

ТВиМС-2025

6 июня 2025 г.

Содержание

Содержание	1
1 Теория вероятностей.	3
1.1 Основы теории вероятностей и схема Бернулли.	3
1.1.1 Классическое и геометрическое определение вероятности.	3
1.1.2 Основные комбинаторные формулы.	4
1.1.3 Аксиоматика Колмогорова.	5
1.1.4 Условная вероятность. Независимость. Формулы сложения и умножения.	6
1.1.5 Формула полной вероятности.	8
1.1.6 Формула Байеса.	8
1.1.7 Испытания Бернулли. Формула Бернулли.	9
1.1.8 Пуассоновское приближение для схемы Бернулли. .	10
1.1.9 Локальная теорема Муавра – Лапласа.	10
1.1.10 Интегральная теорема Муавра – Лапласа.	11
1.2 Случайные величины и их распределения.	11
1.2.1 Случайная величина. Функция распределения случайной величины, ее свойства.	11
1.2.2 Непрерывная случайная величина. Плотность распределения, ее свойства. Примеры.	13
1.2.3 Дискретная случайная величина. Способы задания. Примеры.	15
1.2.4 Математическое ожидание и дисперсия. Их свойства.	15
1.2.5 Распределение функций от случайных величин. . .	16
1.2.6 Случайные векторы. Совместные распределения случайных величин. Вычисление распределений компонент.	19

1.2.7	Независимость случайных величин. Коэффициент корреляции.	22
1.2.8	Многомерное нормальное распределение. Плотность (в невырожденном случае), характеристическая функция. Необходимое и достаточное условие независимости компонент.	23
1.2.9	Условное математическое ожидание. Условная плотность. Условная дисперсия.	23
1.2.10	Условные характеристики для нормального вектора.	23
1.3	Предельные теоремы и марковские цепи.	23
1.3.1	Неравенство Чебышева.	23
1.3.2	Типы сходимости в теории вероятностей, связь между ними.	23
1.3.3	Закон больших чисел в форме Чебышева.	23
1.3.4	Характеристические функции случайных величин, их свойства.	23
1.3.5	Формулы обращения для непрерывных и целочисленных случайных величин.	23
1.3.6	Центральная предельная теорема Леви.	23
1.3.7	Цепи Маркова. Определение, матрица переходных вероятностей, матрица перехода за n шагов.	23
1.3.8	Классификация состояний цепи Маркова.	23
1.3.9	Эргодическая теорема.	23
2	Математическая статистика.	24
3	Список вопросов.	25

1 Теория вероятностей.

1.1 Основы теории вероятностей и схема Бернулли.

1.1.1 Классическое и геометрическое определение вероятности.

Определение 1.1.1 (Пространство элементарных событий).

Ω - пространство элементарных событий.

$\omega_1, \omega_2, \dots$ - элементарные события.

$A \subset \Omega$ - случайное событие. $\mathcal{A} = \{A \subset \Omega\}$ - σ -алгебра подмножеств.

Определение 1.1.2 (σ -алгебра событий).

Свойства алгебры событий:

1. $\Omega \in \mathcal{A}$ - достоверное событие.
2. Если $A \in \mathcal{A}$, то $\bar{A} \in \mathcal{A}$
3. \emptyset - невозможное событие.
4. Если A, B - события (т.е. принадлежат \mathcal{A}), то $A \cup B$ и $A \cap B$ - события.

Свойства σ -алгебры событий:

1. Все свойства алгебры событий.
2. Если $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{A}$, то:
 - (a) $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$
 - (b) $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$

Алгебра событий - семейство подмножеств Ω , замкнутое относительно операций конечного объединения, пересечения и дополнения.

σ -алгебра событий - семейство подмножеств Ω , замкнутое относительно операций счетного объединения, пересечения и дополнения.

Минимальная σ -алгебра - это σ -алгебра, из которой при убирании одного любого элемента, перестает быть σ -алгеброй.

Обозначения	Термины	
	теории множеств	теории вероятностей
Ω	Множество, пространство	Пространство элементарных событий, достоверное событие
ω	Элемент множества	Элементарное событие
A, B	Подмножество A, B	Случайное событие A, B
$A + B = A \cup B$	Объединение (сумма) множеств A и B	Сумма случайных событий A и B
$AB = A \cap B$	Пересечение множеств A и B	Произведение событий A и B
\bar{A}	Дополнение множества A	Событие, противоположное для A
$A \setminus B$	Разность множеств A и B	Разность событий A и B
ϕ	Пустое множество	Невозможное событие
$AB = A \cap B = \phi$	Множества A и B не пересекаются (не имеют общих элементов)	События A и B несовместимы
$A = B$	Множества A и B равны	События A и B равносильны
$A \subset B$	A есть подмножество B	Событие A влечет событие B

Рис. 1: Таблица соответствий

Определение 1.1.3 (Классическое определение вероятности).

Пусть $|\Omega| = n$ $P(\omega_i) = \frac{1}{n}$ (т.е. события равновероятны).

$A \subset \Omega$ - событие (подмножество элементарных событий).

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

Следовательно, $0 \leq P(A) \leq 1$.

Определение 1.1.4 (Геометрическое определение вероятности).

Рассматриваем Лебегову σ -алгебру $\rightarrow \text{mes}$ (мера) - существует и конечна.

Мера Лебега - мера, обобщающая понятия длины отрезка, площади фигуры и объёма тела на произвольное n -мерное евклидово пространство.

$$0 < \text{mes}(\Omega) < +\infty$$

$$\text{mes}(\omega_i) = 0$$

$$A \subset \Omega \rightarrow P(A) = \frac{\text{mes}(A)}{\text{mes}(\Omega)}$$

Проще говоря: Ω - плоское, значит у Ω \exists площадь, и она конечна.

$$0 < S(\Omega) < +\infty$$

$$S(\omega_i) = 0$$

$$A \subset \Omega \rightarrow P(A) = \frac{S(A)}{S(\Omega)}$$

1.1.2 Основные комбинаторные формулы.

Определение 1.1.5 (Размещения).

Размещения - способ расположить в определенном порядке некоторого

числа элементов из заданного конечного множества.

Формулы:

1. **Размещения без повторений:** $A_n^k = n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1) = \frac{n!}{(n-k)!}$
2. **Размещения с повторениями:** $U_n^k = n \cdot n \cdot \dots \cdot n = n^k$

Определение 1.1.6 (Сочетания).

Сочетания - способ расположения с несущественной последовательностью выбора некоторого числа элементов из заданного конечного множества.

Формулы:

1. **Сочетания без повторений:** $C_n^k = \frac{A_n^k}{k!} = \frac{n!}{(n-k)! \cdot k!}$
2. **Сочетания с повторениями:** $V_n^k = C_{n+k-1}^{n-1} = \frac{(n+k-1)!}{k! \cdot (n-1)!}$

1.1.3 Аксиоматика Колмогорова.

Определение 1.1.7 (Несовместные события).

События A и B - несовместные $\leftrightarrow A \cap B = AB = \emptyset$.

Т.е. события не могут наступить одновременно.

Определение 1.1.8 (Вероятность как функция).

Ω - пространство элементарных событий.

$\omega_i \in \Omega$ - элементарное событие.

\mathcal{A} - σ -алгебра событий.

Тогда вероятность P - функция на множестве событий: $P : \mathcal{A} \rightarrow [0; 1]$

Со следующими **аксиомами**:

1. $P(\Omega) = 1$
2. $\forall A, B : A \cap B = \emptyset \rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B)$
3. (Счетная аддитивность) $\forall A_1, \dots, A_n \in \mathcal{A} \quad P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$,
причем $A_i A_j = \emptyset$, если $i \neq j$

Из аксиом можно получить данные **следствия**:

1. $P(\emptyset) = 0$
2. $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$
3. $A \subset B \rightarrow P(A) \leq P(B)$

1.1.4 Условная вероятность. Независимость. Формулы сложения и умножения.

Определение 1.1.9 (Условная вероятность).

A, B - события, причем: $P(A) > 0$.

Тогда вероятность события B при условии A :

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

Определение 1.1.10 (Формула умножения).

A, B - события: $P(A) > 0$ и $P(B) > 0$.

Формула умножения: $P(AB) = P(B|A) \cdot P(A) = P(A|B) \cdot P(B)$

Пример:

В колоде 36 карт. На удачу вытащили 2 карты. Какова вероятность, что обе карты - пики?

1. **Классическая вероятность:** $= \frac{C_9^2}{C_{36}^2} = \frac{9 \cdot 8}{36 \cdot 35}$

2. **Формула умножения:** A - первая карта - пики, B - вторая карта - пики. Тогда $P(AB) = P(A) \cdot P(B|A) = \frac{9}{36} \cdot \frac{8}{35}$

Теорема 1.1.1 (Условная вероятность и аксиоматика Колмогорова).

Зафиксируем $A \subset \Omega$: $P(A) \neq 0$.

Тогда $P_A(B)$ - подчиняется аксиоматике Колмогорова, т.е. для нее выполняются те же аксиомы.

□

Доказательство 1ой аксиомы:

$$P_A(\Omega) = \frac{P(\Omega A)}{P(A)}$$

Т.к. $A \subset \Omega$, то $\Omega A = A$

$$\text{Следовательно, } P_A(\Omega) = \frac{P(A)}{P(A)} = 1$$

Доказательство 2ой аксиомы:

Пусть B, C - события: $BC = \emptyset$, тогда:

$$P_A(B \cup C) = \frac{P(A(B \cup C))}{P(A)} = \frac{P(AB \cup AC)}{P(A)}$$

Т.к. $BC = \emptyset$, получаем: $AB \cup AC = ABC = \emptyset$, т.е. события AB и AC - несовместны.

$$\text{Следовательно, } \frac{P(AB \cup AC)}{P(A)} = \frac{P(AB) + P(AC)}{P(A)}$$

$$\text{Значит, } P_A(B \cup C) = \frac{P(AB) + P(AC)}{P(A)}$$

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

$$P_A(C) = \frac{P(AC)}{P(A)}$$

Значит, $P_A(B) + P_A(C) = \frac{P(AB)+P(AC)}{P(A)}$

Итог: $P_A(B \cup C) = \frac{P(AB)+P(AC)}{P(A)} = P_A(B) + P_A(C)$

Зая аксиома доказывается аналогичным образом. ■

Определение 1.1.11 (Независимые события. Попарно независимые события. Независимые в совокупности события).

Пусть A и B - события.

Тогда A и B называют **независимыми событиями** $\leftrightarrow P(AB) = P(A) \cdot P(B)$

Пусть A_1, \dots, A_n - события.

Тогда они **попарно независимы**, если $\forall i \neq j, A_i$ и A_j независимы.

Пусть A_1, \dots, A_n - события.

Тогда они **независимы в совокупности**, если $\forall k \in \overline{[2..n]}$ и \forall набора $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$, выполняется: $P(A_{i_1}A_{i_2}\dots A_{i_k}) = P(A_{i_1})P(A_{i_2})\dots P(A_{i_k})$

Определение 1.1.12 (Формула сложения).

Пусть A, B - события, тогда:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

□

$$P(A \cup B) = P(A\overline{B} \cup AB \cup B\overline{A}) = P(A\overline{B}) + P(AB) + P(B\overline{A})$$

$$A = A\Omega = A(\overline{B} \cup B) = A\overline{B} \cup AB$$

$$B = AB \cup B\overline{A}$$

$$P(A \cup B) = P(A\overline{B}) + P(AB) + P(B\overline{A}) + P(BA) - P(AB) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

$$\text{Итог: } P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$
■

Пусть A, B, C - события.

Аналогично (через разбиения на несовместные), доказывается следующее:

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

Формула сложения в **общем виде**:

A_1, \dots, A_n - события.

$$P(A_1 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) + \dots + (-1)^{r+1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_r \leq n} P(A_{i_1} A_{i_2} \dots A_{i_r}) + \dots + (-1)^n P(\bigcap_{i=1}^n A_i)$$

Если, дополнительно, A_1, \dots, A_n - независимы в совокупности, то:

$$P(\bigcup_{i=1}^n A_i) = 1 - P(\bigcap_{i=1}^n \overline{A_i}) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P(A_i))$$

1.1.5 Формула полной вероятности.

Определение 1.1.13 (Формула полной вероятности).

Разобьем множество элементарных событий Ω на независимые попарно гипотезы $H_1 \dots H_n$.

Т.е. $\Omega = \bigcup_{i=1}^n H_i$ и $\forall i \neq j \rightarrow H_i H_j = \emptyset$.

Причем $\forall i H_i > 0$, иначе объединим эту гипотезу с другой.

Формула полной вероятности: $P(A) = \sum_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)$

□

$$\forall A \in \mathcal{A} \rightarrow P(A) = P(A\Omega) = \bigcup_{i=1}^n (AH_i)$$

По попарной независимости и правилу умножения: $\bigcup_{i=1}^n (AH_i) = \sum_{i=1}^n (AH_i) = \sum_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)$

■

1.1.6 Формула Байеса.

Определение 1.1.14 (Формула Байеса).

Для получения вероятности наступления конкретной гипотезы используется формула Байеса.

A - событие: $P(A) \neq 0$, H_1, \dots, H_i - гипотезы, тогда:

Формула Байеса: $P(H_i|A) = \frac{P(A|H_i) \cdot P(H_i)}{P(A)} = \frac{P(A|H_i) \cdot P(H_i)}{\sum_{j=1}^n P(A|H_j) \cdot P(H_j)}$

1.1.7 Испытания Бернулли. Формула Бернулли.

Определение 1.1.15 (Испытания Бернулли).

Испытания Бернулли - последовательность независимых испытаний с бинарным исходом.

Пространство элементарных событий - набор двоичных слов. Например: Подбрасываются 3 монеты: 0 - решка (неудача), 1 - орел (успех). $P(\text{выпал орел}) = p$ и $P(\text{выпала решка}) = q$.

События:

0 0 0 (вероятность - q^3)
0 0 1 (вероятность - $p \cdot q^2$)
0 1 0 (вероятность - $p \cdot q^2$)
0 1 1 (вероятность - $p^2 \cdot q$)
1 0 0 (вероятность - $p \cdot q^2$)
1 0 1 (вероятность - $p^2 \cdot q$)
1 1 0 (вероятность - $p^2 \cdot q$)
1 1 1 (вероятность - p^3)

Введем дополнительные обозначения:

Пусть S_n - число успехов в n -испытаниях Бернулли, тогда:

$$P(S_n = k) := P_n(k), \forall k \in [0..n]$$

$$P(m_1 \leq S_n \leq m_2) = \sum_{k=m_1}^{k=m_2} P_n(k) \quad \forall m_1 \geq 0, m_2 \leq n, m_1 \leq m_2$$

Тогда легко можно получить **формулу Бернулли**:

1. **Для точного числа успехов:** $P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}$
2. **Для промежутка:** $P(m_1 \leq S_n \leq m_2) = \sum_{k=m_1}^{m_2} C_n^k p^k q^{n-k}$

Лемма 1.1.1 (Наиболее вероятное число успехов).

Число успехов, что наиболее вероятны, ограничено значением $p(n+1) - 1$.
Причем для целого $p(n+1) - 1$ существует два таких числа, а для нецелого - одно.

□

Пусть даны n и p . Найдем k , при котором $P(S_n = k)$ - максимальное.
Сравним $P_n(k)$ и $P_n(k+1)$:

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

Найдем решение неравенства: $\frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{1-p} \geq 1$
 $(n-k)p \geq (k+1)(1-p)$

$$pn - pk \geq k - kp + 1 - p$$

$$k \leq pn + p - 1$$

$$k \leq p(n + 1) - 1$$

Т.к. значения p и n даны, то можно подсчитать значение для k - наиболее вероятного числа успехов.

Рассмотрим два варианта:

1. $p(n + 1) - 1 \in \mathbb{Z}$: два наиболее вероятных числа успехов - k и $k + 1$.
2. $p(n + 1) - 1 \notin \mathbb{Z}$: одно наиболее вероятное значение.

■

1.1.8 Пуассоновское приближение для схемы Бернулли.

Определение 1.1.16 (Пуассоновское приближение).

При фиксированном числе успехов и $n \rightarrow \infty$, верно следующее:

$$C_n^k p^k q^{n-k} \rightarrow \frac{\lambda^k \cdot e^{-\lambda}}{k!}$$

1.1.9 Локальная теорема Муавра – Лапласа.

Теорема 1.1.2 (Локальная теорема Муавра-Лапласа).

Пусть:

1. $x_n = \frac{k-np}{\sqrt{npq}}$: $n, k \rightarrow \infty$, x_n - ограничено.
2. $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}}$ - функция Гаусса.

Тогда:

$$P_n(k) \sim \frac{1}{\sqrt{npq}} \cdot \phi(x_n), \text{ при } n \rightarrow \infty$$

□

1. Пользуемся формулой Стирлинга: $n! \sim e^{-n} n^n \sqrt{2\pi n}$.
2. Пользуемся разложением в ряд Тейлора: $\ln(1 + x) = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} + \dots + (-1)^{n+1} \frac{x^n}{n} + o(x^n)$

Аккуратно расписываем $C_n^k p^k q^{n-k}$. При переходе от факториала к экспоненте необходимо будет прологарифмировать.

■

1.1.10 Интегральная теорема Муавра – Лапласа.

Теорема 1.1.3 (Интегральная теорема Муавра-Лапласа).

Пусть:

1. $x'_n = \frac{k_1 - np}{\sqrt{npq}}$: $n \rightarrow \infty$, k_1 - левая граница интервала.
2. $x''_n = \frac{k_2 - np}{\sqrt{npq}}$: $n \rightarrow \infty$, k_2 - правая граница интервала.
3. $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_0^x e^{-\frac{x^2}{2}} dx$.

Тогда: $P_n(k_1; k_2) = \Phi(x'') - \Phi(x')$

1.2 Случайные величины и их распределения.

1.2.1 Случайная величина. Функция распределения случайной величины, ее свойства.

Определение 1.2.1 (Борелевские множество и σ -алгебра).

Борелевское множество относительно \mathbb{R}^n - элемент $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ (борелевской σ -алгебры относительно \mathbb{R}^n).

Борелевская σ -алгебра относительно \mathbb{R}^n - это система множеств, которое:

1. Содержит все открытые подмножества \mathbb{R}^n (параллелепипед в общем случае; интервал для \mathbb{R}).
2. Замкнута относительно операций счетного объединения, пересечения и дополнения: точки, конкретные параллелепипеды, полуплоскости ... (обычное свойство σ -алгебры).
3. Является минимальной σ -алгеброй: если выкинуть хотя бы один элемент из данного множества, то оно перестает быть σ -алгеброй.

Определение 1.2.2 (Случайная величина).

Случайная величина ξ - есть измеримая функция: $\Omega \rightarrow \mathbb{R}$.

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

Значит, $\forall c \in \mathbb{R} \rightarrow P\{\xi \neq c\} = 0$ или, что $P\{\xi = c\} = 1$.

$\xi = \xi(\omega)$ - **случайная величина**, если функция $\xi(\omega)$ измерима относительно введенной в рассматриваемом множестве Ω вероятности.

Иначе говоря, мы требуем, чтобы для каждого измеримого по Борелю

множества (т.е. являющееся Борелевским множеством) A_ξ значений ξ множество A_ω тех ω , для которых $\xi(\omega) \in A_\xi$ принадлежало множеству \mathcal{A} случайных событий и, следовательно, для него была бы определена вероятность: $P\{\xi \in A_\xi\} = P\{A_\omega\}$.

Т.е. если для любого борелевского множества A_ξ прообраз $A_\omega \in \mathcal{A} \rightarrow \xi$ является случайной величиной.

Если существует хотя бы одно борелевское множество A_ξ , для которого $A_\omega \notin \mathcal{A} \rightarrow \xi$ не является случайной величиной.

В частности, если множество A_ξ совпадает с полупрямой $\xi < x$, то вероятность $P\{A_\omega\}$ есть функция распределения переменного x : $P\{\xi < x\} = P\{A_\omega\} = F(x)$ - функция распределения случайной величины ξ .

Максимально неформальное определение:

Случайная величина - величина, значения которой зависят от случая и для которой определена функция распределения вероятностей.

Примеры:

1. Константа: $\forall \omega \xi(\omega) = a \in \mathbb{R}$
2. Монета: орел +1, решка -1
 $\mathcal{A} = \{\emptyset, O, P, \Omega\}$
 $\xi(O) = 1, \xi(P) = -1, \Omega = \{O, P\}$
 $P(\xi = 1) = \frac{1}{2}, P(\xi = -1) = \frac{1}{2}$
3. Число успехов в испытаниях Бернулли: $\omega \in \Omega$ - наборы длины n из 0 и 1.
4. Ошибки измерений.
5. Срок службы прибора.

Если ξ_1 и ξ_2 являются случайными величинами (т.е. измеримыми относительно введенной вероятности функциями $\xi_1(\omega)$ и $\xi_2(\omega)$), то любая борелевская функция от них также является случайной величиной.

Например: $\zeta = \xi_1 + \xi_2$ измерима относительно введенной вероятности и потому является случайной величиной.

Определение 1.2.3 (Измеримая функция).

Функция ξ называется **измеримой** относительно σ -алгебры \mathcal{A} , если $\forall x \in \mathbb{R}$ все прообразы интервалов $(-\infty, x)$ принадлежат σ -алгебре \mathcal{A} (т.е. являются случайными событиями).

Пусть ξ - **измеримая функция**, тогда:

1. $\xi^{-1}([-\infty, a])$ и $\xi^{-1}([-\infty, b])$ - события.
2. $\xi^{-1}([a, b])$ - есть симметричная разность событий $\rightarrow \xi^{-1}([a, b])$ - тоже событие.

ξ - измерима относительно \mathcal{A} , если $\forall x \in \mathbb{R} \rightarrow \xi^{-1}((-\infty, x)) \in \mathcal{A}$.
 $\xi^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega | \xi(\omega) \in B, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})\}$ и $\xi^{-1}(B) \in \mathcal{A}$.

Определение 1.2.4 (Функция распределения).

Пусть ξ - случайная величина и $x \in \mathbb{R}$ - произвольное вещественное число.

Функция распределения случайной величины ξ - вероятность того, что ξ примет значение, меньшее чем x : $F(x) = P\{\xi < x\} \forall x \in \mathbb{R}$.

$$P\{x_1 \leq \xi < x_2\} = F(x_2) - F(x_1)$$

Случайные величины могут быть заданы на разных пространствах, но их распределения могут совпадать. Это не означает, что сами случайные величины совпадают.

Лемма 1.2.1 (Свойства функции распределения).

Свойства (необходимые и достаточные):

1. $\forall x F(x) \in [0, 1]$.
2. $F(x)$ не убывает.
3. $F(-\infty) = 0$ и $F(+\infty) = 1$.
4. $F(x)$ непрерывна слева в любой точке, имеет предел справа в любой точке.
5. Число разрывов (а именно скачков) $F(x)$ конечно или счетно.

Теорема 1.2.1 (Линейно выпуклая комбинация функций распределения).

Возьмем множество $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n: \sum_{k=1}^n \lambda_k = 1$, а также множество функций распределений $F_1(x), F_2(x), \dots, F_n(x)$.

Тогда $\sum_{k=1}^n \lambda_k F_k(x) = F(x)$ - тоже функция распределения.

1.2.2 Непрерывная случайная величина. Плотность распределения, ее свойства. Примеры.

Определение 1.2.5 (Абсолютно непрерывная С.В.).

Абсолютно непрерывные случайные величины - класс случайных

величин, для которых существует неотрицательная функция $p(x)$, удовлетворяющая при любых x равенству: $F(x) = \int_{-\infty}^x p(z) dz$.

Где $p(z)$ - функция плотности распределения.

Определение 1.2.6 (Плотность абсолютно непрерывной С.В.).

Пусть ξ - абсолютно непрерывная случайная величина, тогда функция распределения ξ можно выразить через функцию плотности распределения: $F(x) = \int_{-\infty}^x p(z) dz$.

Лемма 1.2.2 (Свойства плотности С.В.).

Свойства:

1. $p(x) \geq 0$.
2. $\forall x_1$ и x_2 : $Px_1 \leq \xi \leq x_2 = \int_{x_1}^{x_2} p(z) dz = F(x_2) - F(x_1)$.
3. $\int_{-\infty}^{+\infty} p(z) dz = 1$.

Теорема 1.2.2 (Примеры С.В. абсолютно непрерывного типа).

Примеры распределений:

1. Равномерное:

(а) на $[0, 1]$:

$$p(x) = \begin{cases} 1, & \text{если } x \in (0, 1) \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x, & x \in [0, 1] \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

(b) на $[a, b]$: $a < b$:

$$p(x) = \begin{cases} 1, & \text{если } x \in (a, b) \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a}, & x \in [a, b] \\ 1, & x \geq b \end{cases}$$

2. Показательное (с параметром $\lambda > 0$):

$$p(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases}$$

3. Нормальное (Гауссовское):

(а) Стандартное:

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

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

(b) Общее (с параметрами a и σ^2):

$$p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)$$

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-a)^2}{2\sigma^2}} dt = \frac{1}{\sigma} \Phi\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)$$

1.2.3 Дискретная случайная величина. Способы задания. Примеры.

Определение 1.2.7 (Дискретная С.В.).

Дискретные случайные величины - класс случайных величин, которые могут принимать только конечное или счетное множество значений.

Способы задать дискретную С.В.

1. Построить **ряд распределения**: состоит из x_k и p_k : p_k - вероятность того, что ξ примет значение x_k . Причем $\sum_{i=1}^n p_i = 1$.
2. Задать **функцию распределения**: $F(x) = \sum p_k$ для таких k , при которых $x_k < x$.

Теорема 1.2.3 (Примеры С.В. дискретного вида).

Примеры:

1. Вырожденное: $P(\xi = c) = 1$.
2. Распределение Бернулли (с вероятностью успеха p):
 - (a) $P(\xi = 0) = 1 - p$.
 - (b) $P(\xi = 1) = p$.
3. Биномиальное распределение (с параметрами m и k): $P(\xi = k) = C_m^k p^k (1-p)^{m-k}$, $\forall k \in \overline{[0, m]}$.
4. Равномерное дискретное: $P(\xi = k) = \frac{1}{n}$, $\forall k \in \overline{[0, m]}$.
5. Пуассоновское распределение (с параметром λ): $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$, $k = \{0\} \cup \mathbb{N}$.
6. Геометрическое (с параметром $p \in (0, 1)$): $P(\xi = k) = p(1-p)^k$, $k = \{0\} \cup \mathbb{N}$.

1.2.4 Математическое ожидание и дисперсия. Их свойства.

Определение 1.2.8 (Математическое ожидание).

Лемма 1.2.3 (Свойства математического ожидания).

Определение 1.2.9 (Дисперсия).

Лемма 1.2.4 (Свойства дисперсии).

1.2.5 Распределение функций от случайных величин.

Теорема 1.2.4 (Распределение функций от случайных величин).

Пусть ξ - случайная величина.

$F_\xi(x)$ - функция распределения ξ .

Пусть \exists функция $g(x) : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ (на самом деле из МЗФ ξ , т.е. $g(x) : E(\xi) \rightarrow \mathbb{R}$)

Пусть $\eta = g(\xi)$ - некоторая функция от случайной величины. Тогда:

1. $P\{\eta \in A\} = P\{g(\xi(\omega)) \in A\}$.
2. $P\{\eta < x\} = F_\eta(x)$ - функция распределения для η .

Лемма 1.2.5 ($g(x)$ монотонно возрастает).

Если $g(x)$ монотонно возрастает, то: \exists функция $h(u) = g^{-1}(u)$: $h(u)$ - монотонно возрастающая функция.

Тогда: $h(g(x)) = x \ \forall x$ и $g(h(u)) = u \ \forall u$.

Итог: $P\{g(\xi) < x\} = P\{h(g(\xi)) < h(x)\} = P\{\xi < g^{-1}(x)\} = F_\xi(g^{-1}(x))$
(применили к обеим частям неравенства строго монотонно возрастающую функцию \rightarrow знак не изменился).

Пример:

$g(x) = ax + b, a > 0$, тогда: $g^{-1}(u) = \frac{u-b}{a}$.

Если $\eta = a\xi + b$, то $F_\eta(x) = F_\xi(\frac{x-b}{a})$.

Лемма 1.2.6 ($g(x)$ монотонно убывает).

Если $g(x)$ монотонно убывает, то аналогично \exists функция $h(u) = g^{-1}(u)$: $h(u)$ - монотонно убывающая.

$h(g(x)) = x \ \forall x$ и $g(h(u)) = u \ \forall u$.

Итог: $P\{g(\xi) < x\} = P\{h(g(\xi)) > h(x)\} = P\{\xi > g^{-1}(x)\} = 1 - F_\xi(g^{-1}(x) + 0)$ (предел справа) (знак поменялся).

Пример:

$g(x) = ax + b, a < 0$, тогда: $g^{-1}(u) = \frac{u-b}{a}$.
 Если $\eta = a\xi + b$, то $F_\eta(x) = 1 - F_\xi(\frac{x-b}{a} + 0)$.

Если у ξ есть плотность, то пределы слева и справа совпадают.
 $p_\xi(x) = F'_\xi(x)$ - плотность ξ , тогда:

1. $g(x)$ монотонно возрастает: $F'_\xi(g^{-1}(x)) = \frac{p_\xi(g^{-1}(x))}{g'(g^{-1}(x))}$
2. $g(x)$ монотонно убывает: $F'_\xi(g^{-1}(x)) = \frac{p_\xi(g^{-1}(x))}{-g'(g^{-1}(x))}$

Примеры:

1. Равномерное распределение на $[0, 1]$, $p(x) = \mathbf{1}_{\{0 \leq x \leq 1\}}$ (индикаторная функция).

$g(x) = -\ln(1-x)$ - монотонно возрастающая функция.

$g^{-1}(u) = 1 - e^{-u}, u > 0$.

$$P\{\xi < x\} = \begin{cases} x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

$$\text{Тогда: } P\{g(\xi) < x\} = F_\xi(g^{-1}(x)) = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

2. Нормальное распределение ($a = 0, \sigma = 1$), $p_\xi(x) = \phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$.

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$

$\sigma > 0, a \in \mathbb{R}$: $\eta = \sigma\xi + a \rightarrow g(x) = \sigma x + a$ - монотонно возрастающая функция.

$$p_\eta(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}.$$

Теорема 1.2.5 (Преобразование Смирнова).

Преобразование применимо к случайной величине ее же функции **нормального распределения**.

Пусть $F_\xi(x)$ - строго монотонная функция.

$\eta = F_\xi(x)$. Тогда:

$$F_\eta(x) = F_\xi(F_\xi^{-1}(x)) = x \text{ при } 0 < x < 1.$$

Итог: случайная величина всегда равномерно распределена по отрезку.

Теорема 1.2.6 (Распределение функций случайных векторов).

Пусть $g(\vec{x}) : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^k$. Тогда при наличии совместной плотности:

$$P\{g(\vec{\xi}) \in A\} = P\{\vec{\xi} \in g^{-1}(A)\} = \int \dots \int_{g^{-1}(A)} p_{\vec{\xi}}(t_1, \dots, t_n) dt_n \dots dt_1$$

Пусть $g(\vec{x})$ обратима из $\mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n$, тогда:

$$p_{g(\vec{\xi})}(\vec{x}) = \frac{1}{\det(J(g^{-1}(\vec{x})))} p_{\vec{\xi}}(g^{-1}(\vec{x}))$$

Теорема 1.2.7 (Свертки распределений).

Случайные величины должны подчиняться одному закону распределения, а также быть независимыми.

Лемма 1.2.7 (Свертки для дискретных С.В.).

Пусть X, Y - дискретные независимые случайные величины, тогда свертка в общем виде равна:

$$P\{Z = m\} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} P\{X = k\}P\{Y = m - k\}$$

Примеры:

1. Равномерное распределение: 2 кубика независимо бросают.

$X \sim U[1 : 6], Y \sim U[1 : 6]$ - равномерное дискретное распределение.

$$P\{X = k\} = \frac{1}{6}, P\{Y = k\} = \frac{1}{6}, \forall k \in \overline{[1..6]}$$

$$\begin{aligned} \text{Тогда } P\{X + Y = k\} &= \sum_{m=\max(1, k-6)}^{\min(6, k-1)} P\{X = m, Y = k - m\} = \\ &= \sum_{m=\max(1, k-6)}^{\min(6, k-1)} P\{X = m\}P\{Y = k - m\} \end{aligned}$$

2. Пуассоновское распределение:

$X \sim \text{Pois}(\lambda), Y \sim \text{Pois}(\nu)$ (Пуассоновские распределения с параметрами λ и ν).

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, P\{Y = k\} = \frac{\nu^k e^{-\nu}}{k!}$$

$$\begin{aligned} \text{Тогда } P\{X + Y = k\} &= \sum_{m=0}^k P\{X = m, Y = k - m\} = \sum_{m=0}^k \left(\frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!} \cdot \right. \\ &\left. \frac{\nu^{k-m} e^{-\nu}}{(k-m)!} \right) = \frac{e^{-\nu-\lambda}}{k!} \cdot \sum_{m=0}^k \frac{\lambda^m \nu^{k-m} k!}{m!(k-m)!} = \frac{e^{-(\nu+\lambda)}}{k!} \cdot \sum_{m=0}^k C_k^m \lambda^m \nu^{k-m} = \frac{e^{-(\nu+\lambda)}}{k!} (\lambda + \nu)^k \end{aligned}$$

Лемма 1.2.8 (Свертки для непрерывных С.В.).

Пусть X и Y - абсолютно непрерывные независимые случайные величины, причем $X \sim p_X(x), Y \sim p_Y(y)$, тогда свертка в общем виде равна:

$$\begin{aligned} P\{X+Y < t\} &= \int \int_{x+y < t} p_X(x)p_Y(y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{t-x} p_X(x)p_Y(y) dy dx = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) \int_{-\infty}^{t-x} p_Y(y) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) F_Y(t-x) dx, \text{ где:} \end{aligned}$$

$F_Y(y)$ - функция распределения от плотности $p_Y(y)$.

$$p_Z(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x)p_Y(t-x) dx$$

Примеры:

1. Равномерное распределение на интервале:

$$X \sim U[0, 1] \text{ и } Y \sim U[0, 1].$$

$p_X(x) = \mathbf{1}_{\{0 \leq x \leq 1\}}$ и $p_Y(y) = \mathbf{1}_{\{0 \leq y \leq 1\}}$ - индикаторные функции плотности.

$Z = X + Y$ - хотим найти распределение.

$$\begin{aligned} p_Z(t) &= (p_X * p_Y)(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbf{1}_{\{0 \leq x \leq 1\}} \mathbf{1}_{\{0 \leq t-x \leq 1\}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbf{1}_{\{0 \leq x \leq 1; 0 \leq t-x \leq 1\}} dx = \\ &= \int_{\max(0, t-1)}^{\min(1, t)} 1 dx = \begin{cases} t, & t \in [0, 1] \\ 1 - (t - 1), & t \in [1, 2] \end{cases} \end{aligned}$$

1.2.6 Случайные векторы. Совместные распределения случайных величин. Вычисление распределений компонент.

Определение 1.2.10 (Случайный вектор).

Рассмотрим вероятностное пространство $\{\Omega, \mathcal{A}, P\}$, на котором определены n случайных величин: ξ_1, \dots, ξ_n (функции $\xi_i(\omega)$ - измеримы).

Случайный вектор $\vec{\xi}$ - есть измеримая функция: $\Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$.
 $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ (все $\xi_i(\omega)$ - измеримы).

Определение 1.2.11 (Функция распределения случайного вектора).

Пусть $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ - случайный вектор.

Обозначим через $\{\xi_1 < x_1, \xi_2 < x_2, \dots, \xi_n < x_n\}$ множество тех элементарных событий ω , для которых одновременно выполняются все неравенства: $\xi_1(\omega) < x_1, \xi_2(\omega) < x_2, \dots, \xi_n(\omega) < x_n$

Событие $\{\xi_1 < x_1, \xi_2 < x_2, \dots, \xi_n < x_n\}$ - это произведение событий $\xi_k(\omega) < x_k, 1 \leq k \leq n$.

Следовательно, оно принадлежит множеству \mathcal{A} : $\{\xi_1 < x_1, \xi_2 < x_2, \dots, \xi_n < x_n\} \in \mathcal{A}$.

Таким образом, при любом наборе чисел x_1, x_2, \dots, x_n определена вероятность $F_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{\xi_1 < x_1, \xi_2 < x_2, \dots, \xi_n < x_n\}$ - **n -мерная функция распределения** случайного вектора (или **функция совместного распределения**) $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$.

В евклидовом пространстве, функция распределения даст вероятность попадания точки (ξ_1, \dots, ξ_n) , которая попадает в угол n -мерного параллелепипеда x_1, x_2, \dots, x_n с ребрами, параллельным осям координат.

Определение 1.2.12 (Совместное распределение).

Совместная распределение - это распределение совместных исходов $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$, образованных из нескольких случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$.

Пример: если случайная величина ξ_1 - результат кидания первой игровой кости, а случайная величина ξ_2 - результат кидания другой игровой кости, то вектор (ξ_1, ξ_2) совместного кидания игровых костей является составной величиной и имеет совместное распределение.

Т.е. **совместное распределение** - множество вероятностей, которые получаются путем приема функций (компонент вектора) случайных величин конкретных значений.

Определение 1.2.13 (Маргинальная функция распределения).

Если функция распределения принимает такой вид: $F_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_{n-1}, \infty)$, то будет выполнена следующая система неравенств:

$$\xi_1 < x_1, \xi_2 < x_2, \dots, \xi_{n-1} < x_{n-1}$$

Т.е. произойдет переход от n -мерной функции распределения к $n - 1$ -мерной. Такие функции распределения $F_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_{n-1}, \infty)$ называются **маргинальными**.

Они необходимы для получения распределений отдельных компонент случайного вектора (свести вектор к функции распределения для отдельной компоненты: все остальные взять за ∞).

Лемма 1.2.9 (Свойства многомерной функции распределения).

С помощью функции распределения легко вычислить вероятность того, что точка (ξ_1, \dots, ξ_n) окажется внутри параллелепипеда:

$a_i \leq \xi_i < b_i$ ($i \in [1..n]$) (через формулу включения-исключения).

Для **двумерного** случая:

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

Дополнительные свойства:

1. Неубывание по каждой из компонент.
2. Непрерывность слева по каждой из компонент.
3. $\lim_{x_k \rightarrow +\infty} F_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_n) = 1$.
4. $\lim_{x_k \rightarrow -\infty} F_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_n) = 0$.

Определение 1.2.14 (Абсолютно непрерывный случайный вектор).

$\vec{\xi}$ - **абсолютно непрерывный** случайный вектор, если \exists функция $p(x_1, x_2, \dots, x_n): \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^+$.

$$F_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} p_{\vec{\xi}}(t_1, \dots, t_n) dt_n \dots dt_1.$$

Где $p_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ - **совместная функция плотности**.

$$p_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{\partial^n F(x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n}$$

Лемма 1.2.10 (Свойства совместной функции плотности).

Если $F_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} p_{\vec{\xi}}(t_1, \dots, t_n) dt_n \dots dt_1$, то:

$p_{\vec{\xi}}(t_1, t_2, \dots, t_n)$ - **совместная функция плотности**, со следующими свойствами:

1. $p_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) \geq 0$.

$$2. \int \dots \int_{\mathbb{R}^n} p_{\vec{\xi}}(t_1, \dots, t_n), dt_n \dots dt_1 = 1.$$

Плотность i -ой компоненты вычисляется путем интегрирования по всем остальным переменным:

$$p_{\xi_i}(x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} p(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n), dx_1 \dots dx_{i-1}, dx_{i+1} \dots dx_n$$

Плотность распределения i -ой компоненты при условии j -ой вычисляется по формуле:

$$p_{\xi_i|\xi_j=y}(x) = \frac{\int \dots \int p(x_1, \dots, x_i, \dots, y, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_{j-1} dx_{j+1} \dots dx_n}{p_{\xi_j}(y)}$$

$$\text{Для двумерного случая: } p_{\xi_i|\xi_j=y}(x) = \frac{p_{\xi_i, \xi_j}(x, y)}{p_{\xi_j}(y)}$$

Условная плотность описывает "сечение" совместного распределения при фиксированном значении $\xi_j = y$. Это позволяет рассуждать о распределении ξ_i , когда мы точно знаем значение ξ_j .

Условное распределение именно "отсекает" срез совместного распределения при фиксированном значении одной переменной и нормирует его для получения плотности.

Определение 1.2.15 (Дискретный случайный вектор).

$\vec{\xi}_i$ - **дискретный** случайный вектор, если множество его возможных значений конечно или счетно.

Из определения следует, что случайный вектор является дискретным тогда и только тогда, когда все его компоненты $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ - дискретные случайные величины.

Лемма 1.2.11 (Таблица распределения двумерного дискретного вектора).

Двумерный дискретный случайный вектор можно задать через **таблицу распределения**:

Пусть векторы (a_1, a_2, \dots, a_n) и (b_1, b_2, \dots, b_m) - значения, что принимают компоненты (случайные величины) двумерного случайного вектора.

Тогда ячейка таблицы совместного распределения примет вид: $p_{kl} = P(\xi = a_k, \eta = b_l)$.

Причем $\sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^m p_{kl} = 1$.

Правила заполнения:

1. По строкам откладываются принимаемые значения одной случайной величины, по столбцам - другой.
2. Внутри - заданы совместные вероятности: сумма всех совместных вероятностей равна единице.

Распределение компонент получается суммированием по конкретным строкам или столбцам таблицы.

$P\{X = X_i\} = \sum_j P\{X = X_i, Y = Y_j\}, i = 1, \dots, n$ - для случайных величин X и Y .

Условная вероятность определяется следующим образом:

$$P\{Y = Y_j | X = X_i\} = \frac{P\{X=X_i, Y=Y_j\}}{P\{X=X_i\}}$$

1.2.7 Независимость случайных величин. Коэффициент корреляции.

Определение 1.2.16 (Независимость случайных величин).

Случайные величины $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ **независимы** \leftrightarrow если для любой группы $\xi_{i_1}, \xi_{i_2}, \dots, \xi_{i_k}$ этих величин имеет место равенство:

$$P\{\xi_{i_1} < x_{i_1}, \xi_{i_2} < x_{i_2}, \dots, \xi_{i_k} < x_{i_k}\} = P\{\xi_{i_1} < x_{i_1}\} P\{\xi_{i_2} < x_{i_2}\} \dots P\{\xi_{i_k} < x_{i_k}\}$$

При произвольных $x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_k}$ и любом $k: 1 \leq k \leq n$.

В терминах функций распределения (для произвольной группы x_1, x_2, \dots, x_n): $F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_1(x_1)F_2(x_2)\dots F_n(x_n)$, где: $F_k(x_k)$ - функция распределения величины ξ_k .

Для **дискретных** случайных величин:

$$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n - \text{независимы} \leftrightarrow P\{\xi_1 = x_1, \xi_2 = x_2, \dots, \xi_n = x_n\} = P\{\xi_1 = x_1\} P\{\xi_2 = x_2\} \dots P\{\xi_n = x_n\}$$

Для **абсолютно непрерывных** случайных величин:

$$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n - \text{независимы} \leftrightarrow p(x_1, x_2, \dots, x_n) = p_{\xi_1}(x_1)p_{\xi_2}(x_2)\dots p_{\xi_n}(x_n)$$

- 1.2.8 Многомерное нормальное распределение. Плотность (в невырожденном случае), характеристическая функция. Необходимое и достаточное условие независимости компонент.
- 1.2.9 Условное математическое ожидание. Условная плотность. Условная дисперсия.
- 1.2.10 Условные характеристики для нормального вектора.
- 1.3 Предельные теоремы и марковские цепи.
 - 1.3.1 Неравенство Чебышева.
 - 1.3.2 Типы сходимости в теории вероятностей, связь между ними.
 - 1.3.3 Закон больших чисел в форме Чебышева.
 - 1.3.4 Характеристические функции случайных величин, их свойства.
 - 1.3.5 Формулы обращения для непрерывных и целочисленных случайных величин.
 - 1.3.6 Центральная предельная теорема Леви.
 - 1.3.7 Цепи Маркова. Определение, матрица переходных вероятностей, матрица перехода за n шагов.
 - 1.3.8 Классификация состояний цепи Маркова.
 - 1.3.9 Эргодическая теорема.

2 Математическая статистика.

3 Список вопросов.

1. Классическое и геометрическое определение вероятности.
2. Основные комбинаторные формулы.
3. Аксиоматика Колмогорова.
4. Условная вероятность. Независимость. Формулы сложения и умножения.
5. Формула полной вероятности.
6. Формула Байеса.
7. Испытания Бернулли. Формула Бернулли.
8. Пуассоновское приближение для схемы Бернулли.
9. Локальная теорема Муавра – Лапласа.
10. Интегральная теорема Муавра – Лапласа.
11. Случайная величина. Функция распределения случайной величины, ее свойства.
12. Непрерывная случайная величина. Плотность распределения, ее свойства. Примеры.
13. Дискретная случайная величина. Способы задания. Примеры.
14. Математическое ожидание и дисперсия. Их свойства.
15. Распределение функций от случайных величин.
16. Случайные векторы. Совместные распределения случайных величин. Вычисление распределений компонент.
17. Независимость случайных величин. Коэффициент корреляции.
18. Многомерное нормальное распределение. Плотность (в невырожденном случае), характеристическая функция. Необходимое и достаточное условие независимости компонент.
19. Неравенство Чебышева.
20. Типы сходимости в теории вероятностей, связь между ними.
21. Закон больших чисел в форме Чебышева.
22. Характеристические функции случайных величин, их свойства.
23. Формулы обращения для непрерывных и целочисленных случайных величин.
24. Центральная предельная теорема Леви.
25. Условное математическое ожидание. Условная плотность. Условная дисперсия.
26. Условные характеристики для нормального вектора.
27. Цепи Маркова. Определение, матрица переходных вероятностей, матрица перехода за n шагов.
28. Классификация состояний цепи Маркова.
29. Эргодическая теорема.
30. Задачи математической статистики. Оценка параметров, проверка

гипотез.

31. Основные выборочные характеристики.
32. Эмпирическая функция распределения. Теорема Гливенко-Кантелли.
33. Свойства статистических оценок (с примерами и доказательствами).
34. Оценивание по методу максимального правдоподобия.
35. Регулярный эксперимент. Неравенство Рао – Крамера.
36. Оценивание по методу моментов.
37. Распределение функций от нормальной выборки. Лемма Фишера.
38. Доверительные интервалы для параметров нормального распределения.
39. Проверка гипотез: понятие ошибок I и II рода, уровень значимости, мощность критерия; критическая область; простые и сложные гипотезы.
40. Проверка простой гипотезы по методу хи-квадрат.
41. Проверка согласия с помощью критерия Колмогорова.
42. Постановка задачи линейной регрессии. Метод наименьших квадратов.
43. Несмещенная оценка дисперсии в задаче линейной регрессии.