar{\theta}) \Delta x \cdot \dots \cdot p(\tilde{x}_n; \bar{\theta}) \Delta x = \prod_{i=1}^n p(\tilde{x}_i; \bar{\theta}) (\Delta x)^n.$$

Чтобы максимизировать эту функцию по $\bar{\theta}$, надо максимизировать функцию $\prod_{i=1}^n p(\tilde{x}_i; \bar{\theta})$. Устремляя Δx к 0, приходим к необходимости максимизировать по $\bar{\theta}$ функцию

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \bar{\theta}),$$

которая называется *функцией правдоподобия*.

Оценкой максимального правдоподобия $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m)$ истинного значения вектора параметров $\bar{\theta}$ назовем такое значение $\bar{\theta}$, при котором функция правдоподобия достигает своего наибольшего значения. Как и в дискретном случае, оценка максимального правдоподобия находится из системы уравнений правдоподобия

$$\frac{\partial \ln L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)}{\partial \theta_k} = 0, \quad k = 1, 2, \dots, m.$$

ПРИМЕР 12.3. Пусть случайная величина X имеет нормальное распределение с неизвестными параметрами a и σ^2 . По выборке (x_1, x_2, \dots, x_n) случайной величины X найти оценки максимального правдоподобия этих параметров.

Положим для удобства $\sigma^2 = b$. Тогда плотность вероятностей случайной величины X имеет вид

$$p(x; a, b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi b}} e^{-(x-a)^2/(2b)}, \quad x \in R.$$

Поэтому функция правдоподобия определяется соотношением

$$L(a, b) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi b}} e^{-(x_i-a)^2/(2b)} = \frac{1}{(2\pi b)^{n/2}} e^{-\sum_{i=1}^n (x_i-a)^2/(2b)}.$$

Следовательно,

$$\ln L(a, b) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi b) - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2}{2b}.$$

Система уравнений правдоподобия имеет вид

$$\begin{cases} \frac{\partial \ln L(a, b)}{\partial a} = 0, \\ \frac{\partial \ln L(a, b)}{\partial b} = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - a)}{b} = 0, \\ -\frac{n}{2b} + \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2}{2b^2} = 0, \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \sum_{i=1}^n (x_i - na) = 0, \\ b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2. \end{cases}$$

Отсюда находим оценки максимального правдоподобия

$$\hat{a} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}, \quad \hat{b} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

Поскольку $MX = a$, $DX = \sigma^2$, то найденные оценки совпадают с теми, которые дает выборочный метод.

Рассмотрим случай, когда случайная величина X является непрерывной и ее плотность вероятностей принадлежит семейству положительных плотностей вероятностей $p(x; \theta)$, где θ — одномерный параметр. Объясним, почему оценка максимального правдоподобия $\hat{\theta}$ близка к истинному значению θ^* параметра θ (хотя и не является состоятельной в принятом у нас смысле). Оценка максимального правдоподобия максимизирует по θ функцию

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln p(x_i; \theta),$$

а следовательно, и функцию

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln p(x_i; \theta).$$

Случайные величины x_1, x_2, \dots, x_n независимы и одинаково распределены (как случайная величина X). Отсюда следует, что независимы и одинаково распределены (как случайная величина $\ln p(X; \theta)$) случайные величины $\ln p(x_1; \theta), \ln p(x_2; \theta), \dots, \ln p(x_n; \theta)$. Следовательно, по усиленному закону больших чисел при достаточно больших n

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln p(x_i; \theta) \approx M \ln p(X; \theta).$$

Из этого соотношения вытекает, что близки друг к другу те значения θ , при которых достигаются наибольшие значения левой и правой частей. Но левая часть достигает наибольшего значения при $\theta = \hat{\theta}$. А правая часть (см. лемму 12.1) достигает наибольшего значения при $\theta = \theta^*$. Итак, $\hat{\theta} \approx \theta^*$.

Лемма 12.1. Пусть случайная величина X имеет плотность вероятностей $p(x; \theta^*)$. Тогда при любом θ

$$M \ln p(X; \theta^*) \geq M \ln p(X; \theta).$$

Доказательство. Требуется показать, что

$$M \ln \frac{p(X; \theta)}{p(X; \theta^*)} \leq 0. \quad (12.2)$$

Воспользуемся неравенством $\ln x \leq x - 1$, справедливым при любом положительном x . Тогда

$$M \ln \frac{p(X; \theta)}{p(X; \theta^*)} \leq M \left(\frac{p(X; \theta)}{p(X; \theta^*)} - 1 \right).$$

Покажем, что правая часть равна нулю (тем самым будет доказано соотношение (12.2)). Действительно, поскольку плотность вероятностей случайной величины X равна $p(x; \theta^*)$, то

$$\begin{aligned} M \left(\frac{p(X; \theta)}{p(X; \theta^*)} - 1 \right) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{p(x; \theta)}{p(x; \theta^*)} - 1 \right) p(x; \theta^*) dx = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x; \theta) dx - \int_{-\infty}^{+\infty} p(x; \theta^*) dx = 1 - 1 = 0 \end{aligned}$$

(воспользовались тем, что интеграл от плотности вероятностей по всей числовой оси равен единице). Лемма доказана.

Контрольные вопросы

1. Какое предположение о распределении наблюдаемой случайной величины делается при применении методов моментов и максимального правдоподобия?

2. Перечислите условия, при которых оценка по методу моментов является состоятельной.
3. Каков вероятностный смысл функции правдоподобия?
4. Объясните, чем вызван переход от функции правдоподобия к ее логарифму.
5. Докажите неравенство $\ln x \leq x - 1$, $x \in (0, +\infty)$, используемое при доказательстве леммы 12.1.

Ответы

4. Это вызвано тем, что многие плотности вероятностей выражаются с помощью показательной функции.
5. Функция $f(x) = x - 1 - \ln x$ убывает при $x \in (0, 1]$ и возрастает при $x \in [1, +\infty)$, поэтому достигает своего наименьшего значения при $x = 1$, причем $f(1) = 0$.

ДОВЕРИТЕЛЬНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ

§ 13.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ДОВЕРИТЕЛЬНОГО ИНТЕРВАЛА. ПРИМЕР ДЛЯ БОЛЬШОЙ ВЫБОРКИ

До сих пор при нахождении оценок числовых характеристик наблюдаемой случайной величины, как правило, устанавливалось, что при большом объеме выборки оценка мало отличается от оцениваемой числовой характеристики. При этом основным инструментом для установления таких фактов являлся усиленный закон больших чисел. Но ведь можно поставить вопрос о точности находимых оценок. И здесь на помощь приходит центральная предельная теорема.

Пусть (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка случайной величины X . Чтобы говорить о точности оценки той или иной числовой характеристики θ случайной величины X , необходимо вместо одной функции от выборки рассмотреть две числовые функции $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(x_1, x_2, \dots, x_n)$ и $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(x_1, x_2, \dots, x_n)$, причем $\hat{\theta}_1 < \hat{\theta}_2$. Говорят, что они образуют *доверительный интервал* $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ с *доверительной вероятностью* p , если

$$P(\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2) = p.$$

Как правило, доверительная вероятность p выбирается близкой к 1. Поэтому наличие доверительного интервала говорит о том, что с вероятностью, близкой к единице, оцениваемая числовая характеристика θ случайной величины X находится между $\hat{\theta}_1$ и $\hat{\theta}_2$ и, значит, числовая характеристика θ найдена с точностью $\hat{\theta}_2 - \hat{\theta}_1$. С одной стороны, видно, что ситуация отличается от той, которая характерна, например

для математического анализа, когда точность оценки является величиной безусловной, а не связанной с какой-либо случайностью. С другой стороны, события, вероятности которых имеют порядок 10^{-4} , можно считать крайне редкими в нашей жизни, поэтому построение доверительных интервалов с доверительной вероятностью, отличающейся от единицы на величину порядка 10^{-4} , имеет большой практический смысл.

В качестве примера построим доверительный интервал для неизвестного математического ожидания (обозначим его a) наблюдаемой случайной величины X при известной дисперсии DX (обозначим ее σ^2). Если (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка случайной величины X , то, как известно, x_1, x_2, \dots, x_n — независимые и одинаково распределенные (как X) случайные величины, поэтому в силу центральной предельной теоремы при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{D} N(0; 1).$$

Разделив числитель и знаменатель левой части на n , получаем, что при $n \rightarrow \infty$

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{\sigma} \xrightarrow{D} N(0; 1). \quad (13.1)$$

Определение 13.1. Пусть функция распределения $F(x)$ некоторой случайной величины непрерывна и строго возрастает (от 0 до 1) на некотором промежутке. Тогда для любого числа $p \in (0, 1)$ существует единственное решение x_p уравнения $F(x) = p$, которое обозначается x_p и называется *квантилью уровня p* распределения $F(x)$ (рис. 13.1).

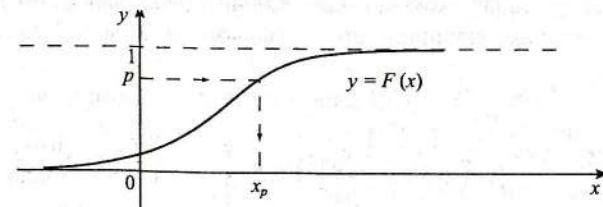


Рис. 13.1

Понятие квантили часто используется в математической статистике. По сути квантиль связана с обратной функцией

к функции распределения, если эта обратная функция существует. Созданы специальные таблицы математической статистики, которые позволяют находить значение функции распределения $F(x)$ при известном x и квантили x_p при известном p .

При помощи понятия квантили можно решать не только уравнения $F(x) = p$ при известном p , но и более сложные уравнения. Пусть, например, случайная величина ξ распределена по стандартному нормальному закону, т. е. $\xi \sim N(0; 1)$. Найдем такое число z , что

$$P(|\xi| < z) = p, \quad (13.2)$$

где p — известная величина. Другими словами, нам надо найти на числовой оси такую положительную точку z , что площадь под графиком плотности вероятности $p(x)$ случайной величины ξ (рис. 13.2) между точками $(-z)$ и z равна p .

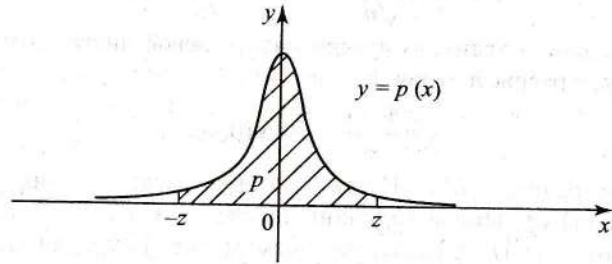


Рис. 13.2

В силу симметричности графика $p(x)$ относительно оси Oy площадь под графиком $p(x)$ левее точки $(-z)$ равна $(1-p)/2$. Следовательно, площадь под графиком $p(x)$ левее точки z равна $p + (1-p)/2 = (1+p)/2$. Другими словами, z есть квантиль уровня $(1+p)/2$ для стандартного нормального распределения, поэтому обозначим ее $z_{(p+1)/2}$. Итак, решением уравнения (13.2) является квантиль $z_{(p+1)/2}$ уровня $(p+1)/2$ стандартного нормального распределения.

Возвратимся к нашей задаче. Ввиду соотношения (13.1) при больших n можно считать, что

$$P\left(\left|\sqrt{n}\frac{\bar{x}-a}{\sigma}\right| < z\right) \approx P(|\xi| < z),$$

где $\xi \sim N(0, 1)$. Следовательно, решением уравнения

$$P\left(\left|\sqrt{n}\frac{\bar{x}-a}{\sigma}\right| < z\right) = p$$

приближенно является $z_{(p+1)/2}$. Но

$$\left|\sqrt{n}\frac{\bar{x}-a}{\sigma}\right| < z \Leftrightarrow |\bar{x}-a| < \frac{z\sigma}{\sqrt{n}} \Leftrightarrow \bar{x} - \frac{z\sigma}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + \frac{z\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Таким образом,

$$P\left(\bar{x} - \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}\right) = p,$$

а это означает, что искомый доверительный интервал для математического ожидания a случайной величины X с доверительной вероятностью p имеет вид

$$\left(\bar{x} - \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}, \bar{x} + \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}\right),$$

где $z_{(1+p)/2}$ — квантиль уровня $z_{(1+p)/2}$ для стандартного нормального распределения. Как мы помним, состоятельной оценкой для a является выборочное среднее \bar{x} . Точность этой оценки равна (с вероятностью p) $\frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}$. Отсюда видно, что улучшение точности в m раз достигается за счет увеличения объема выборки в m^2 раз.

Прежде, чем привести другие примеры доверительных интервалов, введем некоторые важные в математической статистике распределения.

§ 13.2. ОСНОВНЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ

Определение 13.2. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ — независимые случайные величины, распределенные по стандартному нормальному закону $N(0; 1)$. χ^2 -распределением с n степенями свободы называется распределение случайной величины $\xi_1^2 + \xi_2^2 + \dots + \xi_n^2$.

Тот факт, что случайная величина η имеет такое распределение, обозначают так: $\eta \sim \chi_n^2$. График плотности вероятностей $p(x)$ такой случайной величины (при $n \geq 3$) изображен на рис. 13.3.

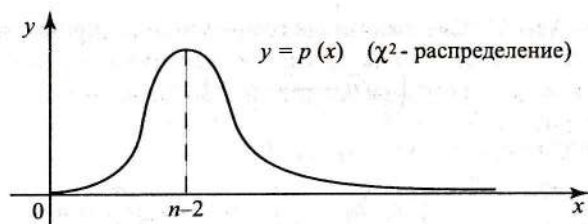


Рис. 13.3

Определение 13.3. Пусть случайные величины ξ и η независимы, причем $\xi \sim N(0; 1)$, $\eta \sim \chi_n^2$. Распределением Стьюдента (*t-распределением*) с n степенями свободы называют распределение случайной величины

$$\frac{\xi}{\sqrt{\eta/n}}.$$

Если случайная величина ζ имеет такое распределение, то это обозначают так: $\zeta \sim t_n$. График плотности вероятностей $p(x)$ такой случайной величины изображен на рис. 13.4. Если $\eta \sim \chi_n^2$, то в силу закона больших чисел $\eta/n \approx 1$, поэтому *t-распределение* при достаточно больших n ($n \geq 30$) мало отличается от стандартного нормального распределения $N(0; 1)$.

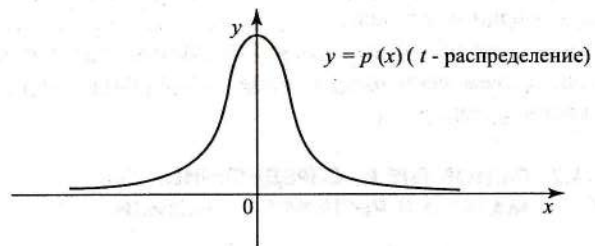


Рис. 13.4

Определение 13.4. Пусть случайные величины ξ и η независимы, причем $\xi \sim \chi_n^2$, $\eta \sim \chi_m^2$. Распределением Фишера (*F-распределением*) с параметрами n, m называется распределение случайной величины

$$\zeta = \frac{(\xi/n)}{(\eta/m)}.$$

Если случайная величина ξ имеет такое распределение, то пишут: $\zeta \sim F_{n,m}$. График плотности вероятностей $p(x)$ такой случайной величины при достаточно больших n и m изображен на рис. 13.5.

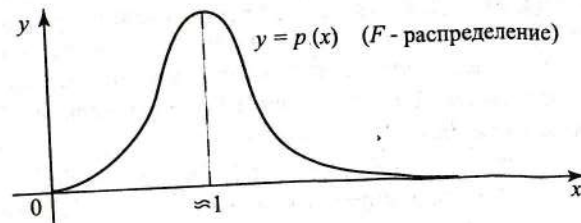


Рис. 13.5

Для всех указанных распределений созданы таблицы значений этих распределений и их квантилей.

Предположим теперь, что (x_1, x_2, \dots, x_n) — нормальная выборка, т. е. выборка случайной величины X , имеющей нормальное распределение $N(a; \sigma^2)$. Это означает, что x_1, x_2, \dots, x_n — независимые случайные величины, распределенные по закону $N(a; \sigma^2)$. В лекции № 9 было показано, что: а) сумма независимых случайных величин, распределенных по нормальному закону, также распределена нормально; б) случайная величина, полученная из нормально распределенной случайной величины при помощи линейного преобразования, также распределена нормально. Поэтому

$$\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \sim N(0; 1) \quad (13.3)$$

(сами покажите, что математическое ожидание и дисперсия случайной величины в левой части равны 0 и 1 соответственно). Соотношение (13.3) показывает, что центральная предельная теорема в случае нормально распределенных слагаемых верна при любом числе слагаемых, а не только, когда их число стремится к бесконечности. Именно поэтому для нормально распределенной наблюдаемой случайной величины X можно строить точные доверительные интервалы для тех или иных ее числовых характеристик.

Разделив числитель и знаменатель левой части (13.3) на n получаем, что

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{\sigma} \sim N(0; 1). \quad (13.4)$$

Р. Фишер установил следующий замечательный результат.

Теорема 13.1. Если (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка случайной величины, распределенной по нормальному закону $N(a; \sigma^2)$, то случайные величины \bar{x} и s^2 (выборочная дисперсия) независимы, причем $(n-1)s^2/\sigma^2$ имеет χ^2 -распределение с $(n-1)$ степенями свободы:

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2. \quad (13.5)$$

Следствие 13.1. В условиях теоремы 13.1

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{s} \sim t_{n-1}. \quad (13.6)$$

Доказательство. В силу независимости \bar{x} и s^2 также независимы случайные величины $\xi = (\bar{x} - a)/(\sigma\sqrt{n})$ и $\eta = (n-1)s^2/\sigma^2$, откуда, учитывая (13.4), (13.5), получаем по определению 13.4, что случайная величина

$$\frac{\xi}{\sqrt{\eta/(n-1)}} = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{s}$$

имеет распределение Стьюдента с $(n-1)$ степенями свободы.

Соотношения (13.4)–(13.6) позволяют находить различные доверительные интервалы в случае нормальной выборки.

§ 13.3. ДОВЕРИТЕЛЬНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ В СЛУЧАЕ НОРМАЛЬНОЙ ВЫБОРКИ

Пусть (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка случайной величины X , распределенной по нормальному закону $N(a; \sigma^2)$.

а) *Доверительный интервал для математического ожидания MX в случае известной дисперсии DX .*

Пусть p — доверительная вероятность. Подберем число z так, чтобы

$$P\left(\left|\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{\sigma}\right| < z\right) = p \quad (13.7)$$

Положим $\xi = \sqrt{n}(\bar{x} - a)/\sigma$. Ввиду соотношения (13.4) $\xi \sim N(0; 1)$. Поэтому уравнение (13.7) равносильно уравнению (13.2), решением которого является число $z = z_{(1+p)/2}$ — квантиль уровня $(1+p)/2$ стандартного нормального распределения. Как уже было показано, неравенство $|\sqrt{n}(\bar{x} - a)/\sigma| < z$ эквивалентно неравенству

$$\bar{x} - \frac{\sigma z}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + \frac{\sigma z}{\sqrt{n}}.$$

Итак,

$$P\left(\bar{x} - \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}\right) = p.$$

Следовательно, с доверительной вероятностью p доверительный интервал для MX при известной дисперсии $DX = \sigma^2$ имеет вид

$$\left(\bar{x} - \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}, \bar{x} + \frac{\sigma z_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}\right).$$

б) *Доверительный интервал для математического ожидания MX в случае неизвестной дисперсии DX .*

Пусть p — доверительная вероятность. Подберем число u так, чтобы

$$P\left(\left|\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{s}\right| < u\right) = p. \quad (13.8)$$

В силу соотношения (13.6) случайная величина $\eta = \sqrt{n}(\bar{x} - a)/s$ имеет t -распределение с $(n-1)$ степенями свободы. Ввиду симметричности графика плотности вероятностей $p(x)$ случайной величины η относительно оси Oy решением уравнения

$$P(|\eta| < u) = p$$

является число $u = u_{(1+p)/2}$ — квантиль уровня $(1+p)/2$ распределения Стьюдента с $(n-1)$ степенями свободы. Итак, решением уравнения (13.8) является $u = u_{(1+p)/2}$. Неравенство $|\sqrt{n}(\bar{x} - a)/s| < u$ эквивалентно неравенству

$$\bar{x} - \frac{su}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + \frac{su}{\sqrt{n}}.$$

Следовательно, с доверительной вероятностью p доверительный интервал для MX при неизвестной дисперсии DX имеет вид

$$\left(\bar{x} - \frac{su_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}}, \bar{x} + \frac{su_{(1+p)/2}}{\sqrt{n}} \right),$$

где $u = u_{(1+p)/2}$ — квантиль уровня $(1+p)/2$ распределения Стюдента с $(n-1)$ степенями свободы.

в) *Доверительный интервал для дисперсии DX .*

Подберем числа v_1 и v_2 так, чтобы

$$P\left(\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \leq v_1\right) = \frac{1-p}{2}, \quad (13.9)$$

$$P\left(\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \geq v_2\right) = \frac{1-p}{2}, \quad (13.10)$$

где p — доверительная вероятность. Тогда, очевидно,

$$P\left(v_1 < \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} < v_2\right) = p.$$

По теореме 13.1 случайная величина $(n-1)s^2/\sigma^2$ имеет χ^2 -распределение с $(n-1)$ степенями свободы, поэтому решением уравнения (13.9) является число $v_1 = v_{(1-p)/2}$ — квантиль уровня $(1-p)/2$ χ^2 -распределения с $(n-1)$ степенями свободы, а решением уравнения (13.10) является число $v_2 = v_{(1+p)/2}$ — квантиль уровня $(1+p)/2$ того же распределения. Далее,

$$v_1 < \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} < v_2 \Leftrightarrow \frac{(n-1)s^2}{v_2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{v_1}.$$

Итак, с доверительной вероятностью p доверительный интервал для DX имеет вид

$$\left(\frac{(n-1)s^2}{v_{(1+p)/2}}, \frac{(n-1)s^2}{v_{(1-p)/2}} \right),$$

где $v_{(1-p)/2}$, $v_{(1+p)/2}$ — квантили уровней $(1-p)/2$ и $(1+p)/2$ соответственно χ^2 -распределения с $(n-1)$ степенями свободы.

Контрольные вопросы

1. Дайте определение доверительного интервала.
2. Чем отличается вероятностный подход к определению точности оценки от принятого в математическом анализе?
3. Дайте определение квантили.
4. Объясните, почему решением x уравнения $p = P(\xi > x)$ является квантиль уровня $(1-p)$ распределения случайной величины ξ .
5. Дайте определение основных распределений математической статистики.
6. Объясните, почему доверительный интервал для математического ожидания при известной дисперсии находится точно, если наблюдаемая случайная величина распределена нормально, а в произвольном случае — приблизительно и лишь при больших выборках.

Ответы

4. $P(\xi \leq x) = 1 - P(\xi > x) = 1 - p \Rightarrow x$ — квантиль уровня $(1-p)$ распределения случайной величины ξ .
5. Это объясняется тем, что центральная предельная теорема для нормально распределенных слагаемых справедлива при любом числе слагаемых, а в произвольном случае — когда это число стремится к бесконечности.

Лекция 14

ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

§ 14.1. ОСНОВНЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ

Пусть наблюдается случайная величина X . Предположим, что относительно распределения этой случайной величины выдвинута некоторая гипотеза. Если по этой гипотезе распределение X описывается однозначно, то гипотеза называется *простой*. Если же гипотеза описывает некоторый класс распределений, то гипотеза называется *сложной*. Пусть, например, известно, что X имеет нормальное распределение. Тогда гипотеза

$$H_1: MX = a, DX = \sigma^2$$

является простой, поскольку по математическому ожиданию и дисперсии нормальное распределение восстанавливается однозначно. Гипотеза

$$H_2: MX > a$$

является сложной, поскольку даже математическое ожидание X неизвестно в случае, когда гипотеза верна.

Задача состоит в проверке некоторой гипотезы H_0 , касающейся распределения случайной величины X , по ее выборке (x_1, x_2, \dots, x_n) . Как правило, наряду с выдвигаемой гипотезой рассматривается альтернативная гипотеза H_1 . В этом случае статистические выводы носят более определенный характер.

В чем состоит процедура (критерий) проверки гипотезы H_0 против альтернативы H_1 ? Сначала надо найти некоторую статистику $t(x_1, x_2, \dots, x_n)$ (это числовая функция от переменных x_1, x_2, \dots, x_n), значения которой ощутимо отличаются

в случае, когда верна гипотеза H_0 , и в случае, когда верна альтернатива H_1 . Эта статистика называется *статистикой критерия*. Пусть A_0 — область на числовой оси, где концентрируются значения статистики t в случае, когда верна гипотеза H_0 , а A_1 — область, где концентрируются значения t в случае, когда верна альтернатива H_1 . Было бы здорово, если бы области A_0 и A_1 не пересекались, а их объединение составило всю числовую прямую. Тогда при любом значении выборки (x_1, x_2, \dots, x_n) можно было вынести безошибочное решение относительно того, верна гипотеза H_0 или нет. К сожалению, на практике не все так просто. С одной стороны, статистика t и при гипотезе H_0 , и при альтернативе H_1 может принимать практически любые значения, поэтому построить безошибочный критерий проверки гипотезы H_0 против альтернативы H_1 невозможно.

С другой стороны, с достаточно большой вероятностью статистика t в случае, когда верна гипотеза H_0 , принимает значения в достаточно узкой области A_0 , а в случае, когда верна альтернатива, в достаточно узкой области A_1 . Помимо A_0 и A_1 есть еще область, куда значения t попадают с «неохотой» и в случае справедливости гипотезы, и в случае справедливости альтернативы. Предположим, что H_0 и H_1 — простые гипотезы и $p_0(x)$, $p_1(x)$ — плотности вероятностей статистики $t(x_1, x_2, \dots, x_n)$ в случае справедливости H_0 , H_1 . На рис. 14.1 заштрихованы области A_0 и A_1 , где концентрируются значения статистики t в случае справедливости H_0 и H_1 .

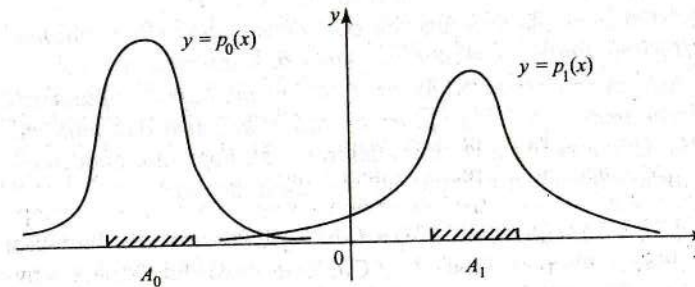


Рис. 14.1

При попадании значения статистики t в оставшуюся часть прямой вынести определенное решение сложно. Но *основное требование*, которое предъявляется к проверке статистических гипотез, состоит в том, чтобы решение относительно справедливости H_0 или H_1 было вынесено и это решение носило однозначный характер. Поэтому следует расширить области A_0 и A_1 так, чтобы, во-первых, они не пересекались и, во-вторых, составляли вместе всю числовую прямую. Для рассмотренного частного случая это расширение выглядит так, как показано на рис. 14.2 (область A_0 заштрихована).

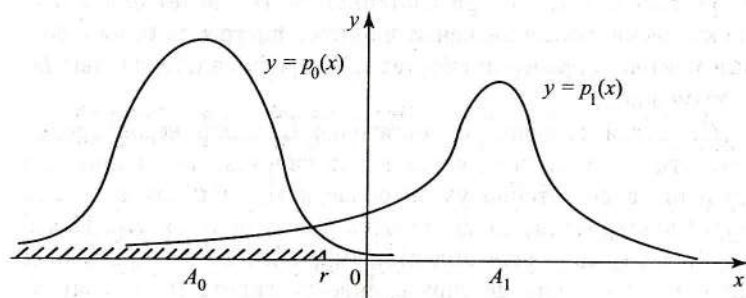


Рис. 14.2

Итак, после выбора статистики критерия t вся числовая прямая разбивается на две части A_0 и A_1 и принимается гипотеза H_0 , если $t(x_1, x_2, \dots, x_n) \in A_0$, или принимается альтернатива H_1 (отклоняется гипотеза H_0), если $t(x_1, x_2, \dots, x_n) \in A_1$. Область A_0 называется *областью принятия гипотезы H_0* или *критической областью для альтернативы H_1* , соответственно область A_1 называется *областью принятия альтернативы H_1* или *критической областью для гипотезы H_0* . Области A_0 и A_1 выбираются, как правило, простыми. Это либо отрезки и их дополнения, либо полуоси.

Рассматриваемая процедура принятия решения не является безошибочной. Более точно, возможны ошибки двух родов. *Ошибка первого рода* состоит в том, что гипотеза H_0 будет отклонена, хотя на самом деле она верна. *Ошибка второго*

рода состоит в том, что альтернатива H_1 будет отклонена, хотя на самом деле она верна (гипотеза H_0 принимается, хотя она неверна). Указанным ошибкам соответствуют вероятности их совершения. Ошибка первого рода совершается с вероятностью $P_{H_0}(t \in A_1)$, где значок H_0 рядом с вероятностью показывает, что эта вероятность вычисляется в предположении, что верна гипотеза H_0 (в случае, когда H_0 — сложная гипотеза будет не одна, а множество различных вероятностей, соответствующих различным распределениям, описываемым гипотезой H_0). Ошибка второго рода совершается с вероятностью $P_{H_1}(t \in A_0)$, где значок H_1 рядом с вероятностью показывает, что она вычисляется в предположении, что верна альтернатива H_1 . Иногда под ошибками первого и второго рода понимают именно эти вероятности $P_{H_0}(t \in A_1)$ и $P_{H_1}(t \in A_0)$.

Естественно желание — минимизировать эти ошибки. Как нетрудно понять из рис. 14.2, если будем уменьшать ошибку первого рода (площадь под графиком $y = p_0(x)$ правее порогового значения r), сдвигая r вправо, то возрастет ошибка второго рода (площадь под графиком $y = p_1(x)$ левее порогового значения r). Поэтому ограничиваются тем, что задают так называемый *уровень значимости ϵ* (положительное число, близкое к нулю) и предполагают, что ошибка первого рода не превосходит ϵ , т. е.

$$P_{H_0}(t \in A_1) \leq \epsilon. \quad (14.1)$$

При этом ошибку второго рода стараются сделать минимальной. А это в силу сказанного означает, что на самом деле вместо неравенства необходимо в случае простой гипотезы H_0 рассматривать равенство

$$P_{H_0}(t \in A_1) = \epsilon. \quad (14.2)$$

Именно это соотношение позволяет находить пороговые значения, разделяющие критические области A_0 и A_1 .

§ 14.2. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О ЗНАЧЕНИИ ВЕРОЯТНОСТИ УСПЕХА В СХЕМЕ БЕРНУЛЛИ

Рассмотрим схему Бернулли с вероятностью успеха в одном испытании, равной p . Пусть проведено n испытаний (n велико) и x_i — число успехов в i -м испытании, $i = 1, 2, \dots, n$. Требуется по числам x_1, x_2, \dots, x_n проверить гипотезу

$$H_0: p = p_0$$

против альтернативы

$$H_1: p > p_0.$$

Наблюдается случайная величина X , равная числу успехов в одном испытании, и (x_1, x_2, \dots, x_n) — ее выборка. Ряд распределения случайной величины X имеет вид

X	0	1
P	q	p

При этом $MX = p$, $DX = pq$ ($q = 1 - p$). Следовательно, в гипотезе H_0 и альтернативе H_1 идет речь о значении математического ожидания X .

Итак, следует проверить гипотезу

$$H_0: MX = p_0$$

против альтернативы

$$H_1: MX > p_0.$$

Как известно, хорошей оценкой MX является статистика $\bar{x} = (x_1 + x_2 + \dots + x_n)/n$. Поскольку $MX \approx \bar{x}$, то если \bar{x} близко к p_0 , то надо принимать гипотезу H_0 , а если \bar{x} существенно больше, чем p_0 , то надо принимать альтернативу H_1 . Отсюда ясно, что критические области A_0 и A_1 имеют вид, изображенный на рис. 14.3 (область A_0 заштрихована).

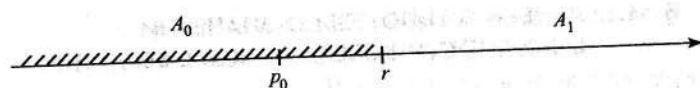


Рис. 14.3

Осталось найти пороговое значение r . Соотношение (14.2) принимает вид

$$P_{H_0}(\bar{x} > r) = \varepsilon, \quad (14.3)$$

где ε — уровень зависимости, задаваемый изначально. Если гипотеза H_0 верна, то в силу центральной предельной теоремы при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n - np_0}{\sqrt{np_0q_0}} \xrightarrow{D} N(0; 1),$$

где $q_0 = 1 - p_0$. Откуда, после деления числителя и знаменателя левой части на n , получаем, что

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0q_0}} \xrightarrow{D} N(0; 1). \quad (14.4)$$

Перепишем соотношение (14.3) в следующем виде:

$$P_{H_0} \left(\sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0q_0}} > \sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0q_0}} \right) = \varepsilon. \quad (14.5)$$

Ввиду (14.4), соотношение (14.5) при достаточно больших n по сути означает, что

$$P \left(N(0; 1) > \sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0q_0}} \right) = \varepsilon, \quad (14.6)$$

где $N(0; 1)$ здесь служит обозначением случайной величины, распределенной по стандартному нормальному закону. Решением z уравнения

$$P(N(0; 1) > z) = \varepsilon$$

является квантиль $z_{1-\varepsilon}$ уровня $(1 - \varepsilon)$ стандартного нормального распределения. Поэтому из уравнения (14.6) вытекает, что

$$\sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0q_0}} = z_{1-\varepsilon} \Rightarrow r = p_0 + \frac{\sqrt{p_0q_0} z_{1-\varepsilon}}{\sqrt{n}}.$$

Итак, пороговое значение r найдено. При попадании статистики \bar{x} левее точки r принимается гипотеза H_0 , а в противном случае — альтернатива H_1 .

Оставим гипотезу H_0 прежней, а альтернативу H_1 заменим на

$$H_2: p < p_0,$$

которая иначе записывается следующим образом:

$$H_2: MX < p_0.$$

Статистика \bar{x} в случае, когда верна альтернатива H_2 существенно меньше p_0 , поэтому критические области A_0 и A_2 имеют вид, изображенный на рис. 14.4.

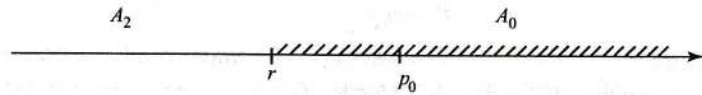


Рис. 14.4

Уравнение (14.2) для нахождения порогового значения r примет вид:

$$P_{H_0}(\bar{x} \leq r) = \varepsilon \Leftrightarrow P_{H_0}\left(\sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0 q_0}} \leq \sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0 q_0}}\right) = \varepsilon.$$

Если верна гипотеза H_0 , то при больших n статистика $\sqrt{n}(\bar{x} - p_0)/\sqrt{p_0 q_0}$ имеет практически стандартное нормальное распределение, поэтому последнее уравнение эквивалентно уравнению

$$P\left(N(0; 1) \leq \sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0 q_0}}\right) = \varepsilon.$$

Решением z уравнения

$$P(N(0; 1) \leq z) = \varepsilon$$

является квантиль z_ε уровня ε для стандартного нормального распределения. Итак,

$$\sqrt{n} \frac{r - p_0}{\sqrt{p_0 q_0}} = z_\varepsilon \Rightarrow r = p_0 + \frac{\sqrt{p_0 q_0} z_\varepsilon}{\sqrt{n}}.$$

Заметим, что при малых ε квантиль z_ε отрицательна, поэтому пороговое значение r действительно меньше p_0 , как изображено на рис. 14.4. Если $\bar{x} \in A_0$, то принимаем гипотезу H_0 ; если же $\bar{x} \in A_2$, то принимаем альтернативу H_2 .

В заключение построим критерий проверки гипотезы H_0 против альтернативы

$$H_3: p \neq p_0.$$

При выполнении гипотезы H_0 статистика \bar{x} близка к p_0 , а при выполнении альтернативы H_3 статистика \bar{x} существенно отличается от p_0 , поэтому критические области A_0 и A_3 будут иметь вид, изображенный на рис. 14.5.

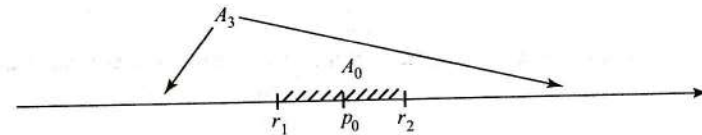


Рис. 14.5

Уравнение (14.2) для нахождения пороговых значений r_1 и r_2 примет вид:

$$P_{H_0}(\bar{x} \in (-\infty, r_1) \cup (r_2, +\infty)) = \varepsilon.$$

Это уравнение выполняется, если

$$P_{H_0}(\bar{x} \in (-\infty, r_1)) = \frac{\varepsilon}{2},$$

$$P_{H_0}(\bar{x} \in (r_2, +\infty)) = \frac{\varepsilon}{2}.$$

Поступая как прежде, находим, что

$$r_1 = p_0 + \frac{\sqrt{p_0 q_0} z_{\varepsilon/2}}{\sqrt{n}},$$

$$r_2 = p_0 + \frac{\sqrt{p_0 q_0} z_{1-\varepsilon/2}}{\sqrt{n}},$$

где $z_{\varepsilon/2}$, $z_{1-\varepsilon/2}$ — квантили стандартного нормального распределения уровней $\varepsilon/2$ и $1 - \varepsilon/2$ соответственно.

Контрольные вопросы

1. Что такое статистика критерия?
2. Дайте определение критических областей для гипотезы и альтернативы.
3. Дайте определение ошибок первого и второго рода.
4. Что такое уровень значимости?
5. Как находить границы критических областей для гипотезы и альтернативы?
6. Если в вашем распоряжении имеются два различных критерия для проверки одной и той же гипотезы (при одинаковом уровне значимости), какой из них вы предпочтете?

Ответы

6. Тот критерий, у которого ошибка второго рода меньше.

ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ ДЛЯ НОРМАЛЬНЫХ ВЫБОРОК

§ 15.1. СЛУЧАЙ ОДНОЙ НОРМАЛЬНОЙ ВЫБОРКИ

Предположим, что наблюдается случайная величина X , подчиненная нормальному закону $N(a; \sigma^2)$, и (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка этой случайной величины. Напомним (см. лекцию № 13) основные факты о распределении выборочного среднего \bar{x} и выборочной дисперсии s^2 нормальной выборки.

Утверждение 15.1. Если (x_1, x_2, \dots, x_n) — выборка случайной величины X , имеющей нормальное распределение $N(a; \sigma^2)$, то при любом натуральном n :

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{\sigma} \sim N(0; 1), \quad (15.1)$$

$$(n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2, \quad (15.2)$$

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - a}{s} \sim t_{n-1}. \quad (15.3)$$

Это утверждение позволяет осуществлять проверку различных статистических гипотез при любом объеме нормальной выборки (не обязательно большом).

а) *Проверка гипотезы о значении математического ожидания при известной дисперсии.*

Пусть наблюдается случайная величина $X \sim N(a; \sigma^2)$, причем параметр a неизвестен, а параметр σ^2 известен. Проверим гипотезу

$$H_0: MX = a_0$$

Занятие 7

ЗАКОНЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ И ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

С каждым случайным экспериментом связано множество его возможных исходов $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n, \dots\}$. Случайной величиной называется функция $\xi = \xi(\omega)$, определенная на множестве элементарных исходов эксперимента и принимающая действительные или комплексные значения. Если множество исходов эксперимента конечно, то приведенное определение является точным. В общем случае функция $\xi(\omega)$ полагается измеримой.

Случайную величину называют *дискретной*, если она может принимать отделенные друг от друга значения с определенными вероятностями. Множество возможных значений дискретной случайной величины конечно или счетно, т. е. их можно занумеровать с помощью ряда натуральных чисел.

Случайная величина называется *непрерывной*, если ее возможные значения составляет целый интервал (конечный или бесконечный).

Случайная величина считается заданной, если указано, какие значения она может принимать и каковы вероятности этих значений. Всякое соотношение, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и соответствующими им вероятностями, называется *законом распределения случайной величины*.

Случайные величины будем обозначать большими латинскими буквами (X, Y, Z, \dots), а отдельные значения этих величин соответствующими малыми буквами (x, y, z, \dots).

Соответствие между возможными значениями дискретной случайной величины и вероятностями этих значений можно задать в виде формулы. Если это затруднительно, то можно просто перечислить то и другое в виде таблицы:

X	x_1	x_2	x_3	...	x_k	...
P	p_1	p_2	p_3	...	p_k	...

Эту таблицу называют рядом распределения. Здесь $p_k = P(X = x_k)$ и $\sum_k P_k = 1$.

Ряд распределения можно изобразить графически. Для этого в каждой точке x_i на горизонтальной оси откладывают вдоль вертикальной оси отрезок, равный p_i . Полученную в результате фигуру называют многоугольником распределения (рис. 7.1).

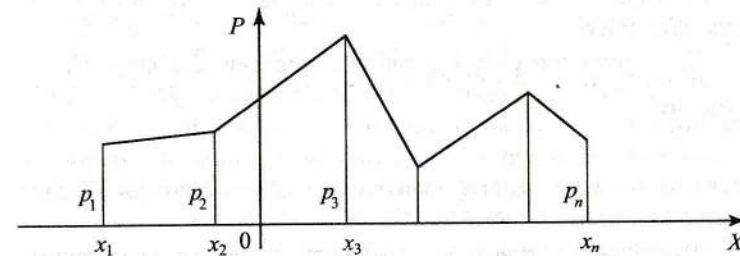


Рис. 7.1

Функцией распределения случайной величины X называют функцию

$$F(x) = P(X \leq x),$$

определяющую для каждого значения x вероятность того, что случайная величина X в результате опыта примет значение меньшее или равное x .

Функция распределения обладает следующими свойствами:

- 1) $0 \leq F(x) \leq 1, -\infty < x < +\infty$;
- 2) $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$;
- 3) $F(x)$ — неубывающая функция на всей числовой оси;

4) $F(x)$ непрерывна справа, т. е. $\lim_{x \rightarrow x_0+0} F(x) = F(x_0)$ при $x \rightarrow x_0 + 0$.

Функция распределения непрерывной случайной величины является непрерывной функцией. Если x — точка непрерывности для $F(x)$, то $P(X = x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} [F(x + \Delta x) - F(x)] = 0$. Это значит, что для непрерывной случайной величины вероятность любого отдельно взятого значения равна нулю.

Функцию распределения можно задать и для непрерывной, и для дискретной случайной величины. Для дискретной случайной величины функция распределения представляет собой, как это следует из определения, функцию накопленных вероятностей:

$$F(x) = \sum_{x_i \leq x} P(X = x_i),$$

где суммирование распространяется на все значения индекса i , для которых $x_i < x$. Ее график представляет собой ступенчатую функцию.

Если функция распределения представима в виде $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$, то подынтегральную функцию $f(x)$ называют функцией плотности вероятности. Если функция распределения дифференцируема, то функцией плотности вероятности $f(x)$ называется первая производная от функции распределения $F(x)$, т. е. $f(x) = F'(x)$.

Функция плотности вероятности обладает следующими свойствами:

- 1) $f(x) \geq 0$, $-\infty < x < +\infty$;
- 2) $F(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$.

Последнее условие называется *условием нормировки*. Геометрически это условие означает, что площадь, заключенная между осью абсцисс и графиком функции плотности вероятности, равна единице.

Через функцию распределения и функцию плотности вероятности можно выразить вероятность попадания случайной величины в интервал (a, b) :

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x) dx. \quad (7.1)$$

Для случайной величины X , распределенной по нормальному закону распределения с математическим ожиданием m и дисперсией δ^2 , вероятность (7.1) определяется по формуле:

$$P(a < X < b) = \Phi_0\left(\frac{b-m}{\sigma}\right) - \Phi_0\left(\frac{a-m}{\sigma}\right), \quad (7.2)$$

где $\Phi_0(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-t^2/2} dt$ — функция Лапласа, таблица которой находится в конце книги (см. приложение 1). Заметим, что функция Лапласа нечетная, т. е. $\Phi_0(-x) = -\Phi_0(x)$. Поэтому таблица дана только для положительных x . Кроме того, функция Лапласа быстро растет и при значениях $x > 5$ практически неотличима от 0,5. Поэтому таблица дана только для $x \in [0, 5]$. Из формулы (7.2) следует, что

$$P(|X - m| < \alpha) = 2\Phi_0\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right). \quad (7.3)$$

Математическим ожиданием (или средним значением) дискретной случайной величины X называется число

$$M(X) = \sum_i x_i p_i, \quad (7.4)$$

равное сумме произведений возможных значений x_i на соответствующие им вероятности p_i . Если дискретная случайная величина имеет бесконечно много значений, то требуется абсолютная сходимость ряда (7.4). Если ряд (7.4) не сходится абсолютно, то математическое ожидание такой случайной величины не существует.

Математическим ожиданием непрерывной случайной величины, имеющей функцию плотности вероятности $f(x)$, называется число

$$M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx,$$

если интеграл абсолютно сходится. Если интеграл не сходится абсолютно, то говорят, что математическое ожидание не существует.

Свойства математического ожидания:

- 1) $M(C) = C$, где C — постоянная величина;

$$2) M(X \pm Y) = M(X) \pm M(Y);$$

3) $M(X \cdot Y) = M(X) \cdot M(Y)$, если случайные величины независимы;

$M(C \cdot X) = C \cdot M(X)$, где C — постоянная величина.

Дисперсией случайной величины называется математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины от ее математического ожидания:

$$D(X) = M[X - M(X)]^2. \quad (7.5)$$

Для вычисления дисперсии иногда удобно использовать формулу:

$$D(X) = M[X^2] - [M(X)]^2. \quad (7.6)$$

Свойства дисперсии:

1) дисперсия постоянной величины равна нулю: $D(C) = 0$;

2) постоянный множитель можно выносить за знак дисперсии с возведением в квадрат, т. е. $D(CX) = C^2 D(X)$, где C — постоянная величина;

3) если случайные величины X и Y независимы, то

$$D(X \pm Y) = D(X) + D(Y).$$

Дисперсия имеет размерность квадрата случайной величины. Это лишает наглядности дисперсию как числовую характеристику. Поэтому для характеристики разброса значений случайной величины используют *среднее квадратическое отклонение*, которое равно положительному значению корня квадратного из дисперсии: $\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$.

Пусть в каждом из независимых опытов вероятность появления события равна p . Тогда k — число появлений события в n независимых опытах, имеет следующие числовые характеристики:

$$M(k) = n \cdot p, \quad D(k) = n \cdot p \cdot q.$$

ПРИМЕР 7.1. Монета подбрасывается пять раз. Написать закон распределения случайной величины, равной числу выпавших гербов минус число выпавших цифр. Построить многоугольник распределения и функцию распределения этой случайной величины.

◁ Если $N(\text{г})$ — число выпавших гербов, а $N(\text{ц})$ — число выпавших цифр, то случайная величина $X = N(\text{г}) - N(\text{ц})$ может принимать значения $x_1 = 0 - 5 = -5$, $x_2 = 1 - 4 = -3$, $x_3 = 2 - 3 = -1$, $x_4 = 3 - 2 = 1$, $x_5 = 4 - 1 = 3$, $x_6 = 5 - 0 = 5$. Подбрасывания монеты можно рассматривать как независимые испытания, вероятность выпадения герба в каждом из которых равна $p = 1/2$. Поэтому применима формула Бернулли:

$$P(X = 5) = P(X = -5) = P_5^0(1/2)^0(1/2)^5 = 1/32;$$

$$P(X = 3) = P(X = -3) = P_5^1(1/2)^1(1/2)^4 = 5/32;$$

$$P(X = 1) = P(X = -1) = P_5^2(1/2)^2(1/2)^3 = 10/32.$$

Зная возможные значения случайной величины и вероятности этих значений, можно написать закон ее распределения. Ряд распределения имеет вид:

X	-5	-3	-1	1	3	5
P	1/32	5/32	10/32	10/32	5/32	1/32

Для наглядности ряд распределения можно изобразить графически в виде многоугольника распределения (рис. 7.2).

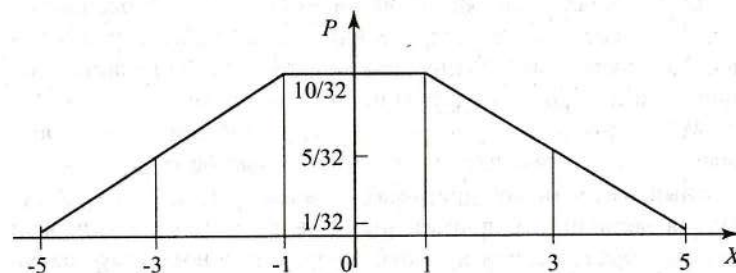


Рис. 7.2

При построении функции распределения $F(x)$ нужно для каждого x найти вероятности $P(X < x)$:

$$F(x) = P(X < x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq -5, \\ 1/32 & \text{при } -5 < x \leq -3, \\ 6/32 & \text{при } -3 < x \leq -1, \\ 16/32 & \text{при } -1 < x \leq 1, \\ 26/32 & \text{при } 1 < x \leq 3, \\ 31/32 & \text{при } 3 < x \leq 5, \\ 1 & \text{при } 5 < x. \end{cases}$$

График этой функции распределения изображен на рис. 7.3. ▷

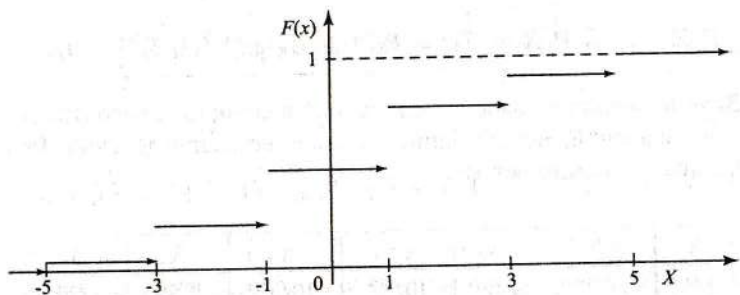


Рис. 7.3

ПРИМЕР 7.2. Некто имеет на связке пять ключей. При отмыкании замка он последовательно испытывает ключи, пока не подберет нужный. Полагая выбор ключей бесповторным, написать закон распределения числа испытанных ключей. Подсчитать математическое ожидание этой случайной величины и построить ее функцию распределения.

◁ Мы имеем дело с дискретной случайной величиной. Обозначим через X число попыток. Так как выбор ключей бесповторный, то X может принимать значения: 1, 2, 3, 4, 5. Случайная величина X примет значение $x_1 = 1$, если с первой попытки будет выбран нужный ключ, вероятность чего равна $1/5$, так как выбор любого из пяти ключей равновозможен. Значение $x_2 = 2$ случайная величина примет, если при первой

попытке ключ будет выбран ошибочно (вероятность чего равна $4/5$) и при второй попытке будет выбран нужный ключ из оставшихся четырех (вероятность этого равна $1/4$). Поэтому:

$$P(X = 2) = (4/5) \cdot (1/4) = 1/5;$$

$$P(X = 3) = (4/5) \cdot (3/4) \cdot (1/3) = 1/5;$$

$$P(X = 4) = (4/5) \cdot (3/4) \cdot (2/3) \cdot (1/2) = 1/5;$$

$$P(X = 5) = (4/5) \cdot (3/4) \cdot (2/3) \cdot (1/2) \cdot 1 = 1/5.$$

Случайная величина X имеет закон распределения

X	1	2	3	4	5
P	$1/5$	$1/5$	$1/5$	$1/5$	$1/5$

Вычислим среднее значение случайной величины X :

$$M(X) = 1 \cdot (1/5) + 2 \cdot (1/5) + 3 \cdot (1/5) + 4 \cdot (1/5) + 5 \cdot (1/5) = 3. \triangleright$$

ПРИМЕР 7.3. Вероятность попадания в цель при одном выстреле равна p . Написать закон распределения случайной величины, равной числу выстрелов до первого попадания в цель. Подсчитать математическое ожидание этой случайной величины.

◁ Случайная величина X примет значение 1, если будет попадание при первом же выстреле, вероятность чего равна p . Понадобится два выстрела ($X = 2$), если при первом выстреле будет промах (вероятность чего равна $q = 1 - p$) и при втором выстреле будет попадание (вероятность чего равна p). Поэтому в силу независимости событий $P(X = 2) = q \cdot p$. Аналогично, $P(X = 3) = q \cdot q \cdot p = q^2 \cdot p, \dots; P(X = n) = q \cdot q \cdot q \cdot \dots \cdot q \cdot p = q^{n-1} \cdot p$. Случайная величина X имеет закон распределения:

X	1	2	3	...	n	...
P	p	$q \cdot p$	$q^2 \cdot p$...	$q^{n-1} \cdot p$...

Этот закон распределения называют *геометрическим*. Вычислим среднее число выстрелов до первого попадания в цель.

$$M(X) = 1 \cdot p + 2 \cdot q \cdot p + 3 \cdot q^2 \cdot p + \dots + n \cdot q^{n-1} \cdot p + \dots = p(1 + 2q + 3q^2 + \dots + nq^{n-1} + \dots).$$

Для вычисления суммы полученного ряда перегруппируем слагаемые следующим образом:

$$\begin{aligned} M(X) &= p[(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) + (q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) + \\ &+ (q^2+q^3+\dots+q^{n-1}+\dots) + \dots] = p[(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) + \\ &+ q(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) + q^2(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) + \dots] = \\ &= p(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots)(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots) = \\ &= p(1+q+q^2+\dots+q^{n-1}+\dots)^2. \end{aligned}$$

В скобке стоит сумма бесконечной убывающей геометрической прогрессии

$$1 + q + q^2 + \dots + q^{n-1} + \dots = \frac{1}{1-q} = \frac{1}{p}.$$

Поэтому $M(x) = p \cdot \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p}$. \triangleright

ПРИМЕР 7.4. В партии из 12 деталей содержится три детали низкого качества. Наугад выбраны четыре детали. Написать закон распределения и найти математическое ожидание числа деталей низкого качества среди выбранных.

\triangleleft Пусть X — число деталей низкого качества среди выбранных четырех. Это дискретная случайная величина с возможными значениями от 0 до 3. Четыре детали из 12 можно выбрать $n = C_{12}^4 = 495$ равновероятными способами. Значению $X = 0$ благоприятствует $C_9^4 = 126$ способов выбора деталей. Значению $X = 1$ благоприятствует $C_3^1 \cdot C_9^3 = 252$ способа. Значению $X = 2$ благоприятствует $C_3^2 \cdot C_9^2 = 108$ способов, и значению $X = 3$ благоприятствует $C_3^3 \cdot C_9^1 = 9$ способов. Поэтому случайная величина X имеет закон распределения:

X	0	1	2	3
P	126/495	252/495	108/495	9/495

Определим среднее число деталей низкого качества в выборке:

$$M(X) = 1 \cdot 252/495 + 2 \cdot 108/495 + 3 \cdot 9/495 = 1. \triangleright$$

ПРИМЕР 7.5. Поезда в метро следуют с интервалом 2 минуты. Пассажир в случайный момент времени приходит на платформу и ожидает ближайший поезд. Найти функцию распределения времени ожидания пассажира. Найти математическое ожидание и дисперсию времени ожидания.

\triangleleft Естественно предположить, что равновозможен приход пассажира в любой момент времени между прибытием поездов. Формально это означает, что плотность вероятности на отрезке $[0, 2]$ постоянна. А так как длина отрезка равна 2, то на этом отрезке функция плотности вероятности равна $1/2$. Итак, время ожидания X имеет равномерный закон распределения с функцией плотности вероятности $f(x) = 1/2$ при $x \in [0, 2]$ и $f(x) = 0$ при $x \notin [0, 2]$. Тогда при $x \leq 0$

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0;$$

при $0 < x \leq 2$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^x 1/2 dx = x/2;$$

при $2 < x$

$$F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^2 1/2 dx + \int_2^x 0 dx = 1.$$

$$\text{Итак, } F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ x/2, & 0 < x \leq 2, \\ 1, & 2 < x. \end{cases}$$

Вычислим числовые характеристики случайной величины:

$$M(X) = \int_0^2 x \cdot 1/2 dx = 1, \quad D(X) = \int_0^2 (x-1)^2 \cdot 1/2 dx = 1/3. \triangleright$$

ПРИМЕР 7.6. Случайная величина X имеет функцию распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ x^2/9, & 0 < x \leq 3, \\ 1, & 3 < x. \end{cases}$$

Найти: а) функцию плотности вероятности; б) глядя на график функции распределения (рис. 7.4), указать основные особенности случайной величины (например, интервал возможных значений, наиболее вероятные значения); в) $M(X)$, $D(X)$, $P(X < 1)$, $P(1 < X < 2)$.

◁ а) Функция плотности вероятности равна первой производной от функции распределения. Поэтому

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ 2x/9, & 0 < x \leq 3, \\ 0, & 3 < x. \end{cases}$$

б)

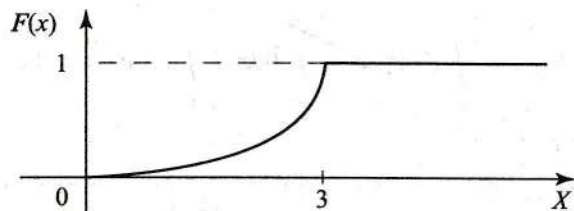


Рис. 7.4

Случайная величина X принимает значения только из промежутка $[0, 3]$, причем ее значения тем вероятнее, чем ближе они к 3.

$$\text{в) } M(X) = \int_0^3 x(2x/9)dx = 2; \quad D(X) = \int_0^3 (x-2)^2(2x/9)dx = 1/2;$$

$$P(X < 1) = F(1) = 1/9;$$

$$P(1 < X < 2) = F(2) - F(1) = 4/9 - 1/9 = 1/3. \triangleright$$

ПРИМЕР 7.7. Пусть равномерно возможно прибытие автомобиля к перекрестку в любой момент цикла работы светофора (рис. 7.5). Найти функцию распределения времени ожидания автомобиля.



Рис. 7.5

Обозначим время ожидания у светофора через X . Это неотрицательная случайная величина. Вероятность того, что время ожидания будет меньше x , равна вероятности прибыть к светофору в момент времени из интервала (A, B) . Поэтому $F(x) = P(X \leq x) = (x + 30)/70$ при $0 < x < 40$ и $F(x) = 1$ при $x \geq 40$. Функция распределения времени ожидания изображена на рис. 7.6.

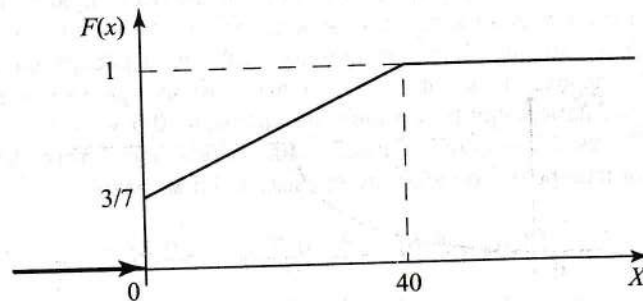


Рис. 7.6

Из графика функции распределения видно, что нулевое время ожидания, имея вероятность $3/7$, соответствует точке скачка функции, равному этой величине. \triangleright

ПРИМЕР 7.8. На круговом экране локатора равномерно появление пятна в каждой точке экрана. Радиус экрана равен R . Найти закон распределения расстояния от центра экрана до пятна. Найти математическое ожидание и дисперсию этого расстояния.

◁ Обозначим через X расстояние от центра экрана до пятна. Это расстояние будет меньше x , если пятно попадет внутрь круга радиуса x . Вероятность этого по геометрическому определению вероятности равна отношению площади круга радиуса x к площади всего экрана локатора. Поэтому функция распределения случайной величины X имеет вид $F(x) = P(X < x) = \frac{\pi x^2}{\pi R^2} = \frac{x^2}{R^2}$ при $0 < x < R$. Тогда функция плотности вероятности равна $f(x) = \frac{2x}{R^2}$ при $0 < x < R$. Математическое ожидание и дисперсия равны:

$$M(X) = \int_0^R x \cdot \frac{2x}{R^2} dx = \frac{2R}{3};$$

$$D(X) = \int_0^R \left(x - \frac{2R}{3}\right)^2 \cdot \frac{2x}{R^2} dx = \frac{R^2}{18}. \triangleright$$

ПРИМЕР 7.9. Дальномер имеет систематическую ошибку 0,1 м и среднюю квадратическую ошибку 0,4 м. Полагая, что ошибки измерений имеют нормальный закон распределения, найти вероятность того, что ни в одном из трех измерений ошибка измерения расстояния не превысит 0,5 м?

◁ Пусть X — ошибка измерения. Вероятность того, что в одном измерении ошибка не превысит 0,5 м, равна

$$\begin{aligned} P(|X| < 0,5) &= P(-0,5 < X < 0,5) = \\ &= \Phi_0\left(\frac{0,5 - 0,1}{0,4}\right) - \Phi_0\left(\frac{-0,5 - 0,1}{0,4}\right) = \Phi_0(1) - \Phi_0(-3,75) = \\ &= \Phi_0(1) + \Phi_0(3,75) = 0,3413 + 0,4998 \approx 0,83. \triangleright \end{aligned}$$

Характеристической функцией $\varphi(z)$ случайной величины X называется комплекснозначная функция, определенная при $z \in R$ соотношением

$$\varphi(z) = M e^{izX} = M [\cos(zX) + i \sin(zX)].$$

Если $F(x)$ — функция распределения случайной величины X , то

$$\varphi(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{izx} dF(x).$$

Существование интеграла, определяющего характеристическую функцию, вытекает из непрерывности функции e^{izx} и ее ограниченности: $|e^{izx}| \leq 1$.

Некоторые свойства характеристических функций:

- 1) $\varphi(0) = 1$, $|\varphi(z)| \leq 1$ для всех вещественных z ;
- 2) если существует $M|X^n|$ — момент порядка n , то функция $\varphi(z)$ имеет n непрерывных производных и

$$\varphi^{(n)}(0) = i^n M X^n;$$

- 3) характеристическая функция однозначно определяет распределение случайной величины;

4) если X_1 и X_2 — независимые случайные величины, а $\varphi_1(z)$ и $\varphi_2(z)$ — их характеристические функции, то характеристическая функция суммы $X_1 + X_2$ равна произведению $\varphi_1(z) \cdot \varphi_2(z)$.

Если X_1, X_2, \dots, X_n — независимые случайные величины, то характеристическая функция суммы $X_1 + X_2 + \dots + X_n$ равна произведению характеристических функций слагаемых.

Пусть X — целочисленная неотрицательная случайная величина, для которой $P(X = k) = p_k$, $k \geq 0$. Производящей функцией $\psi(z)$ величины X называется функция

$$\psi(z) = M(z^X) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k z^k, \quad (7.7)$$

определенная при комплексных z , для которых $|z| \leq 1$.

Заметим, что из $\psi'(z) = M(z^X) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k k z^{k-1}$ следует, что

$$\psi'(1) = M(1^X) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k k = M(X). \quad (7.8)$$

Так как $\psi''(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k k(k-1)z^{k-2}$, то

$$\psi''(1) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k (k^2 - k) = M(X^2) - M(X).$$

Поэтому

$$D(X) = \psi''(1) + \psi'(1) - [\psi'(1)]^2. \quad (7.9)$$

Формулы (7.8) и (7.9) позволяют вычислять математическое ожидание и дисперсию случайной величины, если известна ее производящая функция.

ПРИМЕР 7.10. Пусть $P(X = k) = pq^k$, $0 < p < 1$, $q = 1 - p$, $k = 0, 1, 2, 3, \dots$. Найти математическое ожидание и дисперсию этой случайной величины.

◁ Найдем сначала производящую функцию. По определению (7.7)

$$\begin{aligned} \psi(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} p_k z^k = pz^0 + pq^1 z^1 + pq^2 z^2 + pq^3 z^3 + \dots = \\ &= p(1 + qz + q^2 z^2 + q^3 z^3 + \dots). \end{aligned}$$

Так как z и q по модулю меньше единицы, то в скобке находится сумма бесконечной убывающей геометрической прогрессии.

Поэтому

$$\psi(z) = \frac{p}{1 - qz}.$$

Найдем первую и вторую производные производящей функции:

$$\psi'(z) = \frac{pq}{(1 - qz)^2}, \quad \psi''(z) = \frac{2pq^2}{(1 - qz)^3}.$$

По формулам (7.8) и (7.9)

$$M(X) = \psi'(1) = \frac{pq}{(1 - q)^2} = \frac{pq}{p^2} = \frac{q}{p},$$

$$\begin{aligned} D(X) &= \psi''(1) + \psi'(1) - [\psi'(1)]^2 = \frac{2pq^2}{(1 - q)^3} + \frac{q}{p} - \frac{q^2}{p^2} = \\ &= \frac{2q^2 + pq - q^2}{p^2} = \frac{q(p + q)}{p^2} = \frac{q}{p^2}. \quad \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 7.11. Случайные величины X и Y независимы и имеют пуассоновские законы распределения с параметрами λ_1 и λ_2 соответственно:

$$P(X = k) = \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1}, \quad P(Y = k) = \frac{\lambda_2^k}{k!} e^{-\lambda_2}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Найти закон распределения случайной величины $X + Y$.

◁ Найдем характеристические функции случайных величин X и Y :

$$\begin{aligned} \varphi_1(z) &= M e^{izX} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{izk} \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1} = e^{-\lambda_1} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda_1 e^{iz})^k}{k!} = \\ &= \exp(-\lambda_1) \cdot \exp(\lambda_1 e^{iz}) = \exp[\lambda_1(e^{iz} - 1)]. \end{aligned}$$

Аналогично

$$\varphi_2(z) = M e^{izY} = \exp[\lambda_2(e^{iz} - 1)].$$

Сумме независимых случайных величин соответствует произведение характеристических функций слагаемых. Поэтому $X + Y$ имеет характеристическую функцию

$$\exp[\lambda_1(e^{iz} - 1)] \cdot \exp[\lambda_2(e^{iz} - 1)] = \exp[(\lambda_1 + \lambda_2)(e^{iz} - 1)].$$

Это означает, что $X + Y$ имеет пуассоновский закон распределения с параметром $\lambda_1 + \lambda_2$. ◻

Полученный результат известен как факт *устойчивости пуассоновского закона распределения*. Этот результат можно обобщить на сумму любого конечного числа пуассоновских случайных величин.

ПРИМЕР 7.12. Случайная величина X равномерно распределена на отрезке $[-a, a]$. Найти характеристическую функцию этой случайной величины.

◁ Так как все значения на отрезке $[-a, a]$ равновозможны, то плотность вероятности случайной величины X имеет вид $f(x) = \frac{1}{2a}$ при $x \in [-a, a]$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Поэтому

$$\varphi(z) = \frac{1}{2a} \int_{-a}^a e^{izx} dx = \frac{1}{2a} \cdot \frac{e^{izb} - e^{iza}}{iz} = \frac{\sin az}{az}. \quad \triangleright$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

- Из условий примера 7.2 написать закон распределения числа попыток и найти математическое ожидание этого числа в предположении повторного выбора ключей.
- На электронное реле воздействует случайное напряжение, имеющее плотность вероятности $f(x) = \frac{x}{\sigma^2} \cdot \exp\left\{-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right\}$, $x \geq 0$. Реле срабатывает всякий раз, когда напряжение на его входе превышает 3 В. Какова вероятность срабатывания реле?
- В кошельке было пять монет по 10 копеек и три монеты по 50 копеек. Из кошелька вынули наугад четыре монеты. Найдите закон распределения случайной величины X , которая равна сумме вынутых копеек.
- Время безотказной работы предохранителя имеет показательный закон распределения с функцией плотности вероятности $f(x) = 0,002e^{-0,002x}$ при $x \geq 0$, $f(x) = 0$ при $x < 0$. Найдите функцию распределения времени безотказной работы. Найдите вероятность того, что предохранитель безотказно проработает 1000 часов.
- Случайная величина X равна сумме выпавших очков на двух игральных кубиках. Напишите ее закон распределения и найдите ее математическое ожидание.
- В урне лежат два черных и три белых шара. Из этой урны вынимаются один за другим без возвращения шары до тех пор, пока не будет вынут черный шар. Найдите среднее число вынутых при этом шаров.
- Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = 0,5 \sin x$ при $x \in [0, \pi]$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Найдите: а) функцию распределения величины X ; б) математическое ожидание этой величины; в) вероятность попадания в интервал $(0, \pi/3)$.
- Монету бросают до первого выпадения герба, либо до тех пор, пока цифра не выпадет четыре раза подряд. Найдите среднее число бросков монеты.
- Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2}$ (закон распределения Коши). Какова вероятность того, что при трех независимых наблюдениях этой случайной величины будут наблюдаться значения только из интервала $(-1, 1)$?

10. Случайная величина X — погрешность измерительного прибора распределена по нормальному закону распределения с дисперсией $\sigma^2 = 25 \text{ мВ}^2$. Систематическая погрешность прибора отсутствует. Найдите вероятность того, что при пяти независимых измерениях ошибка измерения хотя бы один раз превзойдет по модулю 10 мВ.

11. Взвешивание производится без систематической ошибки, а случайные ошибки подчинены нормальному закону распределения со средним квадратическим отклонением $\sigma = 20 \text{ мг}$. Найдите вероятность того, что взвешивание будет произведено с ошибкой, не превосходящей по абсолютной величине 50 мг.

12. Пусть $X = 1$ с вероятностью $1/2$, $X = -1$ с вероятностью $1/2$. Найдите характеристическую функцию этой случайной величины.

13. Случайная величина X равномерно распределена на отрезке $[a, b]$. Найдите характеристическую функцию этой случайной величины.

14. Пусть случайная величина X имеет распределение Пуассона, т. е. $P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $k = 0, 1, 2, 3, \dots$. С помощью производящей функции найдите математическое ожидание и дисперсию этой случайной величины.

Ответы:

- $M(X) = 5$;
- $\exp\{-9/2\sigma^2\}$;
- $P(X = 40) = 1/14$, $P(X = 80) = 3/7$, $P(X = 120) = 3/7$, $P(X = 160) = 1/14$;
- $F(x) = 1 - e^{-0,002x}$ при $x \geq 0$, $F(x) = 0$ при $x < 0$, $P = e^{-2} \approx 0,17$;
- $M(\xi) = 7$;
- 2;
- а) $F(x) = 0$ при $x < 0$, $F(x) = 0,5(1 - \cos x)$ при $x \in [0, \pi]$, $F(x) = 1$ при $\pi < x$,
б) $M(\xi) = \pi/2$, в) $P(0 < \xi < \pi/3) = 1/4$;
- 15/8;
- 1/8;
- $\approx 0,21$;
- $\approx 0,98$;
- $\varphi(z) = \cos z$;
- $\varphi(z) = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{e^{izb} - e^{iza}}{iz}$;
- $M(X) = D(X) = \lambda$.

ФУНКЦИИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Пусть $h(x)$ — однозначная функция. Функцией случайной величины X называется такая случайная величина $H = h(X)$, которая принимает значение $h_i = h(x_i)$ каждый раз, когда величина X принимает значение x_i .

1. Пусть X — дискретная случайная величина. Если функция $h(x)$ в области возможных значений X монотонна, то величина H примет значение $h_i = h(x_i)$ тогда и только тогда, когда $X = x_i$. Следовательно, возможными значениями H будут значения $h_i = h(x_i)$, и этим значениям соответствуют вероятности $p_i = P(H = h_i) = P(X = x_i)$.

2. Если $h(x)$ немонотонна и существует несколько значений x_1, x_2, \dots, x_m , при которых $h(x) = h_i$, то

$$P[h(x) = h_i] = P[X = x_1 \text{ или } X = x_2 \text{ или } \dots \text{ или } X = x_m] =$$

$$= \sum_{i=1}^m P(X = x_i).$$

Следовательно, для нахождения закона распределения случайной величины $H = h(X)$ нужно вычислить все ее значения, расположить их в порядке возрастания, отбрасывая повторяющиеся, и каждому из полученных значений h_i приписать вероятность, равную сумме вероятностей тех значений X , для которых $h(x) = h_i$.

3. Пусть функция $h(x)$ монотонна и непрерывна вместе со своей производной в области возможных значений случайной величины X . Если X имеет непрерывную функцию плотности

вероятности $f(x)$, то $g(h)$ — плотность вероятности случайной величины $H = h(X)$, определяется соотношением

$$g(h) = f[x(h)] \left| \frac{dx(h)}{dh} \right|, \quad (8.1)$$

где $x = x(h)$ обратная к $h = h(x)$ функция.

4. Пусть функция $h(x)$ немонотонна и непрерывна вместе со своей производной в области возможных значений случайной величины X , которая имеет непрерывную функцию плотности вероятности $f(x)$.

Тогда плотность вероятности $g(h)$ случайной величины $H = h(X)$ определяется соотношением

$$g(h) = f[x_1(h)] \left| \frac{dx_1(h)}{dh} \right| + f[x_2(h)] \left| \frac{dx_2(h)}{dh} \right| + \dots \\ \dots + f[x_m(h)] \left| \frac{dx_m(h)}{dh} \right|, \quad (8.2)$$

где $x_i = x_i(h)$ функции, обратные к функции $h = h(x)$ соответственно на каждом из m интервалов монотонности.

Замечание 8.1. Пусть X — некоторая случайная величина с функцией распределения $F(x)$. Для вычисления математического ожидания случайной величины $h(X)$ не обязательно предварительно находить ее функцию распределения, а можно подсчитать его непосредственно:

$$M[h(X)] = \int h(x) \cdot dF(x). \quad (8.3)$$

Для дискретной случайной величины X соответствующая формула имеет вид

$$M[h(X)] = \sum h(x_i) \cdot P(X = x_i). \quad (8.4)$$

ПРИМЕР 8.1. Дискретная случайная величина X имеет закон распределения:

X	-2	0	2	4
P	0,4	0,2	0,3	0,1

Найти закон распределения случайной величины $H = 9 - X^2$.
 \triangleleft Вероятность возможного значения $h_1 = -7$ равна вероятности события $X = 4$, т. е. равна 0,1. Вероятность возможного значения $h_2 = 5$ равна сумме вероятностей несовместных событий $X = -2$ и $X = 2$, т. е. равна $0,4 + 0,3 = 0,7$. Вероятность значения $h_3 = 9$ равна вероятности события $X = 0$, т. е. равна 0,2. Искомое распределение имеет вид:

H	-7	5	9
P	0,1	0,7	0,2

\triangleright

ПРИМЕР 8.2. Случайная величина X имеет нормальный закон распределения $N(0; 1)$. Найти закон распределения случайной величины $Y = aX + b$, где a и b — некоторые постоянные.

\triangleleft Функция $y = ax + b$ монотонна на всей числовой оси и имеет обратную функцию $x = (y - b)/a$. Так как плотность вероятности случайной величины X имеет вид $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$, то по формуле (8.1) случайная величина Y имеет функцию плотности вероятности $g(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(y-b)^2/(2a^2)} \cdot \frac{1}{a} = N(b; a^2)$. \triangleright

ПРИМЕР 8.3. Ошибка округления X распределена равномерно в интервале $(0; 0,5)$. «Цена» ошибки Y пропорциональна квадрату ошибки, т. е. $Y = aX^2$, где a — некоторая постоянная. Найти функцию распределения Y и ее математическое ожидание.

\triangleleft Так как ошибка округления X распределена равномерно в интервале $(0; 0,5)$, то ее плотность вероятности $f(x) = \frac{1}{0,5} = 2$ при $x \in (0; 0,5)$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Возможные значения случайной величины Y заключены в $(0; 0,25a)$. Функция $y = ax^2$ имеет на $(0; 0,5)$ обратную функцию $x = \sqrt{\frac{y}{a}}$. Поэтому по формуле (8.1) случайная Y величина имеет функцию плотности вероятности

$$g(y) = \frac{2d\left(\sqrt{y/a}\right)}{dy} = \frac{1}{\sqrt{ya}}$$

при $y \in (0; 0,25a)$ и $g(y) = 0$ при остальных значениях y . Средняя цена ошибки равна $M(Y) = \int_0^{0,25a} y \frac{1}{\sqrt{ya}} dy = \frac{a}{12}$. \triangleright

ПРИМЕР 8.4. Колесо радиусом R с осью в начале координат приводится во вращение, которое затухает под действием сил трения. В результате некоторая фиксированная точка A на ободе колеса останавливается на случайном расстоянии H от горизонтальной оси (рис. 8.1). Найти распределение этой случайной величины считая, что угол поворота колеса X имеет равномерное распределение в промежутке $[-\pi/2; \pi/2]$.

\triangleleft Так как радиус колеса равен единице, то $H = \sin X$. На $[-\pi/2; \pi/2]$ функция $H = \sin X$ монотонно возрастает и имеет обратную функцию $X = \arcsin H$.

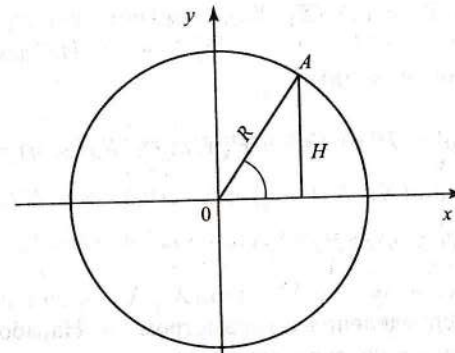


Рис. 8.1

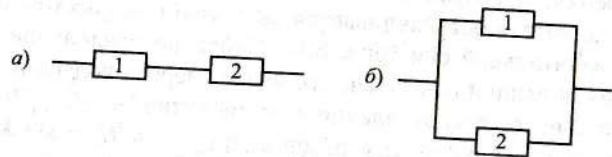
Функция плотности вероятности величины H , согласно формуле (8.1), имеет вид

$$g(h) = \frac{1}{\pi} (\arcsin h)' = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{1-h^2}},$$

где $1/\pi$ — плотность вероятности случайной величины X , которая равномерно распределена на $[-\pi/2; \pi/2]$. \triangleright

ПРИМЕР 8.5. Время безотказной работы X каждого элемента имеет показательный закон распределения ($F(x) = P(\xi < x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $x \geq 0$, $\lambda > 0$, $M(\xi) = 1/\lambda$). Считая, что элементы выходят из строя независимо друг от друга,

найти среднее время безотказной работы («наработку на отказ») для каждой из систем:



◁ Обозначим время безотказной работы i -го элемента через X_i . Первая система выходит из строя вместе с первым отказавшим элементом, поэтому время безотказной работы первой системы $Y = \min(X_1, X_2)$. Заметим, что $P(X_i > x) = 1 - P(X < x) = 1 - (1 - e^{-\lambda x}) = e^{-\lambda x}$. Найдем функцию распределения величины Y :

$$\begin{aligned} F(y) &= P(Y < y) = P(\min(X_1, X_2) < y) = \\ &= 1 - P(\min(X_1, X_2) > y) = 1 - P(X_1 > y, X_2 > y) = \\ &= 1 - P(X_1 > y)P(X_2 > y) = 1 - e^{-\lambda y}e^{-\lambda y} = 1 - e^{-2\lambda y}. \end{aligned}$$

Оказалось, что величина $Y = \min(X_1, X_2)$ имеет показательный закон распределения с параметром 2λ . Нарботка на отказ для системы с последовательным соединением элементов:

$$M(\eta) = \int_0^{\infty} y dF(y) = \int_0^{\infty} y \cdot 2\lambda e^{-2\lambda y} dy = \frac{1}{2\lambda},$$

т. е. в два раза меньше наработки на отказ одного элемента.

Система б) работает безотказно, пока в рабочем состоянии находится хотя бы один из двух элементов. Поэтому ее время безотказной работы $Z = \max(X_1, X_2)$. Найдем функцию распределения величины Z :

$$\begin{aligned} F(z) &= P(Z < z) = P(\max(X_1, X_2) < z) = P(X_1 < z, X_2 < z) = \\ &= F(z) \cdot F(z) = (1 - e^{-\lambda z})^2. \end{aligned}$$

Нарботка на отказ для системы с параллельным соединением элементов (такое соединение при одновременно работающих

элементах называют нагруженным или «горячим» резервированием) определяется по формуле

$$\begin{aligned} M(\xi) &= \int_0^{\infty} z dF(z) = \int_0^{\infty} z(1 - 2e^{-\lambda z} + e^{-2\lambda z})' dz = \\ &= \int_0^{\infty} z(2\lambda e^{-\lambda z} - 2\lambda e^{-2\lambda z}) dz = \frac{3}{2\lambda}. \quad \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 8.6. Пусть случайная величина X имеет показательный закон распределения с функцией плотности вероятности $f(x) = e^{-x}$, $0 \leq x$. Найти закон распределения случайной величины $H = e^{-X}$.

◁ Функция $h = e^{-x}$ имеет обратную функцию $x = -\ln h$. Заметим, что при неотрицательных x величина h принимает значения от 0 до 1. По формуле (8.1) вычисляем функцию плотности вероятности случайной величины H :

$$g(h) = e^{\ln h} \left| -\frac{1}{h} \right| = h \cdot \frac{1}{h} = 1.$$

Это означает, что случайная величина имеет равномерный закон распределения на отрезке $[0; 1]$. \triangleright

ПРИМЕР 8.7. Случайная величина X имеет пуассоновский закон распределения с параметром λ . Вычислить математическое ожидание случайной величины $1/(X+1)$.

◁ Используя формулу (8.4), получаем

$$\begin{aligned} M\left(\frac{1}{X+1}\right) &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k+1} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^{k+1}}{(k+1)!} = \\ &= \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} (e^{\lambda} - 1) = \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda}. \quad \triangleright \end{aligned}$$

Рассмотрим смешанную случайную величину X , функция распределения которой имеет точки разрыва x_1, x_2, \dots, x_m со скачками соответственно p_1, p_2, \dots, p_m . Это означает, что X , помимо возможных значений нулевой вероятности, имеет значения x_1, x_2, \dots, x_m с отличными от нуля вероятностями p_1, p_2, \dots, p_m .

В этом случае плотность распределения вероятностей в точках x_1, x_2, \dots, x_m обращается в бесконечность, т. е. формально не существует. Эту трудность можно обойти, если воспользоваться *дельта-функцией* $\delta(x)$, которая понимается как производная (в обобщенном смысле) от функции единичного скачка $\eta(x) = 0$ при $x \leq 0$ и $\eta(x) = 1$. Наглядно $\delta(x)$ можно представить себе плотностью распределения «масс», при которой в точке $x = 0$ сосредоточена единичная масса, а масса во всех остальных точках равна нулю. Поэтому

$$\int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x)\delta(x)dx = \varphi(0)$$

для всех непрерывных функций.

Функцию распределения смешанной случайной величины можно разложить на непрерывную и скачкообразную компоненты:

$$F(x) = \tilde{F}(x) + \sum_{k=1}^m p_k \eta(x - x_k),$$

где $\tilde{F}(x)$ — непрерывная функция, которая не убывает и изменяется от 0 до $1 - \sum_{k=1}^m p_k$. Тогда

$$f(x) = \tilde{f}(x) + \sum_{k=1}^m p_k \delta(x - x_k)$$

и, например, формула (8.1) примет вид

$$g(h) = f[x(h)] \frac{dx(h)}{dh} + \sum_{k=1}^m p_k \delta(h - h_k),$$

где $h_k = h(x_k)$.

ПРИМЕР 8.8. Случайная величина X имеет закон распределения Коши с функцией плотности вероятности $f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$. Случайная величина $Y = \varphi(X)$, где функция $\varphi(x)$ задана графически (рис. 8.2). Найти плотность вероятности величины Y .

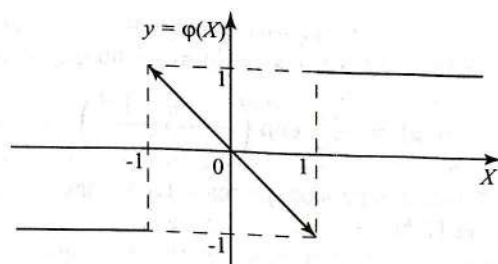


Рис. 8.2

◁ Из графика функции $\varphi(x)$ видно, что значения $X \in (-\infty, -1]$ преобразуются в значение $Y = -1$. Поэтому

$$\begin{aligned} P(Y = -1) &= P(-\infty < X \leq -1) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{-1} \frac{1}{1+x^2} dx = \\ &= \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg}(x) \Big|_{-\infty}^{-1} = \frac{1}{\pi} \left(-\frac{\pi}{4} + \frac{\pi}{2} \right) = \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Аналогично $P(Y = 1) = 1/4$. На интервале $(-1, 1)$ функция $y = -x$. Обратная функция: $x = -y$. Поэтому по формуле (8.1)

$$\tilde{g}(y) = \frac{1}{\pi[1+(-y)^2]} \cdot |-1| = \frac{1}{\pi(1+y^2)}.$$

Окончательно с учетом значений, имеющих ненулевые вероятности, получаем

$$g(y) = \frac{1}{4} \delta(y+1) + \frac{1}{4} \delta(y-1) + \frac{1}{\pi(1+y^2)}$$

при $y \in [-1, 1]$ и $g(y) = 0$ при $y \notin [-1, 1]$. ▷

ПРИМЕР 8.9. Случайная величина X имеет стандартное нормальное распределение $N(0, 1)$, т. е. функцию плотности вероятности $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$. Найдите плотность вероятности случайной величины $Y = \varphi(X)$, где $\varphi(x) = -x - 1$ при $x < -1$, $\varphi(x) = 0$ при $x \in [-1, 1]$ и $\varphi(x) = x - 1$ при $x > 1$.

◁ Значения $x < -1$ с помощью монотонной функции отображаются в значения $y \in (0, +\infty)$. Поэтому по формуле (8.1)

$$g_1(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(-y-1)^2}{2}\right).$$

Значения $x \in [-1, 1]$ преобразуются в значение $Y = 0$. Поэтому по формуле (7.1)

$$P(Y = 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-1}^1 e^{-x^2/2} dx = 2\Phi_0(1) \approx 0,683.$$

Значения $x > 1$ с помощью монотонной функции преобразуются в значения $y \in (0, +\infty)$. По формуле (8.1)

$$g_2(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y+1)^2}{2}\right).$$

Заметим, что $g_1(y) = g_2(y)$. С учетом этого

$$g(y) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y+1)^2}{2}\right) + 2\Phi_0(1) \cdot \delta(y). \triangleright$$

ПРИМЕР 8.10. Через точку, наугад взятую на окружности единичного радиуса с центром в начале координат, проводится касательная к окружности. Найти плотность распределения длины отрезка касательной, заключенного между осями координат.

◁ В силу симметрии окружности достаточно рассмотреть положения касательной с точкой касания в первой четверти (рис. 8.3).

Пусть отрезки осей, которые отсекает касательная, равны соответственно a и b . Если обозначить через X угол между осью абсцисс и направлением из начала координат на точку касания, то $\frac{1}{a} = \cos X$, откуда $a = \frac{1}{\cos X}$. Аналогично $\frac{1}{b} = \cos(90^\circ - X) = \sin X$ и $b = \frac{1}{\sin X}$.

Тогда длина отрезка касательной, заключенного между осями координат, определяется соотношением

$$H = \sqrt{\frac{1}{\cos^2 X} + \frac{1}{\sin^2 X}} = \sqrt{\frac{\sin^2 X + \cos^2 X}{\cos^2 X \sin^2 X}} = \frac{1}{\cos X \sin X} = \frac{2}{\sin 2X}.$$

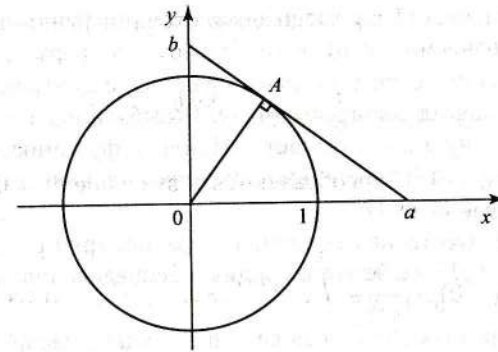


Рис. 8.3

Все положения точки A на дуге от 0° до 90° равновозможны. Следовательно, X имеет равномерное на $[0, \pi/2]$ распределение с функцией плотности вероятности $f(x) = 2/\pi$. По формуле (8.1), с учетом того, что $x = \frac{1}{2} \arcsin \frac{2}{h}$, получаем плотность вероятности

$$g(h) = \frac{2}{\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{1-4/h^2}} \cdot \frac{1}{2} \left| -\frac{2}{h^2} \right| = \frac{2}{\pi h \sqrt{h^2 - 4}}.$$

Заметим, что минимальное значение $H = 2$ получается при $X = \frac{\pi}{4}$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Случайная величина X имеет закон распределения:

X	-1	0	2	3
P	0,1	0,4	0,3	0,2

Найдите закон распределения случайной величины $Y = (X - 1)^2$.

2. Случайная величина X распределена равномерно на отрезке $[a, b]$: $f(x) = \frac{1}{b-a}$, $0 < a \leq x \leq b$. Найдите плотность вероятности случайной величины $Y = X^2$.

3. Случайная величина X имеет плотность вероятности $f(x) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)$, $x \geq 0$ (закон распределения Релея).

Найдите плотность распределения случайной величины $Y = \sigma/X$.

4. На окружности единичного радиуса с центром в начале координат наугад выбирают точку. В выбранной точке проводят касательную к окружности. Найдите функцию распределения длины этой касательной от точки касания до точки ее пересечения с осью Ox .

5. Пусть случайная величина X равномерно распределена на отрезке $[0, 1]$. Найдите функцию распределения случайной величины $Y = \ln(1/X)$.

6. Дискретная случайная величина задана распределением

X	1	2	4
P	0,3	0,5	0,2

Найдите математическое ожидание случайной величины $Y = X^2 - X + 1$.

7. Пусть X — число выпавших гербов при трех подбрасываниях монеты. Найдите математическое ожидание случайной величины $Y = X^2$.

8. Случайная величина X равномерно распределена на отрезке $[0, 1]$. Найдите математическое ожидание случайной величины $Y = \sin(\pi X)$.

9. Непрерывная случайная величина X имеет функцию плотности вероятности: $f(x) = 0,5 \sin x$ при $x \in [0, \pi]$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Найдите плотность вероятности и математическое ожидание случайной величины $Y = 2X$.

10. Пусть случайная величина X имеет стандартное нормальное распределение с функцией плотности вероятности $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$. Найдите функцию плотности вероятности случайной величины $Y = \frac{1}{2}X^2$.

11. Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$, $\lambda > 0$, $x \geq 0$. Найдите закон распределения случайной величины $Y = \varphi(x)$, где $\varphi(x) = 0,5x$ при $x \in [0, 4]$ и $\varphi(x) \equiv 2$ при $x \in (4, +\infty)$.

12. Случайная величина X имеет стандартное нормальное распределение $N(0, 1)$, т. е. функцию плотности вероятности:

$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$. Найдите плотность вероятности случайной величины $Y = \varphi(X)$, где $\varphi(x) = 0$ при $x < 0$ и $\varphi(x) = 2x$ при $x \geq 0$.

13. Две вершины треугольника совпадают с концами диаметра единичного круга, а третья вершина треугольника располагается в случайной точке внутри круга. Полагая равновероятными все положения случайной точки внутри круга, найдите функцию плотности вероятности площади треугольника S и математическое ожидание этой площади.

Ответы:

1.

X	1	4
P	0,7	0,3

;

2. $g(h) = \frac{1}{2(b-a)\sqrt{y}}$, $a^2 \leq x \leq b^2$;

3. $g(y) = y^{-3} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2y^2}\right)$, $y \geq 0$;

4. $F(x) = \frac{2}{\pi} \arctg x$ при $x > 0$, $F(x) = 0$ при $x \leq 0$;

5. $F(x) = 1 - e^{-x}$;

6. 4,4;

7. 3;

8. $2/\pi$;

9. $f(y) = 0,25 \sin(y/2)$ при $y \in [0, 2\pi]$, $f(y) = 0$ при остальных y ; $M(Y) = \pi$;

10. $g(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi y}} e^{-y}$;

11. $g(y) = 2\lambda e^{-2\lambda y} + e^{-4\lambda} \delta(y-2)$ при $y \in [0, 2]$ и $g(y) = 0$ при $y > 2$ и при $y < 0$;

12. $g(x) = \frac{1}{2} \delta(y) + \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{8}\right)$;

13. $f(x) = \frac{4}{\pi} \sqrt{1-x^2}$, $M(S) = \frac{3}{4\pi}$.

МНОГОМЕРНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ (СЛУЧАЙНЫЕ ВЕКТОРЫ). ФУНКЦИИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕКТОРОВ

Со случайным экспериментом может быть связано несколько случайных величин $\vec{X} = X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$. В этом случае принято говорить о системе случайных величин или о случайном векторе. Можно понимать \vec{X} и как случайную точку в n -мерном пространстве.

При $n = 2$ имеем дело с двумерной случайной величиной, которую станем обозначать (X, Y) и понимать как случайную точку на плоскости с координатами X и Y или как случайный вектор на плоскости.

Распределение системы двух дискретных случайных величин можно задать в виде таблицы, в которой перечислены пары возможных значений (x, y) и их вероятности:

В этой таблице $p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j)$, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$. При этом

$$\sum_{i,j} p_{ij} = 1, \quad P(X = x_i) = \sum_{j=1}^m p_{ij}, \quad P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^n p_{ij}.$$

Если X и Y независимы, то $p_{ij} = p(x_i)p(y_j)$.

Функцией распределения системы двух случайных величин называется вероятность совместного выполнения неравенств $X \leq x$ и $Y \leq y$, рассматриваемая как функция переменных x и y , т. е. $F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y)$. Геометрически это означает (рис. 9.1) вероятность попадания случайной точки (X, Y) левее и ниже точки (x, y) .

Функция распределения существует для систем непрерывных и дискретных случайных величин. Если $F(x, y)$ предста-

$Y \backslash X$	x_1	x_2	x_3	...	x_n	$p(y_j) = \sum_{i=1}^n p_{ij}$
y_1	p_{11}	p_{21}	p_{31}	...	p_{n1}	$p(y_1)$
y_2	p_{12}	p_{22}	p_{32}	...	p_{n2}	$p(y_2)$
y_3	p_{13}	p_{23}	p_{33}	...	p_{n3}	$p(y_3)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
y_m	p_{1m}	p_{2m}	p_{3m}	...	p_{nm}	$p(y_m)$
$p(x_i) = \sum_{j=1}^m p_{ij}$	$p(x_1)$	$p(x_2)$	$p(x_3)$...	$p(x_n)$	

вима в виде

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

где $f(x, y)$ — некоторая неотрицательная функция, то эту функцию $f(x, y)$ называют *функцией плотности вероятности двумерной случайной величины*. Если существует вторая смешанная производная от функции $F(x, y)$, то плотность вероятности можно определить и как

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

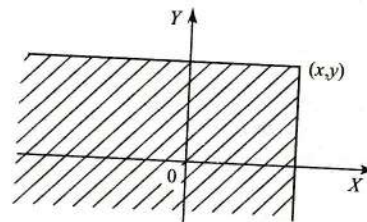


Рис. 9.1

Геометрически $f(x, y)$ — это некоторая поверхность над плоскостью xOy , причем объем, заключенный между этой поверхностью и координатной плоскостью, равен единице. Если случайная точка на плоскости задана функцией плотности вероятности $f(x, y)$, то вероятность попадания случайной точки в некоторую область Q на плоскости равна численно объему, который

опирается на эту область и ограничен сверху поверхностью $f(x, y)$. Формально эта вероятность выражается в виде двойного интеграла

$$P[(X, Y) \subset Q] = \iint_Q f(x, y) dx dy. \quad (9.1)$$

Плотности вероятности $f_1(x)$ и $f_2(y)$ соответственно случайных величин X и Y связаны с плотностью распределения двумерной случайной величины соотношениями:

$$f_1(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy, \quad f_2(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx.$$

Плотности $f_1(x)$ и $f_2(y)$ по отношению к $f(x, y)$ называют *маргинальными*.

Случайные величины, образующие систему, называются *независимыми*, если закон распределения одной из них не изменяется от того, какое значение приняла другая случайная величина. Иначе говоря, в системе независимых случайных величин результат наблюдения над одной из них не дает информации о другой случайной величине. Важное свойство независимых случайных величин в математическом плане выражает следующая теорема.

Теорема 9.1. Для независимости случайных величин X и Y необходимо и достаточно, чтобы функция распределения системы (X, Y) была равна произведению функций распределения величин X и Y :

$$F(x, y) = F_1(x) \cdot F_2(y).$$

Следствие 9.1. Случайные величины X и Y независимы тогда и только тогда, когда плотность вероятности системы (X, Y) равна произведению плотностей вероятности каждой из величин:

$$f(x, y) = f_1(x) \cdot f_2(y).$$

Необходимое и достаточное условие независимости случайных величин можно сформулировать и доказать для любого конечного числа случайных величин, образующих систему.

Важную информацию о системе случайных величин (X, Y) дают ее числовые характеристики. К ним относятся математические ожидания каждой из величин $M(X) = m_x$ и $M(Y) = m_y$. Пара чисел m_x и m_y указывает на плоскости координаты средней точки, относительно которой происходит рассеяние положений случайной точки (X, Y) . Дисперсии $D(X) = \sigma_x^2 = M(\overset{\circ}{X}^2)$ и $D(Y) = \sigma_y^2 = M(\overset{\circ}{Y}^2)$ характеризуют разброс положений случайной точки вдоль соответствующих координатных осей.

Для характеристики зависимости между X и Y используют величину

$$\sigma_{xy} = \text{cov}(X, Y) = M(\overset{\circ}{X} \cdot \overset{\circ}{Y}) = M[(X - m_x)(Y - m_y)],$$

которая называется *ковариацией* или ковариационным моментом.

Заметим, что $\text{cov}(X, X) = M(\overset{\circ}{X}^2) = \sigma_x^2$. Из определения ковариации следует, что

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, Y) &= M[XY - X m_y - Y m_x + m_x m_y] = \\ &= M(XY) - M(X)M(Y), \end{aligned}$$

откуда

$$M(XY) = M(X)M(Y) + \text{cov}(X, Y).$$

Легко показать, что

$$D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2\text{cov}(X, Y).$$

Если случайные величины X и Y независимы, то их ковариация равна нулю и тогда $M(XY) = M(X)M(Y)$ и $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y)$.

Рассеяние положений случайной точки на плоскости характеризуют посредством ковариационной матрицы:

$$\begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \text{cov}(X, Y) \\ \text{cov}(Y, X) & \sigma_y^2 \end{pmatrix}.$$

Ковариация содержит информацию о зависимости между величинами. Но значение σ_{xy} изменяется при изменении единиц измерения X и Y . Поэтому для характеристики зависимости между величинами удобно рассматривать величину

$$r_{xy} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{M(\overset{\circ}{X} \cdot \overset{\circ}{Y})}{\sigma_x \sigma_y}, \quad (9.2)$$

которая называется *коэффициентом корреляции величин* X и Y .

Наиболее простой и известной формой зависимости между величинами является функциональная зависимость, при которой каждому значению аргумента соответствует строго определенное значение функции. Функциональная зависимость может быть и между случайными величинами.

Существует иной, широко распространенный в природе, тип зависимости между случайными величинами. Эта зависимость проявляется в том, что закон распределения одной случайной величины изменяется при изменении другой. Такая зависимость называется *статистической*. Если Y — дискретная случайная величина, то это означает, что при каждом фиксированном значении $X = x$ имеется набор возможных значений y и соответствующих им вероятностей $p(y/x) = P(Y = y / X = x)$. Набор возможных значений y и соответствующих им условных вероятностей образует *условный закон распределения* ($\sum_y p(y/x) = 1$).

Если Y — непрерывная случайная величина, то можно говорить об *условной плотности вероятности* величины Y при фиксированном значении $X = x$.

Если рассмотреть вероятности событий $A = \{x < X < x + dx\}$ и $B = \{y < Y < y + dy\}$, то по аналогии с теоремой 3.1 (умножения вероятностей) (см. занятие № 3) можно получить для условной плотности вероятности $f(y/x)$ соотношение $f(y, x) = f_1(x) \cdot f(y/x)$, где $f(y, x)$ — плотность вероятности системы (X, Y) , а $f_1(x)$ — маргинальная плотность вероятности случайной величины X . Из этого соотношения

$$f(y/x) = \frac{f(x, y)}{f_1(x)} = \frac{f(x, x)}{\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy}$$

Статистическая зависимость сложна для изучения. Трудно проследить за изменением всего закона распределения сразу. Проще сосредоточиться на изучении изменения числовых характеристик, в первую очередь математического ожидания.

Условный закон распределения имеет числовые характеристики такие же, как и обычные законы распределения. В частности, $M(Y/x) = \sum_y y p(y/x)$ — для дискретной случайной величины называют *условным математическим ожиданием*. Для непрерывной случайной величины его вычисляют в виде $M(Y/x) = \int_{-\infty}^{\infty} y f(y/x) dy$. Если условные математические ожидания при разных значениях X соединить одной линией, то получится линия, называемая *линией регрессии Y на X* . Уравнение этой линии называют уравнением регрессии Y на X .

Корреляционной зависимостью Y от X называется функциональная зависимость условного среднего значения Y от X . Графиком корреляционной зависимости служит линия регрессии.

Вместе с изменением условного среднего значения может изменяться и разброс Y относительно условного среднего значения. При каждом значении $X = x$ можно вычислить дисперсию соответствующих значений Y . Эту дисперсию называют *условной дисперсией*. Например, для дискретной случайной величины условная дисперсия

$$\sigma^2(Y/y) = \sum_y [y - M(Y/y)]^2 p(y/x).$$

При статистической зависимости между величинами линию регрессии можно использовать для прогноза. Если стало известно, что $X = x$, то в качестве предполагаемого значения Y можно назвать соответствующее условное среднее значение $M(Y/x)$, т. е. ординату линии регрессии при данном x . Если Y принимает значение y , то $y - M(Y/x)$ будет ошибкой прогноза и величину $\sigma(Y/x)$ можно рассматривать как среднюю квадратическую ошибку прогноза y по значению x при указанном способе действий.

Представление о среднем квадрате ошибки прогноза Y по линии регрессии дает средняя из условных дисперсий

$$\sigma^2(Y/X) = \sum_x \sigma^2(Y/x) P(X = x).$$

Здесь значения $\sigma^2(Y/x)$ взяты с учетом вероятности каждого значения x . Величина $\sigma^2(Y/X)$ равна среднему квадрату отклонения значений Y от линии регрессии.

Линия регрессии обладает примечательным свойством: она минимизирует среднюю квадратическую ошибку прогноза случайной величины Y по наблюдаемому значению величины X . При прогнозе по любой другой линии средний квадрат ошибки прогноза будет больше.

Корреляция называется *линейной*, если линия регрессии одной величины на другую является прямой. В противном случае говорят о *нелинейной* корреляции. При линейной корреляции линия регрессии выражается через числовые характеристики входящих в систему величин следующим образом:

$$\frac{Y - M(Y)}{\sigma_y} = r_{xy} \frac{X - M(X)}{\sigma_x}. \quad (9.3)$$

Из (9.3) следует, что угловой коэффициент линии регрессии $M(Y/x) = \rho x + b$ равен

$$\rho = r_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}. \quad (9.4)$$

При линейной корреляционной зависимости средний квадрат отклонений значений Y от линии регрессии $\sigma^2(Y/X)$ связан с дисперсией Y соотношением:

$$\sigma^2(Y/X) = \sigma^2(Y)(1 - r_{xy}^2). \quad (9.5)$$

В теории линейной корреляции исключительную роль играет коэффициент корреляции r_{xy} . Из (9.5) следует:

$$1) \quad -1 \leq r_{xy} \leq 1.$$

2) Если $r_{xy} = 0$, то угловой коэффициент линии регрессии равен нулю. Линия регрессии параллельна оси Ox . В этом случае говорят, что величины некоррелированы, так как среднее значение Y не изменяется при изменении X . Отсутствие корреляционной зависимости не всегда означает независимость величин. Например, при постоянном среднем значении Y может изменяться разброс значений относительно среднего (рис. 9.2, на котором точками изображены возможные положения случайной точки).

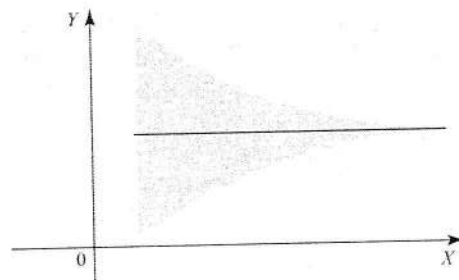


Рис. 9.2

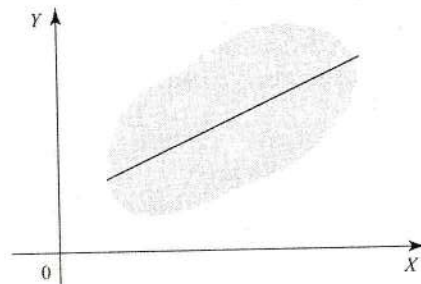


Рис. 9.3

3) Из (9.4) следует, что угловой коэффициент линии регрессии ρ и коэффициент корреляции имеют одинаковые знаки. Если $r_{xy} > 0$, то говорят, что величины *коррелированы положительно*. В этом случае большему значению величины X соответствует большее среднее значение Y (рис. 9.3). Еще раз подчеркнем, что речь идет именно об увеличении среднего значения Y . В отдельных опытах большему X может соответствовать меньшее Y .

Если $r_{xy} < 0$, то говорят, что величины *коррелированы отрицательно*. Это означает, что большему значению одной величины соответствует в среднем меньшее значение другой.

4) Если $r_{xy} = \pm 1$, то из (9.5) следует, что $\sigma^2(Y/X) = 0$. В этом случае разброса относительно линии регрессии нет. Между величинами существует линейная функциональная зависимость.

5) Из (9.5) следует, что $\sigma^2(Y/X) \rightarrow 0$ при $|r_{xy}| \rightarrow 1$. Значит, чем больше по модулю коэффициент корреляции, тем теснее прилегают значения Y к линии регрессии, тем меньше средний квадрат ошибки прогноза Y по наблюдаемому значению X . На рис. 9.4 для сравнения показан разброс положений случайной точки (X, Y) относительно линии регрессии при двух разных значениях коэффициента корреляции $r_{xy}^{(1)} < r_{xy}^{(2)}$.

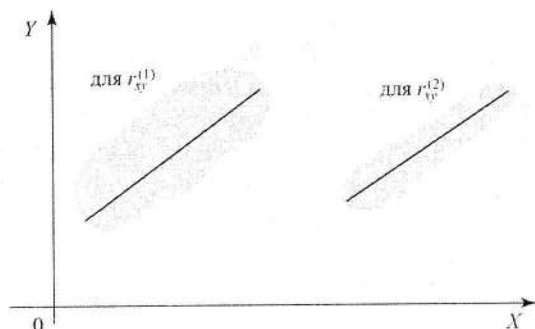


Рис. 9.4

Коэффициент корреляции служит мерой линейной зависимости между величинами. Он показывает насколько статистическая зависимость близка к функциональной.

§ 9.1. ФУНКЦИИ НЕСКОЛЬКИХ СЛУЧАЙНЫХ АРГУМЕНТОВ

Пусть (X, Y) — система двух случайных величин (случайный вектор в плоскости) с плотностью распределения $f(x, y)$. Случайная величина Z связана с X и Y функциональной зависимостью:

$$Z = \varphi(X, Y).$$

Найдем функцию распределения $G(z)$ случайной величины Z .

Для каждого z обозначим через $W(z)$ область на плоскости, в которой выполняется неравенство $\varphi(X, Y) < z$. Чтобы

это неравенство выполнилось, случайная точка должна попасть в область $W(z)$. По определению

$$\begin{aligned} G(z) &= P(Z < z) = P[\varphi(X, Y) < z] = P[(X, Y) \in W(z)] = \\ &= \iint_{W(z)} f(x, y) dx dy. \end{aligned}$$

Дифференцируя $G(z)$ по z , получаем плотность распределения величины Z :

$$g(z) = G'(z).$$

Пусть случайные величины X и Y независимы и имеют функции плотности вероятности $f_1(x)$ и $f_2(y)$ соответственно. Тогда функция плотности вероятности $f(z)$ случайной величины $Z = X + Y$ равна свёртке функций распределения $f_1(x)$ и $f_2(y)$:

$$f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) f_2(z-x) dx. \quad (9.6)$$

Если случайные величины X_1 и X_2 при этом неотрицательны, то

$$f(z) = \int_0^z f_1(x) f_2(z-x) dx. \quad (9.7)$$

Из формулы (9.7) следует, что плотность распределения разности $X_1 - X_2$ определяется соотношением

$$f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) f_2(z+x) dx. \quad (9.8)$$

Пусть $f(x, y)$ — плотность вероятности случайной точки (X, Y) . Рассмотрим преобразование этой случайной точки в случайную точку (U, V) посредством преобразования:

$$U = \varphi_1(X, Y), \quad V = \varphi_2(X, Y), \quad (9.9)$$

где функции φ_1 и φ_2 непрерывно дифференцируемы и отображение (9.5) взаимно однозначно, т. е. существуют обратные функции

$$X = \psi_1(U, V), \quad Y = \psi_2(U, V).$$

Тогда плотность распределения $g(u, v)$ случайной точки (U, V) выражается через плотность распределения случайной точки (X, Y) следующим образом:

$$g(u, v) = f[\psi_1(U, V), \psi_2(U, V)] \cdot |J|, \quad (9.10)$$

где

$$J = \begin{vmatrix} \partial\psi_1/\partial u & \partial\psi_1/\partial v \\ \partial\psi_2/\partial u & \partial\psi_2/\partial v \end{vmatrix} - \text{якобиан.}$$

ПРИМЕР 9.1. Случайная величина $Z = 4X + 2Y - 7$. Найти математическое ожидание и дисперсию Z , если случайные величины X и Y независимы и имеют следующие числовые характеристики: $M(X) = 2$; $M(Y) = 2$; $D(X) = 1$; $D(Y) = 5$.

◁ По свойствам математического ожидания

$$M(Z) = 4 \cdot M(X) + 2 \cdot M(Y) - M(7) = 4 \cdot 2 + 2 \cdot 2 - 7 = 5.$$

В силу независимости случайных величин X и Y по свойствам дисперсии

$$D(Z) = 4^2 \cdot D(X) + 2^2 \cdot D(Y) + D(7) = 16 \cdot 1 + 4 \cdot 5 + 0 = 36. \triangleright$$

ПРИМЕР 9.2. Случайная точка (X, Y) на плоскости имеет плотность вероятности $f(x) = 2e^{-2x-y}$ при $x \geq 0$ и $y \geq 0$ и $f(x) = 0$ при остальных x и y . Найти вероятность попадания случайной точки в треугольник Q , ограниченный осями координат и прямой $x + y = 1$.

◁ Искомая вероятность по формуле (9.1):

$$\begin{aligned} P &= \iint_Q 2e^{-2x-y} dx dy = 2 \int_0^1 e^{-2x} dx \int_0^{1-x} e^{-y} dy = \\ &= 2 \int_0^1 e^{-2x} (1 - e^{-x}) dx = \left(-e^{-2x} + \frac{2}{e} e^{-x} \right) \Big|_0^1 = \\ &= 1 + e^{-2} - 2e^{-1} \approx 0,3995. \end{aligned}$$

Заметим, что из записи $f(x, y) = 2e^{-2x}e^{-y} = f_1(x) \cdot f_2(y)$ следует независимость случайных величин X и Y . \triangleright

ПРИМЕР 9.3. Случайные величины X_1 и X_2 независимы и имеют каждая закон распределения

X	-1	0	2
P	0,6	0,3	0,1

Найти закон распределения случайных величин: $Y = 2X_1$; $Z = X_1 + X_2$; $U = X_1^2$; $W = X_1 \cdot X_2$.

◁ Функция $y = 2x$ монотонна. Поэтому Y может принимать значения -2, 0, 4 с вероятностями, равными вероятностям соответствующих значений X . Отсюда

Y	-2	0	4
P	0,6	0,3	0,1

Найдем возможные значения Z :

$$Z = -1 + (-1) = -2 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,6 = 0,36;$$

$$Z = -1 + 0 = -1 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,3 = 0,18;$$

$$Z = -1 + 2 = 1 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,1 = 0,06;$$

$$Z = 0 + (-1) = -1 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,6 = 0,18;$$

$$Z = 0 + 0 = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,3 = 0,09;$$

$$Z = 0 + 2 = 2 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,1 = 0,03;$$

$$Z = 2 + (-1) = 1 \text{ с вероятностью } p = 0,1 \cdot 0,6 = 0,06;$$

$$Z = 2 + 0 = 2 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,1 = 0,03;$$

$$Z = 2 + 2 = 4 \text{ с вероятностью } p = 0,1 \cdot 0,1 = 0,01.$$

Суммируя вероятности повторяющихся значений Z , получаем закон распределения

Z	-2	-1	0	1	2	4
P	0,36	0,36	0,09	0,12	0,06	0,01

Случайная величина U принимает значения: $U = (-1)^2 = 1$ с вероятностью 0,6; $U = 0$ с вероятностью 0,3 и $U = 2^2 = 4$ с вероятностью 0,1. Поэтому закон распределения U имеет вид

U	0	1	4
P	0,3	0,6	0,1

Найдем возможные значения W :

$$W = -1 \cdot (-1) = 1 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,6 = 0,36;$$

$$W = -1 \cdot 0 = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,3 = 0,18;$$

$$W = -1 \cdot 2 = -2 \text{ с вероятностью } p = 0,6 \cdot 0,1 = 0,06;$$

$$W = 0 \cdot (-1) = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,6 = 0,18;$$

$$W = 0 \cdot 0 = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,3 = 0,09;$$

$$W = 0 \cdot 2 = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,3 \cdot 0,1 = 0,03;$$

$$W = 2 \cdot 0 = 0 \text{ с вероятностью } p = 0,1 \cdot 0,3 = 0,03;$$

$$W = 2 \cdot (-1) = -2 \text{ с вероятностью } p = 0,1 \cdot 0,6 = 0,06;$$

$$W = 2 \cdot 2 = 4 \text{ с вероятностью } p = 0,01.$$

Суммируя вероятности повторяющихся значений W , получаем закон распределения

W	-2	0	1	4
P	0,12	0,51	0,36	0,01

ПРИМЕР 9.4. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) в треугольнике с вершинами $A(0, 0)$, $B(0, 1)$ и $C(2, 1)$. Найти коэффициент корреляции случайных величин X и Y . Найти линию регрессии Y на X и оценить точность прогноза величины Y по наблюдаемому значению X .

◁ Равновозможность всех положений случайной точки (X, Y) в треугольнике ABC означает, что плотность вероятности $f(x, y) = 0$ вне этого треугольника, а в точках треугольника постоянна. Площадь треугольника ABC равна 1. В точках треугольника положим $f(x, y) = 1$. Тем самым соблюдено условие равенства единице объема, заключенного между функцией плотности вероятности и координатной плоскостью (напомним, что это является одним из отличительных свойств функции плотности вероятности системы двух случайных величин).

Определим маргинальные функции плотности вероятности величин X и Y :

$$f_1(x) = \int_{x/2}^1 dy = 1 - \frac{x}{2} \text{ при } x \in [0, 2], \quad f_1(x) = 0 \text{ при } x \notin [0, 2];$$

$$f_2(y) = \int_0^{2y} dx = 2y \text{ при } y \in [0, 1], \quad f_2(y) = 0 \text{ при } y \notin [0, 1].$$

Вычислим величины, необходимые для использования формул (9.2) и (9.5):

$$M(X) = \int_0^2 x \left(1 - \frac{x}{2}\right) dx = \frac{2}{3}, \quad M(X^2) = \int_0^2 x^2 \left(1 - \frac{x}{2}\right) dx = \frac{2}{3},$$

$$M(Y) = \int_0^1 y \cdot 2y dy = \frac{2}{3}, \quad M(Y^2) = \int_0^1 y^2 \cdot 2y dy = \frac{1}{2},$$

$$M(\overset{\circ}{X} \cdot \overset{\circ}{Y}) = \int_0^2 dx \int_{x/2}^1 \left(x - \frac{2}{3}\right) \left(y - \frac{2}{3}\right) dy = \frac{1}{18}.$$

Тогда

$$\sigma_x^2 = M(X^2) - [M(X)]^2 = \frac{2}{3} - \frac{4}{9} = \frac{2}{9}, \quad \sigma_x = \frac{\sqrt{2}}{3},$$

$$\sigma_y^2 = M(Y^2) - [M(Y)]^2 = \frac{1}{2} - \frac{4}{9} = \frac{1}{18}, \quad \sigma_y = \frac{1}{3\sqrt{2}}.$$

По формулам (9.2), (9.3) находим коэффициент корреляции $r_{xy} = \frac{1}{2}$ и уравнение линии регрессии $y = \frac{1}{4}x + \frac{1}{2}$. Если использовать эту линию регрессии для прогноза Y по известному значению X , то средний квадрат ошибки прогноза по формуле (9.5) примет вид

$$\sigma^2(Y/X) = \frac{1}{18} \left(1 - \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{24} \approx 0,042. \triangleright$$

ПРИМЕР 9.5. Абсолютная погрешность измерения распределена равномерно в пределах от 0 до a . Производится n независимых измерений. Найти распределение максимальной погрешности в данной серии наблюдений. Вычислить математическое ожидание максимальной погрешности.

◁ Обозначим абсолютную погрешность в i -м измерении через X_i . Найдем функцию распределения $H(x)$ случайной величины $T = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$. В силу независимости измерений

$$\begin{aligned} H(x) &= P(T < x) = P[\max(X_1, X_2, \dots, X_n) < x] = \\ &= P(X_1 < x)P(X_2 < x) \cdot \dots \cdot P(X_n < x) = [F(x)]^n. \end{aligned}$$

Функция плотности вероятности каждой из величин имеет вид $f(x) = 1/a$ при $x \in [0, a]$ и $f(x) = 0$ при остальных значениях x . Поэтому

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_0^x \frac{1}{a} dx = \frac{x}{a} \quad \text{при } x \in [0, a],$$

$$F(x) = 0 \quad \text{при } x < 0 \quad \text{и} \quad F(x) = 1 \quad \text{при } a < x.$$

В результате $H(x) = 0$ при $x < 0$, $H(x) = (x/a)^n$ при $x \in [0, a]$ и $H(x) = 1$ при $a < x$.

Функция плотности вероятности случайной величины T равна $h(x) = H'(x) = \frac{nx^{n-1}}{a^n}$ при $x \in [0, a]$ и $h(x) = 0$ при остальных x . Поэтому

$$\begin{aligned} M[\max(X_1, X_2, \dots, X_n)] &= \int_0^a x \frac{nx^{n-1}}{a^n} dx = \\ &= \frac{nx^{n+1}}{(n+1)a^n} \Big|_0^a = \frac{n}{n+1} a. \quad \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 9.6. Пусть случайные величины X_1 и X_2 независимы и равномерно распределены на отрезках $[0, a]$ и $[0, b]$ соответственно, где $a < b$. Найти закон распределения случайной величины $Y = X_1 + X_2$.

\triangleleft Случайная величина X_1 имеет функцию плотности вероятности $f_1(x) = 1/a$ при $x \in [0, a]$ и $f_1(x) = 0$ при остальных x . Случайная величина X_2 имеет плотность вероятности $f_2(x) = 1/b$ при $x \in [0, b]$ и $f_2(x) = 0$ при остальных x . Так как X_1 и X_2 неотрицательны, то функцию плотности вероятности $f(z)$ случайной величины $Y = X_1 + X_2$ можно найти по формуле (9.7).

При $z < 0$ функция $f(z) = 0$. При $0 \leq z < a$ (рис. 9.5):

$$f(z) = \int_0^z f_1(x) f_2(z-x) dx = \int_0^z \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx = \frac{z}{ab}.$$

При $a \leq z < b$ получаем (рис. 9.6):

$$f(z) = \int_0^z f_1(x) f_2(z-x) dx = \int_0^a \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx = \frac{1}{b}.$$

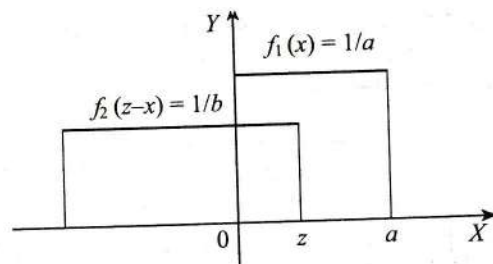


Рис. 9.5

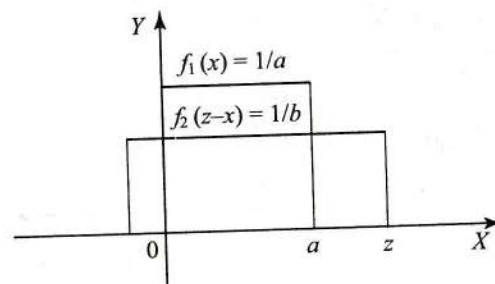


Рис. 9.6

При $b \leq z < b + a$ получаем (см. рис. 9.7):

$$f(z) = \int_0^z f_1(x) f_2(z-x) dx = \int_{z-b}^a \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx = \frac{a + b - z}{ab}.$$

При $b + a \leq z$ функция $f(z) = 0$, так как в формуле (9.7) под знаком интеграла произведение $f_1(x) f_2(z-x) \equiv 0$. График функции плотности вероятности $f(z)$ изображен на рис. 9.8. Закон распределения с такой плотностью вероятности иногда называют трапецевидным. \triangleright

ПРИМЕР 9.7. Случайные величины X и Y независимы и имеют одинаковое распределение с математическим ожиданием m и дисперсией σ^2 . Найти коэффициент корреляции случайных величин $U = aX + bY$ и $V = aX - bY$.

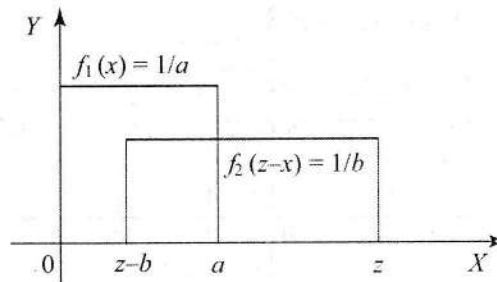


Рис. 9.7

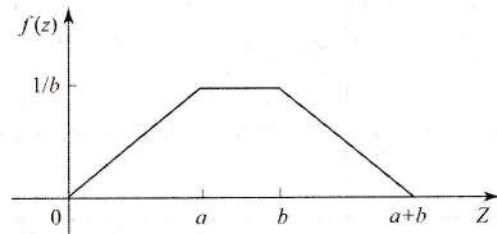


Рис. 9.8

◁ По определению $r_{uv} = \frac{M[(U-MU)(V-MV)]}{\sigma(U)\sigma(V)}$. Найдем необходимые для вычисления r_{uv} величины. По свойствам математического ожидания и дисперсии имеем:

$$M(U) = M(aX + bY) = aM(X) + bM(Y) = am + bm,$$

$$M(V) = M(aX - bY) = aM(X) - bM(Y) = am - bm,$$

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{U} &= U - M(U) = aX + bY - M(aX + bY) = aX + bY - (am + bm) = \\ &= a(X - m) + b(Y - m) = a\overset{\circ}{X} + b\overset{\circ}{Y}. \end{aligned}$$

Аналогично, $\overset{\circ}{V} = a\overset{\circ}{X} - b\overset{\circ}{Y}$.

$$\begin{aligned} M[(U - MU)(V - MV)] &= M(\overset{\circ}{U} \cdot \overset{\circ}{V}) = \\ &= M[(a\overset{\circ}{X} + b\overset{\circ}{Y})(a\overset{\circ}{X} - b\overset{\circ}{Y})] = M(a^2\overset{\circ}{X}^2 - b^2\overset{\circ}{Y}^2) = \\ &= a^2M\overset{\circ}{X}^2 - b^2M\overset{\circ}{Y}^2 = a^2M(X - m)^2 - b^2M(Y - m)^2 = \\ &= a^2\sigma^2 - b^2\sigma^2 = \sigma^2(a^2 - b^2). \end{aligned}$$

Так как X и Y независимы, то

$$D(U) = D(aX + bY) = a^2D(X) + b^2D(Y) = \sigma^2(a^2 + b^2),$$

$$D(V) = D(aX - bY) = a^2D(X) + b^2D(Y) = \sigma^2(a^2 + b^2).$$

В результате имеем $r_{uv} = \frac{\sigma^2(a^2 - b^2)}{\sigma\sqrt{a^2 + b^2} \cdot \sigma\sqrt{a^2 + b^2}} = \frac{a^2 - b^2}{a^2 + b^2}$. ▷

ПРИМЕР 9.8. Случайные величины X и Y независимы и равномерно распределены в интервале $(0, 1)$. Найдите функцию плотности вероятности случайной величины $Z = X \cdot Y$.

◁ Найдём сначала функцию распределения случайной величины Z . Заметим, что все положения случайной точки (X, Y) равновозможны в квадрате со стороной, равной единице (рис. 9.9). По определению $F(z) = P(Z \leq z) = P[(X, Y) \leq z]$. Неравенство $(X, Y) \leq z$ выполняется, если случайная точка (X, Y) окажется внутри квадрата ниже гиперболы $xy = z$. Поэтому

$$\begin{aligned} F(z) &= P(Z < z) = 1 - P(Z > z) = P[(X, Y) \in S] = \\ &= 1 - \iint_{(S)} dx dy = 1 - \int_z^1 dx \int_{z/x}^1 dy = \\ &= 1 - \int_z^1 \left(1 - \frac{z}{x}\right) dx = z(1 - \ln z). \end{aligned}$$

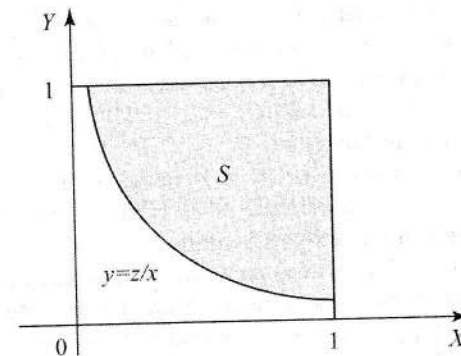


Рис. 9.9

Окончательно можно записать

$$F(z) = \begin{cases} 0 & \text{при } z \leq 0, \\ z(1 - \ln z) & \text{при } 0 < z \leq 1, \\ 1 & \text{при } 1 < z. \end{cases}$$

Дифференцируя $F(z)$ по z , получаем функцию плотности вероятности

$$f(z) = \begin{cases} 0 & \text{при } z \leq 0, \\ -\ln z & \text{при } 0 < z \leq 1, \\ 0 & \text{при } 1 < z. \end{cases} \triangleright$$

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Дискретные случайные величины X и Y независимы и имеют распределения:

X	2	3
P	0,3	0,7

и

Y	4	5
P	0,4	0,6

Найдите закон распределения случайной величины $Z = X + Y$ и ее математическое ожидание.

2. Случайные величины X и Y независимы и каждая имеет показательный закон распределения с плотностью распределения $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ при $x \geq 0$ и $f(x) = 0$ при $x < 0$. Найдите плотность вероятности суммы этих величин.

3. Найдите математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение случайной величины $Z = 2X - Y + 5$, если $M(X) = 3$, $M(Y) = 5$, $D(X) = 2$, $D(Y) = 1$, а случайные величины X и Y независимы.

4. Случайные величины X и Y независимы и обе равномерно распределены на отрезке $[0, 2]$. Найдите функцию плотности вероятности случайной величины $Z = X + Y$.

5. Пусть X_1 и X_2 — независимые одинаково распределенные случайные величины, имеющие показательное распределение с параметром λ . Найти распределение случайной величины $Y = X_1 - X_2$ (указание: воспользуйтесь формулой (9.8)).

6. Случайные величины X и Y независимы и каждая равномерно распределена на $(0, 1)$. Найдите плотность вероятности случайной величины $Z = Y/X^2$.

7. Каждая из случайных величин X и Y равномерно распределена в интервале $(0, 1)$. Полагая величины X и Y независимыми, найдите функцию распределения, математическое ожидание и дисперсию для каждой из величин $U = \min(X, Y)$ и $V = \max(X, Y)$.

8. Закон распределения двумерной случайной величины задан таблицей

X	1	2	4
$Y = 1$	0,2	0,3	0,1
$Y = 3$	0,05	0,15	0,2

Найдите: а) безусловные законы распределения величин X и Y ; б) закон распределения X при условии, что $Y = 1$.

9. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) в треугольнике с вершинами $A(0, 0)$, $B(2, 0)$ и $C(2, 1)$. Найдите коэффициент корреляции случайных величин X и Y . Найдите линию регрессии Y на X .

10. В примере № 8 найдите коэффициент корреляции между X и Y .

11. По известной функции плотности вероятности $f(x)$ случайной величины X найдите функцию плотности вероятности $g(y)$ случайной величины $Y = \min(X, X^2)$.

12. Система случайных величин (X_1, X_2) имеет функцию плотности вероятности

$$f(x_1, x_2) = \frac{2}{\pi^2(x_1^2 + 1)(x_2^2 + 4)}.$$

Найдите плотность распределения $g(y_1, y_2)$ двумерной случайной величины (Y_1, Y_2) , если $X_1 = \operatorname{tg}(Y_1)$, $X_2 = 2 \operatorname{tg}(Y_2)$, $|Y_1| < \pi/2$, $|Y_2| < \pi/2$.

Ответы:

Z	6	7	8
P	0,12	0,46	0,42

1. $M(Z) = 7,3;$

2. $f(z) = \lambda^2 z e^{-\lambda z}$ при $z \geq 0$ и $f(z) = 0$ при $z < 0$;
 3. $M(Z) = 6$, $\sigma(Z) = 3$;
 4. $f(z) = 0,25z$ при $z \in [0, 2]$, $f(z) = 1 - 0,25z$ при $z \in [2, 4]$, $f(z) = 0$ при остальных z ;
 5. $f(y) = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda|y|}$;
 6. $f(z) = 0$ при $z \leq 0$, $f(z) = 1/3$ при $z \in (0, 1]$,
 $f(z) = \frac{1}{3z^{1,5}}$ при $1 < z$;
 7. $F(v) = P(V < v) = 0$ при $v \leq 0$,
 $F(v) = 2v - v^2$ при $0 < v \leq 1$,
 $F(v) = 1$ при $1 < v$, $M(V) = 1/3$, $D(V) = 1/18$,
 $F(u) = P(U < u) = 0$ при $u \leq 0$,
 $F(u) = u^2$ при $0 < u \leq 1$,
 $F(u) = 1$ при $1 < u$, $M(U) = 2/3$, $D(U) = 1/18$;

8. а)

X	1	2	4
P	0,25	0,45	0,3

 ;

Y	1	3
P	0,6	0,4

 ;

б)

X	1	2	4
P	1/3	1/2	1/6

 ;

9. $r_{xy} = 1/2$, $y = 0,25x$;
 10. $r_{xy} = 0,08$;
 11. $g(y) = \frac{f(\sqrt{y})}{2\sqrt{y}}$ при $0 < y \leq 1$,
 $g(y) = f(x)$ при $y \leq 0$ и $y > 1$;
 12. $g(y_1, y_2) = 1/\pi^2$ при $|y_1| < \pi/2$, $|y_2| < \pi/2$ и
 $g(y_1, y_2) = 0$ при остальных y_1 и y_2 .

ЦЕНТРАЛЬНАЯ ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА И СЛЕДСТВИЯ ИЗ НЕЕ

Центральная предельная теорема. Пусть $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ — последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин. Если дисперсии случайных величин конечны и отличны от нуля, то при достаточно больших n закон распределения суммы $X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n$ сколь угодно близок к нормальному закону распределения. Это означает, что

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - nm}{\sigma\sqrt{n}} < x\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dx,$$

где $m = M(X_i)$, $D(X_i) = \sigma^2$.

Следствие 10.1. Пусть k число появлений события в n независимых опытах, в каждом из которых вероятность появления события равна p ($0 < p < 1$). Тогда при достаточно больших n (порядка десятков, сотен и т. д.) имеют место следующие формулы:

$$P_n(k) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \exp\left\{-\frac{(k - np)^2}{2npq}\right\}, \quad (10.1)$$

$$P_n(k_1 \leq k \leq k_2) \approx \Phi_0\left(\frac{k_2 - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi_0\left(\frac{k_1 - np}{\sqrt{npq}}\right). \quad (10.2)$$

Первая формула дает приближенное значение вероятности того, что событие появится k раз в n опытах, и составляет содержание локальной теоремы Муавра–Лапласа. Вторая

формула позволяет вычислять вероятность того, что в n независимых опытах событие появится от k_1 до k_2 раз. Эта формула основана на интегральной теореме Муавра–Лапласа. Обе формулы вытекают из того факта, что при большом числе независимых опытов число появлений события имеет (на основании центральной предельной теоремы) закон распределения близкий к нормальному: $N(np; npq)$.

Следствие 10.2. Пусть k/n частота появлений события в n независимых опытах, в каждом из которых вероятность появления события равна p ($0 < p < 1$). Тогда при достаточно больших n (порядка десятков, сотен и т. д.) имеет место следующая формула:

$$P(|k/n - p| < \alpha) \approx 2\Phi_0\left(\frac{\alpha}{\sqrt{pq/n}}\right). \quad (10.3)$$

ПРИМЕР 10.1. Поезда метро идут с интервалами 2 минуты. Каждый из пассажиров независимо от других приходит на платформу в случайный момент времени и ожидает ближайшего поезда. В данный поезд село 75 пассажиров. Какова вероятность того, что их суммарное время ожидания превысило один час?

◁ Обозначим время ожидания i -го пассажира через X_i . Естественно предположить, что равновозможен приход каждого пассажира в любой момент времени. Это означает, что случайная величина X_i имеет равномерный закон распределения с функцией плотности вероятности $f(x) = 1/2$ при $x \in [0, 2]$ и $f(x) = 0$ при $x \notin [0, 2]$. Тогда

$$M(X_i) = \int_0^2 x \frac{1}{2} dx = 1 \quad \text{и} \quad D(X_i) = \int_0^2 (x-1)^2 \frac{1}{2} dx = \frac{1}{3}.$$

Суммарное время ожидания $Y = \sum_{i=1}^{75} X_i$ представляет собой сумму большого числа независимых одинаково распределенных случайных величин с ограниченными дисперсиями. В силу центральной предельной теоремы можно утверждать, что Y имеет закон распределения близкий к нормальному.

Нормальный закон распределения определяется математическим ожиданием и дисперсией. Вычислим их:

$$M(Y) = M\left(\sum_1^{75} X_i\right) = \sum_1^{75} M(X_i) = 75 \cdot 1 = 75.$$

$$D(X) = D\left(\sum_1^{75} X_i\right) = \sum_1^{75} D(X_i) = 75 \cdot \frac{1}{3} = 25.$$

В итоге можно утверждать, что случайная величина Y имеет закон распределения близкий к $N(75; 25)$. Искомая вероятность может быть вычислена по формуле (7.2):

$$\begin{aligned} P(\eta > 60) &= P(60 < \eta < 150) = \Phi_0\left(\frac{150-75}{5}\right) - \Phi_0\left(\frac{60-75}{5}\right) = \\ &= \Phi_0(15) + \Phi_0(3) = 0,5 + 0,4986 = 0,9986 \approx 1. \quad \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 10.2. Регулировка прибора занимает время от 4 до 10 минут. Регулировщику предстоит отрегулировать 50 приборов. Считая для каждого прибора равновозможными все значения времени регулировки в указанных пределах, оценить вероятность того, что регулировщик справится с работой за шесть часов.

◁ Пусть X_i — время регулировки i -го прибора, а $Y = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_{50}$ — время выполнения работы рабочим. Требуется найти $P(Y < 360)$. Величина Y является суммой большого числа одинаково распределенных независимых случайных величин, каждая из которых ограничена. По центральной предельной теореме Y имеет закон распределения близкий к нормальному закону распределения. Найдем параметры этого закона, т. е. математическое ожидание и дисперсию величины Y . Так как случайные величины X_i независимы, то

$$M(Y) = M(X_1) + M(X_2) + \dots + M(X_{50});$$

$$D(Y) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_{50}).$$

Вычислим $M(X_i)$ и $D(X_i)$.

По условию все значения случайной величины X_i равновозможны в отрезке $[4, 10]$. Поэтому функция плотности вероятности этой случайной величины в указанном отрезке постоянна. Чтобы площадь, заключенная между графиком функции

плотности вероятности и осью абсцисс, равнялась единице, следует положить $f(x) = 1/6$ при $x \in [4, 10]$ и $f(x) = 0$ при остальных x . С учетом этого имеем:

$$M(X_i) = \int_4^{10} x \frac{1}{6} dx = 7, \quad D(X_i) = \int_4^{10} (x-7)^2 \frac{1}{6} dx = 3.$$

Поэтому $M(Y) = 50 \cdot 7 = 350$, $D(Y) = 50 \cdot 3 = 150$, $\sigma(Y) = 12,25$.

Итак, $Y \sim N(350; 150)$. Для вычисления искомой вероятности воспользуемся формулой (7.2) и таблицей функции Лапласа:

$$\begin{aligned} P(Y < 360) &= P(200 < \eta < 360) = \\ &= \Phi_0\left(\frac{360-350}{12,25}\right) - \Phi_0\left(\frac{200-350}{12,25}\right) = \\ &= \Phi_0(0,82) + \Phi_0(12,24) = 0,294 + 0,5 \approx 0,8. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 10.3. Стрелок в десятку попадает с вероятностью 0,5, в девятку — с вероятностью 0,2, в восьмерку — с вероятностью 0,15, в семерку — с вероятностью 0,1 и в шестерку — с вероятностью 0,05. Какова вероятность того, что при 24 выстрелах стрелок наберет не менее 210 очков?

\triangleleft Пусть при i -м выстреле стрелок выбивает X_i очков. Величины X_i независимы и каждая имеет распределение:

X_i	6	7	8	9	10
P	0,05	0,1	0,15	0,2	0,5

Заметим, что

$$M(X_i) = 6 \cdot 0,05 + 7 \cdot 0,1 + 8 \cdot 0,15 + 9 \cdot 0,2 + 10 \cdot 0,5 = 9;$$

$$\begin{aligned} D(X_i) &= (6-9)^2 \cdot 0,05 + (7-9)^2 \cdot 0,1 + (8-9)^2 \cdot 0,15 + \\ &+ (9-9)^2 \cdot 0,2 + (10-9)^2 \cdot 0,5 = 1,5. \end{aligned}$$

Сумма очков $Y = \sum_{i=1}^{24} X_i$, будучи суммой большого числа независимых одинаково распределенных слагаемых с ограниченными дисперсиями, имеет закон распределения близкий к нормальному с параметрами:

$$M(Y) = M\left(\sum_{i=1}^{24} X_i\right) = \sum_{i=1}^{24} M(X_i) = 24 \cdot 9 = 216;$$

$$D(Y) = D\left(\sum_{i=1}^{24} X_i\right) = \sum_{i=1}^{24} D(X_i) = 24 \cdot 1,5 = 36 = \sigma^2.$$

В итоге $Y \sim N(216; 36)$. Поэтому

$$\begin{aligned} P(210 \leq Y) &= P(210 \leq Y \leq 240) = \\ &= \Phi_0\left(\frac{240-216}{6}\right) - \Phi_0\left(\frac{210-216}{6}\right) = \Phi_0(4) - \Phi_0(-1) = \\ &= \Phi_0(4) + \Phi_0(1) = 0,49997 + 0,34134 \approx 0,84. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 10.4. Восемьдесят процентов приборов после сборки нуждаются в регулировке. Какова вероятность того, что среди 400 собранных за смену приборов в регулировке нуждаются: а) не менее 310; б) не более 350; в) от 304 до 336?

\triangleleft Сборку каждого прибора можно считать независимым испытанием с вероятностью появления события равной $p = 0,8$. Так как число опытов велико, то можно воспользоваться интегральной теоремой Муавра–Лапласа (10.2):

$$\begin{aligned} \text{а) } P_{400}(310; 400) &= \Phi_0\left(\frac{400-400 \cdot 0,8}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) - \Phi_0\left(\frac{310-400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) = \\ &= \Phi_0(10) + \Phi_0(1,25) = 0,5 + 0,3944 = 0,8944 \approx 0,9; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{б) } P_{400}(0; 350) &= \Phi_0\left(\frac{350-400 \cdot 0,8}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) - \Phi_0\left(\frac{0-400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) = \\ &= \Phi_0(3,75) + \Phi_0(40) = 0,4999 + 0,5 = 0,9999 \approx 1; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{в) } P_{400}(304; 336) &= \Phi_0\left(\frac{336-400 \cdot 0,8}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) - \Phi_0\left(\frac{304-400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}{\sqrt{400 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) = \\ &= \Phi_0(2) + \Phi_0(2) = 2\Phi_0(2) = 0,9545. \triangleright \end{aligned}$$

Правило «трех сигм»: для случайной величины X , распределенной по нормальному закону распределения $N(m; \sigma^2)$,

$$P(|X - m| < 3\sigma) = 2\Phi_0\left(\frac{3\sigma}{\sigma}\right) = 2\Phi_0(3) = 0,997 \approx 1.$$

Поэтому интервалом практически возможных значений такой случайной величины считают интервал $(m - 3\sigma; m + 3\sigma)$.

Напомним, что если вероятность события близка к единице, то событие называют *практически достоверным*. Можно быть практически уверенным, что в единичном опыте оно произойдет.

ПРИМЕР 10.5. Некто утверждает, что он экстрасенс. Для проверки был проделан следующий опыт. Взяты пять карточек с рисунками простейших геометрических фигур. Испытатель выбирает карточку наугад, а испытуемый, находясь в соседней комнате, пытается определить, руководствуясь сверхчувственным восприятием, какая карточка вынута. Затем карточки тщательно перемешивают, и опыт повторяется. Так проделали 100 раз. Оказалось, что в 28 случаях испытуемый правильно назвал карточку. Есть ли основания считать, что имело место сверхчувственное восприятие?

◁ Естественно предположить, что 28 совпадений произошли случайно. Вероятность угадать нужную карточку равна $1/5$. Угадывание каждой карточки можно считать независимым опытом. Так как опытов много ($n = 100$), то число совпадений имеет близкий к нормальному закон распределения с параметрами $m = n \cdot p = 100 \cdot 1/5 = 20$ и $\sigma^2 = n \cdot p \cdot q = 100 \cdot 1/5 \cdot 4/5 = 16$. Тогда $\sigma = 4$ и, согласно правилу «трех сигм», практически возможно угадать от $20 - 3 \cdot 4 = 8$ до $20 + 3 \cdot 4 = 32$ раз. Число 28 входит в интервал возможных значений. Следовательно, опытные данные не подтверждают сверхчувственного восприятия. ▷

ПРИМЕР 10.6. Вероятность рождения мальчика равна 0,514. Определить вероятность того, что доля мальчиков среди 400 новорожденных будет отличаться от вероятности рождения мальчика не более, чем на 0,05 в ту или другую сторону.

◁ Рождение ребенка можно рассматривать как независимый опыт с вероятностью «успеха» $p = 0,514$ (по данным

статистики на каждую тысячу новорожденных приходится 514 мальчиков). Тогда

$$\begin{aligned} P(|k/n - 0,514| < 0,05) &= 2\Phi_0\left(\frac{0,05}{\sqrt{0,514 \cdot 0,486/400}}\right) = \\ &= 2\Phi_0(2,0004) = 0,9545. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 10.7. В страховой компании застраховано 10 000 автомобилей. Вероятность поломки любого автомобиля в результате дорожно-транспортного происшествия равна 0,02. Каждый владелец застрахованного автомобиля платит в год 24 у.е. страховых и в случае поломки автомобиля в результате аварии получает от компании 1000 у.е. Найдите вероятность того, что по истечении года работы компания потерпит убытки от этого вида страховой деятельности.

◁ Страховой сбор с 10 000 автовладельцев составляет $24 \times 10\,000 = 240\,000$ у.е. Компания потерпит убытки, если будет предъявлено более 240 исков по 1000 у.е. каждый. Вероятность поступления страхового иска от каждого автовладельца равна 0,02. Эксплуатацию каждого автомобиля в течение страхового срока можно считать независимым испытанием. Так как число испытаний велико ($n = 10\,000$), то можно воспользоваться интегральной теоремой Муавра–Лапласа. По формуле (10.2):

$$\begin{aligned} P_{10\,000}(240 \leq k \leq 10\,000) &= \\ &= \Phi_0\left(\frac{10\,000 - 10\,000 \cdot 0,02}{\sqrt{10\,000 \cdot 0,02 \cdot 0,98}}\right) - \Phi_0\left(\frac{240 - 10\,000 \cdot 0,02}{\sqrt{10\,000 \cdot 0,02 \cdot 0,98}}\right) = \\ &= \Phi_0(700) - \Phi_0(2,86) = 0,5 - 0,4979 = 0,0021. \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 10.8. При штамповке 70% деталей выходит первым сортом, 20% — вторым и 10% — третьим. Определить, сколько нужно взять деталей, чтобы с вероятностью равной 0,997 можно было утверждать, что доля первосортных среди них будет отличаться от вероятности изготовления первосортной детали не более чем на 0,05 в ту или другую сторону? Ответить на тот же вопрос, если процент первосортных деталей неизвестен.

◁ Изготовление каждой детали можно считать независимым испытанием с вероятностью «успеха» $p = 0,7$. Нужно выбрать такое число испытаний n , чтобы по формуле (10.3):

$$P(|k/n - 0,7| < 0,05) = 2\Phi_0\left(\frac{0,05}{\sqrt{0,7 \cdot 0,3/n}}\right) = 0,997.$$

По таблице функции $\Phi_0(\cdot)$ находим, что $2\Phi_0(2,97) = 0,997$. Тогда $2,97 = \frac{0,05}{\sqrt{0,7 \cdot 0,3/n}}$, откуда $n = 741$.

Если процент первосортных деталей неизвестен, то $2,97 = \frac{0,05\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}$. Учитывая, что $p \cdot q \leq \frac{1}{4}$ и замену $p \cdot q$ на $1/4$ придется компенсировать некоторым увеличением n , получаем $2,75 = \frac{0,05\sqrt{n}}{0,5}$ или $n = 882$. ▷

ПРИМЕР 10.9. Ошибка измерения распределена нормально $N(0; 4)$ мк². Какова вероятность того, что при одном измерении ошибка не превысит 1 мк? Для повышения точности измерения проделано 25 измерений и в качестве результата измерения взято среднее арифметическое наблюдавшихся значений. Какова в этом случае вероятность того, что ошибка не превзойдет 1 мк? Определить последнюю вероятность, если закон распределения ошибки измерения неизвестен, а известна лишь ее дисперсия, равная 4 мк².

◁ Пусть X — ошибка измерения. Тогда

$$P(|X - 0| < 1) = 2\Phi_0(1/2) = 0,3829.$$

Если X_1, X_2, \dots, X_{25} — результаты 25 независимых измерений, то их среднее арифметическое $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{25} X_i}{25}$ имеет математическое ожидание

$$M(\bar{X}) = M\left(\frac{\sum_{i=1}^{25} X_i}{25}\right) = \frac{\sum_{i=1}^{25} M(X_i)}{25} = \frac{25 \cdot 0}{25} = 0$$

и дисперсию

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{\sum_{i=1}^{25} X_i}{25}\right) = \frac{\sum_{i=1}^{25} D(X_i)}{25^2} = \frac{25 \cdot 4}{625} = \frac{4}{25}.$$

Нормальный закон распределения устойчив, т. е. сумма независимых нормально распределенных случайных величин имеет тоже нормальный закон распределения. Отметим, что если

бы в условиях примера не было бы сказано о нормальном законе распределения каждого результата измерения, то вывод о нормальном законе распределения можно было бы, тем не менее, сохранить в силу центральной предельной теоремы (\bar{X} является суммой большого числа независимых одинаково распределенных величин с ограниченными дисперсиями). Итак, $\bar{X} \sim N(0; 4/25)$. Поэтому

$$P(|\bar{X} - 0| < 1) = 2\Phi_0\left(\frac{1}{2/5}\right) = 2\Phi_0(2,5) = 0,988.$$

Если закон распределения ошибки измерения неизвестен, то можно воспользоваться неравенством Чебышева для грубой оценки:

$$P(|\bar{X} - 0| < 1) \geq 1 - \frac{4}{25 \cdot 1} = 0,84. \triangleright$$

ПРИМЕР 10.10. В условиях примера 10.9 определить, сколько нужно проделать независимых измерений, чтобы с вероятностью 0,9 быть уверенным, что отклонение среднего арифметического наблюдаемых значений отличается от истинного значения измеряемой величины не более, чем на 1 мк? Ответить на этот вопрос в предположении, что закон распределения ошибки измерения неизвестен и в предположении известного закона распределения.

◁ Если ошибка измерения имеет нормальный закон распределения, то n можно найти из соотношения

$$P(|\bar{X} - 0| < 1) = 2\Phi_0\left(\frac{1}{2/\sqrt{n}}\right)$$

так как $D(\bar{X}) = D(X)/n = 4/n$.

По таблице функции Лапласа находим, что $2\Phi_0(1,65) = 0,9$. Поэтому $\sqrt{n}/2 = 1,65$ и $n \geq 11$. При неизвестном законе распределения ошибки измерения приходится рассчитывать на наименее благоприятный исход измерений. Неравенство Чебышева, верное для любой случайной величины, дает завышенную оценку:

$$P(|\bar{X} - 0| < 1) \geq 1 - \frac{4}{n \cdot 1} = 0,9.$$

Откуда $n \geq 40$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Монету подбросили 900 раз. Герб выпал 403 раза. Можно ли считать, что подбрасывали симметричную монету?

2. В условиях примера 10.7 найдите вероятность того, что страховая фирма получит доход не менее 60 000 у.е.

3. Сколько раз нужно подбросить монету, чтобы с вероятностью, не меньшей 0,9, утверждать, что частота выпадения герба попадет в интервал (0,4;0,6)? Получить оценку числа бросков монеты: а) по неравенству Чебышева; б) с использованием следствия 10.2 из центральной предельной теоремы.

4. Время безотказной работы предохранителя X имеет показательный закон распределения (функция распределения $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $M(X) = 1/\lambda$, $D(X) = 1/\lambda^2$) с параметром $\lambda = 0,01$ отказов в час. Перегоревший предохранитель практически мгновенно заменяется новым. Какова вероятность того, что 20 предохранителей хватит на 2500 часов работы?

5. При дальней радиосвязи из-за помех 10% сигналов искажаются и принимаются неверно. Найдите вероятность того, что при передаче 50 сигналов ошибок в приеме будет не более трех.

6. Вероятность поражения цели стрелком при одном выстреле равна 0,8. Найдите вероятность того, что при 100 выстрелах мишень будет поражена: а) не менее 75 раз; б) от 70 до 90 раз; в) не более 82 раз.

7. Сорок процентов жителей нашего города поддерживают некоторое мероприятие. Для изучения общественного мнения было опрошено 400 взятых наугад жителей. Какова вероятность того, что больше половины из опрошенных выскажутся в поддержку мероприятия?

8. Наблюдается простейший поток событий интенсивности μ (интервалы X_i между событиями независимы и имеют показательное распределение с функцией плотности вероятности $f(x) = \mu e^{-\mu x}$). Оцените вероятность того, что первые 100 событий потока произойдут в интервале времени до $110/\mu$.

(Указание. $M(X_i) = 1/\mu$, $D(X_i) = 1/\mu^2$.)

9. Длительность телефонного разговора случайна. Известно, что у данного абонента средняя длительность разговора равна 4 мин, а среднее квадратическое отклонение длитель-

ности разговора равно 2 мин. Оценить вероятность того, что длительность 50 разговоров превысит 3 часа.

10. В крупной партии изделий 1% изделий обладает скрытыми дефектами. Оценить вероятность того, что среди взятых наугад 400 окажется не более k изделий со скрытыми дефектами. Ответ дать для $k = 4$, $k = 6$, $k = 8$.

11. Известно, что 5% студентов носят очки. На первый курс данного факультета принято 250 студентов. Какова вероятность того, что среди них не менее 15 носят очки?

12. Игральный кубик подбрасывают 15 раз. Оцените вероятность того, что суммарное число выпавших очков превысит 50.

Ответы:

- | | |
|--------------------------------------------|-----------------------|
| 1. Нет; | 7. $\approx 0,02$; |
| 2. 0,92; | 8. 0,84; |
| 3. а) Больше 250, | 9. 0,92; |
| б) больше 68; | 10. 0,5, 0,86, 0,998; |
| 4. 0,13; | 11. 0,24; |
| 5. 0,16; | 12. 0,65. |
| 6. а) $\approx 0,89$, б) $\approx 0,99$, | |
| в) $\approx 0,69$; | |

ТОЧЕЧНЫЕ ОЦЕНКИ

§ 11.1. ТЕРМИНОЛОГИЯ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ

Математическая статистика — наука о методах получения научно обоснованных выводов о случайных явлениях по результатам наблюдений или экспериментов.

В приложениях математической статистики часто используется следующая схема и связанные с ней понятия. Имеется некоторая совокупность предметов или явлений, называемая *генеральной совокупностью*. Для изучения генеральной совокупности выбирается наугад часть ее элементов, если сплошное обследование по каким-либо причинам неприемлемо. В случае выбора n элементов говорят о *выборке объема n* . Элементы выборки изучаются. Статистические задачи возникают тогда, когда по результатам обследования выборки нужно сделать выводы о генеральной совокупности в целом.

Желательно иметь такую выборку, чтобы она правильно отражала состав генеральной совокупности. Отчасти этого можно добиться, если обеспечить равную возможность попасть в выборку для каждого члена генеральной совокупности.

В математической статистике используют более формальную модель. Пусть имеется некоторая случайная величина X , о которой ничего неизвестно, либо неизвестны некоторые ее характеристики. Пронаблюдаем эту случайную величину n раз. Обозначим через X_i результат i -го наблюдения над X . Совокупность значений $\vec{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ будет выборкой

из возможных значений случайной величины X . Это тот статистический материал, который нужно исследовать и осмыслить, чтобы сделать выводы о самой случайной величине.

Заранее неизвестно, какие именно значения величины X реализуются в наблюдениях, поэтому в теоретических рассуждениях можно рассматривать X_1, X_2, \dots, X_n как случайные величины, или как одну n -мерную случайную величину. Наиболее прост случай независимых наблюдений, когда X_i независимы и можно считать, что мы имеем дело с n экземплярами одной и той же случайной величины X с одним и тем же законом распределения.

Схему с генеральной совокупностью и выборкой можно рассматривать как частный случай описанной математической модели. Возможные значения случайной величины X — это количественные признаки членов генеральной совокупности, а наблюдению случайной величины соответствует выбор наугад элемента генеральной совокупности. При повторном выборе наблюдения независимы. Предположение о независимости наблюдений бывает уместным и в случае большой по числу элементов генеральной совокупности. Тогда по мере формирования небольшой по объему выборки пропорции в генеральной совокупности практически не изменяются. Если же генеральная совокупность невелика и выборка бесповторная, то наблюдения зависимы.

Множество всех возможных выборок объема n из значений случайной величины X называют *выборочным пространством* и обозначают обычно через W . При этом каждую выборку можно рассматривать как точку выборочного пространства. Если наблюдения независимы, а сама случайная величина X имеет функцию распределения $F(x)$, то выборка $\vec{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, как n -мерная случайная величина, имеет функцию распределения $F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F(x_1) \cdot F(x_2) \times \dots \cdot F(x_n)$. Если величина X еще и непрерывна, то плотность вероятности в точке выборочного пространства \vec{X} имеет вид $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f(x_1) \cdot f(x_2) \cdot \dots \cdot f(x_n)$, где $f(x) = F'(x)$. В задачах математической статистики $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ и $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ обычно полностью или частично неизвестны. Это не мешает в теоретических рассуждениях оперировать

с ними как с объективно существующими, хотя и неизвестными функциями.

§ 11.2. ТОЧЕЧНЫЕ ОЦЕНКИ

Пусть случайная величина X имеет некоторую неизвестную характеристику a . Такой характеристикой может быть, например, закон распределения, математическое ожидание, дисперсия, параметр закона распределения, вероятность определенного значения случайной величины и т. д. Пронаблюдаем случайную величину n раз и получим выборку из ее возможных значений. В выборке скрыта информация об интересующей нас характеристике. Для получения этой информации необходимо подвергнуть результаты наблюдений соответствующей обработке.

Существует два подхода к решению этой задачи. Можно по результатам наблюдений вычислить приближенное значение характеристики, а можно указать целый интервал ее значений, согласующихся с опытными данными. В первом случае говорят о точечной оценке, во втором — об интервальной оценке или доверительном интервале.

Определение 11.1. Функция результатов наблюдений $\bar{a} = \bar{a}(X_1, X_2, \dots, X_n)$, значения которой близки к неизвестному значению характеристики a , называется ее *точечной оценкой*.

Оценка $\bar{a}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ как функция случайных результатов наблюдений X_1, X_2, \dots, X_n сама является случайной величиной. Значения \bar{a} , найденные по разным сериям наблюдений, могут отличаться от истинного значения характеристики a в ту или другую сторону. Естественно потребовать, чтобы оценка систематически не завышала и не занижала оцениваемое значение, а с ростом числа наблюдений она становилась более точной. Формализация названных требований приводит к следующим понятиям.

Определение 11.2. Оценка называется *несмещенной*, если ее математическое ожидание равно оцениваемой величине: $M(\bar{a}) = a$. В противном случае оценку называют смещенной.

Определение 11.3. Оценка называется *состоятельной*, если при увеличении числа наблюдений она сходится по вероят-

ности к оцениваемой величине, т. е. для любого сколь угодно малого $\varepsilon > 0$

$$P(|\bar{a}(X_1, X_2, \dots, X_n) - a| < \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1.$$

Если известно, что оценка несмещенная, то для проверки ее состоятельности можно воспользоваться условием, что

$$D(\bar{a}(X_1, X_2, \dots, X_n)) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

§ 11.3. ОЦЕНКИ ДЛЯ МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ И ДИСПЕРСИИ

Пусть случайная величина X имеет неизвестные математическое ожидание и дисперсию, причем $D(X) < \infty$. Если X_1, X_2, \dots, X_n — результаты n независимых наблюдений случайной величины, то несмещенной и состоятельной оценкой для математического ожидания служит среднее арифметическое этих результатов

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}. \quad (11.1)$$

Несмещенную и состоятельную оценку для дисперсии дает величина

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}. \quad (11.2)$$

ПРИМЕР 11.1. Оценить математическое ожидание и дисперсию случайной величины X по результатам ее независимых наблюдений: 7, 3, 4, 8, 4, 6, 3.

◁ По формулам (11.1) и (11.2) имеем

$$M(X) \approx \bar{X} = \frac{7 + 3 + 4 + 8 + 4 + 6 + 3}{7} = 5,$$

$$\begin{aligned} D(X) \approx s^2 &= \frac{(7-5)^2 + (3-5)^2 + (4-5)^2 + \dots + (3-5)^2}{6} = \\ &= \frac{25}{6} \approx 4,17. \quad \triangleright \end{aligned}$$

ПРИМЕР 11.2. Данные 25 независимых наблюдений случайной величины X представлены в сгруппированном виде:

Границы интервалов	5-7	7-9	9-11	11-13	13-15
Число наблюдений	2	4	9	7	3

Оценить математическое ожидание и дисперсию этой случайной величины.

◁ Представителем каждого интервала можно считать его середину. С учетом этого формулы (11.1) и (11.2) дают следующие оценки:

$$M(X) \approx \bar{X} = \frac{6 \cdot 2 + 8 \cdot 4 + 10 \cdot 9 + 12 \cdot 7 + 14 \cdot 3}{25} = \frac{260}{25} = 10,4;$$

$$D(X) \approx s^2 = \frac{(6-10,4)^2 \cdot 2 + (8-10,4)^2 \cdot 4 + \dots + (14-10,4)^2 \cdot 3}{24} = \frac{120}{24} = 5. \triangleright$$

§ 11.4. МЕТОДЫ ПОЛУЧЕНИЯ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

Пусть случайная величина X имеет функцию распределения $F(x, \theta)$, причем тип функции распределения известен, но неизвестно значение параметра θ . По данным результатов наблюдений значение параметра θ необходимо оценить. Существуют разные методы получения точечных оценок.

Метод наибольшего правдоподобия

Принцип наибольшего правдоподобия предлагает в качестве оценки параметра выбрать то его значение, при котором данные результаты наблюдений *наиболее вероятны*.

Этот принцип приводит к следующему образу действий. Обозначим через $P(x, \theta)$ для непрерывной случайной величины плотность вероятности в точке x , а для дискретной случайной величины — вероятность того, что $X = x$.

Если в n независимых наблюдениях реализовались значения случайной величины x_1, x_2, \dots, x_n , то функцию

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = P(x_1, \theta) \cdot P(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot P(x_n, \theta) \quad (11.3)$$

называют *функцией правдоподобия*. Величина L при фиксированных результатах наблюдений x_1, x_2, \dots, x_n зависит только от параметра θ . При каждом значении параметра θ функция L равна вероятности *именно* тех значений дискретной величины, которые получены в процессе наблюдений. Для непрерывной случайной величины L равна плотности вероятности в точке выборочного пространства $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Сформулированный принцип предлагает в качестве оценки значения параметра выбрать такое $\theta = \hat{\theta}$, при котором L принимает наибольшее значение. Величина $\hat{\theta}$, будучи функцией от результатов наблюдений x_1, x_2, \dots, x_n , называется *оценкой наибольшего правдоподобия*.

Во многих случаях, когда L дифференцируема, оценка наибольшего правдоподобия находится как решение уравнения

$$\frac{\partial L}{\partial \theta} = 0, \quad (11.4)$$

которое следует из необходимого условия экстремума. Поскольку $\ln L$ достигает максимума при том же значении θ , что и L , то можно решать относительно θ эквивалентное уравнение

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0. \quad (11.5)$$

Это уравнение называют *уравнением правдоподобия*. Им пользоваться удобнее, чем уравнением (11.4), так как L равна произведению, а $\ln L$ — сумме, и дифференцировать $\ln L$ проще.

Если параметров несколько (многомерный параметр), то следует взять частные производные от функции правдоподобия по всем параметрам, приравнять частные производные нулю и решить полученную систему уравнений.

Оценку, получаемую в результате поиска максимума функции правдоподобия, называют еще *оценкой максимального правдоподобия*. Известно, что оценки максимального правдоподобия состоятельны. Кроме того, если для θ существует эффективная оценка, то уравнение правдоподобия имеет

единственное решение, совпадающее с этой оценкой. Оценка максимального правдоподобия может оказаться смещенной.

ПРИМЕР 11.3. Пусть имеется простейший поток событий неизвестной интенсивности λ . Для оценки параметра λ проведено наблюдение потока и зарегистрированы x_1, x_2, \dots, x_n — длительности n последовательных интервалов времени между моментами наступления событий. Найти оценку для λ .

◁ В простейшем потоке интервалы времени между последовательными моментами наступления событий потока имеют показательный закон распределения $F(x) = 1 - \exp\{-\lambda x\}$, $x \geq 0$. Так как плотность вероятности показательного закона распределения равна $f(x, \lambda) = F'(x, \lambda) = \lambda \cdot \exp\{-\lambda x\}$, то функция правдоподобия (11.3) имеет вид:

$$\begin{aligned} L &= f(x_1, \lambda) \cdot f(x_2, \lambda) \cdot f(x_3, \lambda) \cdot \dots \cdot f(x_n, \lambda) = \\ &= \lambda \cdot \exp\{-\lambda x_1\} \cdot \lambda \cdot \exp\{-\lambda x_2\} \cdot \dots \cdot \lambda \cdot \exp\{-\lambda x_n\} = \\ &= \lambda^n \exp\left\{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i\right\}. \end{aligned}$$

Тогда $\ln L = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i$ и уравнение правдоподобия

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0$$

имеет решение

$$\check{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{1}{\bar{X}}.$$

При таком значении $\lambda = \check{\lambda}$ функция правдоподобия действительно достигает наибольшего значения, так как

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \lambda^2} = -\frac{n}{\lambda^2} < 0. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 11.4. Случайная величина X имеет равномерное распределение на отрезке $[\theta - b; \theta + b]$, где θ и b неизвестны. Пусть x_1, x_2, \dots, x_n — результаты n независимых наблюдений. Найти оценку параметра θ .

◁ Функция плотности вероятности величины X имеет вид

$$f(x, b, \theta) = \begin{cases} 1/2b, & \text{при } x \in [\theta - b; \theta + b]; \\ 0, & \text{при всех остальных.} \end{cases}$$

В этом случае функция правдоподобия $L = [1/2b]^n$ от θ явно не зависит. Дифференцировать по θ такую функцию нельзя и нет возможности записать уравнение правдоподобия. Однако, легко видеть, что L возрастает при уменьшении b . Все результаты наблюдений лежат в $[\theta - b; \theta + b]$, поэтому можно записать, что

$$\theta - b \leq x^{(1)}, \quad x^{(n)} \leq \theta + b,$$

где $x^{(1)}$ — наименьший, а $x^{(n)}$ — наибольший из результатов наблюдений. При минимально возможном b

$$\theta - b = x^{(1)}, \quad x^{(n)} = \theta + b,$$

откуда $\theta - b + \theta + b = x^{(1)} + x^{(n)}$ или $2\theta = x^{(1)} + x^{(n)}$. Оценкой наибольшего правдоподобия для параметра θ будет величина

$$\check{\theta} = \frac{x^{(1)} + x^{(n)}}{2}. \quad \triangleright$$

ПРИМЕР 11.5. Случайная величина X имеет нормальный закон распределения $N(m; \sigma^2)$ с неизвестными параметрами m и σ . По результатам независимых наблюдений X_1, X_2, \dots, X_n найти наиболее правдоподобные значения этих параметров.

◁ В соответствии с (11.3) функция правдоподобия имеет вид

$$\begin{aligned} L(X_1, X_2, \dots, X_n, m, \sigma) &= \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n \prod_{i=1}^n \exp\{-(X_i - m)^2/2\sigma^2\} = \\ &= \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left\{-\sum_{i=1}^n (X_i - m)^2/2\sigma^2\right\}, \end{aligned}$$

а логарифмическая функция правдоподобия:

$$\ln L(X_1, X_2, \dots, X_n, m, \sigma) = -n \ln \sigma - \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2.$$

Необходимые условия экстремума дают систему двух уравнений:

$$\frac{\partial \ln L(m, \sigma)}{\partial m} = -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{\partial (X_i - m)^2}{\partial m} = \frac{1}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n x_i - nm \right) = 0,$$

$$\frac{\partial \ln L(m, \sigma)}{\partial \sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2 = 0.$$

Отсюда находим

$$\bar{m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}, \quad \bar{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

Отметим, что обе оценки являются состоятельными, причем оценка для m несмещенная, а для σ^2 смещенная (см. (11.2)). \triangleright

Метод моментов

Начальным моментом k -го порядка случайной величины X называется математическое ожидание k -й степени этой величины, т. е. $M(X^k)$. Само математическое ожидание считается начальным моментом первого порядка. Центральным моментом k -го порядка называется $M[X - M(X)]^k$. Очевидно, что дисперсия — это центральный момент второго порядка. Если закон распределения случайной величины зависит от некоторых параметров, то от этих параметров зависят и моменты случайной величины.

Для оценки параметров распределения по методу моментов находят на основе опытных данных оценки моментов в количестве, равном числу оцениваемых параметров. Эти оценки приравнивают к соответствующим теоретическим моментам, величины которых выражены через параметры. Из полученной системы уравнений можно определить искомые оценки.

Например, если X имеет плотность распределения $f(x, \theta)$, то

$$M(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, \theta) dx = \varphi(\theta).$$

Если воспользоваться величиной \bar{X} как оценкой для $M(X)$ на основе опытных данных, то оценкой θ по методу моментов будет решение уравнения $\varphi(\theta) = \bar{X}$.

ПРИМЕР 11.6. Найти оценку параметра показательного закона распределения по методу моментов.

\triangleleft Плотность вероятности показательного закона распределения имеет вид $f(x, \lambda) = \lambda \exp(-\lambda x)$, $x \geq 0$. Поэтому

$$M(X) = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = -x e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \quad \text{и} \quad \frac{1}{\lambda} = \bar{X}.$$

Откуда $\bar{\lambda} = 1/\bar{X}$. \triangleright

ПРИМЕР 11.7. Случайная величина X имеет пуассоновский закон распределения: $P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $k = 0, 1, 2, \dots$. Найти оценку параметра λ по методу моментов.

\triangleleft Так как $M(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda$, то оценкой параметра по методу моментов будет величина $\bar{\lambda} = \bar{X}$. \triangleright

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Оценить математическое ожидание и дисперсию случайной величины X по результатам ее независимых наблюдений: 9, 3, 7, 4, 3, 8, 7, 3.

2. Данные 30 независимых наблюдений случайной величины X представлены в сгруппированном виде:

Границы интервалов	4-8	8-12	12-16	16-20
Число наблюдений	5	8	14	3

Оценить математическое ожидание и дисперсию этой случайной величины.

3. Случайная величина имеет плотность вероятности $f(x) = \frac{x^{m-1} \lambda^m}{(m-1)!} e^{-\lambda x}$, λ и m — параметры. Найдите оценку наибольшего правдоподобия для параметра λ .

4. При испытании 10 однотипных датчиков импульсного питания зафиксирована их наработка в часах до первого отказа: $X_1 = 52$, $X_2 = 354$, $X_3 = 600$, $X_4 = 418$, $X_5 = 97$, $X_6 = 452$, $X_7 = 553$, $X_8 = 127$, $X_9 = 211$, $X_{10} = 136$. Из теоретических соображений известно, что время безотказной работы датчика имеет функцию распределения $F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$,

$0 \leq x, \lambda > 0$ (показательный закон распределения). Найдите на основе опытных данных наиболее правдоподобное значение λ .

5. Случайная величина имеет закон распределения Рэля. Функция плотности вероятности этого закона распределения имеет вид

$$f(x) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right), \quad x \geq 0.$$

Найдите оценку наибольшего правдоподобия для σ , если результаты наблюдений дали следующие значения случайной величины: $X_1 = 1,5, X_2 = 1,1, X_3 = 1,2$.

6. Отказ устройства произошел при k -м по счету испытании. Найдите оценку наибольшего правдоподобия для вероятности отказа устройства при одном испытании.

Ответы:

1. $M(X) = 5,5, D(X) \approx 6,3$;
2. $M(X) \approx 12, D(X) \approx 12,97$;
3. $\lambda = \frac{mn}{\sum_{i=1}^n X_i}$;
4. $\tilde{\lambda} = \frac{1}{300}$;
5. $\tilde{\sigma} = 0,82$;
6. $1/k$.

РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ

§ 12.1. ОЦЕНКИ ПО МЕТОДУ НАИМЕНЬШИХ КВАДРАТОВ

Регрессионным анализом называется раздел математической статистики, объединяющий практические методы исследования корреляционной зависимости между случайными величинами по результатам наблюдений над ними. Сюда включаются методы выбора модели изучаемой зависимости и оценки ее параметров, методы проверки статистических гипотез о зависимости.

Пусть между случайными величинами X и Y существует линейная корреляционная зависимость (см. занятие № 9). Это означает, что математическое ожидание Y линейно зависит от значений случайной величины X . График этой зависимости (линия регрессии Y на X) имеет уравнение $M(Y) = \rho X + b$, где ρ и b некоторые постоянные.

Линейная модель пригодна в качестве первого приближения и в случае нелинейной корреляции, если рассматривать небольшие интервалы возможных значений случайных величин.

Пусть параметры линии регрессии ρ и b неизвестны, неизвестна и величина коэффициента корреляции r_{xy} . Над случайными величинами X и Y проделано n независимых наблюдений, в результате которых получены n пар значений: $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$. Эти результаты могут служить источником информации о неизвестных значениях ρ, b, r_{xy} , надо только уметь эту информацию извлечь оттуда.

Неизвестная линия регрессии $y = \rho x + b$, как и всякая линия регрессии, имеет то отличительное свойство, что средний квадрат отклонений значений Y от нее минимален. Поэтому в качестве оценок для ρ и b можно принять те их значения, при которых имеет минимум функция

$$F(\rho, b) = \sum_{k=1}^n (\rho X_k + b - Y_k)^2.$$

Такие значения ρ и b , согласно необходимым условиям экстремума, находятся из системы уравнений:

$$\frac{\partial F}{\partial \rho} = 2 \sum_{k=1}^n (\rho X_k + b - Y_k) X_k = 0,$$

$$\frac{\partial F}{\partial b} = 2 \sum_{k=1}^n (\rho X_k + b - Y_k) = 0,$$

или

$$\rho \sum_{k=1}^n X_k^2 + b \sum_{k=1}^n X_k = \sum_{k=1}^n X_k Y_k,$$

$$\rho \sum_{k=1}^n X_k + bn = \sum_{k=1}^n Y_k.$$

Решения этой системы уравнений дают оценки

$$\tilde{\rho} = \frac{n \sum_{k=1}^n X_k Y_k - \sum_{k=1}^n X_k \sum_{k=1}^n Y_k}{n \sum_{k=1}^n X_k^2 - (\sum_{k=1}^n X_k)^2} \quad (12.1)$$

и

$$\tilde{b} = \frac{\sum_{k=1}^n X_k^2 \sum_{k=1}^n Y_k - \sum_{k=1}^n X_k \sum_{k=1}^n X_k Y_k}{n \sum_{k=1}^n X_k^2 - (\sum_{k=1}^n X_k)^2}, \quad (12.2)$$

называемые *оценками по методу наименьших квадратов*.

Известно, что оценки по методу наименьших квадратов являются несмещенными и, более того, среди всех несмещенных оценок обладают наименьшей дисперсией.

Для оценки коэффициента корреляции можно воспользоваться тем, что $r_{xy} = \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y}$, где σ_x и σ_y — средние квадратические отклонения случайных величин X и Y соответственно.

Обозначим через s_x и s_y оценки этих средних квадратических отклонений на основе опытных данных. Оценки можно найти, например, по формуле (11.2). Тогда для коэффициента корреляции имеем оценку

$$\tilde{r}_{xy} = \tilde{\rho} \frac{s_x}{s_y}. \quad (12.3)$$

По методу наименьших квадратов можно находить оценки параметров линии регрессии и при нелинейной корреляции. Например, для линии регрессии вида $M(Y) = aX^2 + bX + c$ оценки параметров a , b и c находятся из условия минимума функции

$$F(a, b, c) = \sum_{k=1}^m (aX_k^2 + bX_k + c - Y_k)^2.$$

ПРИМЕР 12.1. По данным измерений двух случайных величин

X	3	8	4	4	7	8	2	5	6	3
Y	4	5	2	5	6	8	3	4	5	5

найти коэффициент корреляции и уравнение линейной регрессии Y на X .

◁ Вычислим величины, необходимые для использования формул (12.1)–(12.3):

$$\sum_{k=1}^{10} X_k = 3 + 8 + 4 + 4 + \dots + 3 = 50;$$

$$\sum_{k=1}^{10} Y_k = 4 + 5 + 2 + 5 + \dots + 5 = 47;$$

$$\sum_{k=1}^{10} X_k^2 = 3^2 + 8^2 + 4^2 + 4^2 + \dots + 3^2 = 292;$$

$$\sum_{k=1}^{10} X_k Y_k = 3 \cdot 4 + 8 \cdot 5 + 4 \cdot 2 + \dots + 3 \cdot 5 = 257.$$

По формулам (12.1) и (12.2)

$$\bar{\rho} = \frac{10 \cdot 257 - 50 \cdot 47}{10 \cdot 292 - (50)^2} = \frac{11}{21} \approx 0,52; \quad \bar{b} = \frac{292 \cdot 47 - 50 \cdot 257}{10 \cdot 292 - (50)^2} \approx 2,08.$$

Итак, оценка линии регрессии имеет вид $Y = 0,52X + 2,08$. Так как $\bar{X} = \frac{50}{10} = 5$, то по формуле (11.2)

$$s_x^2 = \frac{(3-5)^2 + (8-5)^2 + (4-5)^2 + \dots + (3-5)^2}{9} = 4,67;$$

$$s_x = \sqrt{4,67} \approx 2,16.$$

Аналогично, $s_y = 1,64$. Поэтому в качестве оценки коэффициента корреляции имеем по формуле (12.3) величину

$$\bar{r}_{xy} = 0,52 \frac{2,16}{1,64} = 0,68. \triangleright$$

Если наблюдений много, то результаты их обычно группируют и представляют в виде корреляционной таблицы.

Y \ X	(x_1, x_2)	(x_2, x_3)	...	(x_k, x_{k+1})	$n_{\cdot y}$
(y_1, y_2)	n_{11}	n_{21}	...	n_{k1}	$n_{\cdot 1}$
(y_2, y_3)	n_{12}	n_{22}	...	n_{k2}	$n_{\cdot 2}$
...
(y_m, y_{m+1})	n_{1m}	n_{2m}	...	n_{km}	$n_{\cdot m}$
$n_{x \cdot}$	$n_{1 \cdot}$	$n_{2 \cdot}$...	$n_{k \cdot}$	n

В таблице n_{ij} равно числу наблюдений, для которых X находится в интервале (x_i, x_{i+1}) , а Y — в интервале (y_j, y_{j+1}) . Через $n_{i \cdot}$ обозначено число наблюдений, при которых $X \in (x_i, x_{i+1})$, а Y произвольно. Число наблюдений, при которых $Y \in (y_j, y_{j+1})$, а X произвольно, обозначено через $n_{\cdot j}$.

Если величины дискретны, то вместо интервалов указывают отдельные значения этих величин. Для непрерывных случайных величин представителем каждого интервала считают его середину и полагают, что $\frac{1}{2}(x_i + x_{i+1})$ и $\frac{1}{2}(y_i + y_{i+1})$ наблюдались n_{ij} раз.

При больших значениях X и Y можно для упрощения вычислений перенести начало координат и изменить масштаб по каждой из осей, а после завершения вычислений вернуться к старому масштабу.

ПРИМЕР 12.2. Прделано 80 наблюдений случайных величин X и Y . Результаты наблюдений представлены в виде таблицы:

Y \ X	-2 0,5-1,5	-1 1,5-2,5	0 2,5-3,5	1 3,5-4,5	2 4,5-5,5	$n_{\cdot y}$
-1	14-16	-	-	5	7	12
0	16-18	4	7	10	7	32
1	18-20	11	8	6	6	32
2	20-22	3	-	1	-	4
$n_{x \cdot}$	18	15	17	18	12	80

Найти линию регрессии Y на X . Оценить коэффициент корреляции.

\triangleleft Представителем каждого интервала будем считать его середину. Перенесем начало координат и изменим масштаб по каждой оси так, чтобы значения X и Y были удобны для вычислений. Для этого перейдем к новым переменным $\check{X} = X - 3$ и $\check{Y} = \frac{Y - 17}{2}$. Значения этих новых переменных указаны соответственно в самой верхней строке и самом левом столбце таблицы.

Чтобы иметь представление о виде линии регрессии, вычислим средние значения \check{Y} при фиксированных значениях \check{X} :

$$\check{Y}_{-2} = \frac{0 \cdot 4 + 1 \cdot 11 + 2 \cdot 3}{18} = 1,56; \quad \check{Y}_{-1} = \frac{0 \cdot 7 + 1 \cdot 8}{15} = 0,53;$$

$$\check{Y}_0 = \frac{0 \cdot 10 + 1 \cdot 6 + 2 \cdot 1}{17} = 0,47; \quad \check{Y}_1 = 0,06; \quad \check{Y}_2 = -0,5.$$

Нанесем эти значения на координатную плоскость, соединив для наглядности их отрезками прямой (см. рис. 12.1).

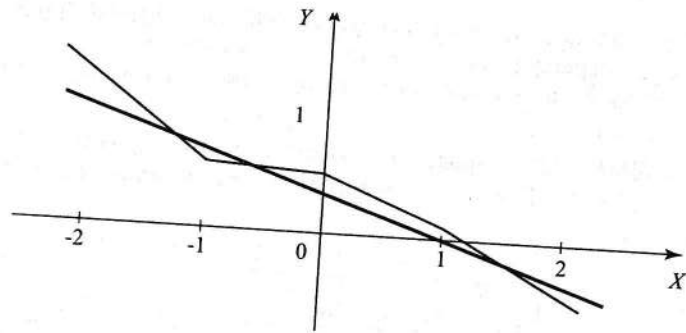


Рис. 12.1

По виду полученной ломанной линии можно предположить, что линия регрессии Y на X является прямой. Оценим ее параметры. Для этого сначала вычислим с учетом группировки данных в таблице все величины, необходимые для использования формул (12.1)–(12.3):

$$\sum_{k=1}^n \check{X}_k \check{Y}_k = \sum_{i,j} n_{ij} \check{X}_i \check{Y}_j = 1 \cdot (-1) \cdot 5 + 2 \cdot (-1) \cdot 7 + \dots + 2 \cdot (-2) \cdot 3 = -53;$$

$$\sum_{k=1}^n \check{X}_k = \sum_i n_i \check{X}_i = (-2) \cdot 18 + (-1) \cdot 15 + 0 \cdot 17 + 1 \cdot 18 + 2 \cdot 12 = -9;$$

$$\sum_{k=1}^n \check{X}_k^2 = \sum_i n_i \check{X}_i^2 = 4 \cdot 18 + 1 \cdot 15 + 1 \cdot 18 + 4 \cdot 12 = 153;$$

$$\sum_{k=1}^n \check{Y}_k = \sum_j n_j \check{Y}_j = (-1) \cdot 12 + 0 \cdot 32 + 1 \cdot 32 + 2 \cdot 4 = 28.$$

Тогда

$$\bar{\rho} = \frac{80 \cdot (-53) - (-9) \cdot 28}{80 \cdot 153 - (-9)^2} = -0,33;$$

$$\bar{b} = \frac{153 \cdot 28 - (-9) \cdot (-53)}{80 \cdot 153 - (-9)^2} = 0,31.$$

В новом масштабе оценка линии регрессии имеет вид

$$\check{Y} = -0,33\check{X} + 0,31.$$

График этой прямой линии изображен на рис. 12.1.

Для оценки σ_x по корреляционной таблице можно воспользоваться формулой (11.2):

$$s_x = \sqrt{\frac{\sum (\check{X}_i - \bar{X})^2 n_i}{n-1}} = 1,38.$$

Подобным же образом можно оценить σ_y величиной $s_y = 0,75$. Тогда оценкой коэффициента корреляции может служить величина

$$\bar{r}_{xy} = -0,33 \frac{1,38}{0,75} = -0,58.$$

Вернемся к старому масштабу:

$$\frac{Y-17}{2} = -0,33(X-3) + 0,31, \text{ или } Y = -0,66X + 19,6.$$

Коэффициент корреляции пересчитывать не нужно, так как это величина безразмерная и от масштаба не зависит. \triangleright

Пусть некоторые физические величины X и Y связаны неизвестной нам функциональной зависимостью $y = f(x)$. Для изучения этой зависимости производят измерения Y при разных значениях X . Измерениям сопутствуют ошибки и поэтому результат каждого измерения случаен. Если систематической ошибки при измерениях нет, то $y = f(x)$ играет роль линии регрессии и все свойства линии регрессии приложимы к $y = f(x)$. В частности, $y = f(x)$ обычно находят по методу наименьших квадратов.

ПРИМЕР 12.3. Получена выборка значений величин X и Y :

X	2	3	4	4	6	7	8	10
Y	8	5	2	6	3	2	1	2

Для представления зависимости между величинами предполагается использовать модель $Y = \frac{a}{X} + b$. Найти оценки параметров a и b .

\triangleleft Рассмотрим сначала задачу оценки параметров этой модели в общем виде. Линия $Y = \frac{a}{X} + b$ играет роль линии регрессии и поэтому параметры ее можно найти из условия минимума

функции (сумма квадратов отклонений значений Y от линии должна быть минимальной по свойству линии регрессии)

$$F(a, b) = \sum_{k=1}^n \left(\frac{a}{X_k} + b - Y_k \right)^2.$$

Необходимые условия экстремума приводят к системе из двух уравнений:

$$\frac{\partial F}{\partial a} = 2 \sum_{k=1}^n \left(\frac{a}{X_k} + b - Y_k \right) \cdot \frac{1}{X_k} = 0,$$

$$\frac{\partial F}{\partial b} = 2 \sum_{k=1}^n \left(\frac{a}{X_k} + b - Y_k \right) = 0.$$

Откуда

$$a \sum_{k=1}^n \frac{1}{X_k^2} + b \sum_{k=1}^n \frac{1}{X_k} = \sum_{k=1}^n \frac{Y_k}{X_k}, \quad (12.4)$$

$$a \sum_{k=1}^n \frac{1}{X_k} + bn = \sum_{k=1}^n Y_k. \quad (12.5)$$

Решения системы уравнений (12.4) и (12.5) и будут оценками по методу наименьших квадратов для параметров a и b .

На основе опытных данных вычисляем:

$$\sum_{k=1}^8 \frac{1}{X_k^2} = \frac{1}{2^2} + \frac{1}{3^2} + \dots + \frac{1}{10^2} = 0,56; \quad \sum_{k=1}^8 \frac{1}{X_k} = \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \dots + \frac{1}{10} = 1,87;$$

$$\sum_{k=1}^8 \frac{Y_k}{X_k} = \frac{8}{2} + \frac{5}{3} + \dots + \frac{2}{10} = 8,82; \quad \sum_{k=1}^8 Y_k = 8+5+2+\dots+2 = 29.$$

В итоге получаем систему уравнений (12.4) и (12.5) в виде

$$0,56a + 1,87b = 8,82 \text{ и } 1,87a + 8b = 29.$$

Эта система имеет решения $\bar{a} = 16,7$ и $\bar{b} = -0,25$. \triangleright

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. По данным измерений двух случайных величин

X	6	10	15	20	22	25	30	32	35	38
Y	0	18	5	27	14	10	18	35	28	30

Найти коэффициент корреляции и уравнение линейной регрессии Y на X .

2. Проведено 100 наблюдений случайных величин X и Y . Результаты наблюдений представлены в виде таблицы.

	X	40-50	50-60	60-70	70-80	$n_{.y}$
Y	10-12	2	11	3	2	18
	12-14	1	19	2	4	26
	14-16	3	6	25	6	40
	16-18	2	3	3	8	16
	$n_{x.}$	8	39	33	20	100

Вычислите коэффициент корреляции и найдите уравнение прямой регрессии Y на X .

3. Корреляционная зависимость между случайными величинами X и Y имеет вид $y = a + b/x$. Найдите оценки параметров a и b по результатам измерений:

x	2	4	6	12
y	8	5,25	3,5	3,25

4. Считая, что корреляционная зависимость между величинами X и Y имеет вид $y = \alpha x^2 + \beta x + \gamma$, найдите оценки параметров α , β , γ по выборке наблюдений значений X и Y :

x	-2	-1	0	1	2
y	4,8	0,4	-3,4	0,8	3,2

Ответы:

- $r_{xy} = 0,743$, $Y = 0,8 + 0,25X$;
- $\tilde{r}_{xy} = 0,53$, $Y = 0,11X + 12$;
- $a = 2$, $b = 12$;
- $\alpha = 1,54$, $\beta = -0,28$, $\gamma = -1,93$.

ИНТЕРВАЛЬНЫЕ ОЦЕНКИ (ДОВЕРИТЕЛЬНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ)

Пусть случайная величина X имеет неизвестную характеристику θ . Это может быть, например, числовая характеристика случайной величины, параметр и т. д. Идея, лежащая в основе интервального оценивания характеристики θ состоит в том, что по результатам наблюдений X_1, X_2, \dots, X_n определяют две величины $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ и $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ такие, что

$$P(\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}) = \gamma,$$

где γ — наперед заданная вероятность. Величины $\underline{\theta}$ и $\bar{\theta}$ называют доверительными границами, а интервал $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ — доверительным интервалом для θ , соответствующим уровню надежности γ . Строить доверительный интервал можно исходя из точечной оценки. Пусть для θ известна точечная оценка $\tilde{\theta}$. Подберем ε_γ такое, чтобы выполнялось равенство

$$P(|\tilde{\theta} - \theta| < \varepsilon_\gamma) = \gamma, \quad (13.1)$$

где γ — выбранная заранее вероятность. Тогда

$$P(\tilde{\theta} - \varepsilon_\gamma < \theta < \tilde{\theta} + \varepsilon_\gamma) = \gamma,$$

и $(\tilde{\theta} - \varepsilon_\gamma, \tilde{\theta} + \varepsilon_\gamma)$ можно рассматривать как доверительный интервал для θ . Так что задача состоит в том, чтобы по заданному γ выбрать соответствующее ε_γ . На основании (13.1) можно гарантировать, что с вероятностью γ значение точечной оценки отличается от неизвестного значения θ меньше, чем на ε_γ .

Вероятность γ обычно выбирают настолько близкой к единице, чтобы ее можно было считать вероятностью *практически достоверного события*. Тогда соответствующий доверительный интервал можно считать *интервалом практически возможных значений θ* , или *интервалом значений θ , не противоречащих опытными данным*.

§ 13.1. ДОВЕРИТЕЛЬНЫЙ ИНТЕРВАЛ ДЛЯ МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ

а) *Случай большой выборки.*

Пусть закон распределения случайной величины X неизвестен. Неизвестны также $M(X)$ и $D(X)$, причем $D(X) < \infty$. Над случайной величиной проделано n независимых наблюдений и получена выборка значений X_1, X_2, \dots, X_n . Если число наблюдений достаточно велико (хотя бы несколько десятков), то

$$P\left(\bar{X} - t_\gamma \sqrt{\frac{D(X)}{n}} < M(X) < \bar{X} + t_\gamma \sqrt{\frac{D(X)}{n}}\right) = \gamma, \quad (13.2)$$

где \bar{X} — среднее арифметическое результатов наблюдений, а t_γ выбирается из таблицы функции Лапласа так, чтобы $2\Phi_0(t_\gamma) = \gamma$.

Возможен случай, когда дисперсия случайной величины известна, а неизвестно лишь математическое ожидание этой величины. Такая ситуация возникает при измерении постоянной величины a прибором, который не имеет систематической ошибки. Если дисперсия случайной ошибки прибора предварительно изучена и известна, то (13.2) можно рассматривать как доверительный интервал для истинного значения измеряемой величины. В самом деле, в результате измерения получается значение случайной величины $X = a + Y$, где Y — случайная ошибка. По предположению $D(Y)$ — известна, а $M(Y) = 0$ в виду отсутствия систематической ошибки. Тогда

$$M(X) = M(a + Y) = a$$

и

$$D(X) = D(a + Y) = D(a) + D(Y) = D(Y).$$

Остается подставить найденные величины в (13.2).

Если вместе с $M(X)$ неизвестна и $D(X)$, то из тех же опытных данных можно получить несмещенную и состоятельную оценку для дисперсии по формуле:

$$D(X) \approx s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}. \quad (13.3)$$

Тогда (13.2) имеет вид

$$P\left(\bar{X} - t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}} < M(X) < \bar{X} + t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = \gamma. \quad (13.4)$$

В выводе формулы (13.4) ключевую роль играет тот факт, что при большом числе независимых наблюдений среднее арифметическое их результатов имеет близкий к нормальному закон распределения. Формулу (13.4) можно использовать для любой случайной величины, лишь бы число наблюдений было достаточно велико (хотя бы несколько десятков).

б) *Случай малой выборки.*

При небольшом числе наблюдений для построения доверительного интервала необходима информация о типе закона распределения случайной величины. Рассмотрим практически важный случай, когда $X \sim N(m; \sigma^2)$.

Если σ^2 известно, а неизвестно лишь m , то при независимых наблюдениях можно воспользоваться свойством устойчивости нормального закона распределения. Согласно этому свойству сумма независимых случайных величин, подчиненных нормальному закону распределения, сама имеет нормальный закон распределения. Поэтому в названных условиях и при небольшом числе наблюдений можно утверждать, что \bar{X} имеет близкий к нормальному закон распределения и использовать формулу (13.2).

Если дисперсия σ^2 неизвестна, то при небольшом числе наблюдений ее оценка на основе опытных данных получается грубой и формула (13.4) не решает задачи построения доверительного интервала.

Английский статистик Стьюдент (У. Госсет) для $X \sim N(m; \sigma^2)$ с неизвестными параметрами m и σ^2 в предположении независимости опытов изучил величину

$$T = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - m)}{s},$$

где s^2 — оценка дисперсии по формуле (13.3), а n — число наблюдений. Оказалось, что распределение величины T не зависит ни от \bar{X} , ни от s , а зависит лишь от числа $n-1$, которое принято называть числом степеней свободы. Стьюдент нашел функцию плотности вероятности $f_{n-1}(t)$ и с ее помощью вычислил вероятности

$$P(|T| < t_\gamma) = \int_{-t_\gamma}^{t_\gamma} f_{n-1}(t) dt = \gamma, \quad (13.5)$$

которые свел в таблицу (см. приложение, табл. 3).

При заданном уровне надежности γ по таблице распределения Стьюдента для $n-1$ степени свободы можно найти соответствующее t_γ . Подстановка этого t_γ в (13.5) приводит к

$$P\left(\left|\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - m)}{s}\right| < t_\gamma\right) = \gamma$$

или

$$P\left(\bar{X} - t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}} < m < \bar{X} + t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = \gamma. \quad (13.6)$$

Формула (13.6) по структуре похожа на формулу (13.4), но t_γ в этих формулах определяется по разным таблицам.

ПРИМЕР 13.1. Измерения сопротивления резистора дали следующие результаты (в омах): $X_1 = 592$, $X_2 = 595$, $X_3 = 594$, $X_4 = 592$, $X_5 = 593$, $X_6 = 597$, $X_7 = 595$, $X_8 = 589$, $X_9 = 590$. Известно, что ошибки измерения имеют нормальный закон распределения. Систематическая ошибка отсутствует. Построить доверительный интервал для истинного сопротивления резистора с надежностью 0,99 в предположении: а) дисперсия ошибки измерения известна и равна 4; б) дисперсия ошибки измерения неизвестна.

◁ В данной серии из девяти наблюдений

$$\bar{X} = \frac{592 + 595 + \dots + 590}{9} = 593.$$

Если дисперсия ошибки измерения известна, то можно воспользоваться формулой (13.2). Для этого из таблицы функции

Лапласа (см. приложение, табл. 2) находим, что $2\Phi_0(2,58) = 0,99$, т. е. уровню надежности 0,99 соответствует значение $t_\gamma = 2,58$. Тогда по формуле (13.2)

$$593 - 2,58 \frac{2}{\sqrt{9}} < M(X) < 593 + 2,58 \frac{2}{\sqrt{9}}$$

или $591,28 < M(X) < 594,72$ с вероятностью 0,99.

В случае неизвестной дисперсии ее можно оценить на основе тех же опытных данных:

$$\sigma^2 \approx s^2 = \frac{(592 - 593)^2 + (595 - 593)^2 + \dots + (590 - 593)^2}{8} = 6,5,$$

$s = \sqrt{6,5} \approx 2,55$. По таблице распределения Стьюдента (см. приложение, табл. 3) для $n - 1 = 9 - 1 = 8$ степеней свободы и заданной вероятности $\gamma = 0,99$ находим $t_\gamma = 3,355$. Тогда по формуле (13.6)

$$593 - 3,355 \frac{2,55}{\sqrt{9}} < M(X) < 593 + 3,355 \frac{2,55}{\sqrt{9}}$$

или $590,15 < M(X) < 595,85$ с вероятностью 0,99. \triangleright

ПРИМЕР 13.2. В таблице приведены сгруппированные данные измерений роста у 50 наугад выбранных студентов:

Рост	166–170	170–174	174–178	178–182	182–186	186–190
Число студентов	3	7	15	13	11	1

Оценить средний рост и дисперсию роста студентов. Построить доверительный интервал для среднего роста студентов с надежностью 0,9.

\triangleleft Так как данные сгруппированы, то в качестве представителя каждого интервала можно взять середину этого интервала. Тогда

$$M(X) \approx \bar{X} = \frac{\sum_k \hat{X}_k n_k}{n} = \frac{168 \cdot 3 + 172 \cdot 7 + 176 \cdot 15 + 180 \cdot 13 + 184 \cdot 11 + 188 \cdot 1}{50} = 178,$$

$$D(X) \approx s^2 = \frac{\sum_k (\hat{X}_k - \bar{X})^2 \cdot n_k}{n - 1} = \frac{(168 - 178)^2 \cdot 3 + (172 - 178)^2 \cdot 7 + \dots + (188 - 178)^2 \cdot 1}{49} \approx 23,67,$$

Так как $2\Phi_0(1,65) = 0,9$, то по формуле (13.4) имеем

$$178 - 1,65 \sqrt{\frac{23,67}{50}} < M(X) < 178 + 1,65 \sqrt{\frac{23,67}{50}}$$

или $176,86 < M(X) < 179,14$ с вероятностью 0,9. \triangleright

ПРИМЕР 13.3. По результатам девяти измерений емкости конденсатора получена оценка $\bar{X} = 20$ мкФ. Среднеквадратическая ошибка измерения известна и равна 0,04 мкФ. Построить доверительный интервал для емкости конденсатора с надежностью 0,95.

\triangleleft В предположении, что ошибки измерения имеют нормальный закон распределения можно воспользоваться формулой (13.2). Так как $2\Phi_0(1,96) = 0,95$, то

$$20 - 1,96 \frac{0,04}{3} < M(X) < 20 + 1,96 \frac{0,04}{3}$$

или $19,974 < M(X) < 20,026$ с вероятностью 0,95. \triangleright

§ 13.2. ДОВЕРИТЕЛЬНЫЙ ИНТЕРВАЛ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ СОБЫТИЯ

Пусть вероятность $P(A) = p$ неизвестна. Проведем n независимых опытов и определим $\frac{k}{n}$ — частоту события в данной серии опытов. Если n достаточно велико, то вероятность и частота события связаны соотношением:

$$P \left(\frac{k}{n} - t_\gamma \sqrt{\frac{pq}{n}} < p < \frac{k}{n} + t_\gamma \sqrt{\frac{pq}{n}} \right) = \gamma. \quad (13.7)$$

К сожалению, в формуле (13.7) доверительные границы для вероятности p выражаются через саму эту неизвестную вероятность. Это затруднение можно обойти заметив, что $pq \leq 1/4$. Тогда (13.7) можно записать в виде

$$P \left(\frac{k}{n} - t_\gamma \frac{1}{2\sqrt{n}} < p < \frac{k}{n} + t_\gamma \frac{1}{2\sqrt{n}} \right) = \gamma. \quad (13.8)$$

Оценка pq величиной $1/4$ приемлема, если есть уверенность, что неизвестная вероятность p близка к $1/2$. Но при значениях p близких к нулю или единице такая оценка слишком груба. Например, при $p = 0,1$ получаем всего лишь $pq = 0,1 \cdot 0,9 = 0,09$ вместо $0,25$. Можно точный доверительный интервал заменить приближенным, если учесть, что при большом числе опытов $\frac{k}{n} \approx p$ в силу закона больших чисел:

$$P \left(\frac{k}{n} - t_\gamma \sqrt{\frac{\frac{k}{n} \cdot (1 - \frac{k}{n})}{n}} < p < \frac{k}{n} + t_\gamma \sqrt{\frac{\frac{k}{n} \cdot (1 - \frac{k}{n})}{n}} \right) = \gamma. \quad (13.9)$$

ПРИМЕР 13.4. Для обследования большой партии изделий (несколько тысяч штук) наугад выбрано 160 изделий. Среди них оказалось 56 изделий низкого сорта. Оценить долю изделий низкого сорта в этой партии с надежностью $0,95$.

◁ Так как партия изделий крупная, то для упрощения можно считать, что по мере выбора изделий состав партии заметно не изменяется и вероятность выбрать наугад изделие низкого сорта равна доле низкосортных изделий в этой партии. Тогда задача сводится к построению доверительного интервала для вероятности выбора из этой партии изделия низкого сорта. Частота изделий низкого сорта в выборке $\frac{k}{n} = \frac{56}{160} = 0,35$. Из таблицы функции Лапласа следует, что $2\Phi_0(1,96) = 0,95$. Поэтому

$$0,35 - 1,96 \sqrt{\frac{0,35 \cdot 0,65}{160}} < p < 0,35 + 1,96 \sqrt{\frac{0,35 \cdot 0,65}{160}}$$

или $0,27 < p < 0,42$. Итак, по данной выборке можно с вероятностью $0,95$ утверждать, что во всей партии содержится от 27% до 42% изделий низкого сорта. ▷

ПРИМЕР 13.5. Было проведено 400 испытаний механизма катапультирования. В этих испытаниях не зарегистрировано ни одного отказа. С надежностью $0,95$ оценить вероятность отказа механизма катапультирования.

◁ В данной серии испытаний частота появления отказа $k/400 = 0$. Поэтому непосредственно использовать формулу (13.9) нельзя. Заметим, что $p \cdot q \leq 1/4$, так как $p + q = 1$. Функ-

ция Лапласа $\Phi_0(x)$ строго возрастает. Поэтому меньшему значению аргумента соответствует меньшее значение функции. В расчете на худший вариант можно воспользоваться формулой (13.8). По таблице функции Лапласа находим, что $2\Phi_0(1,65) = 0,95$. Поэтому $t_\gamma = 1,65$ и $0 < p < 1,65 \cdot \frac{1}{2\sqrt{400}} = 0,041$.

Доверительный интервал $(0; 0,041)$ построен в расчете на худший вариант, когда вероятность события близка к $1/2$. Но большое число опытов ($n = 400$) и нулевая частота события в них позволяют с уверенностью утверждать, что вероятность события близка к нулю. Если несколько ухудшить статистику испытаний и посчитать что один отказ все-таки наблюдался, то $p \cdot q \approx \frac{1}{40} \cdot \frac{399}{400} = 0,0025$. Тогда по формуле (13.9) получаем приближенный доверительный интервал

$$\frac{1}{400} - 1,65 \sqrt{\frac{\frac{1}{400} \cdot \frac{399}{400}}{400}} < p < \frac{1}{400} + \sqrt{\frac{\frac{1}{400} \cdot \frac{399}{400}}{400}}$$

или $0 < p < 0,0066$. Это приближенный доверительный интервал, но он определенно более точен, чем грубая оценка по формуле (13.8). ▷

ПРИМЕР 13.6. Сколько независимых наблюдений нужно проделать, чтобы с вероятностью $0,95$ можно было построить доверительный интервал для вероятности события шириной не более $0,2$?

◁ По таблице функции Лапласа (см. приложение, табл. 2) находим, что $2\Phi_0(1,96) = 0,95$. Вероятность события неизвестна. Так как $pq \leq 1/4$, то и $\frac{k}{n} (1 - \frac{k}{n}) \leq \frac{1}{4}$. Доверительный интервал располагается симметрично относительно частоты события, поэтому в формуле (13.9)

$$t_\gamma \sqrt{\frac{\frac{k}{n} (1 - \frac{k}{n})}{n}} \leq 1,96 \frac{1}{2\sqrt{n}} = 0,1.$$

Откуда $\sqrt{n} = \frac{1,96}{0,2} = 9,8$. Следовательно, $n = 96,04$, т. е. $n > 96$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Стрелок 20 раз попал в цель при 100 выстрелах. Построить доверительный интервал для вероятности попадания в цель при одном выстреле для уровня надежности $\gamma = 0,90$.

2. Для проверки всхожести посеяли 900 семян. Из них проросло 810. Постройте доверительный интервал для доли всхожих семян с надежностью 0,95.

3. Для изучения общественного мнения было опрошено наугад 1600 жителей нашего города. Деятельность мэра города одобрили 1200 из них. Постройте с надежностью 0,95 доверительный интервал для доли жителей нашего города, одобряющих деятельность мэра.

4. По данным 16 наблюдений нормально распределенной случайной величины найдены ее среднее арифметическое $\bar{X} = 15,6$ и оценка среднего квадратического отклонения $s = 0,4$. Постройте доверительный интервал для математического ожидания этой случайной величины при уровне надежности 0,95.

5. По результатам 10 измерений некоторой физической величины найдены среднее арифметическое результатов измерений $\bar{X} = 8,4$ и оценка среднего квадратического отклонения $s = 0,06$. Считая, что ошибки измерений имеют нормальный закон распределения, найдите интервальную оценку для измеряемой величины с вероятностью 0,95.

6. Из большой партии однотипных транзисторов наугад отобрали и проверили 100 штук. У 36 из них оказался коэффициент усиления меньше стандартного. Постройте 95%-ный доверительный интервал для доли транзисторов с недостаточным коэффициентом усиления во всей партии.

Ответы:

1. (0,134; 0,266);
2. (0,88; 0,92);
3. От 73% до 77%;
4. (15,385; 15,815);
5. (8,363; 8,437);
6. (0,26; 0,45).

ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

Статистической гипотезой называется гипотеза, относящаяся к виду функции распределения, к параметрам функции распределения, к числовым характеристикам случайной величины и т. д., и которую можно проверить на основе опытных данных.

Статистическим критерием называют правило, указывающее, когда статистическую гипотезу следует принять, а когда отвергнуть. Построение статистического критерия сводится к выбору в выборочном пространстве *критической области* W_0 . При попадании выборки в критическую область гипотеза отвергается. Обычно в критическую область включают самые маловероятные при данной гипотезе выборки.

Даже при верной гипотезе наблюдения могут сложиться неблагоприятно, в итоге выборка может попасть в критическую область и гипотеза будет отвергнута. Вероятность такого исхода $\beta = P(\bar{X} \in W_0)$ мала, так как к критической области отнесены самые маловероятные при данной гипотезе выборки. Вероятность β можно рассматривать как вероятность ошибки, когда гипотеза отвергается. Эту вероятность называют *уровнем значимости* критерия. Критерии для проверки гипотезы о законе распределения случайной величины обычно называют *критериями согласия*.

§ 14.1. КРИТЕРИЙ СОГЛАСИЯ «ХИ-КВАДРАТ»

Пусть выдвинута гипотеза о законе распределения случайной величины X . Требуется проверить, насколько эта гипотеза правдоподобна. Для этого разобьем множество возможных

значений случайной величины на k разрядов $\Omega_1, \Omega_2, \dots, \Omega_k$. Для непрерывной случайной величины роль разрядов играют интервалы значений, для дискретной — отдельные возможные значения или группы таких значений. В соответствии с выдвинутой гипотезой каждому разряду соответствует определенная вероятность

$$p_1 = P(X \in \Omega_1), \quad p_2 = P(X \in \Omega_2), \quad \dots, \quad p_k = P(X \in \Omega_k). \quad (14.1)$$

Например, если выдвинута гипотеза, что случайная величина X имеет функцию распределения $F(x)$, а в качестве Ω_i выбраны интервалы (x_i, x_{i+1}) , то

$$p_i = P(x_i < X < x_{i+1}) = F(x_{i+1}) - F(x_i).$$

Идея проверки гипотезы состоит в сравнении теоретических вероятностей разрядов (14.1) с фактически наблюдаемыми частотами попадания в эти разряды. Для этого производится n независимых наблюдений случайной величины и определяется число попаданий в каждый из разрядов. Пусть в i -й разряд попало ν_i наблюдений. Если гипотеза верна и каждому разряду действительно соответствует вероятность (14.1), то при большом числе наблюдений в силу закона больших чисел частоты ν_i/n будут приблизительно равны теоретическим вероятностям p_i . Тогда величина

$$\sum_{i=1}^k c_i \left(\frac{\nu_i}{n} - p_i \right)^2, \quad (14.2)$$

где c_i — некоторые коэффициенты, должна быть малой.

Если гипотеза ложная, то при больших n частоты разрядов будут близки к вероятностям, отличным от p_i , и величина (14.2) будет относительно большой. Значит, по величине (14.2) можно судить о том, насколько гипотеза согласуется с опытными данными. Критическую область составят те выборки, для которых эта величина велика.

Английский статистик К. Пирсон (1900 г.) показал, что при выборе коэффициентов $c_i = n/p_i$ случайная величина

$$\sum_{i=1}^k \frac{n}{p_i} \left(\frac{\nu_i}{n} - p_i \right)^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i} = \chi^2$$

имеет распределение, которое не зависит от выдвинутой гипотезы, а зависит лишь от числа r , называемого *числом степеней свободы*. Число r равно разности между числом разрядов и числом связей, наложенных на величины ν_i . *Связью* называется всякое соотношение, в которое входят величины ν_i .

При данной гипотезе и фиксированном числе наблюдений величина χ^2 зависит от $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_k$. Каждому ν_i соответствует свое слагаемое, но не все ν_i могут изменяться свободно, так как они связаны соотношением $\nu_1 + \nu_2 + \dots + \nu_k = n$. Значит, величина n вместе с величинами $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_{k-1}$ однозначно определяют величину ν_k , которая поэтому свободно меняться не может. Число r соответствует числу свободно меняющихся величин ν_i . На ν_i могут быть наложены и другие связи. Если всего связей m , то независимо изменяющихся величин ν_i будет $r = k - m$. Связь $\nu_1 + \nu_2 + \dots + \nu_k = n$ налагается всегда. Другие связи могут возникнуть, например, если при выдвижении гипотезы с помощью величин ν_i оцениваются параметры предполагаемого закона распределения. Составлены специальные таблицы (см. приложение, табл. 4), в которых для любого r и заданной вероятности β указаны такие значения χ_{β}^2 , что $P(\chi^2 \geq \chi_{\beta}^2) = \beta$.

Вероятность $P(\chi^2 \geq \chi_{\beta}^2) = \beta$ можно понимать, как вероятность того, что в силу чисто случайных причин, за счет наблюдения тех, а не других значений случайной величины, мера расхождения между гипотезой и результатами наблюдений будет больше или равна χ_{β}^2 . Эти вероятности можно использовать для проверки гипотез следующим образом.

Предположим, что гипотеза верна. Выберем вероятность β настолько малой, чтобы ее можно считать вероятностью практически невозможного события. Для выбранного β и числа степеней свободы r из таблицы распределения величины χ^2 находим χ_{β}^2 . Если гипотеза верна, то значения $\chi^2 \geq \chi_{\beta}^2$ являются практически невозможными, их следует отнести к критической области.

Итак, построена критическая область: $[\chi_{\beta}^2, \infty)$. В предположении, что гипотеза верна, на основе опытных данных вычисляется χ^2 . Обозначим это вычисленное значение через $\chi_{\text{в}}^2$. Если $\chi_{\text{в}}^2 \geq \chi_{\beta}^2$, то произошло событие, которое практически

невозможно при верной гипотезе. Это дает повод усомниться в гипотезе и объяснить такое большое значение χ^2_{α} неудачным выбором гипотезы, поскольку расхождения между ν_i/n и p_i случайными признать нельзя. При $\chi^2_{\alpha} \geq \chi^2_{\beta}$ гипотеза отвергается.

Если же окажется, что $\chi^2_{\alpha} < \chi^2_{\beta}$, то расхождение между гипотезой и опытными данными можно объяснить случайностями выборки. В этом случае можно заключить, что гипотеза не противоречит опытным данным, или что гипотеза правдоподобна. Это, конечно, не означает, что гипотеза верна. Скромность вывода в последнем случае можно объяснить тем, что согласующиеся с гипотезой факты гипотезы не доказывают, а делают ее лишь правдоподобной. В то же время всего один факт, противоречащий гипотезе, ее отвергает.

Замечание 14.1. Хотя и маловероятно, чтобы χ^2 при верной гипотезе превзошел уровень χ^2_{β} , но это все-таки может случиться и верная гипотеза будет отвергнута. Вероятность такого события равна β и ее можно рассматривать как вероятность ошибки, как вероятность отвергнуть гипотезу, когда она верна. Напомним, что вероятность ошибки, когда гипотеза отвергается, называют уровнем значимости критерия. Не следует думать, что чем меньше уровень значимости, тем лучше. При слишком малых β критерий ведет себя перестраховочно и бракует гипотезу только при кричаще больших значениях χ^2_{β} .

Замечание 14.2. Каждый разряд вносит в величину χ^2 вклад, равный $\frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i}$, где np_i — среднее число попаданий в данный разряд, если гипотеза верна. При малых значениях np_i велика роль каждого отдельного наблюдения. Например, если $np_i = 0,1$ и в этот разряд попало одно наблюдение, то вклад в χ^2 этого разряда $\frac{(1-0,1)^2}{0,1} = 8,1$. При $np_i = 0,5$ этот вклад будет равен всего лишь $\frac{(1-0,5)^2}{0,5} = 0,5$. В итоге при малом np_i от попадания или непадения в этот разряд наблюдаемого значения существенно зависит окончательный вывод. Чтобы снизить роль отдельных наблюдений, обычно рекомендуется сделать разбивку на разряды так, чтобы все np_i были достаточно большими. На практике это сводится к требованию иметь в каждом разряде не менее 5–10 наблюдений.

Для этого разряды, содержащие мало наблюдений, рекомендуется объединять с соседними разрядами.

ПРИМЕР 14.1. Были исследованы 200 изготовленных деталей на отклонение истинного размера от расчетного. Сгруппированные данные исследований приведены в виде статистического ряда:

Границы отклонений (в микронах)	(-20; -10)	(-10; 0)	(0; 10)	(10; 20)	(20; 30)
Число деталей с данной величиной отклонения	19	42	71	56	12

По данному статистическому ряду построить гистограмму. По виду гистограммы выдвинуть гипотезу о типе закона распределения отклонений. Подобрать параметры закона распределения (равные их оценкам на основе опытных данных). Построить на том же графике функцию плотности вероятности, соответствующую выдвинутой гипотезе. С помощью критерия согласия проверить согласуется ли выдвинутая гипотеза с опытными данными. Уровень значимости взять, например, равным 0,05.

◁ Для того, чтобы получить представление о виде закона распределения изучаемой величины, построим гистограмму. Для этого над каждым интервалом построим прямоугольник, площадь которого численно равна частоте попадания в интервал (рис. 14.1).

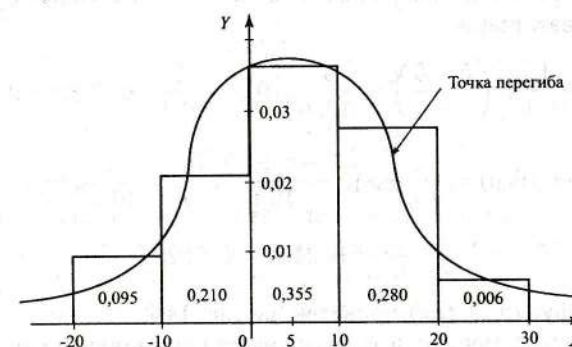


Рис. 14.1

По виду гистограммы можно выдвинуть предположение о том, что исследуемая случайная величина имеет нормальный закон распределения. Параметры нормального закона (математическое ожидание и дисперсию) оценим на основе опытных данных, считая в качестве представителя каждого интервала его середину:

$$M(X) \approx \bar{X} = \frac{-15 \cdot 19 - 5 \cdot 42 + 5 \cdot 71 + 15 \cdot 56 + 25 \cdot 12}{200} = 5;$$

$$D(X) \approx s^2 = \frac{(-15-5)^2 \cdot 19 + (-5-5)^2 \cdot 42 + \dots + (25-5)^2 \cdot 12}{199} = 111,6;$$

$$\sigma \approx s = \sqrt{111,6} \approx 10,6.$$

Итак, выдвинем гипотезу, что исследуемая случайная величина имеет нормальный закон распределения $N(5; 111,6)$, т. е. имеет функцию плотности вероятности

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 10,6} \exp \left\{ \frac{(x-5)^2}{2 \cdot 111,6} \right\}.$$

График $f(x)$ удобно строить с помощью таблицы функции $\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2}$ (см. приложение, табл. 1):

$$f(x) = \frac{1}{10,6} \varphi \left(\frac{x-5}{10,6} \right).$$

Например, точка максимума и точки перегиба имеют ординаты соответственно:

$$f(5) = \frac{1}{10,6} \varphi \left(\frac{5-5}{10,6} \right) = \frac{1}{10,6} \varphi(0) = \frac{1}{10,6} \cdot 0,3989 \approx 0,0376;$$

$$\begin{aligned} f(5 \pm 10,6) &= \frac{1}{10,6} \varphi \left(\frac{5-5 \pm 10,6}{10,6} \right) = \frac{1}{10,6} \varphi(\pm 1) = \\ &= \frac{1}{10,6} \cdot 0,2420 \approx 0,0228. \end{aligned}$$

График функции $f(x)$ приведен на рис. 14.1.

Вычислим меру расхождения между выдвинутой гипотезой и опытными данными, т. е. величину χ^2 . Для этого сначала

вычислим вероятности, приходящиеся на каждый интервал в соответствии с гипотезой:

$$\begin{aligned} p_1 &= P(-20 < X < -10) = \Phi_0 \left(\frac{-10-5}{10,6} \right) - \Phi_0 \left(\frac{-20-5}{10,6} \right) = \\ &= -\Phi_0(1,42) + \Phi_0(2,36) = -0,422 + 0,491 = 0,069; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p_2 &= P(-10 < X < 0) = \Phi_0 \left(\frac{0-5}{10,6} \right) - \Phi_0 \left(\frac{-10-5}{10,6} \right) = \\ &= -0,1808 + 0,4222 = 0,241. \end{aligned}$$

Аналогично: $p_3 = P(0 < X < 10) = 0,362$; $p_4 = P(10 < X < 20) = 0,241$; $p_5 = P(20 < X < 30) = 0,069$.

Вычисление χ^2 удобно вести, оформляя запись в виде таблицы:

ν_i	p_i	np_i	$\nu_i - np_i$	$(\nu_i - np_i)^2$	$\frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i}$
19	0,069	13,8	5,2	27,04	1,96
42	0,241	48,2	-6,2	38,44	0,78
71	0,362	72,4	-1,4	1,96	0,02
56	0,241	48,2	7,8	60,84	1,26
12	0,069	23,8	-1,8	3,24	0,23

$$\Sigma = \chi_s^2 = 4,25$$

Итак, мера расхождения между гипотезой и опытными данными $\chi_s^2 = 4,25$. Построим критическую область для уровня значимости $\beta = 0,05$. Число степеней свободы для χ^2 равно 2. Так как число интервалов равно 5, а на величины ν_i наложены три связи: $\Sigma \nu_i = 200$; $\bar{X} = 5$; $s^2 = 111,6$. В итоге $r = 5 - 3 = 2$. Для заданного уровня значимости β и числа степеней свободы $r = 2$ находим из таблицы распределения χ^2 (см. приложение, табл. 4) критическое значение $\chi_s^2 = 5,99$.

Критическая область для проверки гипотезы имеет вид $[5,99; +\infty)$. Значение $\chi_s^2 = 4,25$ в критическую область не входит. Вывод: гипотеза опытными данным не противоречит. Меру расхождения $\chi_s^2 = 4,25$ можно объяснить случайностями выборки. \triangleright

ПРИМЕР 14.2. В виде статистического ряда приведены сгруппированные данные о времени безотказной работы 400 приборов:

Время безотказной работы (в часах)	от 0 до 500	от 500 до 1000	от 1000 до 1500	от 1500 до 2000
Число приборов	257	78	49	16

Согласуются ли эти данные с предположением, что время безотказной работы прибора имеет функцию распределения $F(x) = 1 - \exp(-x/500)$? Уровень значимости взять, например, равным 0,02.

◁ Вычислим вероятности, приходящиеся в соответствии с гипотезой на интервалы:

$$p_1 = P(0 < \xi < 500) = F(500) - F(0) = 1 - e^{-1} - 1 + e^0 = 1 - 1/e \approx 0,6324;$$

$$p_2 = P(500 < \xi < 1000) = 1 - e^{-2} - 1 + e^{-1} = 0,3676 - 0,1351 \approx 0,2325;$$

$$p_3 = P(1000 < \xi < 1500) = 1 - e^{-3} - 1 + e^{-2} = 0,1351 - 0,0499 \approx 0,0852;$$

$$p_4 = P(1500 < \xi < 2000) = 1 - e^{-4} - 1 + e^{-3} = 0,0499 - 0,0182 \approx 0,0317.$$

Вычислим χ^2 .

ν_i	p_i	np_i	$\nu_i - np_i$	$(\nu_i - np_i)^2$	$\frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i}$
257	0,6324	252,96	4,04	16,32	0,06
78	0,2325	93	-15	225	2,42
49	0,0852	34,08	14,92	222,6	6,53
16	0,0317	12,68	3,32	11,02	0,97

$$\Sigma = \chi_s^2 = 9,88$$

Число степеней свободы равно трем, так как на четыре величины ν_i наложена только одна связь $\Sigma \nu_i = n$. Для трех степеней свободы и уровня значимости $\beta = 0,02$ находим из таблицы распределения «хи-квадрат» (см. приложение, табл. 4)

критическое значение $\chi_s^2 = 9,84$. Значение $\chi_s^2 = 9,88$ входит в критическую область. Вывод: гипотеза противоречит опытным данным. Гипотезу отвергаем и вероятность того, что это делается ошибочно, равна 0,02. ▷

ПРИМЕР 14.3. Монету подбросили 50 раз. Герб выпал 32 раза. С помощью критерия «хи-квадрат» проверить, согласуются ли эти результаты с предположением, что подбрасывали симметричную монету.

◁ Выдвинем гипотезу, что монета была симметричной. Это означает, что вероятность выпадения герба при каждом броске равна 1/2. В описанном опыте герб выпал 32 раза и 18 раз выпала цифра. Вычисляем χ_s^2 .

ν_i	p_i	np_i	$\nu_i - np_i$	$(\nu_i - np_i)^2$	$\frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i}$
32	0,5	25	7	49	1,96
18	0,5	25	-7	49	1,96

$$\Sigma = \chi_s^2 = 3,92$$

Число степеней свободы для χ^2 равно $r = 2 - 1 = 1$, так как слагаемых два, а связь на величины ν_i наложена одна: $\nu_1 + \nu_2 = 50$. Для числа степеней свободы $r = 1$ и уровня значимости, например, равного $\beta = 0,05$ находим из таблицы распределения «хи-квадрат», что $P(\chi^2 \geq 3,84) = 0,05$. Это означает, что при уровне значимости $\beta = 0,05$ критическую область для величины χ^2 составляют значения $[3,84; +\infty)$. Вычисленное значение 3,92 попадает в критическую область, гипотеза отвергается. Вероятность ошибки при таком выводе равна 0,05. ▷

ПРИМЕР 14.4. Для каждого из 100 телевизоров регистрировалось число выходов из строя в течение гарантийного срока. Результаты представлены в виде статистического ряда:

Число выходов из строя	0	1	2	3	4 и более
Число телевизоров	54	27	14	5	0

Согласуются ли эти данные с предположением о том, что число выходов из строя имеет пуассоновский закон распределения?

◁ Если случайная величина X — число выходов из строя телевизора, — имеет пуассоновский закон распределения, то

$$P_k = P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots,$$

где параметр λ неизвестен.

Оценим параметр из опытных данных. В законе распределения Пуассона параметр λ равен математическому ожиданию случайной величины. Оценкой математического ожидания служит среднее арифметическое:

$$\bar{X} = \frac{0 \cdot 54 + 1 \cdot 27 + 2 \cdot 14 + 3 \cdot 5 + 4 \cdot 0}{100} = 0,7 \approx \lambda.$$

Итак, выдвигаем гипотезу, что изучаемая случайная величина имеет закон распределения

$$P(X = k) = \frac{(0,7)^k}{k!} e^{-0,7}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Для проверки выдвинутой гипотезы зададим уровень значимости, например, равный 0,02. Последние три разряда, содержащие мало наблюдений, можно объединить. В итоге имеем три разряда и число степеней свободы равно $r = 3 - 2 = 1$, так как на величины ν_i наложены две связи: $\sum \nu_i = 100$ и $\bar{X} = 0,7$. Из таблицы распределения хи-квадрат (см. приложение, табл. 4) для заданного $\beta = 0,02$ и числа степеней свободы $r = 1$ находим, что критическая область имеет вид $[5,41; \infty)$.

Вычислим теперь χ_{β}^2 . В соответствии с выдвинутой гипотезой разряды имеют вероятности:

$$P_0 = P(X = 0) = \frac{(0,7)^0}{0!} e^{-0,7} = 0,5;$$

$$P_1 = P(X = 1) = \frac{(0,7)^1}{1!} e^{-0,7} = 0,35;$$

$$P_2 = P(X = 2) = \frac{(0,7)^2}{2!} e^{-0,7} = 0,12;$$

$$P_3 + P_4 + \dots = 1 - 0,5 - 0,35 - 0,12 = 0,03.$$

Вычисление χ_{β}^2 произведем, фиксируя промежуточные результаты в таблице:

ν_i	p_i	np_i	$\nu_i - np_i$	$(\nu_i - np_i)^2$	$\frac{(\nu_i - np_i)^2}{np_i}$
54	0,5	50	4	16	0,32
27	0,35	35	-8	64	1,83
19	0,15	15	4	16	1,07

$$\Sigma = \chi_{\beta}^2 = 3,22$$

Вычисленное значение в критическую область не входит. Вывод: гипотеза о пуассоновском законе распределения изучаемой случайной величины опытным данным не противоречит. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Игральный кубик был подброшен 120 раз. Результаты представлены в виде статистического ряда:

Грань кубика	«1»	«2»	«3»	«4»	«5»	«6»
Число выпадений	19	27	13	23	17	21

Можно ли считать (при уровне значимости 0,05), что подбрасывали однородный и симметричный кубик?

2. Результаты 200 наблюдений случайной величины X приведены в виде статистического ряда:

Интервалы значений	(-8; -4)	(-4; 0)	(0; 4)	(4; 8)	(8; 12)
Число наблюдений	22	64	66	38	10

По критерию «хи-квадрат» при уровне значимости $\beta = 0,05$ проверьте, согласуются ли эти результаты с предположением о том, что наблюдалась случайная величина с нормальным законом распределения?

3. Для исследования потока посетителей на одном предприятии массового обслуживания (например, магазин, банк, поликлиника и т. д.) измерили интервалы времени между

последовательно приходящими посетителями. Результаты наблюдений представлены в виде статистического ряда:

Интервалы времени (в минутах)	от 0 до 1	от 1 до 2	от 2 до 3	от 3 до 4	от 4 до 5
Число интервалов данной длительности	138	40	12	4	6

Согласуются ли эти результаты при уровне значимости $\beta = 0,05$ с предположением, что интервалы времени между приходами посетителей имеют показательный закон распределения?

4. Были исследованы 200 изготовленных деталей на отклонение истинного размера от расчетного. Сгруппированные данные исследований приведены в виде статистического ряда:

Границы отклонений (в микронах)	(-20; -10)	(-10; 0)	(0; 10)	(10; 20)	(20; 30)
Число деталей с данной величиной отклонения	15	39	90	43	13

Согласуются ли эти результаты при уровне значимости $\beta = 0,05$ с предположением, что отклонения от стандарта имеют нормальный закон распределения?

Ответы:

1. Да.
2. Согласуются.
3. Согласуются.
4. Предположение опытным данным противоречит.

ПРОВЕРКА ПАРАМЕТРИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

Критерий для проверки гипотезы формируют за счет отношения к критической области выборок, которые при данной гипотезе наименее вероятны. Но может оказаться, что одинаково маловероятных выборок при данной гипотезе больше, чем это необходимо для формирования критерия данного уровня значимости. Тогда трудно решить какие именно выборки следует включать в критическую область.

Этих трудностей можно избежать, если вместе с проверяемой гипотезой рассматривать и альтернативные гипотезы. В этом главное отличие нового подхода к проверке статистических гипотез, который сложился на рубеже двадцатых и тридцатых годов прошлого века. Такой подход позволяет построить в некотором смысле наилучшие критерии.

Пусть случайная величина X имеет функцию распределения $F(x, \theta)$, тип которой известен, но неизвестно значение параметра θ . В отношении θ определено только множество его допустимых значений Ω . Обычно гипотеза об истинном значении параметра θ_0 сводится к утверждению, что θ_0 принадлежит некоторому множеству $\omega \in \Omega$. Например, в качестве ω может быть названо одно из допустимых значений.

Определение 15.1. Параметрической статистической гипотезой H_0 называется утверждение, что $\theta_0 \in \omega$, против альтернативы H_1 , что $\theta_0 \in \Omega \setminus \omega$.

Гипотезу H_0 иногда называют *нулевой гипотезой* и считают, что она истинна, если действительно $\theta_0 \in \omega$. При $\theta_0 \in \Omega \setminus \omega$ нулевую гипотезу называют *ложной*.

Параметрическую гипотезу проверяют по обычной схеме. Производят n наблюдений случайной величины, в результате

которых получают некоторые результаты $\vec{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. В выборочном пространстве W формируется критическая область W_0 , при попадании выборки в которую гипотеза отвергается.

Но выбор критической области при наличии альтернативной гипотезы имеет свои особенности. Прежде, чем их обсудить введем несколько новых понятий.

При любом критерии проверки статистической гипотезы по результатам наблюдений возможны ошибки двух типов: *ошибка первого рода* возникает при отклонении гипотезы H_0 , когда она верна, а *ошибка второго рода* совершается, если принимается ложная гипотеза H_0 .

Обозначим через $P(\vec{X} \in W_0/\theta)$ вероятность того, что выборка \vec{X} попадет в критическую область, если значение параметра равно θ . Эта вероятность как функция параметра называется *функцией мощности* критерия W_0 . При каждом θ эта функция показывает с какой вероятностью статистический критерий W_0 отклоняет гипотезу, если на самом деле X имеет функцию распределения $F(x, \theta)$. Заметим, что $\alpha = P(\vec{X} \in W_0/\theta_0)$ при $\theta_0 \in \omega$ равна вероятности ошибки первого рода. Величина $\beta = 1 - P(\vec{X} \in W_0/\theta_0)$ при $\theta_0 \in \Omega \setminus \omega$ равна вероятности ошибки второго рода. Это вероятность непопадания в критическую область, т. е. вероятность принятия гипотезы H_0 : $\theta_0 \in \omega$, когда эта гипотеза ложная.

Разным критериям для проверки гипотезы H_0 против альтернативы H_1 сопутствуют разные вероятности α и β . Естественно желание сделать обе эти вероятности минимально возможными. Но обычно уменьшение одной из них влечет увеличение другой. Необходимо компромиссное решение, которое достигается следующим образом. Выбирают вероятность практически невозможного события в качестве уровня значимости α . Это и есть вероятность ошибки первого рода. Критическую область формируют так, чтобы при заданном уровне значимости α , вероятность ошибки второго рода была как можно меньше.

Учет ошибок первого и второго рода позволяет сравнивать между собой критерии. Пусть W_0^1 и W_0^2 — два критерия для проверки гипотезы H_0 против альтернативы H_1 , имеющие оди-

наковые уровни значимости α . Если при этом

$$P(\vec{X} \in W_0^2/\theta_0) \leq P(\vec{X} \in W_0^1/\theta_0) \text{ при } \theta_0 \in \omega$$

и

$$P(\vec{X} \in W_0^2/\theta_0) > P(\vec{X} \in W_0^1/\theta_0) \text{ при } \theta_0 \in \Omega \setminus \omega,$$

то критерий W_0^2 называют *более мощным*, чем W_0^1 . Из определения видно, что W_0^2 имеет большую вероятность отвергнуть ложную гипотезу при одинаковой с W_0^1 вероятности ошибки первого рода. Если W_0^2 мощнее любого другого критерия, имеющего уровень значимости α , то W_0^2 называют *наиболее мощным критерием*.

Гипотеза, однозначно определяющая вероятностное распределение, называется *простой*. В противном случае гипотезу называют *сложной*. Например, гипотеза о симметричности и однородности игрального кубика проста, так как однозначно определяет вероятности всех исходов при подбрасывании кубика. Гипотеза о том, что ошибка измерений имеет нормальный закон распределения, является сложной, так как при разных значениях параметров получаются разные нормальные законы распределения.

Простая параметрическая гипотеза против простой альтернативы может быть описана указанием одной точки θ_0 в ω и одной точки θ_1 в $\Omega \setminus \omega$.

Пусть необходимо проверить гипотезу $H_0: \theta = \theta_0$ против альтернативы $H_1: \theta = \theta_1$.

Для определенности рассмотрим непрерывную случайную величину X с функцией плотности вероятности $f(x, \theta)$, где параметр θ неизвестен. Если наблюдения независимы, то выборочная точка \vec{X} , будучи многомерной случайной величиной, имеет функцию плотности вероятности $f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = f(x_1, \theta) \cdot f(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n, \theta)$.

Согласно сформулированным требованиям относительно ошибок первого и второго рода, критическую область следует выбрать так, чтобы при заданном α вероятность

$$P(\vec{X} \in W_0/\theta_0) = \int \dots \int_{W_0} f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_0) dx_1, \dots, dx_n = \alpha \quad (15.1)$$

и при этом вероятность

$$P(\bar{X} \in W_0/\theta_1) = \int_{W_0} \dots \int f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_1) dx_1, \dots, dx_n \quad (15.2)$$

была наибольшей.

Такую задачу впервые решили в 1933 г. Ю. Нейман и Э. Пирсон и полученный ими результат носит их имя. Для формулировки этого результата понадобится понятие *абсолютной непрерывности* функций, которое состоит в том, что в каждой точке функции или обе равны нулю, или обе нулю не равны.

Лемма Неймана–Пирсона. Если $f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_0)$ и $f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_1)$ взаимно абсолютно непрерывны, то для любого α ($0 < \alpha < 1$) можно указать такое $C > 0$, что точки выборочного пространства, в которых

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_1) \geq C f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_0),$$

образуют критическую область W_0 , для которой $P(\bar{X} \in W_0/\theta_0) = \alpha$. При этом W_0 будет наиболее мощным критерием для проверки гипотезы H_0 против альтернативы H_1 .

К этому результату приводят простые качественные соображения. Если все выборки расставить в порядке возрастания отношения

$$\frac{f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_1)}{f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta_0)}, \quad (15.3)$$

то в первую очередь в критическую область следует включать выборки, для которых отношение (14.7) наиболее велико. Именно такие выборочные точки в интеграл (15.1) будут внести наименьший вклад, а в интеграл (15.2) относительно наибольший. Отбор этих точек следует производить до тех пор, пока не наберется множество W_0 , для которого выполняется равенство (15.1). Величина отношения (15.3) для последней, включенной в W_0 , точки и укажет постоянную C .

ПРИМЕР 15.1. Изготовитель утверждает, что в данной большой партии изделий только 10% изделий низкого сорта. Было отобрано наугад пять изделий и среди них оказалось три изделия низкого сорта. С помощью леммы Неймана–Пирсона

построить критерий и проверить гипотезу о том, что процент изделий низкого сорта действительно равен 10 ($p_0 = 0,1$) против альтернативы, что процент низкосортных изделий больше 10 ($p_1 > p_0$). Вероятность ошибки первого рода выбрать 0,01. Какова вероятность ошибки второго рода, если $p_1 = 0,6$?

◁ Согласно проверяемой гипотезе $p_0 = 0,1$ при альтернативном значении $p_1 > p_0$. По лемме Неймана–Пирсона в критическую область следует включить те значения k , для которых

$$\frac{P_5(k/p_1)}{P_5(k/p_0)} = \frac{C_5^k (p_1)^k (1-p_1)^{5-k}}{C_5^k (p_0)^k (1-p_0)^{5-k}} \geq C,$$

где C — некоторая постоянная.

После сокращения на C_5^k неравенство приводится к виду

$$(p_1/p_0)^k [(1-p_1)/(1-p_0)]^{5-k} \geq C.$$

Прологарифмируем обе части неравенства

$$k \ln(p_1/p_0) + (5-k) \ln[(1-p_1)/(1-p_0)] \geq \ln C$$

или

$$k [\ln(p_1/p_0) - \ln[(1-p_1)/(1-p_0)]] \geq \ln C - 5 \ln[(1-p_1)/(1-p_0)].$$

Так как $p_1/p_0 > 1$, а $(1-p_1)/(1-p_0) < 1$, то выражение в скобке неотрицательно. Поэтому

$$k \geq \frac{\ln C - 5 \ln[(1-p_1)/(1-p_0)]}{\ln(p_1/p_0) - \ln[(1-p_1)/(1-p_0)]} = k_1.$$

Значит, в критическую область следует включить те из значений $\{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$, которые больше некоторого k_1 , зависящего от уровня значимости (от вероятности ошибки первого рода). Для определения k_1 , в предположении, что гипотеза верна, вычисляем вероятности:

$$P_5(5) = C_5^5 (0,1)^5 \cdot (0,9)^0 = 0,00001,$$

$$P_5(4) = C_5^4 (0,1)^4 \cdot (0,9)^1 = 0,00045,$$

$$P_5(3) = C_5^3 (0,1)^3 \cdot (0,9)^2 = 0,0081,$$

$$P_5(2) = C_5^2 (0,1)^2 \cdot (0,9)^3 = 0,0729.$$

Если к критической области отнести значения $\{3, 4, 5\}$, то вероятность ошибки первого рода будет равна

$$\alpha = 0,00001 + 0,00045 + 0,0081 = 0,00856 < 0,01.$$

В условиях задачи оказалось, что среди пяти проверенных три изделия бракованных. Значение $k = 3$ входит в критическую область. Гипотезу $p_0 = 0,1$ отвергаем в пользу альтернативы. Вероятность ошибочности такого вывода меньше $0,01$. Вероятностью ошибки второго рода называется вероятность принять ложную гипотезу. Гипотеза $p_0 = 0,1$ будет принята при $k = 0, 1, 2$. Если вероятность изготовления бракованного изделия на самом деле равна $p_1 = 0,6$, то вероятность принять ложную гипотезу $p_0 = 0,1$ составляет

$$\begin{aligned} C_5^0(0,6)^0 \cdot (0,4)^5 + C_5^1(0,6)^1 \cdot (0,4)^4 + C_5^2(0,6)^2 \cdot (0,4)^3 = \\ = 0,31744 \approx 1/3. \end{aligned}$$

Вероятность ошибки второго рода велика потому, что критерий построен на скудном статистическом материале (всего пять наблюдений!). \triangleleft

Замечание. В рассмотренной задаче имели дело с дискретной случайной величиной и не оказалось такого целого k_1 , при котором $P(k \geq k_1) = \alpha = 0,01$. Пришлось сформировать критерий с уровнем значимости несколько меньшим.

Если по каким-либо причинам нужен критерий с вероятностью ошибки первого рода в точности равной α , то можно поступить следующим образом. В нашем случае критическая область имеет вид $k \geq k_1$, причем существует такое $k_1 = 2$, что $P(k \geq k_1) = \alpha_1 > \alpha > \alpha_2 = P(k \geq k_1 + 1)$. От вероятности $P(k = k_1)$ «отщепим» небольшую часть, чтобы она в сумме с вероятностью $P(k \geq k_1 + 1)$ равнялась α . Эту недостающую часть вероятности обозначим через μ и выберем равной $\mu = (\alpha - \alpha_2)/(\alpha_1 - \alpha_2)$. Тогда вероятность отвергнуть гипотезу будет равна

$$\alpha_2 + \mu(\alpha_1 - \alpha_2) = \alpha_2 + \frac{\alpha - \alpha_2}{\alpha_1 - \alpha_2} (\alpha_1 - \alpha_2) = \alpha,$$

если при наблюдении значения k_1 подбрасывать несимметричную монету, у которой вероятность выпадения герба равна μ ,

и при выпадении герба гипотезу отвергать. Если же герб не выпадет, то гипотеза принимается.

Такой критерий называют *рандомизованным* критерием (от английского слова random — случайный). С помощью случайных чисел можно смоделировать подбрасывание указанной монеты, не прибегая к эксперименту в натуре.

ПРИМЕР 15.2. Известно, что при тщательном перемешивании теста изюмины распределяются в нем примерно по закону Пуассона, т. е. вероятность наличия в булочке k изюмин равна приблизительно $\lambda^k e^{-\lambda}/k!$, где λ — среднее число изюмин, приходящихся на булочку. При выпечке булочек полагается по стандарту на 1000 булочек 9000 изюмин. Имеется подозрение, что в тесто засыпали изюмин меньше, чем требуется по стандарту. Для проверки выбирается одна булочка и пересчитываются изюмины в ней. Построить критерий для проверки гипотезы о том, что $\lambda_0 = 9$ против альтернативы $\lambda_1 < \lambda_0$. Вероятность ошибки первого рода взять приблизительно $0,02$. \triangleleft Для проверки гипотезы $\lambda_0 = 9$ против альтернативы $\lambda_1 < \lambda_0$ по лемме Неймана–Пирсона в критическую область следует включить те значения k , для которых

$$\frac{\lambda_1^k \exp(-\lambda_1)/k!}{\lambda_0^k \exp(-\lambda_0)/k!} \geq C,$$

где C — некоторая постоянная. Тогда $(\lambda_1/\lambda_0)^k \exp(\lambda_0 - \lambda_1) \geq C$. Логарифмирование этого неравенства приводит к неравенству $k \ln(\lambda_1/\lambda_0) + \lambda_0 - \lambda_1 \geq \ln C$. Так как $\lambda_1/\lambda_0 < 1$, то $\ln(\lambda_1/\lambda_0) < 0$ и $k \leq (\ln C + \lambda_1 - \lambda_0)/\ln(\lambda_1/\lambda_0) = k_1$. Итак, в критическую область следует включить значения $\{0, 1, 2, \dots, k_1\}$, где значение k_1 зависит от ошибки первого рода. При $\lambda_0 = 9$ по формуле Пуассона получаем вероятности

$$P(0) = 0,000129,$$

$$P(1) = 0,001111,$$

$$P(2) = 0,004998,$$

$$P(3) = 0,014996,$$

$$P(4) = 0,033735.$$

Отсюда следует, что если включить в критическую область значения для числа изюмин $k = 0, 1, 2, 3$, то вероятность ошибки первого рода будет равна

$$0,000129 + 0,001111 + 0,004998 + 0,014996 = 0,021228.$$

Итак, если изюмин в булке окажется три или меньше, то гипотезу следует отвергнуть в пользу ее альтернативы. Заметим, что при добавлении в критическую область значения $k = 4$ вероятность ошибки первого рода останется достаточно малой $\approx 0,05$. \triangleright

ПРИМЕР 15.3. Время безотказной работы некоторого прибора X имеет функцию плотности вероятности $f(x, \lambda) = \lambda e^{-\lambda x}$, $x \geq 0$. В отношении параметра λ есть гипотеза $H_0: \lambda = \lambda_0$ против альтернативы $H_1: \lambda = \lambda_1 < \lambda_0$. Построить критерий проверки этой гипотезы по наблюдению времени безотказной работы одного прибора.

\triangleleft Согласно лемме Неймана–Пирсона в критическую область следует отнести значения случайной величины X , для которых

$$\lambda_1 \exp\{-\lambda_1 x\} \geq C \cdot \lambda_0 \exp\{-\lambda_0 x\},$$

откуда

$$\ln \lambda_1 - \lambda_1 x \geq \ln C + \ln \lambda_0 - \lambda_0 x$$

или

$$(\lambda_0 - \lambda_1)x \geq \ln C + \ln \frac{\lambda_0}{\lambda_1}. \quad (15.4)$$

Так как по условию $\lambda_1 < \lambda_0$, то после деления обеих частей неравенства (15.4) на $\lambda_0 - \lambda_1$ приходим к выводу, что критическая область имеет вид $X \geq x_0$, где x_0 — некоторая постоянная величина.

Зададим вероятность ошибки первого рода α . Нужно найти такое x_0 , чтобы

$$\begin{aligned} P(X \geq x_0) &= \int_{x_0}^{\infty} \lambda_0 \cdot \exp\{-\lambda_0 x\} dx = -\exp\{-\lambda_0 x\} \Big|_{x_0}^{\infty} = \\ &= \exp\{-\lambda_0 x_0\} = \alpha. \end{aligned}$$

Тогда

$$-\lambda_0 x_0 = \ln \alpha, \quad x_0 = -\frac{1}{\lambda_0} \ln \alpha$$

и критическую область составляют значения X из $\left[-\frac{1}{\lambda_0} \ln \alpha, \infty\right]$. Если прибор выйдет из строя за время, равное или большее $-\frac{1}{\lambda_0} \ln \alpha$, то гипотезу $H_0: \lambda = \lambda_0$ следует отвергнуть в пользу альтернативной гипотезы. \triangleright

ПРИМЕР 15.4. Случайная величина X имеет нормальный закон распределения $N(m; \sigma^2)$, причем значение дисперсии σ^2 известно. Получены X_1, X_2, \dots, X_n — результаты n независимых наблюдений случайной величины. Построить критерий для проверки гипотезы $H_0: m = m_0$ против альтернативы $H_1: m = m_1 < m_0$, полагая вероятность ошибки первого рода $\alpha = 0,05$.

\triangleleft Так как наблюдения независимы, то n -мерная случайная величина (X_1, X_2, \dots, X_n) имеет плотность вероятности, равную произведению плотностей вероятности своих компонент:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right)^n \cdot \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m)^2}{2\sigma^2}\right).$$

Поэтому по лемме Неймана–Пирсона к критической области должны быть отнесены те выборки, для которых

$$\begin{aligned} \frac{f(x_1, x_2, \dots, x - n, m_1)}{f(x_1, x_2, \dots, x_n, m_0)} &= \\ &= \exp\left(\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_0)^2}{2\sigma^2} - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_1)^2}{2\sigma^2}\right) \geq C. \end{aligned}$$

После логарифмирования неравенства получаем

$$\sum_{i=1}^n (x_i - m_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - m_1)^2 \geq 2\sigma^2 \ln C = C_1,$$

откуда

$$2(m_1 - m_0) \sum_{i=1}^n x_i \geq C_1 + n(m_1^2 - m_0^2) = C_2.$$

Так как по условию $m_1 < m_0$, то

$$\sum_{i=1}^n x_i \leq \frac{C_2}{2(m_1 - m_0)} = C_3.$$

Итак, в критическую область следует включать выборки, для которых $\sum_{i=1}^n x_i \leq C_3$.

Свяжем значение C_3 с величиной ошибки первого рода. Так как нормальный закон устойчив, то сумма $\sum_{i=1}^n x_i$ имеет тоже нормальный закон распределения $N(nm; n\sigma^2)$. Если гипотеза $H_0: m = m_0$ верна, то значение C_3 можно найти из условия

$$\begin{aligned} P(-\infty < \sum_{i=1}^n x_i < C_3) &= \\ &= \Phi_0\left(\frac{C_3 - nm_0}{\sigma\sqrt{n}}\right) - \Phi_0\left(\frac{-\infty - nm_0}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \alpha = 0,05. \end{aligned}$$

Отсюда $\Phi_0\left(\frac{C_3 - nm_0}{\sigma\sqrt{n}}\right) = 0,05 - \frac{1}{2} < 0$. Это означает, что аргумент функции Лапласа Φ_0 отрицателен. В силу нечетности функции Лапласа имеем

$$\Phi_0\left(\frac{nm_0 - C_3}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \frac{1}{2} - 0,05 = 0,45.$$

По таблице функции Лапласа находим, что $\Phi_0(1,65) = 0,45$. Поэтому

$$\frac{nm_0 - C_3}{\sigma\sqrt{n}} = 1,65.$$

Значит, $C_3 = nm_0 - 1,65\sigma\sqrt{n}$. Итак, если сумма $\sum_{i=1}^n x_i$ окажется меньше величины $nm_0 - 1,65\sigma\sqrt{n}$, то гипотезу H_0 следует отвергнуть в пользу альтернативной гипотезы H_1 . \triangleright

ПРИМЕР 15.5. Количество первосортных изделий в крупной партии не должно быть менее 90%. Для проверки выбрали наугад 100 изделий. Среди них оказалось только 87 изделий первого сорта. Можно ли считать при вероятности ошибки первого рода равной 0,05, что в данной партии менее 90% первосортных изделий?

\triangleleft Построим критическую область для проверки гипотезы $H_0: p = p_0 = 0,9$ против альтернативы $H_1: p = p_1 < 0,9$ и посмотрим, попадает ли значение 87 в критическую область. Из леммы Неймана–Пирсона следует (см. рассуждения в задаче 15.1 только с учетом неравенства $p_1 < p_0$), что существуют такое k_0 , что меньшее или равное k_0 число первосортных изделий следует отнести к критической области. Так как независимых опытов проделано много ($n = 100$), то можно воспользоваться интегральной теоремой Муавра–Лапласа (см. следствия из центральной предельной теоремы), согласно которой

$$\begin{aligned} P_{100}(0 \leq k \leq k_0) &= \\ &= \Phi_0\left(\frac{k_0 - 100 \cdot 0,9}{\sqrt{100 \cdot 0,9 \cdot 0,1}}\right) - \Phi_0\left(\frac{0 - 100 \cdot 0,9}{\sqrt{100 \cdot 0,9 \cdot 0,1}}\right) = 0,05. \end{aligned}$$

Откуда, с учетом нечетности функции Лапласа, имеем

$$\Phi_0\left(\frac{k_0 - 90}{3}\right) + 0,5 = 0,05$$

или $\Phi_0\left(\frac{90 - k_0}{3}\right) = 0,45$. Из таблицы функции Лапласа (см. приложение, табл. 2) находим, что $\Phi_0(1,65) = 0,45$. Поэтому $\frac{90 - k_0}{3} = 1,65$ и $k_0 = 90 - 3 \cdot 1,65$. Так как k_0 — целое число, то $k_0 = 85$. Итак, критическую область для проверки нулевой гипотезы составляют значения $k \in [0; 85]$. Число 87 в критическую область не попадает. Нет оснований сомневаться в том, что в данной партии не менее 90% первосортных изделий. Наличие в выборке менее 90% первосортных изделий можно объяснить случайностями выборки. \triangleright

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Разработчик утверждает, что в среднем из каждых трех ракет две попадают в цель. Для проверки предполагается произвести пуски шести ракет. Для вероятности ошибки первого рода $\alpha = 0,02$ найдите критические значения числа попаданий для проверки гипотезы о том, что вероятность попадания в цель $p = p_0 = 2/3$ ($H_0: p_0 = 2/3$) против альтернативы $H_1: p = p_1 < p_0$.

2. Случайная величина X имеет нормальный закон распределения $N(m, \sigma^2)$. Значение дисперсии σ^2 известно. Постройте критическую область для проверки всего по одному

наблюдению над случайной величиной гипотезы $H_0: m = m_0$ против альтернативы $H_1: m = m_1 > m_0$. Вероятность ошибки первого рода возьмите равную α .

3. Количество бракованных изделий в партии не должно превышать 5%. В результате контроля 100 изделий обнаружено было шесть бракованных. Можно ли считать, что процент брака в этой партии превосходит допустимый при вероятности ошибки первого рода, равной 0,01?

4. Устроители лотереи утверждают, что каждый третий билет выигрышный. Некто приобрел 13 билетов и из них выиграл только один. Есть ли основания этому участнику лотереи сетовать на свою особую невезучесть, или стоит усомниться в правдивости устроителей лотереи?

(Указание. При вероятности ошибки первого рода, например, равной $\alpha = 0,04$ проверьте гипотезу о том, что вероятность выигрыша $p = p_0 = 1/3$, против альтернативы, что $p = p_1 < 1/3$.)

5. Большая партия изделий может содержать некоторую долю изделий со скрытым дефектом. Поставщик утверждает, что эта доля равна 5%; покупатель полагает, что эта доля — 10%. Поставщик и покупатель договорились: из партии случайным образом отбирается и проверяется 10 изделий; партия принимается на условиях поставщика, если при проверке обнаружится не более одного дефектного изделия. В противном случае партия принимается на условиях покупателя. Каковы в этом случае вероятности ошибок первого и второго рода?

Ответы:

1. $W_0 = \{0, 1\}$.
2. Критическая область $W_0 = \{m_0 + t\sigma, \infty\}$, где функция Лапласа $\Phi_0(t) = 1/2 - \alpha$.
3. Нет.
4. Следует усомниться в правдивости организаторов лотереи. Вероятность ошибочности такого вывода менее 0,04.
5. $\alpha \approx 0,086$, $\beta \approx 0,736$.

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О РАВЕНСТВЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ ОЖИДАНИЙ. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О РАВЕНСТВЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ДРУГИЕ КРИТЕРИИ ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗ

§ 16.1. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О РАВЕНСТВЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ ОЖИДАНИЙ

Пусть проделано две серии наблюдений. Большой практический интерес представляет следующий вопрос: можно ли по результатам наблюдений заключить, что наблюдалась одна и та же случайная величина? В такой общей постановке вопроса речь идет о совпадении законов распределения двух наблюдаемых случайных величин. Можно поставить более простые вопросы лишь о равенстве числовых характеристик, в первую очередь о равенстве математических ожиданий этих величин.

Такие вопросы возникают, например, если производится две серии измерений некоторой физической величины в разных лабораториях, на разных приборах. При измерениях неизбежны ошибки, поэтому средние арифметические по каждой из серий наблюдений не совпадают. Можно ли эти расхождения объяснить ошибками измерений, или они говорят о том, что измерялись разные величины?

Подобные же проблемы возникают при выборочном контроле качества, когда время от времени выбирают часть произведенных изделий и обследуют. Результаты обследований каждый раз разные. Можно ли расхождения объяснить случайностями отбора, или они говорят о нарушении технологического режима с течением времени?

Пусть над случайной величиной X проделано n независимых наблюдений, в которых получены результаты X_1, X_2, \dots, X_n , а над величиной Y проделано m независимых наблюдений

и получены значения Y_1, Y_2, \dots, Y_m . Предположим, что известны дисперсии $D(X) = \sigma_1^2$ и $D(Y) = \sigma_2^2$, но неизвестны математические ожидания $M(X) = a_1$ и $M(Y) = a_2$. Пусть, кроме того, каждая серия состоит из достаточно большого числа наблюдений (хотя бы несколько десятков в каждой серии). Построим критерий для проверки по результатам наблюдений гипотезы о том, что $a_1 = a_2$.

Предположим, что гипотеза верна. Так как серии опытов достаточно велики, то для средних арифметических имеем приближенные равенства $\bar{X} \approx a_1$ и $\bar{Y} \approx a_2$. Если гипотеза верна, то $\bar{X} \approx \bar{Y}$ и величина $|\bar{X} - \bar{Y}|$ должна быть относительно малой. Напротив, большие значения этой величины плохо согласуются с гипотезой. Поэтому критическую область составят те серии наблюдений, для которых $|\bar{X} - \bar{Y}| \geq C$, где C — некоторая постоянная величина.

Свяжем эту постоянную C с уровнем значимости β . Согласно центральной предельной теореме каждая из величин \bar{X} и \bar{Y} распределена приблизительно нормально, как сумма большого числа одинаково распределенных независимых случайных величин с ограниченными дисперсиями. С учетом того, что $M(\bar{X}) = M(X)$ и $D(\bar{X}) = D(X)/n$, можно утверждать, что \bar{X} имеет распределение $N(a_1; \sigma_1^2/n)$, а \bar{Y} — распределение $N(a_2; \sigma_2^2/m)$. Из факта устойчивости нормального закона распределения можно заключить, что при верной гипотезе $\bar{X} - \bar{Y}$ — тоже имеет нормальный закон распределения с параметрами $M(\bar{X} - \bar{Y}) = a_1 - a_2 = 0$ и $D(\bar{X} - \bar{Y}) = \sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m$.

Запишем для нормального закона распределения $N(0; \sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m)$ стандартную формулу (7.1):

$$P(|\bar{X} - \bar{Y} - 0| < \varepsilon) = 2\Phi_0\left(\frac{\varepsilon}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}}\right)$$

или

$$P(|\bar{X} - \bar{Y}| \geq \varepsilon) = 1 - 2\Phi_0\left(\frac{\varepsilon}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}}\right). \quad (16.1)$$

По заданному β из таблицы функции Лапласа $\Phi_0(x)$ (см. приложение, табл. 2) найдем такое t_β , чтобы $1 - 2\Phi_0(t_\beta) =$

$= \beta$ или $\Phi_0(t_\beta) = (1 - \beta)/2$. Тогда при $\varepsilon = t_\beta \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}$. Правая часть равенства (16.1) будет равна β . Поэтому при уровне значимости β критическую область для проверки гипотезы о равенстве двух математических ожиданий составят те серии наблюдений, для которых

$$|\bar{X} - \bar{Y}| \geq t_\beta \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}. \quad (16.2)$$

Замечание. Критерий (16.2) можно использовать и при небольшом числе наблюдений в каждой серии, но только при условии, что X и Y имеют нормальные законы распределения с известными дисперсиями. В этом случае нормальность распределения средних арифметических результатов наблюдений следует не из центральной предельной теоремы, а из факта устойчивости нормального закона распределения (сумма независимых нормально распределенных величин тоже имеет нормальный закон распределения).

ПРИМЕР 16.1. Среднее арифметическое результатов 25 независимых измерений некоторой постоянной величины равно 90,1. В другой серии из 20 независимых измерений получено среднее арифметическое, равное 89,5. Дисперсия ошибок измерения в обоих случаях одинакова и равна $\sigma^2 = 1,2$ ($\sigma \approx 1,1$). Можно ли считать, что измерялась одна и та же величина?

◁ Выдвигаем гипотезу, что в каждой из серий измерялась одна и та же постоянная величина. Зададимся, например, уровнем значимости $\beta = 0,01$. По таблице значений функции Лапласа (см. приложение, табл. 2) находим, что $\Phi_0(2,58) = \frac{1-0,01}{2}$. Тогда критическая область для проверки гипотезы определяется неравенством $|\bar{X} - \bar{Y}| \geq 2,58 \cdot 1,1 \cdot \sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{20}} = 0,85$. Так как в нашем случае $\bar{X} - \bar{Y} = 90,1 - 89,5 = 0,6 < 0,85$, то сомневаться в том, что измерялась одна и та же постоянная величина, оснований нет. Расхождения в значениях средних арифметических можно объяснить ошибками измерений. ▷

§ 16.2. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О РАВЕНСТВЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

При статистическом анализе в схеме независимых опытов (схеме Бернулли) обычно приходится решать одну из двух близких по сути задач: сравнение вероятности появления события в одном испытании с заданным значением вероятности p_0 ; сравнение вероятностей появления события в двух сериях независимых опытов.

Первая задача рассматривалась в занятии № 15 (см. пример 15.1). Обратимся ко второй задаче.

Пусть некоторое событие A в серии из n_1 независимых опытов произошло k_1 раз, а в серии из n_2 независимых опытов это событие появилось k_2 раза. Пусть каждая серия состоит из достаточно большого числа опытов (хотя бы несколько десятков опытов в каждой серии). Требуется проверить гипотезу о том, что вероятность появления события в каждой серии одинакова и равна p .

Если частоты появления события $\frac{k_1}{n_1}$ и $\frac{k_2}{n_2}$ в этих сериях не принимают значений близких к 0 или 1, то по центральной предельной теореме частоты имеют близкие к нормальному законы распределения: $N\left(p; \frac{p(1-p)}{n_1}\right)$ и $N\left(p; \frac{p(1-p)}{n_2}\right)$ соответственно. Поэтому в силу устойчивости нормального закона распределения разность частот $\frac{k_1}{n_1} - \frac{k_2}{n_2}$ имеет закон распределения $N\left(0; p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\right)$.

Заметим, что большие различия в частотах появления события свидетельствуют против гипотезы. Поэтому к критическим следует отнести те серии наблюдений, для которых $\left|\frac{k_1}{n_1} - \frac{k_2}{n_2}\right| > C$, где C — некоторая положительная постоянная. Если уровень значимости выбрать равным α , то постоянная C определяется из равенства

$$P\left(\left|\frac{k_1}{n_1} - \frac{k_2}{n_2}\right| > C\right) = 1 - 2\Phi_0\left(\frac{C}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}\right) = \alpha.$$

Если по таблице функции Лапласа найти t_α такое, чтобы $1 - 2\Phi_0(t_\alpha) = \alpha$, то к критическим следует отнести те серии

наблюдений, в которых модуль разности частот больше величины $t_\alpha \sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$. В последнем равенстве в качестве оценки неизвестной вероятности p можно взять величину $\bar{p} = \frac{k_1 + k_2}{n_1 + n_2}$.

ПРИМЕР 16.2. В 225 независимых опытах событие A появилось 78 раз. В контрольной серии из 64 независимых опытов было зарегистрировано 12 появлений события. Можно ли считать, что вероятность события A одинакова в обеих сериях опытов при уровне значимости $\alpha = 0,02$?

◁ По таблице функции Лапласа (см. приложение, табл. 2) находим, что $1 - 2\Phi_0(2,06) = 0,02$. Оценкой неизвестной вероятности в предположении, что гипотеза о равенстве вероятностей верна, может служить величина $\bar{p} = \frac{78+12}{225+64} = 0,31$. Поэтому критическую область составят те серии опытов, в которых модуль разности частот превысит величину $2,06 \cdot \sqrt{0,31 \cdot 0,69 \cdot \left(\frac{1}{225} + \frac{1}{64}\right)} = 0,135$. Реальная разность частот равна $\frac{78}{225} - \frac{12}{64} = 0,09 < 0,135$. Предположение о равенстве вероятностей не противоречит опытным данным. ▷

§ 16.3. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О ЗНАЧЕНИИ МЕДИАНЫ

Пусть X непрерывная случайная величина, а m — значение ее медианы, т. е. $P(X \leq m) = P(X \geq m) = 1/2$. Проведено n независимых наблюдений над случайной величиной. Можно ли считать по их результатам X_1, X_2, \dots, X_n , что значение медианы равно m_0 против альтернативы, что значение медианы равно m_1 (для определенности пусть $m_1 < m_0$)?

Предположим, что значение m действительно равно m_0 (т. е. верна нулевая гипотеза $H: m = m_0$) и рассмотрим последовательность величин $X_1 - m_0, X_2 - m_0, \dots, X_n - m_0$.

Если гипотеза верна, то $P(X - m_0 \geq 0) = P(X - m_0 \leq 0) = 1/2$. Подсчитаем число положительных разностей $X - m_0$ в нашей выборке и обозначим его через S .

Величину S можно представить в виде $S = \sum_{i=1}^n I(x_i - m_0)$, где $I(x) = 1$ при $x > 0$ и $I(x) = 0$ при $x < 0$. Заметим, что случайная величина $I(x)$ принимает два значения 0 и 1 с вероятностями $p = 1/2$ каждое, если гипотеза верна.

Поэтому при верной нулевой гипотезе величина S имеет биномиальное распределение:

$$P(S = k) = C_n^k \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{n-k} = C_n^k \left(\frac{1}{2}\right)^n.$$

Очевидно, что при медиане, равной $m_1 < m_0$, вероятность $P(X > m_0) = p_1 < 1/2$. В итоге задача сводится к проверке гипотезы $H_0: p = p_0 = 1/2$ против альтернативы $H_1: p = p_1 < 1/2$.

Согласно лемме Неймана–Пирсона существует такая постоянная величина C , что значения k , для которых

$$\frac{C_n^k p_1^k (1-p_1)^{n-k}}{C_n^k p_0^k (1-p_0)^{n-k}} \geq C,$$

образуют критическую область наиболее мощного критерия. Так же, как и в примере 15.1, легко показать, что в критическую область следует относить, в первую очередь, самые маленькие значения k . Остается только найти такое k , для которого $\sum_{i=1}^k C_n^i (1/2)^n \leq \alpha$, где α — вероятность ошибки первого рода.

ПРИМЕР 16.3. По результатам независимых наблюдений случайной величины $X_1 = 3,05$; $X_2 = 2,9$; $X_3 = 3,4$; $X_4 = 2,3$; $X_5 = 4,7$; $X_6 = 3,27$; $X_7 = 2,35$; $X_8 = 1,54$; $X_9 = 4,1$; $X_{10} = 2,8$; $X_{11} = 3,9$; $X_{12} = 1,8$ исследователь в отношении медианы m отверг гипотезу $H_0: m = m_0 = 3,5$ и принял альтернативную гипотезу $H_1: m = m_1 < 3,5$. Какова вероятность ошибки первого рода при таком выводе?

◁ Ошибка первого рода совершается, когда отвергается верная гипотеза. Предположим, что нулевая гипотеза верна и медиана m действительно равна 3,5. Только в трех наблюдениях результаты превосходят 3,5. Как было показано, при альтернативе $m = m_1 < 3,5$ в критическую область следует включать в первую очередь малые значения k . Значение $k = 3$ было отнесено исследователем к критической области. В предположении, что гипотеза верна имеем:

$$P_{12}(0) = C_{12}^0 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{12} = \frac{1}{4096}; \quad P_{12}(1) = C_{12}^1 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{12} = \frac{12}{4096};$$

$$P_{12}(2) = C_{12}^2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{12} = \frac{66}{4096}; \quad P_{12}(3) = C_{12}^3 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{12} = \frac{220}{4096}.$$

Откуда $\sum_{k=0}^3 C_{12}^k \left(\frac{1}{2}\right)^{12} = \frac{299}{4096} \approx 0,07$. ▷

ПРИМЕРЫ (для самостоятельного решения).

1. Для сравнения точности двух манометров было произведено каждым из них несколько измерений давления в камере промышленной установки. По результатам 36 независимых измерений первым манометром были получены оценки $\bar{X}_1 = 15,43$ и $s_1^2 = 0,2$. Результаты 25 независимых измерений вторым манометром дали оценки $\bar{X}_2 = 15,30$ и $s_2^2 = 0,15$. При уровне значимости $\alpha = 0,05$ можно ли расхождение в средних арифметических объяснить случайными ошибками измерений, или это расхождение говорит о разной юстировке приборов?

2. Произведены независимые наблюдения над случайными величинами, имеющими нормальные законы распределения с одинаковыми дисперсиями, равными 0,16. Наблюдения над первой величиной дали результаты: $X_1 = 15,3$; $X_2 = 14,8$; $X_3 = 15,1$; $X_4 = 15,1$; $X_5 = 15,2$; $X_6 = 15,1$; $X_7 = 15,0$; $X_8 = 15,2$; $X_9 = 15,1$. У второй случайной величины реализовались значения: $Y_1 = 15,2$; $Y_2 = 15,0$; $Y_3 = 15,4$; $Y_4 = 15,2$; $Y_5 = 15,3$; $Y_6 = 15,1$; $Y_7 = 15,2$; $Y_8 = 15,6$; $Y_9 = 15,3$. При уровне значимости $\alpha = 0,05$ можно ли считать, что наблюдаемые случайные величины имеют разные математические ожидания?

3. Каждый из двух стрелков произвел по 100 выстрелов по летающим тарелочкам. Первый стрелок попал 56 раз, второй — 44 раза. При уровне значимости $\alpha = 0,1$ можно ли считать, что стрелки одинаково меткие?

4. Два пресса штампуют детали одного наименования. Из 1000 деталей, изготовленных первым прессом, 92 оказались низкого качества. Из 600 деталей, изготовленных вторым прессом, низкое качество имели 49. При уровне значимости $\alpha = 0,05$ можно ли считать, что доля низкокачественных деталей в продукции этих прессов одинакова?

Ответы:

1. Величина расхождения $15,43 - 15,30 = 0,13$ может быть объяснена случайными ошибками.

2. Расхождения в средних арифметических можно объяснить случайными результатами наблюдений. Утверждать, что наблюдаемые случайные величины имеют непременно разные математические ожидания, нет оснований.

3. Нет.

4. Да.

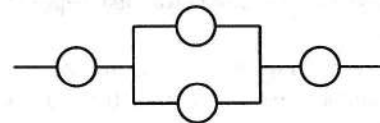
КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА «ВЕРоятности Событий»

Вариант 1

1. Вероятность того, что радиоприемник проработает гарантийный срок без отказов равна 0,9. Какова вероятность того, что из данных пяти радиоприемников три проработают гарантийный срок без отказов?

2. Студент знает 20 из 25 вопросов программы. Студенту наугад предлагается три вопроса. Какова вероятность того, что студент знает только один из предложенных ему вопросов? Какова вероятность того, что студент знает ответы на все три предложенных ему вопроса?

3. Вероятность безотказной работы каждого элемента (надежность) равна 0,9. Из элементов составлен участок цепи, схема которого приведена на рисунке. Какова надежность этого участка цепи?



4. В двух урнах находятся шары отличающиеся только цветом, причем в первой урне 5 белых, 11 черных и 6 красных шаров, а во второй соответственно 10, 8, 6. Из каждой урны извлекли по одному шару. Какова вероятность того, что оба шара одного цвета?

5. Подбрасываются три игральные кости. Какова вероятность того, что на них выпадут разные грани?

Вариант 2

1. Из кошелька вытряхнули на стол пять монет. Какова вероятность того, что три из них упали гербом вверх?

2. Из 20 лотерейных билетов пять выигрышные. Наугад выбрано три билета. Какова вероятность того, что среди них хотя бы один билет выигрышный? Какова вероятность того, что среди них только один билет выигрышный?

3. Вероятность попадания в цель при одном выстреле для первого стрелка равна 0,7, а для второго — 0,8. Оба стрелка дали залп по цели. Какова вероятность того, что попал только один? Какова вероятность поражения цели?

4. Контракт между производителем и заказчиком предусматривает, что из каждой партии изделий в 100 штук выбирается наугад два изделия и проверяется. Если оба изделия годные, то партия принимается. Если оба изделия бракованные, то партия отвергается. Если же одно изделие бракованное, а другое годное, то выбирают наугад еще одно изделие и в зависимости от его годности решают вопрос о приемке или браковке партии. Какова вероятность того, что партия будет принята, если она в действительности содержит три бракованных изделия?

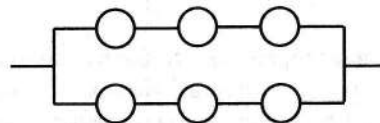
5. Из колоды карт (36 штук) одну за другой выбирают четыре карты. Какова вероятность того, что они все разных мастей?

Вариант 3

1. Из урны, содержащей десять белых и шесть черных шаров, извлекли наугад два шара. Какова вероятность того, что шары одного цвета?

2. Вероятность попадания в цель при одном выстреле для трех стрелков равны соответственно 0,8, 0,7 и 0,6. Стрелки дали залп по цели. Какова вероятность того, что только двое из них попали в цель?

3. Вероятность безотказной работы каждого элемента (надежность) равна 0,9. Из элементов составлен участок цепи, схема которого приведена на рисунке. Какова надежность этого участка цепи?



4. Два теплохода должны разгрузиться в течение суток у одного и того же причала. Время разгрузки каждого теплохода составляет 6 ч. Если прибытие каждого из теплоходов равновозможно в любой момент суток, то какова вероятность, что один из теплоходов будет ожидать освобождения причала?

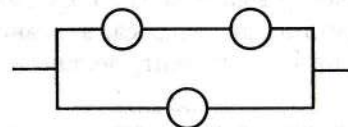
5. Подбрасывают три игральные кости. Какова вероятность того, что они выпадут одинаковыми гранями?

Вариант 4

1. Из урны, содержащей восемь белых, три черных и пять красных шаров, извлекли наугад два шара. Какова вероятность того, что шары одного цвета?

2. Программа экзамена содержит 30 различных вопросов, из которых студент знает только 20. Для успешной сдачи экзамена достаточно ответить правильно на два предложенных вопроса или на один из них и на дополнительный вопрос. Какова вероятность того, что студент успешно сдаст экзамен?

3. Вероятность безотказной работы каждого элемента (надежность) равна 0,9. Из элементов составлен участок цепи, схема которого приведена на рисунке. Какова надежность этого участка цепи?



4. Для каждого из чисел X и Y равновозможно любое значение из отрезка $[0; 2]$. Какова вероятность того, что сумма этих чисел превосходит единицу?

5. Игральный кубик подбрасывают четыре раза. Какова вероятность того, что хотя бы один раз выпадет «шестерка»?

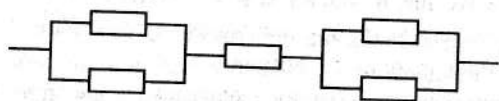
Вариант 5

1. Из урны, в которой лежат шесть белых, четыре черных и два красных шара, наугад выбирают три шара. Какова вероятность того, что выбраны шары одного цвета?

2. Наугад выбираются (выбор повторный) четыре цифры. Какова вероятность того, что получится четырехзначное число? Какова вероятность того, что полученное число делится на пять?

3. В ящике находятся три неисправные лампочки и семь исправных. Лампочки извлекают наугад по одной и проверяют, пока не будет выбрано две исправные лампочки. Какова вероятность того, что придется проверить половину лампочек из ящика?

4. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,8. Из этих элементов составлена система. Какова надежность системы?



5. Игральный кубик подбрасывают четыре раза. Какова вероятность того, что «шестерка» выпадет только один раз?

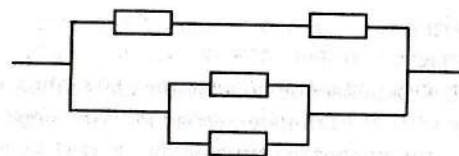
Вариант 6

1. Из колоды карт (36 штук) выбирают карты по одной, пока не будет выбрана карта красной масти. Какова вероятность того, что придется выбрать более трех карт?

2. Студент знает 20 вопросов из 25. Студенту на экзамене предлагают ответить на два вопроса, выбранных наугад. Какова вероятность того, что студенту достанутся выученные им вопросы?

3. Два дуэлянта одновременно стреляют друг в друга. Для каждого вероятность убить противника при выстреле равна 0,2. Какова вероятность того, что дуэль закончится гибелью одного из дуэлянтов?

4. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,8. Из этих элементов составлена система. Какова надежность системы?



5. Монета подбрасывается пять раз. Какова вероятность того, что герб выпадет не менее двух раз?

Вариант 7

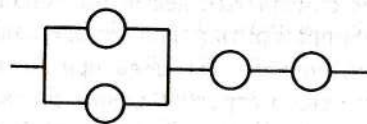
1. Из колоды карт (36 штук) выбирают наугад две карты. Какова вероятность того, что обе они окажутся бубновой масти?

2. Из урны, содержащей три белых и четыре черных шара, извлекают шары по одному без возвращения, пока не будет извлечен белый шар. Какова вероятность того, что придется извлечь четыре шара?

3. Для каждого из чисел X и Y равновозможно любое значение из отрезка $[0; 2]$. Какова вероятность того, что разность $X - Y$ не превосходит единицу?

4. Вероятность рождения мальчика равна 0,5. Какова вероятность того, что в семье, имеющей четыре ребенка, только один мальчик?

5. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,9. Из этих элементов составлена система. Какова надежность системы?

**Вариант 8**

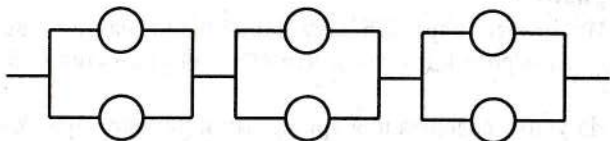
1. Из урны, содержащей три белых и один черный шар, два шара, взятых наугад, поместили во вторую урну, где было два белых и три черных шара. Какова теперь вероятность вынуть белый шар из второй урны?

2. Десять футбольных команд, среди которых два призера предыдущего первенства, по жеребьевке разбиваются на две занумерованных подгруппы по пять команд в каждой.

Какова вероятность того, что в первую подгруппу не попадет ни одного призера?

3. Равновероятно любое положение случайной точки внутри круга радиусом R . Найдите вероятность попадания случайной точки внутрь квадрата, вписанного в этот круг.

4. Вероятность безотказной работы в течение заданного времени (надежность) каждого элемента равна 0,9. Из этих элементов составлена система. Какова надежность системы?



5. Монету подбрасывают четыре раза. Какова вероятность того, что хотя бы один раз выпадет герб?

Вариант 9

1. Из урны, содержащей четыре белых и один черный шар, вынули наугад два шара. Какова теперь вероятность вынуть белый шар из этой урны?

2. Вероятность того, что лотерейный билет окажется выигрышным, равна $1/3$. Какова вероятность того, что из пяти купленных билетов два окажутся выигрышными?

3. Из 20 изделий пять имеют скрытые дефекты. Изделия выбирают наугад по одному и проверяют, пока не будет обнаружено изделие со скрытым дефектом. Какова вероятность того, что придется проверить ровно четыре изделия?

4. Вероятность попадания в цель при выстреле для первого, второго и третьего стрелков равны соответственно 0,3, 0,6 и 0,8. Стрелки одновременно выстрелили в цель. Какова вероятность того, что только двое из них попали в цель?

5. Какова вероятность того, что при подбрасывании двух игральные кубиков выпадет в сумме не более четырех очков?

Вариант 10

1. Вероятность проехать перекресток без остановки у светофора равна 0,5. Автомобилю на своем пути предстоит проехать пять светофоров. Какова вероятность того, что ему придется остановиться у двух светофоров?

2. В урне находится пять белых и два черных шара. Опыт состоит в том, что из урны наугад вынимают один шар, после чего возвращают его в урну. После перемешивания шаров снова извлекают наугад один шар. Найдите вероятность того, что оба раза вынимали шары одного цвета.

3. Равновероятно любое положение случайной точки внутри квадрата со стороной b . Найдите вероятность попадания случайной точки внутрь круга, вписанного в этот квадрат.

4. Каждый из пяти шаров наугад кладут в один из четырех ящиков. Какова вероятность того, что все пять шаров окажутся в одном ящике?

5. Вероятность попасть в цель при выстреле для первого, второго и третьего стрелков равны соответственно 0,3, 0,6 и 0,8. Стрелки одновременно выстрелили в цель. Какова вероятность того, что двое из них промахнулись?

**КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА
«СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ»**

Вариант 1

1. Случайная величина X имеет функцию распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ x^2/16, & \text{при } 0 < x \leq 4, \\ 1, & \text{при } 4 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(1 < X < 2)$, $P(X < 3)$, $P(2 < X)$.

2. Монета подброшена четыре раза. Напишите закон распределения случайной величины, которая равна числу выпавших гербов. Найдите математическое ожидание этой случайной величины.

3. Случайная величина X имеет плотность вероятности

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad (\text{закон распределения Коши}).$$

Найдите плотность распределения случайной величины $Y = 1 - 2X$.

4. Длительность телефонного разговора случайна. Известно, что у данного абонента средняя длительность разговора равна 4 мин, а среднее квадратическое отклонение длительности разговора равно 2 мин. Оцените вероятность того, что длительность 50 разговоров превысит 3 часа.

5. Случайная величина $Y = \max(X_1, X_2)$. Величины X_1 и X_2 независимы и каждая имеет закон распределения $F(x)$ из задачи 1. Найдите закон распределения случайной величины Y и ее математическое ожидание.

Вариант 2

1. Случайная величина X имеет функцию распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ \sqrt{x}/4, & \text{при } 0 < x \leq 16, \\ 1, & \text{при } 16 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(4 < X < 9)$, $P(X < 4)$, $P(1 < X)$.

2. Игральный кубик подбрасывается два раза. Напишите закон распределения случайной величины, равной числу выпавших очков. Найдите математическое ожидание этой случайной величины.

3. Случайная величина X имеет показательный закон распределения с плотностью вероятности $f(x) = \lambda \exp(-\lambda x)$, $x \geq 0$, $\lambda > 0$. Найдите закон распределения случайной величины $Y = X^2$.

4. 45% жителей нашего города поддерживают некоторое мероприятие. Для изучения общественного мнения было опрошено 400 взятых наугад жителей. Какова вероятность того, что более половины из опрошенных выскажутся в поддержку этого мероприятия?

5. Случайная величина $Y = \min(X_1, X_2)$. Величины X_1 и X_2 независимы и каждая имеет закон распределения $F(x)$ из задачи 1. Найдите закон распределения случайной величины Y и ее математическое ожидание.

Вариант 3

1. Случайная величина X имеет функцию распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ x^2/9, & \text{при } 0 < x \leq 3, \\ 1, & \text{при } 3 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(1 < X < 2)$, $P(X < 3)$, $P(2 < X)$.

2. Из десяти лотерейных билетов два выигрышных. Наугад выбрано три билета. Напишите закон распределения числа выигрышных билетов среди трех выбранных.

3. Случайная величина X имеет плотность вероятности

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad (\text{закон распределения Коши}).$$

Найдите плотность распределения случайной величины $Y = 2X + 2$.

4. При дальней радиосвязи 10 процентов сигналов искажаются и принимаются неверно. Найдите вероятность того, что при передаче 50 сигналов ошибок в приеме будет не менее четырех.

5. Случайная величина $Y = \min(X_1, X_2)$. Величины X_1 и X_2 независимы и каждая имеет закон распределения $F(x)$ из задачи 1. Найдите закон распределения случайной величины Y и ее математическое ожидание.

Вариант 4

1. Случайная величина X имеет функцию распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ \sqrt{x}/5, & \text{при } 0 < x \leq 25, \\ 1, & \text{при } 25 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(4 < X < 9)$, $P(X < 4)$, $P(1 < X)$.

2. Монета подбрасывается до первого появления герба. Напишите закон распределения числа подбрасываний монеты.

3. Случайная величина X имеет показательный закон распределения с плотностью вероятности $f(x) = \lambda \exp(-\lambda x)$, $x \geq 0$, $\lambda > 0$. Найдите закон распределения случайной величины $Y = \exp(X)$.

4. Вероятность поражения цели при одном выстреле равна 0,8. Найдите вероятность того, что при 100 выстрелах мишень будет поражена: а) не менее 75 раз; б) не более 80 раз.

5. Случайная величина $Y = \max(X_1, X_2)$. Величины X_1 и X_2 независимы и каждая имеет закон распределения $F(x)$ из задачи 1. Найдите закон распределения случайной величины Y и ее математическое ожидание.

Вариант 5

1. Случайная величина X имеет функцию распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ 2x - x^2, & \text{при } 0 < x \leq 1, \\ 1, & \text{при } 1 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(1/2 < X)$, $P(X < 1/4)$, $P(1/3 < X < 1/2)$.

2. Вероятность попадания в цель при одном выстреле равна $1/4$. Напишите закон распределения случайной величины X , которая равна числу попаданий в цель при четырех выстрелах. Найдите $M(X)$ и $D(X)$.

3. Случайная величина X имеет показательный закон распределения с функцией распределения $F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$, $x \geq 0$, $\lambda > 0$. Найдите закон распределения случайной величины $Y = \sqrt{X}$.

4. Известно, что пять процентов студентов носят очки. На первый курс данного факультета принято 250 студентов. Какова вероятность того, что среди них не менее 15 носят очки?

5. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) в треугольнике с вершинами $A(0, 1)$, $B(2, 1)$ и $C(2, 0)$. Найдите функции плотности вероятности величин X и Y и математические ожидания этих случайных величин.

Вариант 6

1. Случайная величина X имеет функцию распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ \sqrt{x}/2, & \text{при } 0 < x \leq 4, \\ 1, & \text{при } 4 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание этой случайной величины и вероятности: $P(1 < X)$, $P(X < 1/4)$, $P(1/9 < X < 1/4)$.

2. Из десяти изделий четыре имеют скрытые дефекты. Наугад выбрано три изделия. Напишите закон распределения числа изделий со скрытым дефектом среди выбранных.

3. Пусть X — число выпавших гербов при трех подбрасываниях монеты. Найдите математическое ожидание случайной величины

$$Y = X^2.$$

4. Время безотказной работы предохранителя X имеет показательный закон распределения ($F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$, $x \geq 0$, с параметром $\lambda = 0,01$ отказов в час). Перегоревший предохранитель практически мгновенно заменяют новым. Какова вероятность того, что 20 предохранителей хватит на 2200 часов работы?

(Указание. Для показательного закона распределения $M(X) = 1/\lambda$, $D(X) = 1/\lambda^2$.)

5. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) в треугольнике с вершинами $A(0, 0)$, $B(0, 1)$ и $C(2, 1)$. Найдите функции плотности вероятности величин X и Y и математические ожидания этих случайных величин.

Вариант 7

1. Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = \frac{2x}{9}$ при $0 \leq x \leq 3$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Найдите функцию распределения $F(x)$, математическое ожидание, дисперсию и вероятности: $P(X < 2)$, $P(1 < X)$.

2. Стрелок имеет пять патронов и стреляет в цель до первого попадания, пока не кончатся патроны. Вероятность попадания в цель при одном выстреле равна 0,5. Напишите закон распределения случайной величины X , равной числу произведенных выстрелов, и найдите математическое ожидание этой случайной величины.

3. Пусть X — число выпавших гербов при трех подбрасываниях монеты. Найдите закон распределения случайной величины $Y = 4 - X^2$.

4. При дальней радиосвязи из-за помех 0,05 процентов сигналов искажаются и принимаются ошибочно. Найдите вероятность того, что при передаче 100 сигналов ошибок будет не более трех.

5. Игральный кубик подбрасывают 64 раза. Найдите вероятность того, что в сумме выпадет от 220 до 240 очков.

Вариант 8

1. Случайная величина X имеет функцию распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 0, \\ x^2/25, & \text{при } 0 < x \leq 5, \\ 1, & \text{при } 5 < x. \end{cases}$$

Найдите математическое ожидание, дисперсию этой случайной величины и вероятности: $P(1 < X < 4)$, $P(X < 2)$, $P(3 < X)$.

2. Из десяти изделий два имеют скрытые дефекты. Наугад выбрано три изделия. Напишите закон распределения числа изделий со скрытым дефектом среди выбранных.

3. Найдите математическое ожидание и дисперсию случайной величины $Z = 2X - 3Y + 5$, если $M(X) = M(Y) = 2$, $D(X) = 4$, $D(Y) = 1$.

4. Игральный кубик подбрасывают 36 раз. Какова вероятность того, что в сумме выпадет от 110 до 130 очков?

5. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) внутри полукруга $X^2 + Y^2 = R^2$, $0 \leq Y$. Найдите функцию плотности вероятности случайной величины X .

Вариант 9

1. Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = \frac{x}{8}$ при $0 \leq x \leq 4$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Найдите функцию распределения $F(x)$, математическое ожидание, дисперсию и вероятности: $P(1 < X < 5)$, $P(X < 2)$, $P(3 < X)$.

2. Каждый четвертый лотерейный билет выигрывает. Напишите закон распределения случайной величины X , равной числу выигрышных среди четырех купленных билетов. Найдите математическое ожидание этой случайной величины.

3. Случайная величина X имеет плотность вероятности

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$$

(закон распределения Коши). Найдите плотность распределения случайной величины $Y = 2 - 3X$.

4. Какова вероятность того, что среди 100 новорожденных не менее 45 окажутся мальчиками. Вероятность рождения мальчика принять равной 0,5.

5. Каждая из независимых случайных величин X_i равномерно распределена в отрезке $[0; 2]$. Оцените вероятность того, что сумма $\sum_{i=1}^{25} X_i$ примет значение больше 20.

Вариант 10

1. Случайная величина X имеет функцию плотности вероятности $f(x) = 2 - 2x$ при $x \in [0; 1]$ и $f(x) = 0$ при остальных x . Найдите функцию распределения $F(x)$, математическое ожидание, дисперсию и вероятности: $P(0,5 < X)$, $P(X < 1/4)$, $P(1/3 < X < 1/2)$.

2. Напишите закон распределения числа мальчиков в семьях с тремя детьми. Вероятность рождения мальчика принять равной 0,5.

3. Случайная величина X имеет нормальный закон распределения $N(0, \sigma^2)$. Найдите закон распределения случайной величины $Y = X^3$.

4. В крупной партии изделий один процент имеет скрытые дефекты. Оцените вероятность того, что среди 400 взятых наугад изделий окажется не более двух со скрытыми дефектами.

5. Равновозможны все положения случайной точки (X, Y) в треугольнике с вершинами $A(0, 0)$, $B(1, 0)$ и $C(1, 2)$. Найдите функцию плотности вероятности величины X и ее среднее значение.

ЭКЗАМЕНАЦИОННАЯ ПРОГРАММА

1. Предмет теории вероятностей.
2. Пространство элементарных исходов.
3. Алгебра случайных событий.
4. Аксиомы вероятности и их следствия.
5. Классическая вероятностная модель. Элементы комбинаторики.
6. Геометрические вероятности.
7. Теорема сложения вероятностей.
8. Условная вероятность. Теорема умножения вероятностей.
9. Формула полной вероятности.
10. Формула Байеса.
11. Независимые события. Теорема о вероятности суммы независимых случайных событий.
12. Испытания Бернулли. Формула Бернулли.
13. Теорема Пуассона.
14. Простейший поток. Распределение числа событий.
15. Случайные величины. Функция распределения и ее свойства.
16. Дискретные распределения. Ряд распределения и его свойства. Примеры.
17. Непрерывные случайные величины. Плотность вероятностей и ее свойства. Примеры.

18. Математическое ожидание случайной величины.
19. Свойства математического ожидания.
20. Начальные и центральные моменты случайной величины. Дисперсия и ее свойства.
21. Случайные векторы. Функция распределения и ее свойства.
22. Непрерывный случайный вектор. Плотность вероятностей и ее свойства. Примеры.
23. Математическое ожидание случайного вектора. Ковариационная матрица.
24. Коэффициент корреляции и его свойства.
25. Независимые случайные величины и их свойства.
26. Дисперсия суммы случайных величин.
27. Функции от случайных величин и векторов. Нахождение математического ожидания и распределения.
28. Плотность распределения суммы двух независимых случайных величин.
29. Характеристические функции и их свойства.
30. Сходимость последовательности случайных величин по распределению.
31. Закон больших чисел.
32. Усиленный закон больших чисел.
33. Центральная предельная теорема.
34. Предмет математической статистики.
35. Выборочные характеристики случайной величины.
36. Свойства выборочных характеристик.
37. Группирование результатов наблюдений. Гистограмма.
38. Метод моментов. Состоятельность оценок по методу моментов.
39. Метод максимального правдоподобия. Дискретный случай.
40. Метод максимального правдоподобия. Непрерывный случай.

41. Доверительные интервалы в случае больших выборок.
42. Доверительные интервалы в случае нормальных выборок.
43. Распределения «хи-квадрат», Стьюдента и Фишера.
44. Проверка статистических гипотез. Статистика критерия. Критические области. Ошибки первого и второго рода. Уровень значимости.
45. Проверка гипотезы о значении математического ожидания нормальной выборки.
46. Проверка гипотезы о значении дисперсии нормальной выборки.
47. Проверка гипотезы о равенстве дисперсий двух независимых нормальных выборок.
48. Проверка гипотезы о равенстве математических ожиданий двух независимых нормальных выборок.