Зимний коллоквиум по курсу «Теории вероятностей и математическая статистика»

hse-ami-open-exams

Содержание

1	Вероятностное пространство. Сигма алгебра событий. Борелевская сигма алгебра. Ве-		
	роятностная мера. Непрерывность вероятностной меры.	3	
	1.1 Вероятностное пространство	3	
	1.2 Сигма алгебра событий	3	
	1.3 Борелевская сигма алгебра	3	
	1.4 Вероятностная мера	3	
	1.5 Непрерывность вероятностной меры	3	
2	Случайная величина и ее распределение. Функция распределения случайной величины. Совместное распределение двух случайных величин. Свойства функции распределения.	4	
	2.1 Случайная величина и ее распределение	4	
	2.2 Функция распределения случайной величины	4	
	2.3 Совместное распределение двух случайных величин	4	
	2.4 Свойства функции распределения	4	
3	Независимые случайные величины. Характеризация независимости в терминах функций распределения и плотностей. Плотность распределения суммы двух независимых случайных величин.	5	
	3.1 Независимые случайные величины	5	
	3.2 Характеризация независимости в терминах функций распределения и плотностей	5	
	3.3 Плотность распределения суммы двух независимых случайных величин	5	
4	Математическое ожидание дискретной случайной величины и его свойства: линейность, монотонность, неравенство Чебышева. Математическое ожидание произведения независимых величин.		
	4.1 Математическое ожидание дискретной случайной величины и его свойства	6	
	4.2 Математическое ожидание произведения независимых величин	6	
5	Общее определение математического ожидания и его корректность. Математическое		
	ожидание случайной величины, распределение которое задано плотностью.	7	
	5.1 Общее определение математического ожидания и его корректность	7	
	5.2 Математическое ожидание случайной величины, распределение которое задано плотностью.	7	
6	Дисперсия и ее свойства. Ковариация и коэффициент корреляции двух случайных		
	величин, геометрический смысл.	8	
	6.1 Дисперсия и ее свойства	8	
	6.2 Ковариация и коэффициент корреляции двух случайных величин	8	
	6.3 Геометрический смысл коэффициента корреляции двух случайных величин	8	
7	Математическое ожидание и дисперсия случайной величины, имеющей нормальное,		
	показательное или равномерное распределение.	9	
	7.1 Danverson no own a voyage	9	
	7.1 Равномерное распределение		
	7.1 Равномерное распределение. 7.2 Показательное распределение. 7.3 Нормальное распределение.	9	

8	8 Закон больших чисел в слабой форме. Метод Монте-Карло.		10
	8.1	Закон больших чисел в слабой форме.	10
	8.2	Метод Монте-Карло.	10

1 Вероятностное пространство. Сигма алгебра событий. Борелевская сигма алгебра. Вероятностная мера. Непрерывность вероятностной меры.

1.1 Вероятностное пространство.

Определение 1. Набор (Ω, A, P) , где Ω – множество элементарных исходов, A – σ -алгебра, а P – вероятностная мера, называется вероятностным пространством.

Определение 2. Класс множеств, который содержит \varnothing и Ω , замкнутый относительно операций \cap и \cup , содержит вместе с каждым множеством его дополнение и называется алгеброй множеств или алгеброй событий.

1.2 Сигма алгебра событий.

Определение 3. Если алгебра событий замкнута относительно счетных объединений и пересечений, то ее называют σ -алгеброй.

1.3 Борелевская сигма алгебра.

Определение 4.

- Борелевская σ -алгебра минимальная σ -алгебра, содержащая все открытые подмножества топологического пространства.
- Борелевская σ -алгебра $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ σ -алгебра, порожденная отрезками/интервалами/полуинтервалами.

1.4 Вероятностная мера.

Пусть A – σ -алгебра.

Определение 5. Функция $P: A \to [0,1]$ называется вероятностной мерой, если

- $P(\Omega) = 1$
- Для любого набора попарно непересекащихся событий $\{A_n\} \in A$ выполняется $P(\bigcup_n A_n) = \sum_n P(A_n)$.

1.5 Непрерывность вероятностной меры.

Теорема 1. Пусть (Ω, A, P) – вероятностное пространство. Тогда

- 1. Ecau $\{A_n\} \in A, A_n \subset A_{n+1} \ u \ A = \bigcup_n A_n, \ mo \lim_{n \to \infty} P(A_n) = P(A).$
- 2. Ecau $\{A_n\} \in A, A_{n+1} \subset A_n \ u \ A = \bigcap_n A_n, \ mo \lim_{n \to \infty} P(A_n) = P(A).$

Доказательство.

1. Пусть $C_{n+1} = A_{n+1} \setminus A_n, C_1 = A_1$. Тогда $A = \bigcup_n C_n$ и $A_{n+1} = \bigcup_{k=1}^n C_k$. По своству аддитивности вероятностной меры P получаем:

$$P(A) = \sum_{n} P(C_n) = \lim_{n \to \infty} \sum_{k=1}^{n} P(C_k) = \lim_{n \to \infty} P(A_{n+1}).$$

2. Пусть $A'_n = \Omega \setminus A_n$. Тогда по закону де Моргана получаем первый пункт.

2 Случайная величина и ее распределение. Функция распределения случайной величины. Совместное распределение двух случайных величин. Свойства функции распределения.

2.1 Случайная величина и ее распределение.

Пусть (Ω, A, P) – вероятностное пространство.

Определение 6. Функция $\xi:\Omega\to\mathbb{R}$ называется случайной величиной, если для любого промежутка I выполнено:

$$\xi^{-1}(I) = \{ w \mid \xi(w) \in I \} \in A.$$

Определение 7. Распределением случайной величины ξ называется вероятностная мера μ_{ξ} на $B = \mathcal{B}(\mathbb{R})$, определяемая равенством

$$\mu_{\xi}(B) = P(\{w \mid \xi(w) \in B\}) = P(\xi^{-1}(B)).$$

2.2 Функция распределения случайной величины.

Определение 8. Функцией распределения F_{ξ} вероятностной меры μ_{ξ} называется функцией распределения случайной величины ξ , то есть

$$F_{\varepsilon}(t) = \mu_{\varepsilon}((-\infty, t]) = P(\{w \mid \xi(w) \leqslant t\}),$$

мера μ_{ξ} показывает с какой вероятностью ξ принимает те или иные значения.

2.3 Совместное распределение двух случайных величин.

Пусть ξ и η – случайные велечины.

Определение 9. Отображение $w \mapsto (\xi(w), \eta(w))$ определяет вероятностную меру $\mu(B) = P(\{w | (\xi(w), \eta(w)) \in B\})$ – совместное распределение случайных величин ξ и η :

$$F(x,y) = \mu((-\infty,x] \times (-\infty,y]) = P(\{w \mid \xi(w) \leqslant x \land \eta(w) \leqslant y\}).$$

2.4 Свойства функции распределения.

Теорема 2. Если F – функция распределения, то

- 1. $0 \le F \le 1$
- 2. F неубывает
- 3. F непрерывна справа, т.е. $\lim_{t\to s+} F(t) = F(s)$
- 4. $\lim_{t\to-\infty} F(t) = 0$ $u \lim_{t\to\infty} F(t) = 1$

Доказательство.

- 1. Очевидно, т.к. $0 \leqslant P \leqslant 1$
- 2. $b > a \Rightarrow F(b) F(a) = P(a \leqslant \xi \leqslant b)$
- 3. Найдем $\lim_{t\to s+} F(t)$. Пусть $A_n = \left(-\infty, s + \frac{1}{n}\right], A_{n+1} \subset A_n, \bigcap_n A_n = (-\infty, s]$. Из непрерывности меры μ следует, что

$$\mu(A_n) \to \mu\left(\bigcap_n A_n\right) \Rightarrow F\left(s + \frac{1}{n}\right) \to F(s).$$

4. Доказывается аналогично 3 свойству.

3 Независимые случайные величины. Характеризация независимости в терминах функций распределения и плотностей. Плотность распределения суммы двух независимых случайных величин.

3.1 Независимые случайные величины.

Определение 10. Случайные величины ξ и η называются независимыми, если для всяких промежутков U и V выполняется равенство

$$P(\{w \mid \xi(w) \in U \land \eta(w) \in V\}) = P(\{w \mid \xi(w) \in U\}) \cdot P(\{w \mid \eta(w) \in V\}), \ \textit{mo ecmb } \mu_{\xi}(U) = \mu_{\eta}(V).$$

3.2 Характеризация независимости в терминах функций распределения и плотностей.

Теорема 3. Случайные величины ξ и η независимы тогда и только тогда, когда $F(x,y) = F_{\xi}(x) \cdot F_{\eta}(y)$.

Доказательство. Совместное распределение одднозначно определяется функцией распределения F. Если F совпадает с функцией распределения меры $\mu_{\xi} \times \mu_{\eta}$, то меры совпадают.

Теорема 4. Пусть распределения ξ и η заданы плотностями. Тогда независимость ξ и η равносильна тому, что совместное распределение задано плотностью

$$\rho(x,y) = \rho_{\xi}(x) \cdot \rho_{\eta}(y).$$

Доказательство. По теореме Фубини:

$$\int_{a}^{b} \rho_{\xi}(x)dx \cdot \int_{c}^{d} \rho_{\eta}(x)dy = \iint_{[a,b]\times[c,d]} \rho_{\xi}(x)\rho_{\eta}(y)dxdy = \mu([a,b]\times[c,d]).$$

3.3 Плотность распределения суммы двух независимых случайных величин.

Теорема 5. Пусть ξ и η независимы и их распределение задано плотностями. Тогда распределение суммы $\nu = \xi + \eta$ задано плотностью

$$\rho_{\nu}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \rho_{\xi}(t) \rho_{\eta}(x-t) dt.$$

Доказательство.

$$F_{\nu}(t) = P(\{w \mid \xi(w) + \eta(w) \leqslant t\}) = \iint_{x+y \leqslant t} \rho_{\xi}(x)\rho_{\eta}(y)dxdy$$

Пусть u=x+y, v=x. Тогда, применив теорему Фубини, получим

$$\int\limits_{-\infty}^{t} \left(\int\limits_{-\infty}^{+\infty} \rho_{\xi}(t) \rho_{\eta}(x-t) dt \right) du$$

- 4 Математическое ожидание дискретной случайной величины и его свойства: линейность, монотонность, неравенство Чебышева. Математическое ожидание произведения независимых величин.
- 4.1 Математическое ожидание дискретной случайной величины и его свойства.

Пусть ξ — случайная дискретная величина на (Ω, A, P) , принимающая значения $\{x_1, ..., x_n\}$. Положим $A_i = \xi^{-1}(\{x_i\})$. Тогда

$$\xi = x_1 \mathbb{I}_{A_1} + \ldots + x_n \mathbb{I}_{A_n}.$$

Определение 11. Математическим ожиданием случайной величины ξ называется число

$$E\xi = x_1 P(A_1) + ... + x_n P(A_n).$$

Теорема 6.

- 1. $E(\alpha \xi + \beta \eta) = \alpha E \xi + \beta E \eta$
- 2. Если $\xi \geqslant \eta$ почти наверняка, то $E\xi \geqslant E\eta$.
- 3. Если $\xi \geqslant 0$, то для любого C > 0 верно $P(\xi \geqslant C) \leqslant \frac{E\xi}{C}$

Доказательство.

- 1. Следует из определения математического ожидания дискретной случайной величины и разложения случайной величины в сумму произведений значений и индикаторов.
- 2. $0 \le E(\eta \xi) = E\eta E\xi \Rightarrow E\eta \ge E\xi$
- 3. Пусть $A = \{w \mid \xi \geqslant C\}$. Тогда

$$\xi \geqslant C \cdot \mathbb{I}_A$$
.

Неравенство выполняется для любых значений \mathbb{I}_A . Применив свойства монотонности и линейности получим:

$$E\xi \geqslant CE\mathbb{I}_A = CP(A) \Rightarrow \frac{E\xi}{C} \geqslant P(A).$$

4.2 Математическое ожидание произведения независимых величин.

Теорема 7. Если случайные величины ξ и η независимы, то $E(\xi \cdot \eta) = E\xi \cdot E\eta$.

Доказательство. Разложим ξ и η в сумму произведений значений и индикаторов:

$$\xi = \sum_i a_i \mathbb{I}_{A_i}, \eta = \sum_j b_j \mathbb{I}_{B_j} \Rightarrow \xi \cdot \eta = \sum_{i,j} a_i b_j \mathbb{I}_{A_i \cap B_j} \Rightarrow E(\xi \cdot \eta) = \sum_{i,j} a_i b_j P(A_i \cap B_j) = \sum_{i,j} a_i b_j P(A_i) P(B_j) = E\xi \cdot E\eta$$

5 Общее определение математического ожидания и его корректность. Математическое ожидание случайной величины, распределение которое задано плотностью.

5.1 Общее определение математического ожидания и его корректность.

Теорема 8. Для любой случайной величины ξ существует последовательность случайных величин $\{\xi_n\}$ такая, что $\xi_n \rightrightarrows \xi$ на Ω .

Доказательство. Пусть
$$\xi_n = 10^{-n} \cdot |10^n \cdot \xi|$$
. Тогда $\sup |\xi_n - \xi| \leqslant 10^{-n} \to 0$.

Определение 12. Пусть множество значений $\{x_1, x_2, x_3, ...\}$ дискретной случайной величины ξ бесконечно. Положим $A_i = \xi^{-1}(\{x_i\})$. Будем говорить, что у ξ существует конечное математическое ожидание если ряд $E\xi = \sum_{k=1}^{\infty} x_k P(A_k)$ сходится абсолютно.

Доказательство корректности. Так как перестановка членов абсолютно сходящегося ряда не влияет на сходимость и сумму ряда, а произведение абсолютно сходящихся рядов сходится к произведению их сумм, то все свойства математического ожидания будут выполняться и для суммы этого ряда. □

5.2 Математическое ожидание случайной величины, распределение которое задано плотностью.

Теорема 9. Пусть φ – кусочно-непрерывная функция на \mathbb{R} и $\xi:\Omega\to\mathbb{R}$ – случайная величина, распределение которой задано плотностью ρ_{ξ} , тогда

$$\exists E(\varphi(\xi)) \Leftrightarrow \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi(x)\rho_{\xi}(x)| dx \ cxo \partial umcs.$$

В случае сходимости

$$E(\varphi(\xi)) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x)\rho_{\xi}(x)dx.$$

Доказательство. Докажем для кусочно-постоянных функций. Пусть f – кусочно-постоянная функция, а это значит, что $f(\xi)$ – дискретная величина, тогда

$$E(f(\xi)) = \sum_{n} C_n P(A_n) = \sum_{n} C_n \int_{\Delta n} \rho_{\xi}(x) dx = \sum_{n} \int_{\Delta n} f(x) \rho_{\xi}(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \rho_{\xi}(x) dx.$$

В общем случае мы можем разбивать числовую прямую на счетное число промежутков таким образом, чтобы каждое такое разбиение задавало кусочно-постоянную функцию $f_n(x)$, и при этом $f_n(\xi) \rightrightarrows \varphi(\xi)$, тогда получим то же утверждение для кусочно-непрерывной функции $\varphi(x)$.

6 Дисперсия и ее свойства. Ковариация и коэффициент корреляции двух случайных величин, геометрический смысл.

6.1 Дисперсия и ее свойства.

Определение 13. Дисперсией случайной величины ξ называют число

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

Утверждение 1. Дисперсия может быть вычислена по формуле

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

Доказательство. Следует из линейности математического ожидания.

Утверждение 2. При умножении случайной величины на константу c дисперсия увеличивается в c^2 раз.

Доказательство. Следует из линейности математического ожидания.

Утверждение 3. Дисперсия всегда неотрицательна.

Доказательство. Очевидно.

Утверждение 4. $D\xi = 0 \Leftrightarrow \xi = const$ почти наверняка.

Доказательство. Очевидно, т.к. если $D\xi = 0$, то $\xi = E\xi$ почти наверняка.

Утверждение 5. Если случайные величины независимы, то дисперсия их суммы равна сумме их дисперсий.

Доказательство. Следует из того, что математическое ожидание произведения независимых величин равна произведению математических ожиданий этих величин. □

Утверждение 6. Дисперсия не зависит от сдвига случайной величины на константу.

Доказательство. Следует из предыдущего утверждения.

Утверждение 7. Для дисперсии справедливо неравенство Чебышева.

Доказательство. Следует из того, что дисперсия является математическим ожиданием.

6.2 Ковариация и коэффициент корреляции двух случайных величин.

Определение 14. Ковариацией $cov(\xi, \eta)$ случайных величин ξ и η называется число

$$cov(\xi, \eta) = E((\xi - E\eta)(\eta - E\xi)).$$

Она существует если существуют $D\xi$ и $D\eta$.

Определение 15. Коэффициентом корреляции $\rho(\xi,\eta)$ случайных величин ξ и η , дисперсии которых отличны от θ , называется число

$$\rho(\xi, \eta) = \frac{\operatorname{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi}\sqrt{D\xi}}.$$

6.3 Геометрический смысл коэффициента корреляции двух случайных величин.

Ковариация – "скалярное произведение а коэффициент корреляции – "косинус угла".

7 Математическое ожидание и дисперсия случайной величины, имеющей нормальное, показательное или равномерное распределение.

7.1 Равномерное распределение.

 ξ имеет равномерное распределение на [a,b], если

$$\rho_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b] \\ 0, & x \notin [a, b] \end{cases}$$

Найдем математическое ожидание и дисперсию случайной величины, имеющей равномерное распределение:

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} x \rho_{\xi}(x) dx = \int_{a}^{b} x \frac{1}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$$

$$E(\xi^{2}) = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} \rho_{\xi}(x) dx = \int_{a}^{b} x^{2} \frac{1}{b-a} dx = \frac{a^{2}+ab+b^{2}}{3} \quad \Rightarrow \quad D(\xi) = E(\xi^{2}) - E(\xi)^{2} = \frac{(b-a)^{2}}{12}$$

7.2 Показательное распределение.

 ξ имеет показательное распределение, если

$$\rho_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x}, & x \geqslant 0 \end{cases}$$

Найдем математическое ожидание и дисперсию случайной величины, имеющей показательное распределение:

$$E\xi^k = \int\limits_{-\infty}^{\infty} x^k \rho_{\xi}(x) dx = \int\limits_{-\infty}^{\infty} x^k \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{k!}{\lambda^k} \Rightarrow E\xi = \frac{1}{\lambda}, D\xi = \frac{1}{\lambda^2}$$

7.3 Нормальное распределение.

 ξ имеет нормальное распределение с параметрами μ и σ , если

$$\rho_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad E\xi = \mu, \quad D\xi = \sigma^2$$

8 Закон больших чисел в слабой форме. Метод Монте-Карло.

8.1 Закон больших чисел в слабой форме.

Теорема 10. Пусть $\{\xi_n\}$ – последовательность независимых случайных величин таких, что $E\xi_n^2 < \infty$. Обозначим $E\xi_n = \mu_n \ u \ D\xi_n = \sigma_n^2$. Тогда

$$\frac{\sigma_1^2 + \ldots + \sigma_n^2}{n^2} \to 0 \Rightarrow P\left(\left|\frac{\xi_1 + \ldots + \xi_n}{n} - \frac{\mu_1 + \ldots + \mu_n}{n}\right| \geqslant \varepsilon\right) \to 0$$

Доказательство. Из неравенства Чебышева:

$$P\left(\left|\frac{\xi_1+\ldots+\xi_n}{n}-\frac{\mu_1+\ldots+\mu_n}{n}\right|\geqslant\varepsilon\right)\leqslant\frac{\sigma_1^2+\ldots+\sigma_n^2}{n^2\varepsilon^2}\to0$$

8.2 Метод Монте-Карло.

Предположим, требуется вычислить определенный интеграл $\int_a^b f(x)dx$. Рассмотрим случайную величину ξ , равномерно распределенную на отрезке [a,b]. Тогда $f(\xi)$ также будет случайной величиной, причем ее математическое ожидание выражается как

$$Ef(\xi) = \int_{a}^{b} f(x)\rho_{\xi}(x)dx = \int_{a}^{b} f(x)\frac{1}{b-a}dx$$

Таким образом, интеграл выражается как

$$\int_{a}^{b} f(x)dx = (b-a)Ef(\xi) \approx \frac{b-a}{N} \sum_{i=1}^{N} f(x_i).$$