

Московский физико-технический институт
Физтех-школа прикладной математики и информатики

ОСНОВЫ ВЕРОЯТНОСТИ И ТЕОРИИ МЕРЫ
III СЕМЕСТР

Лектор: *Джендер*

h\nu

Автор: *Киселев Николай*
Репозиторий на Github

осень 2025

Содержание

1 Введение	2
1.1 Определения	2
1.2 Распределение случайных величин	3
1.2.1 Равномерное распределение	3
1.2.2 Распределение Бернулли	3
1.2.3 Биномиальное распределение	3
1.2.4 Геометрическое распределение	3
1.3 Математическое ожидание	4
2 Теория Меры	8
2.1 Меры Жордана и Лебега	11

1 Введение

1.1 Определения

Определение 1.1. В рамках Основы Вероятности мы будем рассматривать (Ω, P) , где Ω — элементарные события, а $P : 2^\Omega \rightarrow [0, 1]$, которые удовлетворяют следующими свойствами:

1. $|\Omega| \leq \aleph_0$, элементы Ω называются элементарными исходами
2. $\sum_{\omega \in 2^\Omega} P(\omega) = 1$

Определение 1.2. Событие — элемент 2^Ω , $P(A) = \sum_{\omega \in A} P(\{\omega\})$ — вероятность события A .

В дальнейшем будем сокращать $P(\{\omega\})$ как $P(\omega)$.

Замечание. P обладает следующими свойствами

1. $P(\emptyset) = 0$
2. $P(\Omega) = 1$
3. $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$
4. $P(\bigsqcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$

Определение 1.3. Классическая модель — случай, когда все элементарные исходы равновероятны, т.е. $\forall \omega \in \Omega P(\omega) = \frac{1}{|\Omega|}$.

Определение 1.4. $P(A|B)$ — вероятность события A при условии, что произошло событие B .

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

Определение 1.5. (Формула полной вероятности) Пусть $\Omega = \bigsqcup_{i=1}^{\infty} B_i$. Тогда $P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i)P(A|B_i)$.

Определение 1.6. (Формула Байеса)

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

Замечание.

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

Определение 1.7. События A, B называются независимыми, если $P(AB) = P(A)P(B)$

Определение 1.8. События A_1, \dots называются независимыми в совокупности, если

$$P(A_{i_1} A_{i_2} \dots A_{i_k}) = P(A_{i_1})P(A_{i_2}) \dots P(A_{i_k})$$

Определение 1.9. (Схема испытаний Бернулли) $\Omega = \{0, 1\}^n$, $P(1) = p$, $P(0) = 1 - p \Rightarrow P(\omega) = p^{\sum w_i}(1 - p)^{n - \sum w_i}$.

Определение 1.10. Отображение $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ — случайная величина.

Соглашение. вместо $\xi(\omega)$ будем писать ω .

Пример. $P(\xi = \sqrt{2})$ вместо $P(\{\omega | \xi(\omega) = \sqrt{2}\})$

1.2 Распределение случайных величин

1.2.1 Равномерное распределение

$x \in Im\xi$	1	2	3	4	5	6
$P(\xi = x)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

1.2.2 Распределение Бернулли

$\Omega = \{0, 1\}, \xi(\omega) = \omega, P(\xi = 1) = p, P(\xi = 0) = 1 - p$. Пишут $\xi \sim Bern(p)$.

1.2.3 Биномиальное распределение

$\Omega = \{0, 1\}^n, \xi(\omega) = \sum \omega_i$ (количество успехов). $P(\xi = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$. Пишут $\xi \sim Bin(n, p)$.

Замечание. Распределение Бернулли — частный случай Биномиального (при $n = 1$)

Теорема 1.1. (Пуассона) Пусть $\xi_n \sim Bin(n, p_n)$ — случайные величины, такие, что $np_n \rightarrow \lambda > 0$. Тогда $P(\xi_n = k) \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$.

Доказательство.

$$P(\xi_n = k) = C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k}$$

Т.к. количество множителей фиксированно, переходим к пределу.

$$\frac{n!}{k!(n-k)!} p_n^k (1 - p_n)^{n-k} = \frac{(np_n)^k}{k!} \cdot 1 \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdot \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \frac{(1-p_n)^n}{(1-p_n)^k} \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

□

Определение 1.11. Распределение, задаваемого формулой $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ называется распределением Пуассона и пишется $Pois(\lambda)$

1.2.4 Геометрическое распределение

$$\Omega = \{0^k 1 | k \in \mathbb{N}\} P(\xi = k) = (1 - p)^k p$$

По сути, $\xi(\omega)$ — количество нулей перед первой единицей.

1.3 Математическое ожидание

Определение 1.12. Пусть ξ — случайная величина. $\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega)$

Замечание. Ряд должен сходиться абсолютно, т.к. элементы Ω можно суммировать в разном порядке.

Утверждение 1.1. $\mathbb{E}(\alpha\xi + \beta\eta) = \alpha\mathbb{E}\xi + \beta\mathbb{E}\eta$.

Доказательство.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}((\alpha\xi + \beta\eta)) &= \sum_{\omega \in \Omega} (\alpha\xi + \beta\eta)(\omega)|P(\omega) = \sum_{\omega \in \Omega} (\alpha\xi(\omega) + \beta\eta(\omega))P(\omega) = \\ &= \sum_{\omega \in \Omega} \alpha\xi(\omega)P(\omega) + \sum_{\omega \in \Omega} \beta\eta(\omega)P(\omega) = \mathbb{E}\xi + \mathbb{E}\eta\end{aligned}$$

□

Утверждение 1.2. $\xi \leq \eta \Rightarrow \mathbb{E}\xi \leq \mathbb{E}\eta$.

Утверждение 1.3. $|\mathbb{E}\xi| \leq E|\xi|$.

Доказательство.

$$\mathbb{E}|\xi| = \sum_{\omega \in \Omega} |\xi(\omega)|P(\omega)$$

Т.к. $-|\xi| \leq \xi \leq |\xi| \Rightarrow -\mathbb{E}|\xi| \leq \mathbb{E}\xi \leq \mathbb{E}|\xi| \Rightarrow |\mathbb{E}\xi| \leq \mathbb{E}|\xi|$

□

Утверждение 1.4. $\xi = c \leq E\xi = c$.

Доказательство.

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega) = \mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} cP(\omega) = \mathbb{E}\xi = c \sum_{\omega \in \Omega} P(\omega) = c$$

□

Утверждение 1.5. $\mathbb{E}\xi = \sum_{x \in \text{Im } \xi} x \cdot P(\xi = x)$

Доказательство.

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega) = \sum_{x \in \text{Im } \xi} \sum_{\omega: \xi(\omega)=x} xP(\omega) = \sum_{x \in \text{Im } \xi} x \sum_{\omega: \xi(\omega)=x} P(\omega) = \sum_{x \in \text{Im } \xi} xP(\xi = x)$$

□

Определение 1.13. ξ, η называются независимыми, если события $\{\xi = x_i\}$ и $\{\eta = y_j\}$ независимы

Определение 1.14. ξ_i называются независимыми в совокупности, если события $\{\xi_i = x_i\}$ независимы в совокупности.

Утверждение 1.6. Пусть $\xi_1, \xi_2 \dots \xi_n$ — независимые в совокупности. Тогда

$$\mathbb{E}\xi_1 \xi_2 \dots \xi_n = \mathbb{E}\xi_1 \mathbb{E}\xi_2 \dots \mathbb{E}\xi_n$$

Доказательство.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}\xi_1\xi_2\dots\xi_n &= \sum x_1x_2\dots x_n P(\xi_1 = x_1 \cap \xi_2 = x_2 \cap \dots \cap \xi_n = x_n) = \\ &= \sum x_1x_2\dots x_n P(\xi_1 = x_1)P(\xi_2 = x_2)\dots P(\xi_n = x_n) = \\ &= \left(\sum_{x_1} x_1 P(\xi_1 = x_1) \right) \left(\sum_{x_2} x_2 P(\xi_2 = x_2) \right) \dots \left(\sum_{x_n} x_n P(\xi_n = x_n) \right) \\ &= \mathbb{E}\xi_1\mathbb{E}\xi_2\dots\mathbb{E}\xi_n\end{aligned}$$

□

Определение 1.15. Пусть ξ — случайная величина. Дисперсия $\xi = \text{Var } \xi = \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2$

Утверждение 1.7. $\text{Var } \xi = \mathbb{E}\xi^2 - (\mathbb{E}\xi)^2$

Доказательство.

$$\text{Var } \xi = \mathbb{E}(\xi^2 - 2\xi\mathbb{E}\xi + (\mathbb{E}\xi)^2) = \mathbb{E}\xi^2 - 2(\mathbb{E}\xi)^2 + (\mathbb{E}\xi)^2 = \mathbb{E}\xi^2 - (\mathbb{E}\xi)^2$$

□

Утверждение 1.8. $\text{Var}(c\xi) = c^2 \text{Var } \xi$

Доказательство.

$$\text{Var}(c\xi) = \mathbb{E}(c\xi - \mathbb{E}c\xi)^2 = c^2\mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 = c^2 \text{Var } \xi$$

□

Утверждение 1.9. $\text{Var } \xi = 0 \Leftrightarrow \xi = c$ с вероятностью 1

Доказательство.

$$\text{Var } \xi = 0 \Leftrightarrow \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 = 0 \Leftrightarrow (\xi - \mathbb{E}\xi)^2 \Leftrightarrow \xi = c \text{ с вероятностью 1}$$

□

Определение 1.16. $\text{cov}(\xi, \eta) = \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)(\eta - \mathbb{E}\eta)$.

Замечание. $\text{cov}(\xi, \eta) \leq 0 \Leftrightarrow$ величины растут либо в разных направлениях, либо в одном.

Утверждение 1.10. $\text{cov}(\xi, \eta) = \mathbb{E}\xi\eta - \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta$

Доказательство.

$$\begin{aligned}\text{cov}(\xi, \eta) &= \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)(\eta - \mathbb{E}\eta) = \mathbb{E}(\xi\eta - \eta\mathbb{E}\xi - \xi\mathbb{E}\eta + \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta) = \mathbb{E}(\xi\eta) - (\mathbb{E}\eta\mathbb{E}\xi) - (\mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta) + \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta = \\ &= \mathbb{E}\xi\eta - \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta\end{aligned}$$

□

Утверждение 1.11. $\text{cov}(\xi, \eta) = 0 \Leftrightarrow \xi, \eta \text{ независимые.}$

Замечание. $\text{cov}(\xi, \eta) = \text{cov}(\eta, \xi)$

Замечание. $\text{cov}(\xi, \xi) = \text{Var } \xi$

Замечание. $\text{cov}(\alpha\xi + \beta\eta, \mu) = \alpha\text{cov}(\xi, \mu) + \beta\text{cov}(\eta, \mu).$

Утверждение 1.12. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ — случайные величины, причем $\text{cov}(\xi_i, \xi_j) = 0 \forall i \neq j$. Тогда

$$\text{Var} \left(\sum_i \xi_i \right) = \sum_i \text{Var} \xi_i$$

Доказательство.

$$\text{cov} \left(\sum_i \xi_i, \sum_j \xi_j \right) = \sum_{i,j} \text{cov}(\xi_i, \xi_j) = \sum_i \text{cov}(\xi_i, \xi_i) + \underbrace{\sum_{i \neq j} \text{cov}(\xi_i, \xi_j)}_0 = \sum_i \text{Var} \xi_i$$

□

Определение 1.17. Коэффициент корреляции $\rho(\xi, \eta) = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{\text{Var } \xi} \sqrt{\text{Var } \eta}}$

Определение 1.18. Матрица ковариаций случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ — матрица

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \text{cov}(\xi_1, \xi_1) & \text{cov}(\xi_2, \xi_1) & \dots & \text{cov}(\xi_n, \xi_1) \\ \text{cov}(\xi_1, \xi_2) & \text{cov}(\xi_2, \xi_2) & \dots & \text{cov}(\xi_n, \xi_2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\xi_1, \xi_n) & \text{cov}(\xi_2, \xi_n) & \dots & \text{cov}(\xi_n, \xi_n) \end{pmatrix}$$

То есть $\Sigma_{i,j} = \text{cov}(\xi_i, \xi_j)$.

Утверждение 1.13. Пусть Σ — матрица ковариаций. Тогда

1. Σ неотрицательно определена.
2. Σ не определена положительно тогда и только тогда, когда $\exists x \in \mathbb{R}^n : \sum x_i \xi_i = c$ с вероятностью 1.

Доказательство. 1.

$$\sum_{i,j} x_i \Sigma_{i,j} x_j = \sum_{i,j} x_i x_j \text{cov}(\xi_i, \xi_j) = \text{cov} \left(\sum_i x_i \xi_i, \sum_j x_j \xi_j \right) = \text{Var} \left(\sum_i x_i \xi_i \right) = (*) \geq 0$$

2. Σ не определена положительно тогда и только тогда, когда $(*) = \text{Var} (\sum \xi_i x_i) = 0 \Rightarrow \xi = c$ с вероятностью 1.

□

Утверждение 1.14 (Неравенство Коши-Буняковского-Шварца).

$$|\text{cov}(\xi, \eta)| \leq \sqrt{\text{Var } \xi} \sqrt{\text{Var } \eta}$$

Доказательство. Рассмотрим матрицу ковариаций для $\xi, \eta = \Sigma$. Т.к. она неотрицательно определена, то $|\Sigma| \geq 0$. Причем:

$$\begin{vmatrix} \text{Var } \xi & \text{cov}(\xi, \xi) \\ \text{cov}(\eta, \xi) & \text{Var } \eta \end{vmatrix} = \text{Var } \xi \text{Var } \eta - \text{cov}^2(\xi, \eta) \geq 0$$

□

Утверждение 1.15 (Неравенство Маркова). *Пусть $\xi \geq 0, a > 0$. Тогда:*

$$P(\xi \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}\xi}{a}$$

Доказательство. Пусть $I_{\{\xi \in A\}}(\omega) = \begin{cases} 1, \xi(\omega) \in A \\ 0, \xi(\omega) \notin A \end{cases}$

$$\mathbb{E}\xi = \mathbb{E}(\xi I_{\{\xi \geq a\}} + \xi I_{\{\xi < a\}}) = \mathbb{E}\xi I_{\{\xi \geq a\}} + \mathbb{E}\xi I_{\{\xi < a\}} \geq \mathbb{E}a I_{\{\xi \geq a\}} = a \mathbb{E}I_{\{\xi \geq a\}} = a P(\xi \geq a)$$

$$\frac{\mathbb{E}\xi}{a} \geq P(\xi \geq a)$$

□

Утверждение 1.16 (Неравенство Чебышева). *Пусть $\xi, \mathbb{E}\xi < \infty, \text{Var } \xi < \infty, a > 0$. Тогда:*

$$P(|\xi - \mathbb{E}\xi| > a) \leq \frac{\text{Var } \xi}{a^2}$$

Доказательство.

$$P(|\xi - \mathbb{E}\xi| > a) = P((\xi - \mathbb{E}\xi)^2 > a^2) \leq \frac{\text{Var } \xi}{a^2}$$

□

Теорема 1.2 (Закон Больших Чисел). *Пусть $\{\xi_i\}$ – некоторые случайные величины, для которых выполнено:*

1. $\mathbb{E}\xi_n = \mathbb{E}\xi_1 \forall n$
2. ξ_i попарно некоррелированные
3. $\forall n \text{Var } \xi_n \leq C$.

Тогда

$$\forall \varepsilon > 0 : \forall \varepsilon > 0 : P \left\{ \left| \frac{S_n}{n} - \mathbb{E} \frac{S_n}{n} \right| \right\} \rightarrow 0$$

Доказательство. Положим $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$. Тогда

$$\forall \varepsilon > 0 : P \left\{ \left| \frac{S_n}{n} - \underbrace{\mathbb{E} \frac{S_n}{n}}_{\mathbb{E}\xi_1} \right| \right\} > \varepsilon \leq \frac{\text{Var } \frac{S_n}{n}}{\varepsilon^2} = \frac{\text{Var } S_n}{n^2 \varepsilon^2} = \frac{\sum_{k=1}^n \text{Var } \xi_k + \sum \text{cov}(\xi_i, \xi_j)}{n^2 \varepsilon^2} \leq \frac{C}{n \varepsilon^2} \rightarrow 0$$

□

Теорема 1.3 (Центральная предельная теорема (б/д)). Пусть ξ_n — последовательность независимых в совокупности одинаково распределенных случайных величин с ограниченными математическими ожиданиями и дисперсиями. Тогда $\forall a, b \in [-\infty, +\infty], a < b$:

$$P \left\{ a \leq \frac{S_n - \mathbb{E} S_n}{\sqrt{\text{Var } S_n}} \leq b \right\} \rightarrow_{n \rightarrow \infty} \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

2 Теория Меры

Определение 2.1. Пусть дано некоторое множество Ω . Множество $S \subset 2^\Omega$ называется полукольцом, если:

1. $A, B \in S \Rightarrow A \cap B \in S$
2. $A, B \in S \Rightarrow A \setminus B = \bigsqcup_{k=1}^n A_k, A_k \in S$

Пример. Рассмотрим $\Omega = [0, 1)$. Тогда $S = \{[a, b) | [a, b) \subset \Omega\}$

Определение 2.2. Полуалгебра — такое полукольцо, что $\exists E \in S : \forall A \in S : A \subset E$.

Определение 2.3. Пусть дано некоторое множество Ω . Множество $R \subset 2^\Omega$ называется кольцом, если:

1. $A, B \in R \Rightarrow A \cap B \in R$
2. $A, B \in R \Rightarrow A \Delta B \in R$

Определение 2.4. Алгебра — кольцо, являющееся полуалгеброй

Утверждение 2.1. $\forall \mathcal{X} \subset 2^\Omega \exists$ наименьшее по включению кольцо (алгебра) над \mathcal{X}

Доказательство. Положим $D = \{\text{кольца} \supset \mathcal{X}\}$. Рассмотрим $R = \bigcap_{d \in D} d$ — тоже кольцо (алгебра) над \mathcal{X} .

$$A, B \in R \Rightarrow \forall S \in D : A, B \in S \Rightarrow A \cap B \in S, A \Delta B \in S$$

□

Утверждение 2.2. Пусть S — полукольцо. Тогда $\forall A, B_1, \dots, B_n \in S \exists m, A_1, \dots, A_m \in S$, такие, что

$$A \setminus B_1 \setminus B_2 \setminus \dots \setminus B_n = \bigsqcup_{k=1}^m A_k, A_k \in S, m \in \mathbb{N}$$

Доказательство. Ведем индукцию по n

База: $n = 1$

Переход:

$$A \setminus B_1 \setminus B_2 \setminus \dots \setminus B_n = \left(\bigsqcup_{k=1}^m A_k \right) \setminus B_n = \bigsqcup_{k=1}^m \underbrace{(A_k \setminus B_n)}_{\in S}$$

□

Утверждение 2.3. Пусть S — полукольцо. Тогда $R(S) = \{\bigcup_{k=1}^n A_k \mid n \in \mathbb{N}, A_k \in S\}$. Тогда $R(S)$ — минимальное кольцо, содержащее S .

Доказательство. Пусть \mathcal{R} — наименьшее кольцо, содержащее S . Докажем, что $R(S) = \mathcal{R}$

$R(S) \subset \mathcal{R}$ — очевидно, т.к. любое кольцо включает в себя $R(S)$ как подсистему.

$R(S) \supset \mathcal{R}$ Рассмотрим

$$\bigsqcup_{k=1}^n A_k \cap \bigsqcup_{s=1}^m B_s = \bigsqcup_{k \leq n, s \leq m} \underbrace{(A_k \cap B_s)}_{\in S}$$

Теперь рассмотрим

$$\bigsqcup_{k=1}^n A_k \Delta \bigsqcup_{s=1}^m B_s = \bigsqcup_{k=1}^n (A_k \setminus B_1 \setminus B_2 \setminus \cdots \setminus B_m) \cup \bigsqcup_{s=1}^m (B_s \setminus A_1 \setminus A_2 \setminus \cdots \setminus A_n)$$

□

Утверждение 2.4 (Об общих кирпичах). $\forall A_1, A_2, \dots, A_k \in S \exists B_1, \dots, B_m$ — попарно непересекающиеся множества, такие, что $\forall i = 1, \dots, n \exists \Gamma_i \subset \{1, 2, \dots, m\} : A_i = \bigsqcup_{\gamma \in \Gamma_i} B_\gamma$.

Доказательство. Ведем индукцию по n

База: $n = 1$, берем $m = 1, B_1 = A$.

Переход: известно:

$$A_{n+1} \setminus B_1 \setminus \cdots \setminus B_m = \bigsqcup_j D_j$$

Каждое из множеств $B_s \setminus A_{n+1}$ разобьем по определению, получим множества $B_{s,i}$.
Итого искомые множества: $B_{s,i}, D_j, A_{n+1} \cap B_s$.

□

Определение 2.5. σ -алгебра — такая алгебра, которая замкнута относительно относительно $\bigcap^\infty A_i$

Определение 2.6. δ -алгебра — такая алгебра, которая замкнута относительно относительно $\bigcup^\infty A_i$

Замечание. σ -алгебра и δ -алгебра — это одно и то же

Определение 2.7. σ -кольцо — такое кольцо, которое замкнуто относительно относительно $\bigcap^\infty A_i$

Определение 2.8. δ -кольцо — такая кольцо, которое замкнуто относительно относительно $\bigcup^\infty A_i$

Замечание. σ -кольцо и δ -кольцо — это **НЕ** одно и то же, однако σ -кольцо всегда является δ -кольцом

Пример. Рассмотрим $X = \{A \subset \mathbb{N} \mid |A| < \infty\}$. Оно является δ -кольцом, но не σ (т.к. $\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \{n\} = \mathbb{N} \notin X$).

Определение 2.9. $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ — борелевская σ -алгебра — минимальная по включению алгебра, содержащая все открытые множества

Определение 2.10. Пусть $\mathcal{X} \subset 2^\Omega$. Тогда $m : \mathcal{X} \rightarrow [0, +\infty)$ называется мерой, если она аддитивна, т.е.

$$A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{X}, A_i \cap A_j = \emptyset \Rightarrow m(A_1 \sqcup A_2 \sqcup \dots \sqcup A_n) = \sum_{i=1}^n m(A_i)$$

Определение 2.11. Отображение $m : \mathcal{X} \rightarrow 2^\Omega$ называется субаддитивным, если

$$\forall A_1, A_2, \dots, A_n, A \subset \bigcup_{i=1}^n A_i \Rightarrow m(A) \leq \sum_{i=1}^n m(A_i)$$

Определение 2.12. Отображение $m : \mathcal{X} \rightarrow 2^\Omega$ называется супераддитивным, если

$$\forall A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{X}, A_i \cap A_j = \emptyset, A \supset \bigsqcup_{i=1}^n A_i \Rightarrow m(A) \geq \sum_{i=1}^n m(A_i)$$

Утверждение 2.5. Пусть R — кольцо. Тогда m — мера на R тогда и только тогда, когда m субаддитивна и супераддитивна.

Доказательство. Т.к. следствие \Leftarrow очевидно, докажем только \Rightarrow .

Субаддитивность меры: Пусть $A_1, A_2, \dots, A_n \in R, A \subset \bigcup_{i=1}^n A_i$. По утверждению об общих кирпичах, $\exists B_i : B_i \cap B_j = \emptyset : A_i = \bigsqcup_{s \in \Gamma_i} B_s$. Тогда $m(A) = \sum_{i \in I} m(B_i) \leq \sum_i m(B_i) \leq \sum_{i=1}^n m(A_i)$.

Супераддитивность меры: Пусть $A_1, A_2, \dots, A_n \in R, A \supset \bigsqcup_{i=1}^n A_i$. По утверждению об общих кирпичах, $\exists B_i : B_i \cap B_j = \emptyset : A_i = \bigsqcup_{s \in \Gamma_i} B_s$. Тогда $m(A) = \sum_{i \in I} m(B_i) \geq \sum_{i=1}^n m(A_i)$.

□

Определение 2.13. Мера называется σ -аддитивной, если $\forall A_1, A_2, \dots$ верно:

$$m\left(\bigsqcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} m(A_i)$$

Определение 2.14. Отображение $m : \mathcal{X} \rightarrow 2^\Omega$ называется σ -субаддитивным, если

$$\forall A_1, A_2, \dots, A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \Rightarrow m(A) \leq \sum_{i=1}^{\infty} m(A_i)$$

Определение 2.15. Отображение $m : \mathcal{X} \rightarrow 2^\Omega$ называется σ -супераддитивным, если

$$\forall A_1, A_2, \dots \in \mathcal{X}, A_i \cap A_j = \emptyset, A \supset \bigsqcup_{i=1}^{\infty} A_i \Rightarrow m(A) \geq \sum_{i=1}^{\infty} m(A_i)$$

Утверждение 2.6. Мера $m : S \rightarrow [0, +\infty)$ является σ -аддитивной тогда и только тогда, когда она σ -субаддитивна.

Доказательство.

\Leftarrow Следует из антисимметричности \geqslant .

\Rightarrow Докажем σ -субаддитивность для $A = \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i, A, A_i \in S$. Заменим $A_i \rightarrow A_i \cap A$, тогда $\sum_{i=1}^{\infty} m(A_i)$ не увеличится. Заменим $A_i \rightarrow A_i \setminus \bigcup_{j < i} A_j$. Тогда

□

Утверждение 2.7. Пусть $m : S \rightarrow [0, +\infty)$ — мера. Тогда $\exists! \nu : R(S) \rightarrow [0, +\infty)$, такая, что $\nu|_S = m$. Более того, σ -аддитивность наследуется

Доказательство.

$$R(S) = \left\{ \bigcap_{i=1}^n A_i \mid n \in \mathbb{N}, A_i \in S \right\}$$

Положим $\nu(\bigcup_{i=1}^n A_i) = \sum_{i=1}^n m(A_i)$.

$$\bigcup_{i=1}^n A_i = \bigcup_{i=1}^n B_i$$

$$\bigcup_{i=1}^n A_i = \bigcup_{i=1}^n B_i$$

□

2.1 Меры Жордана и Лебега

Определение 2.16. Пусть S — полуалгебра, $m : S \rightarrow [0, +\infty)$. Тогда внешней мерой Жордана называется функция: $\mu_J^*(A) = \inf_{\bigcup^n A_k \supseteq A} \sum m(A_k), A_k \in S$.

Пример (Мера Жордана не σ -аддитивна). Рассмотрим $\mu_J^*(\mathbb{Q} \cap [0, 1]) = 1$, однако, если рассматривать отрезки длины q^n для каждой точки с номером n , и устремить $q \rightarrow 0$, то получим, что $\sum q^n = 0$.

Приведем внешнюю меру, которая является σ -аддитивной на полуалгебре S .

Определение 2.17. Пусть S — полуалгебра, $m : S \rightarrow [0, +\infty)$. Тогда внешней мерой Жордана называется функция: $\mu_J^*(A) = \inf_{\bigcup^n A_k \supseteq A} \sum m(A_k), A_k \in S$.

Доказательство. Сужения

□

Доказательство.

□