

**ЭЛЕМЕНТЫ
ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ
И МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ**

- элементы комбинаторики;
- вероятность случайного события, схема случаев;
- основные теоремы теории вероятностей;
- формулы Бернули, Лапласа, Пуассона;
- числовые характеристики дискретной случайной величины;
- числовые характеристики непрерывной случайной величины;
- некоторые законы распределения случайных величин;
- предельные теоремы;
- статистический анализ выборки;
- точечные и интервальные оценки параметров распределения;
- проверка статистических гипотез;
- критерий согласия Пирсона;
- элементы теории корреляции.

Схема изложения материала каждого занятия следующая:

1. Справочный теоретический материал, необходимый для успешного усвоения темы;
2. Разбор типовых задач (с подробным их решением и анализом);
3. Перечень задач для самостоятельного решения;
4. Ответы.

Для контроля полученных знаний предложены две контрольные работы и перечень контрольных вопросов по теории.

В каждом параграфе нумерация формул, таблиц, рисунков и примеров с решениями самостоятельная. Нумерация задач для самостоятельного решения и ответов к ним начинается с указания номера параграфа.

§ 1. ЭЛЕМЕНТЫ КОМБИНАТОРИКИ

1. ОПРЕДЕЛЕНИЯ

Определение 1. *Размещениями* из n различных элементов по m в каждом называются комбинации, составленные из n элементов по m различных элементов, которые отличаются либо составом элементов, либо их порядком.

Число всех возможных размещений из n элементов по m обозначается символом A_n^m (читается: "A из n по m ") и вычисляется по формуле:

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

Определение 2. Перестановками из n различных элементов являются комбинации, состоящие из одних и тех же n элементов и отличающиеся только порядком их расположения.

Число всех возможных перестановок из n элементов обозначается золом P_n (читается: " P из n ") и вычисляется по формуле:

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

Замечание 1. Перестановки из n элементов являются частным случаем размещений из n элементов по n в каждом, то есть справедлива формула:

$$P_n = A_n^n .$$

Определение 3. Сочетаниями из n элементов по m в каждом называются комбинации, составленные из n элементов по m разных элементов, которые отличаются хотя бы одним элементом. При этом порядок расположения элементов не играет роли.

Число всех возможных сочетаний из n элементов по m элементов обозначается символом C_n^m (читается: "С из n по m ") и вычисляется по формуле:

$$C_n^m = \frac{A_n^m}{P_m} = \frac{n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-m+1)}{1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot m},$$

то есть

$$C_n^m = \frac{n!}{m! \cdot (n-m)!}.$$

З а м е ч а н и е 2. Справедливы следующие свойства числа сочетаний:

$$C_n^0 = 1,$$

$$C_n^m = C_n^{n-m} \quad (m = \overline{0; n}),$$

$$C_{n+1}^m = C_n^m + C_n^{m-1} \quad (m = \overline{1; n}),$$

$$C_n^0 + C_n^1 + \dots + C_n^n = 2^n.$$

Определение 4. Размещениями с повторениями из n элементов по m элементов в каждом называются комбинации, составленные из n элементов по m элементов, возможно повторяющиеся, которые отличаются либо составом элементов, либо порядком их расположения.

Число всех возможных размещений с повторениями из n элементов по m элементов обозначается символом \overline{A}_n^m (читается: "A из n по m с чертой") и вычисляется по формуле:

$$\overline{A}_n^m = n^m.$$

Замечание 3. При решении задач полезно знание следующих правил:

Правило суммы. Если объект A может быть выбран из некоторой совокупности объектов m способами, а другой объект B — k способами, то выбрать либо A , либо B можно $m + k$ способами.

Правило умножения. Если объект A может быть выбран из некоторой совокупности объектов m способами и после каждого такого выбора объект B можно выбрать k способами, то пара объектов A и B в указанном порядке может быть выбрана $m \cdot k$ способами.

Задача 1. Студенты изучают 6 различных дисциплин. Если ежедневно в расписание включается по три дисциплины, то сколькоими различными способами могут быть распределены уроки в день?

Решение. Различные комбинации трех дисциплин, выбранных из шести, составляют расписание на один день. При этом они различаются либо составом дисциплин, либо их порядком. Поэтому искомое число определяется формулой числа размещений:

$$A_6^3 = 6 \cdot 5 \cdot 4 = 120.$$

Ответ: 120.

Задача 2. Сколько всего шестизначных четных чисел можно составить из цифр 1; 3; 4; 5; 7 и 9, если в каждом из этих чисел ни одна цифра не повторяется?

Решение. Чтобы число было четным, последняя его цифра (число единиц) должна быть четной. Из заданных цифр только одна четная – 4. Поэтому последней цифрой искомого числа может быть только 4. Остальные пять цифр могут стоять на оставшихся пяти местах в любом порядке. Значит, задача сводится к нахождению числа перестановок из пяти элементов:

$$P_5 = 5! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5 = 120.$$

Следовательно, всего можно составить 120 чисел искомого вида.

Ответ: 120.

Задача 3. Сколько всего шестизначных четных чисел можно составить из цифр 1; 3; 4; 5; 7; 9, если цифры могут повторяться?

Решение. Чтобы число было четным, его последняя цифра (так как это число единиц) должна быть четной. Из заданных цифр только одна удовлетворяет этому условию – 4. Поэтому последней цифрой искомого числа является 4.

Остальные пять цифр искомого числа могут быть любыми из предложенных в задаче, причем могут повторяться.

Значит, задача сводится к нахождению числа размещений с повторениями из шести элементов по пять в каждом:

$$\overline{A}_6^5 = 6^5 = 8376.$$

Следовательно, можно составить 8376 чисел, удовлетворяющих всем требованиям задачи.

Ответ: 8376 чисел.

Задача 4. Сколькими способами читатель может выбрать 3 книги из 10 книг по математике, имеющихся в библиотеке?

Решение. Искомое число способов равно числу сочетаний из 10 книг по три, так как порядок выбора трех книг не имеет значения. Следовательно, находим:

$$C_{10}^3 = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8}{1 \cdot 2 \cdot 3} = 120.$$

Поэтому указанную в условии задачи выборку читатель может осуществить 120 способами.

Ответ: 120.

Задача 5. Сколько трехзначных четных чисел можно составить из цифр 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, если цифры в числе могут повторяться?

Решение. При составлении трехзначного четного числа из данных цифр в качестве первой цифры (числа сотен) можно взять любую цифру, кроме 0. Значит, есть 6 возможностей выбора первой цифры.

В качестве второй цифры (числа десятков) можно выбрать любую из предложенных в задаче цифр. Значит, есть 7 возможностей выбора второй цифры.

В качестве последней цифры (числа единиц) можно взять любую из цифр 0, 2, 4, 6. Значит, есть 4 возможности выбора третьей цифры.

Следовательно, согласно правилу умножения находим количество способов составления числа, удовлетворяющего условию задачи:

$$6 \cdot 7 \cdot 4 = 168.$$

Ответ: 168.

Задача 6. Сколько различных чисел можно составить из цифр 4 и 5, если количество цифр в числе не более пяти и не менее трех?

Решение. По условию задачи количество цифр в числе не более пяти и не менее трех. Значит, их либо три, либо четыре, либо пять.

Если число, состоящее из четверок и пятерок, содержит три цифры, то таких чисел будет

$$\overline{A_2^3} = 2^3 = 8.$$

Если число, состоящее из четверок и пятерок, содержит четыре цифры, то таких чисел будет

$$\overline{A_2^4} = 2^4 = 16.$$

Если число, состоящее из четверок и пятерок, содержит пять цифр, то таких чисел будет

$$\overline{A_2^5} = 2^5 = 32.$$

Следовательно, согласно правилу суммы находим количество способов составления числа, удовлетворяющего условию задачи:

$$8 + 16 + 32 = 56.$$

Ответ: 56.

- Говорят, что события A_1, \dots, A_n образуют полную группу равновозможных попарно несовместных событий, если в данном испытании события A_1, \dots, A_n являются равновозможными и любые два из них – несовместные. Такие события будем называть элементарными событиями (или случаями, исходами).
- Элементарное событие A_1 называется благоприятствующим для появления события A , если наступление события A_1 влечет за собой появление события A .
- Событие, обозначаемое \bar{A} , называется противоположным событием по отношению к событию A , если появление одного из них в результате данного испытания исключает появление другого.

2. АЛГЕБРА СОБЫТИЙ

Определения.

- Суммой (или объединением) событий A и B называется событие, обозначаемое $A + B$, которое состоит в наступлении хотя бы одного из событий A или B .
- Произведением (или совмещением) событий A и B называется такое событие, обозначаемое $A \cdot B$, состоящее в одновременном наступлении и события A , и события B .

Замечание 1. Если события A_1, \dots, A_n образуют полную группу попарно несовместных событий, то справедливы равенства:

$$A_1 + \dots + A_n = E, \quad A_i \cdot A_j = \bar{E} \quad (i \neq j).$$

Замечание 2. Для событий A и \bar{A} справедливы равенства:

$$A + \bar{A} = E, \quad A \cdot \bar{A} = \bar{E}.$$

Следовательно, события A и \bar{A} всегда образуют полную группу несовместных событий.

3. ВЕРОЯТНОСТЬ СОБЫТИЯ

Пусть для данного испытания события A_1, \dots, A_n образуют полную группу равновозможных попарно несовместных событий.

Определение. Вероятностью случайного события A в данном испытании называется число, обозначаемое $p(A)$ и вычисляемое по формуле:

$$p(A) = \frac{m}{n}, \quad (1)$$

где n – число всех возможных элементарных событий рассматриваемого испытания, m – число тех элементарных событий из всех возможных, которые благоприятствуют появлению события A .

Замечание 3. Ситуация, когда полную группу составляют равновозможные события, называется классической. Поэтому определение вероятности (1), опирающееся на такое условие, называется классическим определением вероятности.

Замечание 4. Нетрудно видеть, что в формуле (1) числа m, n связаны неравенствами:

$$0 \leq m \leq n.$$

Поэтому вероятность любого события A удовлетворяет неравенству:

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

Причем, если $A = E$ – достоверное событие, то

$$m = n \quad \text{и} \quad p(A) = 1;$$

если $A = \bar{E}$ – невозможное событие, то

$$m = 0 \quad \text{и} \quad p(A) = 0.$$

Задача 1. Монета подбрасывается два раза.

а) Опишите полную группу возможных элементарных событий.

б) Если событие A – выпало не менее одного «герба», B – выпало не менее одной «решки», укажите, что собой представляют события:

$$\bar{A}, \quad \bar{B}, \quad A+B, \quad A \cdot B?$$

Решение. В данной задаче испытанием является подбрасывание монеты два раза подряд.

а) Обозначим события:

C_1 – выпал первым «герб», второй – «решка»,

C_2 – выпала первой «решка», вторым – «герб»,

C_3 – оба раза выпал «герб»,

C_4 – оба раза выпала «решка».

Тогда перечисленные события C_1, C_2, C_3, C_4 образуют полную группу, так как при двух подбрасываниях монеты обязательно произойдет одно из них. Значит, справедливо равенство:

$$C_1 + C_2 + C_3 + C_4 = E.$$

Кроме того, никакие два из указанных событий не могут произойти одновременно. Следовательно, имеет место равенство:

$$C_i \cdot C_j = \bar{E} \quad \text{при } i \neq j.$$

Таким образом, , указанные события попарно несовместны. Причем наступление любого из событий C_1, C_2, C_3, C_4 не имеет преимущества перед остальными, а значит, эти события являются равновозможными.

Таким образом, события C_1, C_2, C_3, C_4 образуют полную группу равновозможных попарно несовместных событий. Следовательно, они являются в данном испытании полной группой элементарных событий.

б) Так как \bar{A} – не выпал ни один раз «герб», то $\bar{A} = C_4$ – оба раза выпадает «решка».

Аналогично, \bar{B} – не выпала ни одного раза «решка». Следовательно, $\bar{B} = C_3$ – оба раза выпал «герб».

Так как A означает, что выпадает не менее одного раза "герб", то $A = C_1 + C_2 + C_3$.

Аналогично заключаем: $B = C_1 + C_2 + C_4$.

Следовательно, по определению суммы и произведения событий получаем:

$$A + B = (C_1 + C_2 + C_3) + (C_1 + C_2 + C_4) = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 = E;$$

$$A \cdot B = (C_1 + C_2 + C_3) \cdot (C_1 + C_2 + C_4) = C_1 + C_2.$$

Ответ: а) C_1, C_2, C_3, C_4 ;

б) $\bar{A} = C_4, \quad \bar{B} = C_3, \quad A + B = E, \quad A \cdot B = C_1 + C_2.$

Задача 2. В ящике имеется 10 шаров: 3 белых и 7 черных. Из ящика наугад выбирается один шар. Какова вероятность, что этот шар
а) белый, б) черный?

Решение. В данной задаче полную группу элементарных событий составляют 10 событий, так как выбор любого одного шара можно осуществить 10 способами.

Из этих событий только 3 события благоприятствуют выбору белого шара и 7 – выбору черного шара.

Поэтому, если A – выбор белого шара, то

$$p(A) = \frac{3}{10} = 0,3;$$

если B – выбор черного шара, то

$$p(B) = \frac{7}{10} = 0,7.$$

Ответ: а) 0,3; б) 0,7.

Задача 3. Из пяти карточек с буквами $A, B, V, Г, Д$ наугад выбираются одна за другой три карточки и располагаются в ряд (в порядке появления) слева направо. Какова вероятность, что получится слово «ДВА»?

Решение. Выбор трех карточек из имеющихся пяти можно осуществить A_5^3 способами, так как порядок карточек имеет значение при этом условии. Вычисляем:

$$A_5^3 = 5 \cdot 4 \cdot 3 = 60.$$

Значит, число всех возможных элементарных событий равно 60. Из этих событий только одно благоприятствует событию – получению слова «ДВА». Следовательно, $P = \frac{1}{60}$.

Ответ: $\frac{1}{60}$.

Задача 4. В ящике 10 шаров: 6 белых и 4 черных. Из ящика изнутри выбирается два шара. Какова вероятность того, что

- оба шара белые;
- оба шара черные;
- один шар белый, другой черный ?

Решение. Число выбора двух шаров из 10 имеющихся определяется всевозможными сочетаниями из 10 по 2:

$$C_{10}^2 = \frac{10 \cdot 9}{1 \cdot 2} = 45.$$

Значит, полную группу элементарных событий рассматриваемого испытания (выбор двух шаров) составляют 45 событий. Следовательно,

$$n = 45.$$

а) Если из элементарных событий рассматривать только те, которые состоят в выборе двух белых шаров, то находим:

$$m = C_6^2 = \frac{6 \cdot 5}{1 \cdot 2} = 15.$$

Следовательно, вероятность того, что оба шара будут белыми, вычисляется по формуле:

$$P_1 = \frac{15}{45} = \frac{1}{3}.$$

б) Если рассматривать событие – выбор только двух черных шаров, то число благоприятствующих ему событий равно:

$$m = C_4^2 = \frac{4 \cdot 3}{1 \cdot 2} = 6.$$

Значит, вероятность выбора только двух черных шаров вычисляется по формуле:

$$P_2 = \frac{6}{45} = \frac{2}{15}.$$

в) Если рассматривать событие – выбор одного белого и одного черного шаров, то для него число благоприятствующих событий равно:

$$m = C_4^1 \cdot C_6^1 = \frac{4}{1} \cdot \frac{6}{1} = 24.$$

Значит, вероятность выбора одного белого и одного черного шаров вычисляется по формуле:

$$P_3 = \frac{24}{45} = \frac{8}{15}.$$

Ответ: а) $\frac{1}{3}$, б) $\frac{2}{15}$, в) $\frac{8}{15}$.

§ 3. ОСНОВНЫЕ ТЕОРЕМЫ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

1. СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Теорема 1 (*вероятность суммы несовместных событий*). Вероятность наступления одного из двух несовместных событий (безразлично какого) равна сумме вероятностей этих событий:

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

Следствие 1. Вероятность наступления одного из нескольких попарно несовместных событий (безразлично какого) равна сумме вероятностей этих событий:

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

Следствие 2. Вероятность события A равна единице минус вероятность его противоположного события \bar{A} :

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

Теорема 2 (вероятность суммы совместных событий). Вероятность наступления хотя бы одного из двух совместных событий равна сумме вероятностей этих событий минус вероятность их совместного появления:

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

2. УСЛОВНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ

Определение. Условной вероятностью $P_A(B)$ называется вероятность события B при условии, что событие A уже наступило.

3. УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Теорема 3 (вероятность произведения двух независимых событий). Вероятность совместного наступления двух независимых событий равна произведению вероятностей этих событий:

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

Теорема 4 (вероятность произведения двух зависимых событий).

Вероятность совместного наступления двух зависимых событий равна произведению вероятности одного из них на условную вероятность другого, вычисленную в предположении, что первое событие наступило:

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

Следствие 3. Вероятность совместного наступления нескольких событий равна произведению вероятности одного из них на условные вероятности всех остальных, причем вероятности каждого последующего события вычисляются в предположении, что все предыдущие события уже наступили:

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

4. ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ

Теорема 5 (*формула полной вероятности*). Вероятность события A , которое может наступить лишь при условии наступления одного из попарно несовместных событий H_1, H_2, \dots, H_n , образующих полную группу, равна сумме произведений вероятностей каждого из этих событий на соответствующую условную вероятность события A :

$$P(A) = P(H_1) \cdot P_{H_1}(A) + P(H_2) \cdot P_{H_2}(A) + \dots + P(H_n) \cdot P_{H_n}(A).$$

Замечание 1. Появление события A изменит вероятности $P(H_1), P(H_2), \dots, P(H_n)$ элементарных событий. Причем вероятность осуществления события H_k ($1 \leq k \leq n$) после наступления события A

определяется формулой Байеса:

$$P_A(H_k) = \frac{P(H_k) \cdot P_{H_k}(A)}{P(A)} = \frac{P(H_k) \cdot P_{H_k}(A)}{\sum_{i=1}^n P(H_i) \cdot P_{H_i}(A)},$$

5. ФОРМУЛА БЕРНУЛЛИ

Теорема 6 (формула Бернулли). Пусть в серии из n одинаковых независимых испытаний в каждом испытании может наступить либо событие A с вероятностью p , либо событие \bar{A} с вероятностью $q = 1 - p$. Тогда вероятность $P_n(m)$ того, что в этой серии испытаний событие A наступит ровно m раз, вычисляется по формуле Бернулли:

$$P_n(m) = C_n^m \cdot p^m \cdot q^{n-m}, \quad \text{где} \quad C_n^m = \frac{n!}{m! \cdot (n-m)!}.$$

6. ФОРМУЛЫ ЛАПЛАСА

Эти формулы дают приближенное значение вероятности наступления события A определенное число раз в серии из n независимых испытаний, если число n достаточно велико.

Пусть p ($0 < p < 1$) — вероятность события A в каждом испытании; $q = 1 - p$ — вероятность наступления события \bar{A} .

Теорема 7 (локальная формула Лапласа). Вероятность $P_n(m)$ наступления события A ровно m раз в серии из n одинаковых независимых испытаний приближенно вычисляется по формуле Лапласа:

$$P_n(m) \approx \frac{1}{\sqrt{npq}} \cdot \varphi\left(\frac{m - np}{\sqrt{npq}}\right),$$

где

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$$

Замечание 2. В приложении приведена таблица 1 значений функции $\varphi(x)$ при положительных x . Для отрицательных x пользуются свойством четности функции: $\varphi(-x) = \varphi(x)$.

Замечание 3. Формула Лапласа тем точнее приближает формулу Бернуlli, чем больше число n (более нескольких десятков) и $n \cdot p > 10$.

Теорема 8 (интегральная формула Лапласа). Вероятность $P_n(m_1, m_2)$ того, что событие A наступит от m_1 до m_2 раз в серии из n одинаковых независимых испытаний приближенно вычисляется по формуле Лапласа:

$$P_n(m_1, m_2) \approx \Phi(x_2) - \Phi(x_1),$$

где

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \text{и} \quad x_1 = \frac{m_1 - np}{\sqrt{nq}}, \quad x_2 = \frac{m_2 - np}{\sqrt{nq}}.$$

Замечание 4. В приложении приведена таблица 2 значений функции $\Phi(x)$ при $0 < x \leq 5$. При $x < 0$ пользуются той же таблицей с учетом свойства нечетности функции: $\Phi(-x) = -\Phi(x)$. Для $x > 5$ можно считать $\Phi(x) = 0,5$.

7. ФОРМУЛА ПУАССОНА

Теорема 9 (формула Пуассона). Пусть p – вероятность события A в каждом испытании. Тогда вероятность $P_n(m)$ наступления события A ровно m раз в серии из n независимых испытаний приближенно вычисляется по формуле Пуассона:

$$P_n(m) \approx \frac{\lambda^m \cdot e^{-\lambda}}{m!},$$

где $\lambda = np$.

З а м е ч а н и е 5. Формула Пуассона тем точнее, чем меньше p и большее число n (более нескольких сотен), причем $n \cdot p < 10$.

8. ЗАДАЧИ С РЕШЕНИЯМИ

Задача 1. Стрелок стреляет по мишени, разделенной на четыре области. Вероятность попадания в первую область 0,4, во вторую – 0,3. Найдите вероятность того, что стрелок при одном выстреле попадет либо в первую область, либо во вторую.

Решение. Обозначим события: A – стрелок попал в первую область, B – стрелок попал во вторую область. Эти события несовместны, так как они не могут произойти одновременно (попадание пули в одну область мишени исключает ее попадание в другую область).

Поэтому верна теорема I сложения вероятностей, откуда находим:

$$P(A + B) = P(A) + P(B) = 0,4 + 0,3 = 0,7.$$

Ответ: 0,7.

Задача 2. Для Московской области среднее число дождливых дней в августе равно 15. Какова вероятность, что первые два дня августа не будут дождливыми?

Решение. Обозначим события:

A – «1 августа не будет дождя»,

B – «2 августа не будет дождя».

Необходимо рассмотреть событие $A \cdot B$ – «1 и 2 августа не будет дождя».

В данной задаче

$$P(A) = \frac{16}{31},$$

так как в августе 31 день, а недождливых дней из них $31 - 15 = 16$.

При вычислении вероятности $P(B)$ результат зависит от того, будет ли дождь 1-го августа.

Следовательно, необходимо найти условную вероятность $P_A(B)$ – вероятность того, что 2-го августа не будет дождя в предположении, что 1 августа – недождливый день.

Тогда получаем:

$$P_A(B) = \frac{15}{30},$$

так как в августе 30 дней, начиная со 2 августа, из них недождливых осталось 15 (весь один день пришелся по предположению на 1 августа).

Итак, получаем:

$$P(A \cdot B) = P(A) \cdot P_A(B) = \frac{16}{31} \cdot \frac{15}{30} = \frac{8}{31}.$$

Ответ: $\frac{8}{31}$.

Задача 3. В ящике 10 деталей, среди которых 6 стандартных. Найдите вероятность того, что среди трех наугад взятых деталей есть хотя бы одна стандартная.

Решение. События «среди взятых деталей есть хотя бы одна стандартная» и «среди взятых деталей нет ни одной стандартной» – противоположные, так как наступление первого события исключает наступление второго. Обозначим первое событие A , а второе – \bar{A} .

По следствию 2 теоремы 1 известно, что

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

Найдем $P(\bar{A})$.

Общее число элементарных событий испытания – выбрать 3 детали из имеющихся 10 – можно найти с помощью формулы сочетаний:

$$C_{10}^3 = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8}{1 \cdot 2 \cdot 3} = 120.$$

Число нестандартных деталей равно $10 - 6 = 4$.

Число благоприятствующих событию \bar{A} исходов можно найти тоже с помощью формулы сочетаний:

$$C_4^3 = C_4^{4-3} = C_4^1 = 4.$$

Тогда получаем:

$$P(A) = 1 - P(\bar{A}) = 1 - \frac{4}{120} = 1 - \frac{1}{30} = \frac{29}{30}.$$

Ответ: $\frac{29}{30}$.

Задача 4. Какова вероятность извлечь из колоды в 52 карты фигуру (валет, дама, король, туз) любой масти или карту трефовой масти?

Решение. Обозначим события:

A – извлечение из колоды карты-фигуры;

B – извлечение из колоды карты трефовой масти.

Необходимо найти вероятность суммы этих событий.

События A и B совместны, так как они могут наступить одновременно, если извлекается карта-фигура трефовой масти. Поэтому для подсчета вероятности суммы этих событий используем теорему 2:

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

В рассматриваемой задаче

$$P(A) = \frac{16}{52} = \frac{4}{13},$$

так как всего элементарных исходов 52, что равно числу карт в колоде, из них 16 благоприятствуют событию A , что равно числу фигур в колоде.

Аналогично вычисляем:

$$P(B) = \frac{13}{52}$$

(благоприятствуют этому событию 13 исходов, что равно количеству карт трефовой масти);

$$P(A \cdot B) = \frac{4}{52} = \frac{1}{13}$$

(благоприятствуют этому событию 4 исхода, что равно количеству карт-фигур трефовой масти).

Итак, находим:

$$P(A + B) = \frac{4}{13} + \frac{13}{52} - \frac{1}{13} = \frac{25}{52}.$$

Ответ: $\frac{25}{52}$.

Задача 5. Из цифр 1, 2, 3, 4, 5 сначала выбирается одна, а потом другая. Какова вероятность того, что полученное двузначное число является четным?

Решение. Обозначим события:

A – «двузначное число является четным»;

H_1 – «первая цифра четная»;

H_2 – «первая цифра нечетная».

Тогда вычисляем:

$$P(H_1) = \frac{2}{5}, \quad P(H_2) = \frac{3}{5}.$$

Найдем условные вероятности $P_{H_1}(A)$ и $P_{H_2}(A)$.

$P_{H_1}(A) = \frac{1}{4}$ – вероятность выбора второй четной цифры в предположении, что первая цифра тоже четная. (Цифр для выбора осталось 4 и из них только один благоприятствующий исход.)

$P_{H_2}(A) = \frac{2}{4}$ – вероятность выбора второй четной цифры в предположении, что первая цифра нечетная. (Цифр для выбора осталось 4 и из них благоприятствующих исходов 2.)

Теперь по формуле полной вероятности

$$P(A) = P(H_1) \cdot P_{H_1}(A) + P(H_2) \cdot P_{H_2}(A)$$

находим:

$$P(A) = \frac{2}{5} \cdot \frac{1}{4} + \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} = \frac{2+6}{20} = \frac{8}{20} = \frac{2}{5}.$$

Отв ст: $\frac{2}{5}$.

Задача 6. В ящике 20 белых и 10 черных шаров. Поочередно извлекают 4 шара, причем каждый извлеченный шар возвращают в ящик перед извлечением следующего. Какова вероятность того, что из четырех извлеченных шаров окажется два белых?

Решение. Вероятность извлечения белого шара одна и та же во всех четырех испытаниях, так как каждый извлеченный шар возвращается в ящик:

$$P = \frac{20}{30} = \frac{2}{3}.$$

Тогда вероятность извлечения черного шара во всех четырех испытаниях равна:

$$q = 1 - p = \frac{1}{3}.$$

Используя формулу Бернулли, находим вероятность того, что из четырех извлеченных шаров два шара будут белыми:

$$P_4(2) = C_4^2 \cdot p^2 \cdot q^{4-2} = \frac{4 \cdot 3}{1 \cdot 2} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^2 \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^2 = 6 \cdot \frac{4}{9} \cdot \frac{1}{9} = \frac{8}{27}.$$

Ответ: $\frac{8}{27}$.

Задача 7. Вероятность поражения мишени при одном выстреле равна 0,8. Найди вероятность того, что при 100 выстrelах мишень будет поражена ровно 75 раз.

Решение. По условию задачи

$$n=100, m=75, p=0,8, q=1-p=0,2.$$

Так как n – достаточно большое число, воспользуемся локальной фор-

мулой Лапласа $P_n(m) = \frac{1}{\sqrt{npq}} \varphi\left(\frac{m-np}{\sqrt{npq}}\right)$:

$$\begin{aligned} P_{100}(75) &= \frac{1}{\sqrt{100 \cdot 0,8 \cdot 0,2}} \varphi\left(\frac{75-100 \cdot 0,8}{\sqrt{100 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) = \frac{1}{\sqrt{16}} \varphi\left(\frac{75-80}{\sqrt{16}}\right) = \\ &= \frac{1}{4} \varphi\left(\frac{-5}{4}\right) = \frac{1}{4} \varphi(1,25). \end{aligned}$$

По таблице 1 из приложения находим:

$$\varphi(1,25) = 0,1826.$$

Следовательно, $P_{100}(75) = \frac{0,1826}{4} = 0,04565.$

Задача 8. Вероятность поражения мишени при одном выстреле равна 0,8. Найдите вероятность того, что при 100 выстралах мишень будет поражена

- а) не менее 75 раз и не более 90 раз;
- б) не менее 75 раз;
- в) не более 74 раз.

Решение. Воспользуемся интегральной формулой Лапласа:

$$P_n(m_1, m_2) = \Phi\left(\frac{m_2 - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{m_1 - np}{\sqrt{npq}}\right),$$

где $\Phi(x)$ – функция Лапласа.

а) По условию задачи

$$n = 100, \quad p = 0,8, \quad q = 0,2, \quad m_1 = 75, \quad m_2 = 90.$$

Тогда, воспользовавшись таблицей 2 из приложения, получаем:

$$\begin{aligned} P_{100}(75; 90) &= \Phi\left(\frac{90 - 100 \cdot 0,8}{\sqrt{100 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) - \Phi\left(\frac{75 - 100 \cdot 0,8}{\sqrt{100 \cdot 0,8 \cdot 0,2}}\right) = \Phi\left(\frac{10}{4}\right) - \Phi\left(\frac{-5}{4}\right) = \\ &= \Phi(2,5) + \Phi(1,25) = 0,4938 + 0,3944 = 0,8882. \end{aligned}$$

б) Требование того, чтобы событие появилось не менее 75 раз, означает следующее: число появлений события может быть равно

либо 75, либо 76, ..., либо 100.

Тогда следует принять

$$m_1 = 75, \quad m_2 = 100.$$

Воспользовавшись таблицей 2 из приложения, получаем:

$$\begin{aligned}P_{100}(75;100) &= \Phi\left(\frac{100 - 80}{4}\right) - \Phi\left(\frac{75 - 80}{4}\right) = \Phi(5) - \Phi(-1,25) = \\&= \Phi(5) + \Phi(1,25) = 0,5 + 0,3944 = 0,8944.\end{aligned}$$

в) Событие «мишень поражена не более 74 раз» и событие «мишень поражена не менее 75 раз» являются противоположными. Поэтому сумма их вероятностей равна 1.

Следовательно, искомая вероятность вычисляется по формуле:

$$P_{100}(0; 74) = 1 - P_{100}(75; 100) = 1 - 0,8944 = 0,1056.$$

- Ответ: а) 0,8882;
б) 0,8944;
в) 0,1056.

Задача 9. Учебник издан тиражом 100000 экземпляров. Вероятность того, что один учебник сброшюрован неправильно, равна 0,0001. Найдите вероятность того, что тираж содержит ровно 5 бракованных книг.

Решение. По условию задачи

$$n = 100000, p = 0,0001.$$

События «из n книг ровно m книг сброшюрованы неправильно», где $m = 0, 1, 2, \dots, 100000$, являются независимыми.

Так как число n велико, а вероятность p мала, вероятности $P_n(m)$ можно вычислить по формуле Пуассона:

$$P_n(m) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^m}{m!},$$

где $\lambda = np$.

В рассматриваемой задаче

$$\lambda = 100000 \cdot 0,0001 = 10.$$

Поэтому искомая вероятность $P_{100\,000}(5)$ определяется равенством:

$$P_{100\,000}(5) = \frac{e^{-10} \cdot 10^5}{5!} = 10^5 \cdot \frac{0,000045}{120} = 0,0375.$$

Ответ: 0,0375.

§ 4. ДИСКРЕТНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА

1. СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Определения.

- Случайной называется величина, принимающая в результате испытания только одно значение, наперед неизвестное и зависящее от случайных причин, которые заранее не могут быть учтены.

Различают два типа случайных величин: *дискретные* и *непрерывные*.

- Случайная величина X называется дискретной, если в результате испытания она принимает одно из конечного или бесконечного множества значений x_1, x_2, \dots
- Случайная величина называется непрерывной, если множество ее значений заполняет полностью некоторый промежуток $(a; b)$.

2. ЗАКОН РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Определение 1. Законом распределения вероятностей дискретной случайной величины (или короче: законом распределения дискретной случайной величины) называется зависимость между возможными значениями x_k ($k = 1, 2, \dots$) дискретной случайной величины и их вероятностями p_k ($k = 1, 2, \dots$).

- Закон распределения может быть задан в виде таблицы (табл. 1), в первой строке которой указывают все возможные значения x_k случайной величины X , расположенные в возрастающем порядке, а во второй строке таблицы – вероятности p_k этих значений.

Таблицу 1 называют также рядом распределения (или вероятностным рядом) дискретной случайной величины X .

Таблица 1

X	x_1	x_2	\dots	x_k	\dots
P	p_1	p_2	\dots	p_k	\dots

Контроль. Сумма чисел из второй строки равна 1, то есть справедливо равенство:

$$p_1 + p_2 + \dots + p_k + \dots = 1.$$

- Закон распределения может быть задан графически в виде многоугольника распределения вероятностей (рис. 1), когда в прямоугольной системе координат строят ломаную, соединяющую последовательно точки с координатами (x_k, p_k) , $k = 1, 2, \dots$. Полученную линию называют многоугольником распределения.

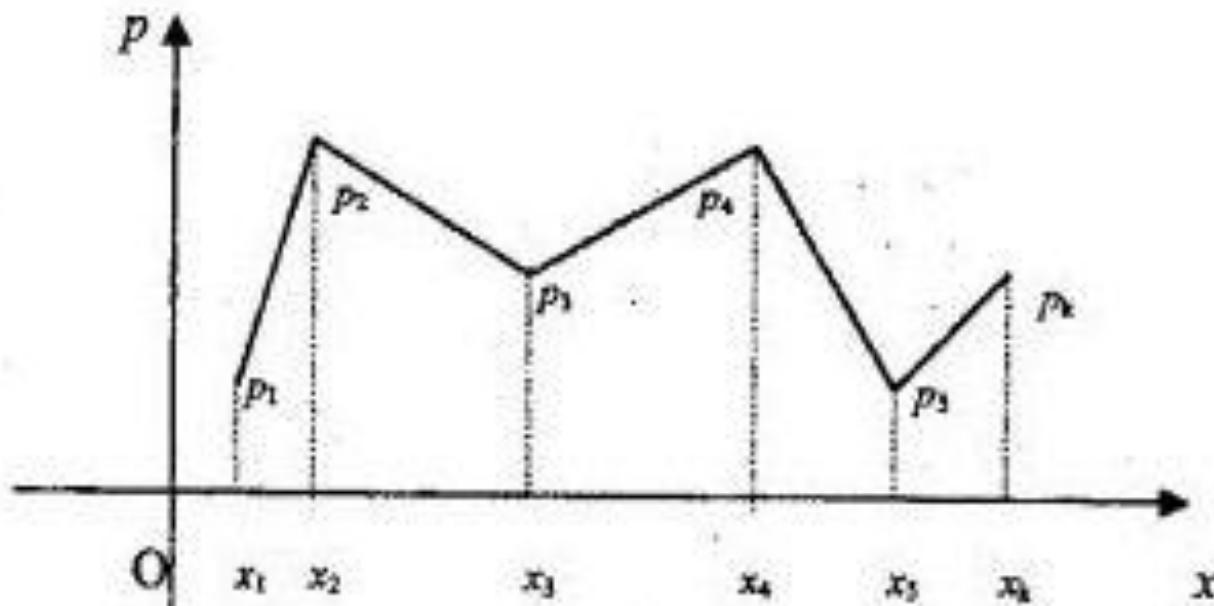


Рис. 1

- Закон распределения может быть задан аналитически в виде формулы:

$$p_k = P(X = x_k) = \varphi(x_k), \quad k = 1, 2, \dots$$

Определение 2. Биномиальным называется закон распределения дискретной случайной величины X – числа появлений события A в n независимых испытаниях, в каждом из которых появляется либо событие A , либо событие \bar{A} ; и вероятность появления события A равна p , а вероятность появления события \bar{A} равна $q = 1 - p$.

Тогда $P(X = k)$ – вероятность появления события A ровно k раз в n испытаниях – вычисляется по формуле Бернулли:

$$P(X = k) = P_n(k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}.$$

Если число испытаний n очень велико, а вероятность p появления события A в каждом испытании очень мала, то для вычисления $P(X = k)$ используют формулу Пуассона:

$$P(X = k) = P_n(k) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^k}{k!},$$

где $\lambda = np$.

При этом говорят, что случайная величина X распределена по закону Пуассона.

3. ФУНКЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Определение 3. Функцией распределения вероятностей дискретной случайной величины X , обозначаемой $F(x)$, называется функция, определяющая для каждого значения x вероятность того, что случайная величина X примет значение, меньшее x :

$$F(x) = P(X < x).$$

Свойства функции распределения:

1. Определена при $x \in (-\infty; +\infty)$;
2. $0 \leq F(x) \leq 1$, причем $F(-\infty) = 0$ и $F(+\infty) = 1$;
3. $F(x)$ – неубывающая функция на $(-\infty; +\infty)$;
4. $F(x)$ – непрерывная функция слева в точках $x = x_k$ ($k = 1, 2, \dots$)

и непрерывная функция во всех остальных точках;

5. Для дискретной случайной величины X , заданной табл. 2, функция $F(x)$ определяется формулой:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \leq x_1 \\ p_1, & \text{если } x_1 < x \leq x_2 \\ p_1 + p_2, & \text{если } x_2 < x \leq x_3, \\ \dots & \dots \dots \dots \dots \dots \\ 1, & \text{если } x > x_n. \end{cases}$$

Ее график изображен на рис. 2.

Таблица 2

X	x_1	x_2	...	x_n
P	p_1	p_2	...	p_n

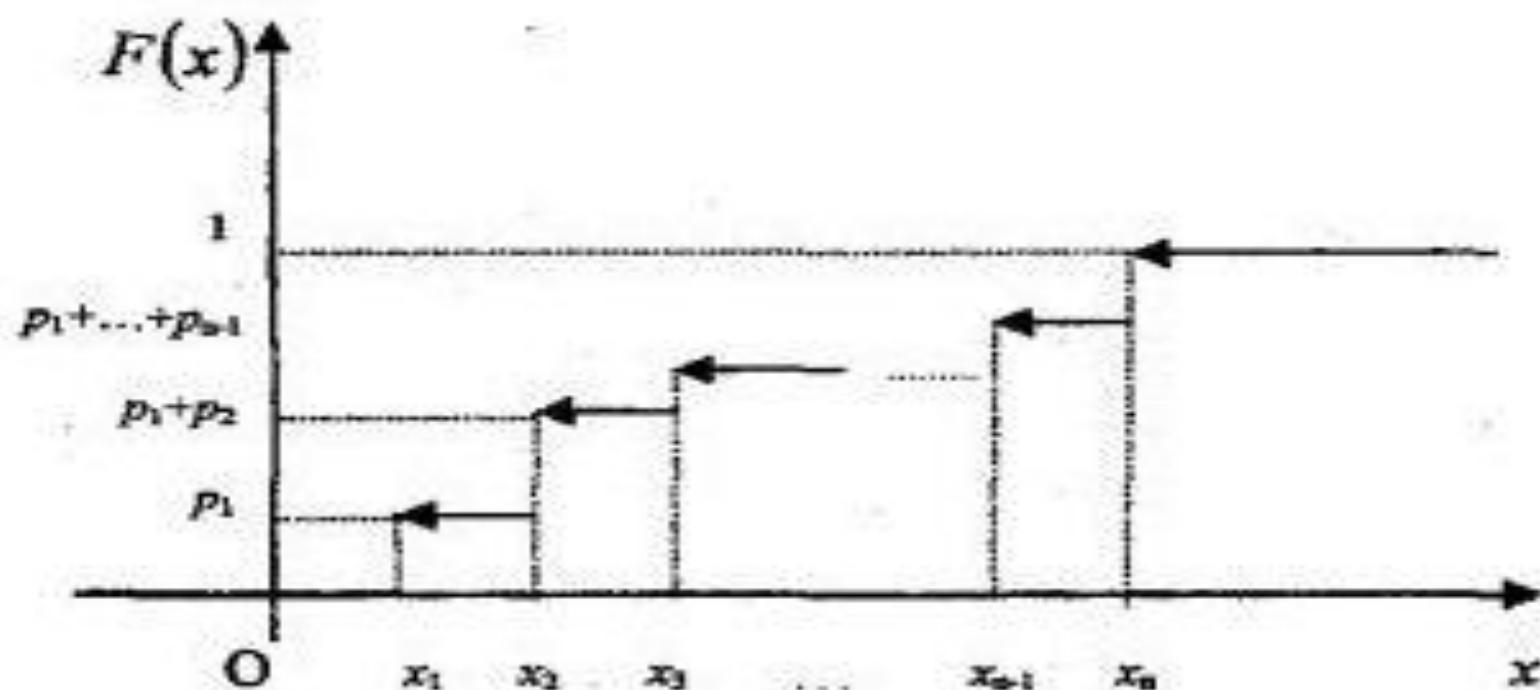


Рис. 2

4. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ДИСКРЕТНОЙ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ

Определение 4. Математическим ожиданием дискретной случайной величины X , заданной табл. 1, называется число $M(X)$, вычисляемое по формуле:

$$M(X) = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \dots + x_k p_k + \dots = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k.$$

Если случайная величина задана табл. 2, то для нее

$$M(X) = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \dots + x_n p_n = \sum_{k=1}^n x_k p_k.$$

Замечание 1. При большом числе испытаний среднее арифметическое наблюдаемых значений случайной величины X близко к ее математическому ожиданию $M(X)$. Точнее, оно стремится к $M(X)$ при неограниченном возрастании числа испытаний.

Свойства математического ожидания:

1. $M(C) = C$, где C – постоянная величина;
2. $M(CX) = C \cdot M(X)$, где C – постоянная величина;
3. $M(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = M(X_1) + M(X_2) + \dots + M(X_n)$;
4. $M(X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n) = M(X_1) \cdot M(X_2) \cdot \dots \cdot M(X_n)$, если X_1, X_2, \dots, X_n – независимые случайные величины;
5. Математические ожидания случайных величин X и Y , заданных, соответственно, табл. 1 и 3, где a – некоторое постоянное число, связаны равенством: $M(Y) = M(X) - a$.

Таблица 3

Y	$x_1 - a$	$x_2 - a$	\dots	$x_k - a$	\dots
P	p_1	p_2	\dots	p_k	\dots

6. Математические ожидания случайных величин X и Z , заданных, соответственно, табл. 1 и 4, где b – некоторое постоянное число, связаны равенством:

$$M(Z) = b \cdot M(X).$$

Таблица 4

Z	$x_1 \cdot b$	$x_2 \cdot b$	\dots	$x_k \cdot b$	\dots
P	p_1	p_2	\dots	p_k	\dots

7. Математическое ожидание биномиального распределения равно произведению числа испытаний на вероятность появления события в одном испытании:

$$M(X) = n \cdot p.$$

Определение 5. Дисперсией случайной величины X называется математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины X от ее математического ожидания:

$$D(X) = M(X - M(X))^2.$$

Определение 6. Средним квадратическим отклонением случайной величины X называют квадратный корень из ее дисперсии:

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}.$$

Замечание 2. Дисперсия и среднее квадратическое отклонение являются числовыми характеристиками, служащими мерами рассеяния возможных значений случайной величины X вокруг ее математического ожидания.

Свойства дисперсии:

1. $D(C) = 0$, где C – постоянная величина;
- $D(X) > 0$, если X – случайная величина;
2. $D(CX) = C^2 \cdot D(X)$, где C – постоянная величина;

3. $D(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_n)$, если

случайные величины X_1, X_2, \dots, X_n взаимно независимы;

4. $D(X) = M(X^2) - (M(X))^2$;

5. Для дискретной случайной величины X , заданной табл. 1, справедливо равенство:

$$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k^2 p_k - (M(X))^2.$$

Для дискретной случайной величины X , заданной табл. 2, справедливо равенство:

$$D(X) = \sum_{k=1}^n x_k^2 p_k - (M(X))^2;$$

$$D(X) = \sum_{k=1}^n x_k^2 p_k - (M(X))^2;$$

6. Дисперсии случайных величин X и Y , заданных, соответственно, табл. 1 и 3, связаны равенством:

$$D(Y) = D(X);$$

7. Дисперсии случайных величин X и Z , заданных, соответственно, табл. 1 и 4, связаны равенством:

$$D(Z) = b^2 \cdot D(X);$$

8. Дисперсия биномиального распределения равна произведению числа испытаний на вероятность появления и вероятность не появления события в одном испытании;

$$D(X) = np(1 - p).$$

Задача 1. Производятся последовательные независимые испытания трех приборов на надежность. Каждый следующий прибор испытывается только в том случае, если предыдущий оказался надежным. Вероятность выдержать испытание для каждого прибора равна 0,9.

- Найдите закон распределения случайной величины X – числа испытанных приборов.
- Найдите функцию распределения $F(x)$ этой случайной величины.
- Вычислите $M(X)$ и $D(X)$.

Решение. а) Возможными значениями числа испытанных приборов будут: $x_1 = 1; x_2 = 2; x_3 = 3$.

Найдем их вероятности.

1) Событие $X = 1$ означает, что испытан только один прибор, оказавшийся ненадежным. Поэтому $P(X = 1) = 0,1$.

2) Событие $X = 2$ означает, что испытано два прибора, причем первый оказался надежным, а второй – ненадежным. Рассматривается совмещение (произведение) этих двух независимых событий. Поэтому

$$P(X = 2) = 0,9 \cdot 0,1 = 0,09.$$

3) Событие $X = 3$ означает совмещение трех событий: первый прибор надежный, второй – надежный, а третий – любой (их всего три). Поэтому

$$P(X = 3) = 0,9 \cdot 0,9 \cdot 1 = 0,81.$$

Следовательно, закон распределения случайной величины X задается табл. 5.

Таблица 5

Следовательно, закон распределения случайной величины X задается табл. 5.

Таблица 5

X	1	2	3
p	0,1	0,09	0,81

Контролем правильности данного закона является проверка равенства единице суммы всех вероятностей:

$$0,1+0,09+0,81=1.$$

б) Найдем функцию $F(x)=P(X < x)$, используя тот факт, что вероятность попадания дискретной случайной величины в некоторый промежу-

ток определяется как сумма вероятностей тех значений, которые находятся в этом промежутке. Поэтому, учитывая табл. 5, находим:

$$F(x) = P(X < x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \leq 1, \\ 0,1, & \text{если } 1 < x \leq 2, \\ 0,19, & \text{если } 2 < x \leq 3, \\ 1, & \text{если } x > 3. \end{cases}$$

Пояснения

$P(X < x) = 0$ при $x \leq 1$, так как в промежутке $(-\infty; x)$ нет ни одного значения данной случайной величины;

$P(X < x) = P(X = 1) = 0,1$ при $1 < x \leq 2$, так как в промежуток $(-\infty; x)$ попадает только одно значение: $x_1 = 1$;

$$P(X < x) = P(X = 1) + P(X = 2) = 0,1 + 0,09 = 0,19 \text{ при}$$

$2 < x \leq 3$, так как в промежуток $(-\infty; x)$ попадают два значения: $x_1 = 1$ и $x_2 = 2$;

$$P(X < x) = P(X = 1) + P(X = 2) + P(X = 3) = 0,1 + 0,09 + 0,81 =$$

при $x > 3$, так как в промежуток $(-\infty; x)$ попадают все возможные значения: $x_1 = 1$; $x_2 = 2$ и $x_3 = 3$.

График функции $F(x)$ изображен на рис. 3.

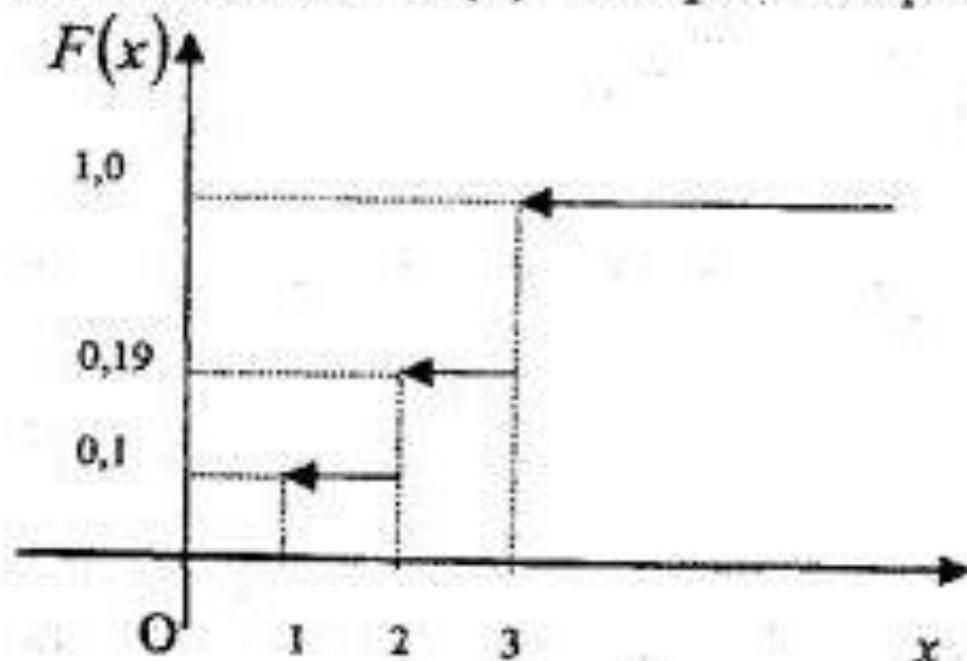


Рис. 3

в) Пользуясь табл. 5 и формулами

$$M(X) = \sum_{k=1}^n x_k p_k, \quad D(X) = \sum_{k=1}^n x_k^2 p_k - (M(X))^2,$$

вычислим $M(X)$ и $D(X)$.

$$M(X) = 1 \cdot 0,1 + 2 \cdot 0,09 + 3 \cdot 0,81 = 2,71;$$

$$D(X) = 1^2 \cdot 0,1 + 2^2 \cdot 0,09 + 3^2 \cdot 0,81 - (2,71)^2 = 0,41.$$

Ответ: а) табл. 5; б) рис. 3; в) $M(X) = 2,71$; $D(X) = 0,41$.

Задача 2. В партии 10 % нестандартных деталей. Наудачу отобраны 4 детали.

- Найдите закон распределения случайной величины X – числа нестандартных деталей среди четырех отобранных.
- Назовите закон распределения.
- Найдите $M(X)$ и $D(X)$.

Решение. а) Среди четырех отобранных деталей нестандартных может быть либо ни одной, либо одна, две, три или четыре.

Для подсчета вероятностей этих возможных значений величины X воспользуемся формулой Бернуlli:

$$P(X = m) = P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m}.$$

По условию $n = 4$ и $p = \frac{1}{10}$, откуда $q = 1 - p = \frac{9}{10}$.

Тогда получаем:

$$P(X = 0) = P_4(0) = C_4^0 \cdot \left(\frac{1}{10}\right)^0 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^4 = 0,6561;$$

$$P(X = 1) = P_4(1) = C_4^1 \cdot \left(\frac{1}{10}\right)^1 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^3 = 0,2916;$$

$$P(X = 2) = P_4(2) = C_4^2 \cdot \left(\frac{1}{10}\right)^2 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^2 = 0,0486;$$

$$P(X = 3) = P_4(3) = C_4^3 \cdot \left(\frac{1}{10}\right)^3 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^1 = 0,0036;$$

$$P(X = 4) = P_4(4) = C_4^4 \cdot \left(\frac{1}{10}\right)^4 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^0 = 0,0001.$$

Контроль:

$$\sum_{i=1}^4 p_i = 0,6561 + 0,2916 + 0,0486 + 0,0036 + 0,0001 = 1.$$

Следовательно, закон распределения вероятностей величины X принимает вид (табл. 6):

Таблица 6

X	0	1	2	3	4
p	0,6561	0,2916	0,0486	0,0036	0,0001

б) Так как вероятности рассчитывались по формуле Бернулли, то случайная величина X подчиняется биномциальному закону распределения.

в) Тогда $M(X) = np = 4 \cdot \frac{1}{10} = \frac{2}{5} = 0,4;$

$$D(X) = npq = 4 \cdot \frac{1}{10} \cdot \frac{9}{10} = 0,36.$$

Ответ: а) табл. 6;
б) биномиальный закон;
в) $M(X) = 0,4; D(X) = 0,36.$

Задача 3. Завод отправил на базу 500 изделий. Вероятность повреждения изделия в пути равна 0,002. Число поврежденных изделий – случайная величина. Найти вероятность того, что в пути будет повреждено

- а) ровно три изделия; б) менее трех;
в) не менее трех; г) хотя бы одно изделие.

Решение. Пусть X – число поврежденных изделий из 500 отправленных. Число $n = 500$ велико, а вероятность повреждения одного изделия

$p = 0,002$ очень мала. Поэтому вероятность $P_{500}(X = m)$ будем вычислять по формуле Пуассона. Значит, X подчинена закону Пуассона.

По условию $n = 500$, $p = 0,002$, $\lambda = np = 500 \cdot 0,002 = 1$.

а) Найдем вероятность того, что $X = 3$ (то есть в пути будет повреждено три изделия):

$$P_{500}(X = 3) = \frac{e^{-1} \cdot 1^3}{3!} = \frac{1}{6e} = 0,0613.$$

б) Событие «повреждено менее трех изделий» предполагает сумму событий $X = 0$; $X = 1$; $X = 2$.

Поэтому

$$P(X < 3) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) =$$

$$= \frac{e^{-1} \cdot 1^0}{0!} + \frac{e^{-1} \cdot 1^1}{1!} + \frac{e^{-1} \cdot 1^2}{2!} = \frac{5}{2} e^{-1} = 0,9197.$$

в) Событие «повреждено не менее трех изделий» является противоположным событию "повреждено менее трех изделий", то есть сумме событий: $X = 0$; $X = 1$; $X = 2$.

Поэтому

$$P(X \geq 3) = 1 - (P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2)) = \\ = 1 - 0,9197 = 0,0803.$$

г) Событие «повреждено хотя бы одно изделие» является противоположным событию «не повреждено ни одного изделия».

Поэтому

$$P(X \geq 1) = 1 - P(X = 0) = 1 - \frac{e^{-1} \cdot 1^0}{0!} = 1 - \frac{1}{e} = 1 - 0,368 = 0,632.$$

Ответ: а) 0,0613; б) 0,9197;
в) 0,0803; г) 0,632.

§ 5. НЕПРЕРЫВНАЯ СЛУЧАЙНАЯ ВЕЛИЧИНА

1. ФУНКЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Определение 1. Случайная величина X называется непрерывной, если ее значения заполняют конечный или бесконечный промежуток $(\alpha_1; \alpha_2)$ числовой оси.

Каждому промежутку $(a; b)$ из области значений непрерывной случайной величины X отвечает определенная вероятность $P(a < X < b)$ того, что значения, принятые случайной величиной, попадают в этот промежуток.

Определение 2. Соотношение, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и их вероятностями, называется законом распределения случайной величины.

Определение 3. Функцией распределения (или интегральной функцией распределения) случайной величины X называется функция $F(x)$, равная при каждом $x \in R$ вероятности того, что X в результате испытания примет значение, меньшее x :

$$F(x) = P(X < x), \quad x \in R.$$

Свойства функции распределения:

- 1) значения функции распределения принадлежат отрезку $[0; 1]$;
- 2) $F(x)$ – неубывающая функция, то есть $F(x_2) \geq F(x_1)$, если $x_2 > x_1$;
- 3) вероятность попадания случайной величины X в один из промежутков $(a; b)$, $[a; b)$, $(a; b]$ или $[a; b]$ равна разности значений функции $F(x)$ в точках b и a :

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a),$$

- 4) вероятность того, что непрерывная случайная величина X примет одно определенное значение, равна 0;
- 5) $F(-\infty) = 0, \quad F(+\infty) = 1;$
- 6) если X – непрерывная случайная величина, то функция $F(x)$ непрерывна на $(-\infty; +\infty)$.

2. ПЛОТНОСТЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Определение 4. Плотностью распределения вероятностей (или дифференциальной функцией распределения) непрерывной случайной величины X называется функция $f(x)$, задаваемая равенством: $f(x) = F'(x), \quad x \in R$.

Определение 5. График функции $f(x)$ называется кривой распределения величины X .

*Свойства
функции плотности распределения вероятностей:*

1) $f(x) \geq 0 \quad \forall x \in R;$

2) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx;$

3) $P(a < X < b) = \int_a^b f(x)dx;$

4) геометрически вероятность попадания случайной величины X в промежуток $(a; b)$ равна площади соответствующей криволинейной трапеции, ограниченной кривой распределения, осью Ox и прямыми $x = a, x = b$. (см. рис. 1);

5) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 \quad (\underline{\text{условие нормировки}});$

- 6) Если все значения случайной величины X заключены в промежутке $(a_1; a_2)$, то $\int_{a_1}^{a_2} f(x)dx = 1$.

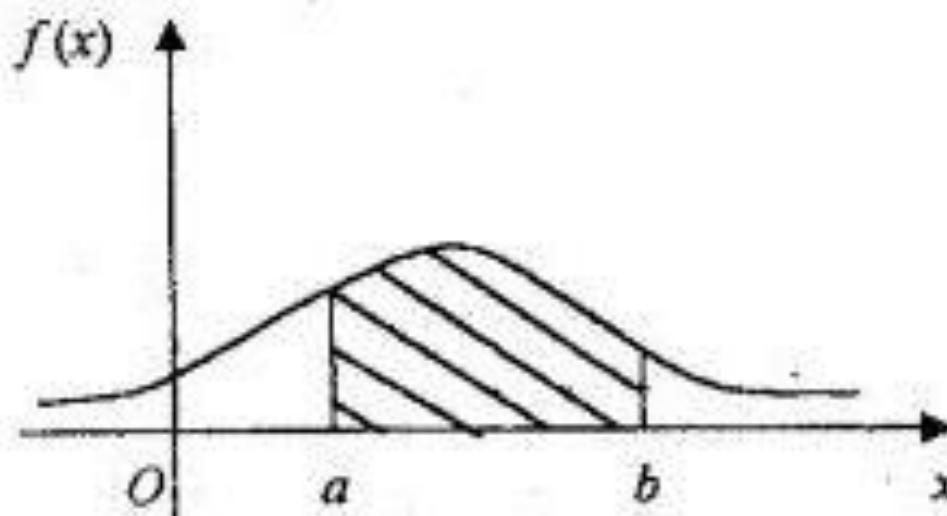


Рис. 1

З а м е ч а н и е 1. Название закона распределения непрерывной случайной величины зависит от вида функции $f(x)$ (или $F(x)$).

Например, непрерывная случайная величина имеет

- 1) равномерное распределение (рис. 2),

если $f(x) = c = \text{const}$ для $x \in [a; b]$ и $f(x) = 0$ вне $[a; b]$;

Например, непрерывная случайная величина имеет

- 1) равномерное распределение (рис. 2),

если $f(x) = c = \text{const}$ для $x \in [a; b]$ и $f(x) = 0$ вне $[a; b]$;

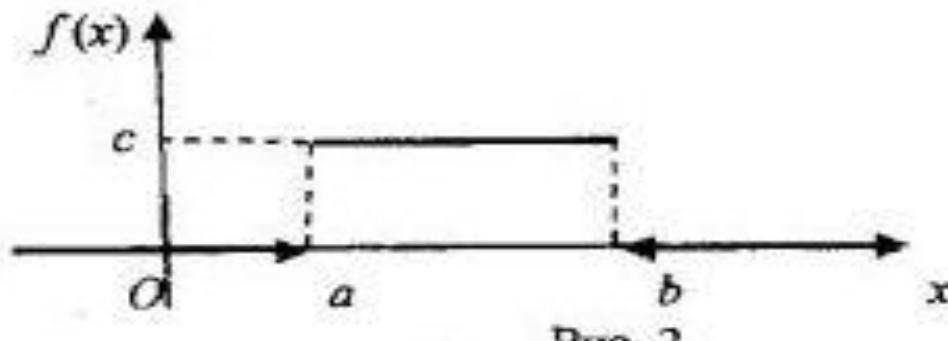


Рис. 2

- 2) нормальное распределение (рис. 3),

если $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$ для $x \in R$.

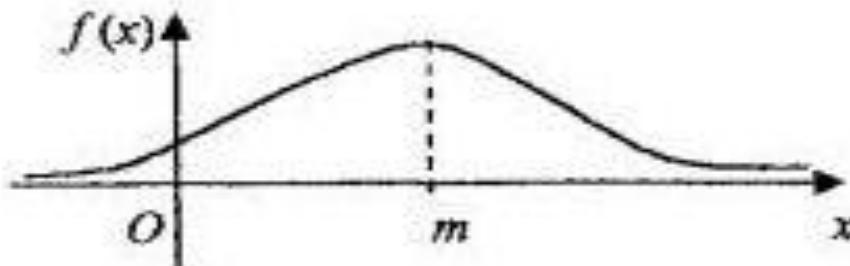


Рис. 3

3. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ

Определение 6. Математическим ожиданием $M(X)$ непрерывной случайной величины X называется число, вычисляемое по формуле:

$$M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

при условии, что этот интеграл сходится.

Свойства математического ожидания:

1. $M(C) = C$, где C – постоянная величина;
2. $M(CX) = C \cdot M(X)$, где C – постоянная величина;
3. $M(X_1 + X_2) = M(X_1) + M(X_2)$.

Определение 7. Дисперсией $D(X)$ непрерывной случайной величины X называется математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины X от ее математического ожидания, то есть

$$D(X) = M(X - M(X))^2.$$

Свойства дисперсии:

1. $D(C) = 0$, где C – постоянная величина;
2. $D(CX) = C^2 \cdot D(X)$, где C – постоянная величина;
3. $D(X_1 + X_2) = D(X_1) + D(X_2)$;
4. Дисперсия вычисляется по формуле

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(X))^2 f(x) dx$$

или

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx - (M(X))^2.$$

Свойства дисперсии:

1. $D(C) = 0$, где C – постоянная величина;
2. $D(CX) = C^2 \cdot D(X)$, где C – постоянная величина;
3. $D(X_1 + X_2) = D(X_1) + D(X_2)$;
4. Дисперсия вычисляется по формуле

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(X))^2 f(x) dx$$

или

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx - (M(X))^2.$$

Определение 8. Средним квадратическим отклонением непрерывной случайной величины X называется число, вычисляемое по формуле:

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}.$$

Замечание 2. Числа $D(X)$, $\sigma(X)$ характеризуют степень разброса значений случайной величины X около ее математического ожидания.

4. ЗАДАЧИ С РЕШЕНИЯМИ

Задача 1. Случайная величина X задана функцией распределения (интегральной функцией):

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \leq -1, \\ \frac{3}{4}x + \frac{3}{4}, & \text{если } -1 < x \leq \frac{1}{3}, \\ 1, & \text{если } x > \frac{1}{3}. \end{cases}$$

Найдите вероятность того, что в результате испытания величина X примет значение, заключенное в интервале $\left(0; \frac{1}{3}\right)$.

Решение. Используя формулу

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a),$$

находим:

$$P\left(0 < X < \frac{1}{3}\right) = F\left(\frac{1}{3}\right) - F(0) = \left(\frac{3}{4} \cdot \frac{1}{3} + \frac{3}{4}\right) - \left(\frac{3}{4} \cdot 0 + \frac{3}{4}\right) =$$

$$= \frac{1}{4} + \frac{3}{4} - \frac{3}{4} = \frac{1}{4}.$$

Ответ: $\frac{1}{4}$.

Задача 2. Случайная величина X задана функцией плотности (дифференциальной функцией):

$$f(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \in (-\infty; 1) \\ cx, & \text{если } x \in [1; 3], \\ 0, & \text{если } x \in (3; +\infty). \end{cases}$$

- Найдите:
- параметр c ;
 - $F(x)$ и постройте ее график;
 - $P(2 < X < 5)$;
 - $M(X)$ и $D(X)$.

Решение. а) Функция $f(x)$ обладает свойством:

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

Поэтому, так как

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^3 cx dx + \int_3^{+\infty} 0 dx = \frac{cx^2}{2} \Big|_1^3 = \frac{c(9-1)}{2} = 4c,$$

то $4c=1$. Следовательно, $c=1/4$.

$$\text{Значит, } f(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \in (-\infty; 1) \\ \frac{1}{4}x, & \text{если } x \in [1; 3], \\ 0, & \text{если } x \in (3; +\infty). \end{cases}$$

б) Известно, что

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$$

Поэтому,

если $x \leq 1$, то

$$F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0;$$

если $1 < x \leq 3$, то

$$F(x) = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^x \frac{1}{4} x dx = \frac{1}{4} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_1^x = \frac{1}{8} (x^2 - 1);$$

если $x > 3$, то

$$F(x) = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^3 \frac{1}{4} x dx + \int_3^x 0 dx = \frac{1}{4} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_1^3 = \frac{1}{8} (9 - 1) = 1.$$

Итак, получили:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \leq 1, \\ \frac{1}{8} (x^2 - 1), & \text{если } 1 < x \leq 3, \\ 1, & \text{если } x > 3. \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \leq 1, \\ \frac{1}{8}(x^2 - 1), & \text{если } 1 < x \leq 3, \\ 1, & \text{если } x > 3. \end{cases}$$

График функции $F(x)$ изображен на рис. 4.

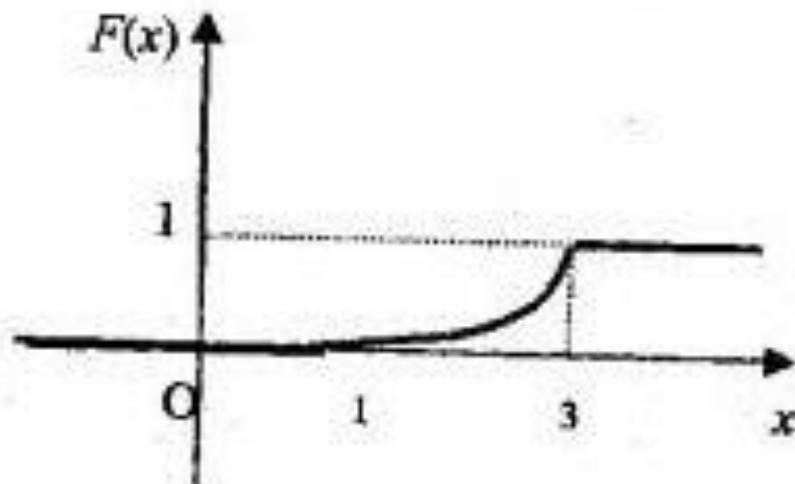


Рис. 4

в) $P(2 < X < 5) = F(5) - F(2) = 1 - \frac{1}{8} \cdot (2^2 - 1) = \frac{5}{8}.$

Эту же вероятность можно вычислить другим способом, используя функцию $f(x)$:

$$P(2 < X < 5) = \int_2^5 f(x)dx = \int_2^3 \frac{1}{4}xdx + \int_3^5 0dx =$$

$$= \frac{1}{8}x^2 \Big|_2^3 + 0 = \frac{1}{8} \cdot (9 - 4) = \frac{5}{8}.$$

г) $M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x)dx = \int_{-\infty}^1 x \cdot 0dx + \int_1^3 x \cdot \frac{1}{4}xdx + \int_3^{+\infty} x \cdot 0dx =$

$$= \frac{1}{4} \int_1^3 x^2 dx = \frac{x^3}{12} \Big|_1^3 = \frac{1}{12} \cdot (27 - 1) = \frac{13}{6};$$

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot f(x)dx - (M(X))^2 = \frac{1}{4} \int_1^3 x^3 dx - \left(\frac{13}{6}\right)^2 =$$

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot f(x) dx - (M(X))^2 = \frac{1}{4} \int_1^3 x^3 dx - \left(\frac{13}{6}\right)^2 =$$

$$= \frac{x^4}{16} \Big|_1^3 - \frac{169}{36} = \frac{81-1}{16} - \frac{169}{36} = 5 - \frac{169}{36} = \frac{180-169}{36} = \frac{11}{36}.$$

Ответ. а) $c = \frac{1}{4}$;

б) $F(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \in (-\infty; 1], \\ \frac{1}{8}(x^2 - 1), & \text{если } x \in (1; 3], \\ 1, & \text{если } x \in (3; +\infty), \end{cases}$ см. рис. 2;

в) $P(2 < X < 5) = \frac{5}{8};$

г) $M(X) = \frac{13}{6}; D(X) = \frac{11}{36}.$

Задача 3. Случайная величина X задана интегральной функцией:

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

Найдите вероятность того, что в результате четырех испытаний величина X три раза примет значение, принадлежащее промежутку $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$.

Решение. Найдем вероятность попадания случайной величины X в интервал $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$ при одном испытании по формуле:

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a).$$

В данном случае получим:

В данном случае получим:

$$P = P\left(0 < X < \frac{\pi}{6}\right) = F\left(\frac{\pi}{6}\right) - F(0) = \sin \frac{\pi}{6} - 0 = \frac{1}{2}.$$

Далее, используя формулу Бернулли

$$P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m},$$

вычислим вероятность того, что при четырех испытаниях ($n = 4$) случайная величина X три раза ($m = 3$) попадет в промежуток $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$. Причем при каждом испытании вероятность попасть в интервал $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$ остается равной $p = \frac{1}{2}$.

Тогда вероятность не попасть в этот интервал вычисляется по формуле:

В данном случае получим:

$$P = P\left(0 < X < \frac{\pi}{6}\right) = F\left(\frac{\pi}{6}\right) - F(0) = \sin \frac{\pi}{6} - 0 = \frac{1}{2}.$$

Далее, используя формулу Бернулли

$$P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m},$$

вычислим вероятность того, что при четырех испытаниях ($n = 4$) случайная величина X три раза ($m = 3$) попадет в промежуток $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$. Причем при каждом испытании вероятность попасть в интервал $\left(0; \frac{\pi}{6}\right)$ остается равной $p = \frac{1}{2}$.

Тогда вероятность не попасть в этот интервал вычисляется по формуле:

$$q = 1 - p = \frac{1}{2}.$$

Следовательно, получаем:

$$P_4(3) = C_4^3 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^3 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^1 = C_4^3 \cdot \frac{1}{16} = \frac{4}{16} = \frac{1}{4}.$$

Отв ст: $\frac{1}{4}$.

§ 6. НЕКОТОРЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НЕПРЕРЫВНЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

1. РАВНОМЕРНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

Определение 1. *Равномерным* называется распределение таких непрерывных случайных величин, все значения которых лежат на некотором интервале $(a; b)$ и плотность распределения вероятностей задается формулой:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq a, \\ \frac{1}{b-a} & \text{при } a < x < b, \\ 0 & \text{при } x \geq b \end{cases}$$

График функции $f(x)$ изображен на рис. 1.

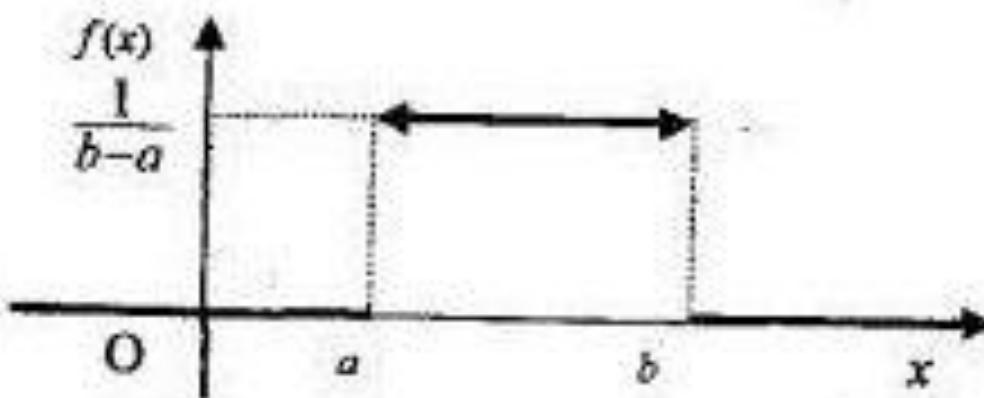


Рис. 1

Функция распределения вероятностей таких случайных величин задается формулой:

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

График функции $F(x)$ изображен на рис. 2.

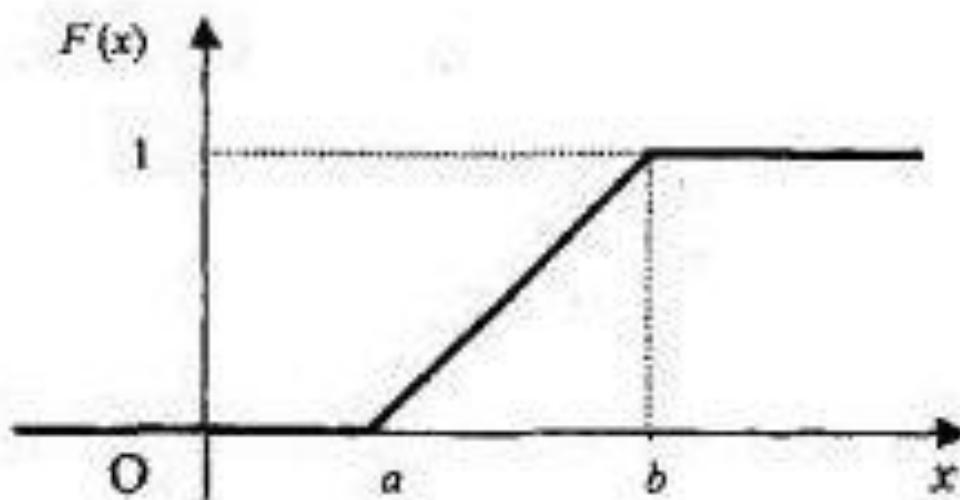


Рис. 2

Числовые характеристики непрерывной случайной величины X , равномерно распределенной в интервале (a, b) , вычисляются по формулам:

$$M(X) = \frac{a+b}{2}, \quad D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}, \quad \sigma(X) = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}.$$

$$M(X) = \frac{a+b}{2}, \quad D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}, \quad \sigma(X) = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}.$$

Вероятность попадания величины X в промежуток $(a_1; a_2)$, где $(a_1; a_2) \subset (a, b)$, вычисляется по формуле:

$$P(a_1 < X < a_2) = \frac{a_2 - a_1}{b - a}.$$

2. ПОКАЗАТЕЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

Определение 2. Показательным (или экспоненциальным) называется распределение таких непрерывных случайных величин, у которых функция плотности распределения вероятностей задается формулой:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 0, \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{при } x \geq 0, \end{cases}$$

где λ – некоторое постоянное положительное число (см. рис. 3).

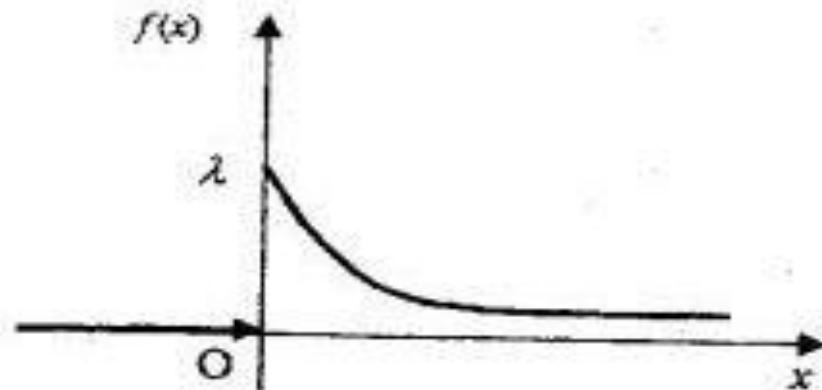


Рис. 3

Функция распределения $F(x)$ таких случайных величин задается формулой:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 0, \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{при } x \geq 0 \end{cases}$$

(см. рис. 4).

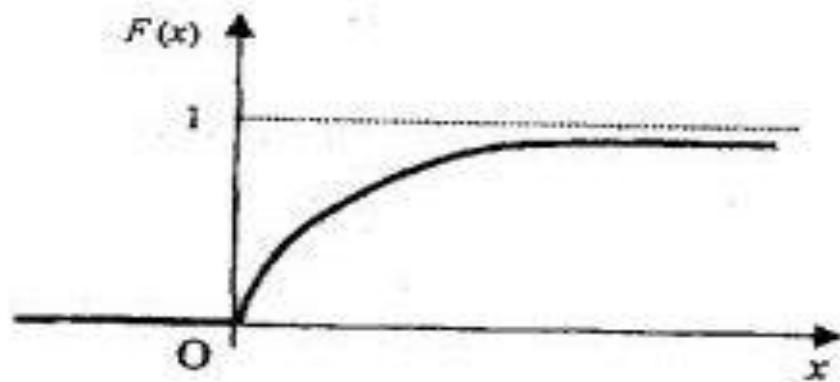


Рис. 4

Для непрерывной случайной величины X , имеющей показательное распределение вероятностей, числовые характеристики вычисляются по формулам:

$$M(X) = \frac{1}{\lambda}, \quad D(X) = \frac{1}{\lambda^2}, \quad \sigma(X) = \frac{1}{\lambda}.$$

Вероятность попадания величины X в интервал $(a; b)$ вычисляется по формуле:

$$P(a < X < b) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}.$$

3. НОРМАЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

Определение 3. *Нормальным* называется распределение вероятностей тех непрерывных случайных величин, у которых плотность распределения задается формулой:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}},$$

где $m, \sigma > 0$ – некоторые числа.

График функции $f(x)$ изображен на рис. 5.

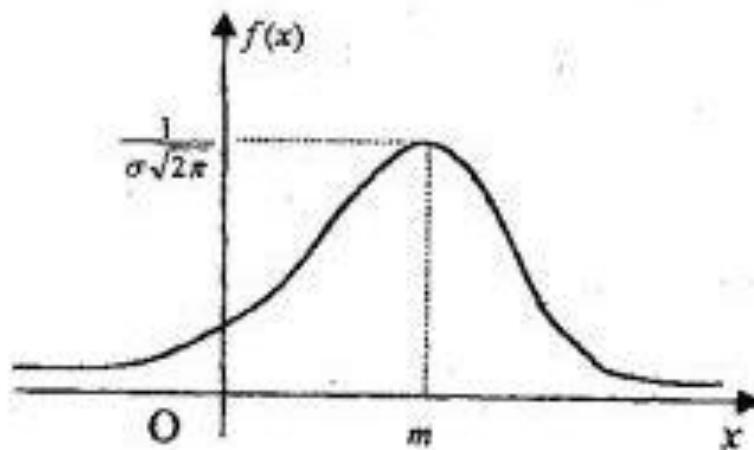


Рис. 5

В случае нормального закона распределения функция распределения вероятностей вычисляется по формуле:

В случае нормального закона распределения функция распределения вероятностей вычисляется по формуле:

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right) + \frac{1}{2},$$

где $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-t^2/2} dt$ — функция Лапласа (или интеграл вероятностей, или функция ошибок).

З а м е ч а н и е. Функция $\Phi(x)$ является нечетной. Таблица 2 ее значений при $x > 0$ дана в приложении. Для $x > 5$ можно считать $\Phi(x) \approx \frac{1}{2}$. График функции $\Phi(x)$ изображен на рис. 6.

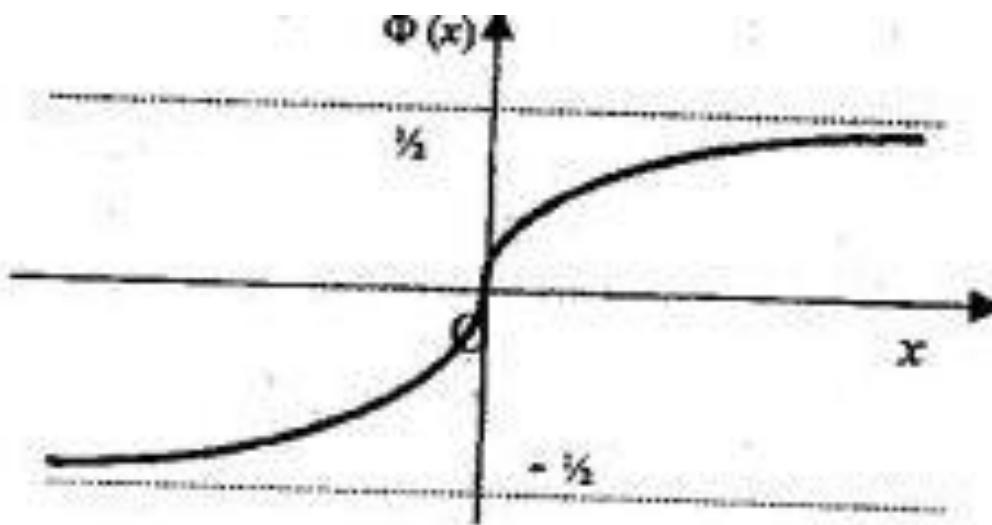


Рис. 6

Числовые характеристики случайной величины X , заданной нормальным законом распределения, вычисляются по формулам:

$$M(X) = m, \quad D(X) = \sigma^2, \quad \sigma(X) = \sigma.$$

Числовые характеристики случайной величины X , заданной нормальным законом распределения, вычисляются по формулам:

$$M(X) = m, \quad D(X) = \sigma^2, \quad \sigma(X) = \sigma.$$

Вероятность того, что случайная величина X примет значение из интервала $(a; b)$, вычисляется по формуле:

$$P(a < X < b) = \Phi\left(\frac{b - m}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - m}{\sigma}\right).$$

Вероятность того, что абсолютная величина отклонения X от ее математического ожидания m меньше положительного числа δ , вычисляется по формуле:

$$P(|X - m| < \delta) = 2 \cdot \Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right).$$

Задача 1. Все значения равномерно распределенной случайной величины X лежат на отрезке $[2; 8]$.

Найдите:

- а) $f(x)$; б) $F(x)$; в) $M(X), D(X), \sigma(X)$; г) $P(3 < X < 5)$

Решение. Воспользовавшись формулами из п.1 при $a = 2$ и $b = 8$, находим:

$$\text{а) } f(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 2, \\ \frac{1}{6} & \text{при } 2 \leq x \leq 8, \\ 0 & \text{при } x > 8; \end{cases} \quad (1)$$

$$\text{б) } F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq 2, \\ \frac{x-2}{6} & \text{при } 2 < x \leq 8, \\ 1 & \text{при } x > 8; \end{cases} \quad (2)$$

$$6) F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq 2, \\ \frac{x-2}{6} & \text{при } 2 < x \leq 8, \\ 1 & \text{при } x > 8; \end{cases} \quad (2)$$

в) $M(X) = \frac{a+b}{2} = \frac{2+8}{2} = 5,$

$$D(X) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{(8-2)^2}{12} = \frac{36}{12} = 3, \quad \sigma(X) = \sqrt{3};$$

г) $P(3 < X < 5) = F(5) - F(3) = \frac{5-2}{6} - \frac{3-2}{6} = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}.$

Ответ: а) формула (1); б) формула (2);

в) $M(X) = 5, \quad D(X) = 3, \quad \sigma(X) = \sqrt{3};$

г) $\frac{1}{3}.$

Задача 2. Цена деления шкалы амперметра равна 0,1 А. Показания округляют до ближайшего целого деления. Найти вероятность того, что при вычислении будет сделана ошибка, превышающая 0,02 А.

Решение. Ошибку округления вычисления можно рассматривать как случайную величину X , которая распределена равномерно в интервале между двумя соседними целыми делениями шкалы.