

Сходимости

По вероятности

Определение 2.1. $X_n \rightarrow X$ по вероятности, если для любого $\varepsilon > 0$
 $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \varepsilon) = 0$.

Средне квадратическая

Определение 2.2. $X_n \rightarrow X$ в среднем квадратическом, если
 $\lim_{n \rightarrow \infty} M\{|X_n - X|^2\} = 0$.

Почти наверное

Определение 2.3. $X_n \rightarrow X$ почти наверное (с вероятностью 1),
если $P\left(\omega \in \Omega: \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)\right) = 1$.

Свойства сходящихся последовательностей

Перечислим некоторые свойства сходящихся последовательностей.

- 1) Если $X_n \xrightarrow{\text{п.н.}} X$ или $X_n \xrightarrow{\text{с.к.}} X$, $n \rightarrow \infty$, то $X_n \xrightarrow{P} X$, $n \rightarrow \infty$.
- 2) Если $X_n \xrightarrow{\text{п.н.}} X$, $Y_n \xrightarrow{\text{п.н.}} Y$, $n \rightarrow \infty$, $a, b = \text{const}$, тогда $aX_n + bY_n \xrightarrow{\text{п.н.}} aX + bY$, $n \rightarrow \infty$.
- 3) Пусть $g(x)$ — произвольная борелевская функция, заданная на прямой \mathbb{R}^1 , а A — множество точек разрыва функции $g(x)$. Если $X_n \xrightarrow{\text{п.н.}} X$, $n \rightarrow \infty$, причем $P(X \in A) = 0$, то $g(X_n) \xrightarrow{\text{п.н.}} g(X)$, $n \rightarrow \infty$.
- 4) Если $X_n \sim \mathcal{N}(m_n; D_n)$ и $X_n \xrightarrow{\text{с.к.}} X$, $n \rightarrow \infty$, то $X \sim \mathcal{N}(m_X; D_X)$, где $m_X = \lim_{n \rightarrow \infty} m_n$, $D_X = \lim_{n \rightarrow \infty} D_n$, причем пределы существуют и конечны.
- 5) Свойства 2) и 3) справедливы для сходимости по вероятности, а свойство 2) — для с.к.-сходимости.

Неравенство Чебышева

Теорема 2.1. Для любых $\varepsilon > 0$ выполнено неравенство Чебышева

$$P(|\xi_n| > \varepsilon) \leq \frac{M\{\xi_n^2\}}{\varepsilon^2}. \quad (2.1)$$

Борель-Кантелли

Теорема 2.2 (Борель-Кантелли). Пусть $\{A_1, A_2, \dots, A_n, \dots\}$ — бесконечная последовательность случайных событий, а $B =$

$= \bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k$ — событие, состоящее в том, что произойдет бесконечно много событий $\{A_i\}$. Тогда

1) если $\sum_{k=1}^{\infty} P(A_k) < \infty$, то $P(B) = 0$;

2) если $\{A_1, A_2, \dots, A_n, \dots\}$ независимы и $\sum_{k=1}^{\infty} P(A_k) = \infty$, то $P(B) = 1$.

Пример 2.1. Пусть $X_n \xrightarrow{P} X$, $Y_n \xrightarrow{P} Y$, $n \rightarrow \infty$. Показать, что $X_n + Y_n \xrightarrow{P} X + Y$, $n \rightarrow \infty$.

Центральная предельная теорема

Сходимость по распределению

Определение 3.1. Последовательность $\{X_n, n = 1, 2, \dots\}$ сходится по распределению к случайной величине X , если для любого B такого, что $P(X \in \partial B) = 0$, выполнено

$$P(X_n \in B) \rightarrow P(X \in B), \quad n \rightarrow \infty. \quad (3.1)$$

Слабая сходимость

Сходимость по распределению, которую также называют *слабой сходимостью*, будем обозначать

$$X_n \xrightarrow{d} X, \quad n \rightarrow \infty. \quad (3.2)$$

Теорема

Пусть $F_n(x)$ и $F_X(x)$ — функции распределения, соответственно, X_n и X .

Теорема 3.1. Следующие три утверждения эквивалентны:

- 1) $X_n \xrightarrow{d} X$, $n \rightarrow \infty$;
- 2) $F_n(x) \rightarrow F_X(x)$, $n \rightarrow \infty$ для любой точки непрерывности функции $F_X(x)$;
- 3) $M\{g(X_n)\} \rightarrow M\{g(X)\}$, $n \rightarrow \infty$ для любой непрерывной и ограниченной на \mathbb{R}^1 функции $g(x)$.

Теорема 3.2. Если $X_n \xrightarrow{P} X$, $n \rightarrow \infty$, то $X_n \xrightarrow{d} X$, $n \rightarrow \infty$.

Связь сходимостей

Таким образом, слабая сходимость случайной последовательности следует из сходимости по вероятности, а, следовательно, из сходимости почти наверное и сходимости в среднем квадратическом.

В одном важном частном случае сходимость по распределению и сходимость по вероятности эквивалентны: если $X_n \xrightarrow{d} a, n \rightarrow \infty$, где $a = \text{const}$, то $X_n \xrightarrow{P} a, n \rightarrow \infty$.

Сходимость, характеристические функции

Теорема 3.3. Пусть $\Psi_n(\lambda)$ и $\Psi(\lambda)$ — характеристические функции, соответственно, X_n и X . Пусть также для любого $\lambda \in \mathbb{R}^1$

$$\Psi_n(\lambda) \rightarrow \Psi(\lambda), \quad n \rightarrow \infty.$$

Тогда $X_n \xrightarrow{d} X, n \rightarrow \infty$.

Асимптотически нормальная последовательность

Определение 3.2. Последовательность $\{X_n, n = 1, 2, \dots\}$ называется асимптотически нормальной с параметрами $(m; \sigma^2)$, если

$$X_n \xrightarrow{d} X, \quad n \rightarrow \infty, \quad \text{где } X \sim \mathcal{N}(m; \sigma^2). \quad (3.3)$$

Из определения 3.2 и теоремы 3.1 следует, что для любого $x \in \mathbb{R}^1$

$$F_n(x) \rightarrow \Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right), \quad n \rightarrow \infty. \quad (3.4)$$

Стандартизированная сумма

Пусть теперь $\{\xi_k, k = 1, 2, \dots\}$ — последовательность независимых случайных величин с параметрами

$$M\{\xi_k\} = a; \quad D\{\xi_k\} = \sigma^2 > 0.$$

Рассмотрим случайную последовательность сумм этих величин:

$$X_n = \sum_{k=1}^n \xi_k, \quad n = 1, 2, \dots \quad (3.5)$$

Очевидно, $M\{X_n\} = na, D\{X_n\} = n\sigma^2$.

Введем стандартизованную сумму

$$\tilde{X}_n = \frac{X_n - na}{\sigma\sqrt{n}}, \quad n = 1, 2, \dots \quad (3.6)$$

Нетрудно проверить, что $M\{\tilde{X}_n\} = 0, D\{\tilde{X}_n\} = 1$.

Центральная предельная теорема для одинаково распределенных слагаемых

Теорема 3.4 (ЦПТ для одинаково распределенных слагаемых). Пусть случайные величины $\{\xi_k, k = 1, 2, \dots\}$ одинаково распределены, тогда последовательность $\{\tilde{X}_n, n = 1, 2, \dots\}$ асимптотически нормальна с параметрами $(0; 1)$.

Следствие 3.1. Для любых чисел $a \leq b$ выполнено

$$P(a \leq \tilde{X}_n \leq b) \rightarrow \Phi(b) - \Phi(a), \quad n \rightarrow \infty. \quad (3.7)$$

Интегральная теорема Муавра-Лапласа

Следствие 3.2 (Интегральная теорема Муавра-Лапласа). Пусть X_n — число успехов в серии из n испытаний Бернулли, а p — вероятность успеха в одном испытании. Тогда при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \xrightarrow{d} X \sim \mathcal{N}(0; 1). \quad (3.8)$$

Если слагаемые $\{\xi_k, k = 1, 2, \dots\}$ распределены не одинаково, то утверждение, аналогичное ЦПТ, останется в силе при некоторых дополнительных ограничениях.

Теорема Ляпунова

Если слагаемые $\{\xi_k, k = 1, 2, \dots\}$ распределены не одинаково, то утверждение, аналогичное ЦПТ, останется в силе при некоторых дополнительных ограничениях.

Пусть $M\{\xi_k\} = a_k$, $D\{\xi_k\} = \sigma_k^2$, $M\{|\xi_k - a_k|^3\} = c_k^3$. Обозначим $A_n = M\{X_n\} = \sum_{k=1}^n a_k$, $D_n^2 = D\{X_n\} = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$, $C_n^3 = \sum_{k=1}^n c_k^3$.

Теорема 3.5 (Ляпунов). Пусть A_n, D_n, C_n конечны при всех $n \geq 1$, причем $\frac{C_n}{D_n^{3/2}} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$. Тогда последовательность $\{\tilde{X}_n, n = 1, 2, \dots\}$, где $\tilde{X}_n = \frac{X_n - A_n}{D_n}$, асимптотически нормальна с параметрами $(0; 1)$.

Закон больших чисел

Законом больших чисел называется совокупность утверждений о поведении последовательности $\{\bar{X}_n, n = 1, 2, \dots\}$ выборочных средних при $n \rightarrow \infty$.

Теорема 4.1. Если $\{X_k, k = 1, 2, \dots\}$ одинаково распределены и $M\{X_k\} = a$ конечно, то $\bar{X}_n \xrightarrow{\text{п.н.}} a, n \rightarrow \infty$.

Теорема 4.1 называется “Усиленный закон больших чисел А.Н. Колмогорова”.

Выборка и ее основные характеристики

Однородная выборка объема n

Определение 5.1. Совокупность $\{X_k, k = 1, \dots, n\}$ независимых случайных величин, имеющих одинаковые функции распределения $F_{X_k}(x) = F(x)$, называется *однородной выборкой объема n* , соответствующей функции распределения $F(x)$.

Гауссовская выборка

Определение 5.2. Выборка $\{X_k, k = 1, \dots, n\}$ называется *гауссовской*, если Z_n — n -мерный гауссовский вектор.

Неоднородная выборка

Определение 5.3. Выборка Z_n называется *неоднородной*, если законы распределения $F_{X_k}(x)$ ее элементов неодинаковы.

Реализация выборки

Определение 5.4. Реализацией выборки Z_n называется неслучайный вектор $z_n = \{x_1, \dots, x_n\}^T$, компонентами которого являются реализации соответствующих элементов выборки.

Порядковая статистика

Определение 5.5. СВ $X_{(k)}$, реализацией которой для каждой z_n является число $x_{(k)}$, называется *k -й порядковой статистикой*, $k = 1, \dots, n$. Случайный вектор $Z_{(n)} = \{X_{(1)}, \dots, X_{(n)}\}^T$ называется *вариационным рядом* выборки.

СВ $X_{(1)}$ и $X_{(n)}$ (т.е. крайние элементы вариационного ряда) называются *экстремальными статистиками*.

Статистика

Определение 5.6. СВ $Y = \varphi(X_1, \dots, X_n)$, где $\varphi(x_1, \dots, x_n)$ — произвольная (борелевская) функция на \mathbb{R}^n , называется *статистикой*.

Основные понятия

Выборочное среднее

1) $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ называется *выборочным средним*.

Выборочная дисперсия

2) $\overline{S}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \overline{X}_n)^2$ называется *выборочной дисперсией*.

Выборочный начальный момент

3) $\overline{\nu}_r(n) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)^r$, $r = 1, 2, \dots$, называется *выборочным начальным моментом r -го порядка*.

Выборочный центральный момент r -ого порядка

4) $\overline{\mu}_r(n) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \overline{X}_n)^r$, $r = 1, 2, \dots$, называется *выборочным центральным моментом r -го порядка*.

Теорема

Теорема 5.1. При неограниченном увеличении объема выборки n выборочные моменты $\overline{\nu}_r(n)$ и $\overline{\mu}_r(n)$, $r = 1, 2, \dots$ почти наверное сходятся к теоретическим моментам ν_r и μ_r соответственно.

Следствие 5.1. Если $m_X = M\{X_k\}$ существует, то $\overline{X}_n \xrightarrow{\text{п.н.}} m_X$, $n \rightarrow \infty$. Если ν_2 существует, то $\overline{S}_n^2 \xrightarrow{\text{п.н.}} D_X$, $n \rightarrow \infty$.

Определение 5.8. Случайная функция $\hat{F}_n(x) = \frac{M_n(x)}{n}$, $x \in \mathbb{R}^1$, называется *выборочной (эмпирической) функцией распределения СВ X* .

При достаточно больших n функция $\hat{F}_n(x)$ весьма точно аппроксимирует функцию распределения $F(x)$, которой соответствует выборка, о чем свидетельствуют следующие утверждения.

Теорема 5.3 (Гливленко-Кантелли). $\hat{F}_n(x)$ сходится к $F(x)$ почти наверное равномерно по x при $n \rightarrow \infty$, т.е.

$$\sup_{x \in \mathbb{R}^1} |\hat{F}_n(x) - F(x)| \xrightarrow{\text{п.н.}} 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Теорема 5.4. При любом $x \in \mathbb{R}^1$ последовательность $\{\hat{F}_n(x), n = 1, 2, \dots\}$ асимптотически нормальна:

$$\sqrt{n} (\hat{F}_n(x) - F(x)) \xrightarrow{d} \xi \sim \mathcal{N}(0; F(x)(1 - F(x))), \quad n \rightarrow \infty.$$

Пусть двумерная выборка $\{(X_k, Y_k), k = 1, \dots, n\}$ порождена случайным вектором $\xi = \{X, Y\}^T$. Обозначим через $k_{XY} = M\{(X - m_X)(Y - m_Y)\} = M\{XY\} - m_X m_Y$ ковариацию случайных величин X и Y .

Определение 5.9. Статистика $\hat{k}_{XY}(n) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k Y_k - \overline{X}_n \overline{Y}_n$ называется *выборочной ковариацией* случайных величин X и Y .

Теорема 5.5. Если СВ X и Y имеют конечные дисперсии, то

1) $M\{\hat{k}_{XY}(n)\} = \frac{n-1}{n}k_{XY};$

2) $\hat{k}_{XY}(n) \xrightarrow{\text{п.п.}} k_{XY}, n \rightarrow \infty;$

3) если $M\{|X|^4 + |Y|^4\} < \infty$, то

$$\sqrt{n}(\hat{k}_{XY}(n) - k_{XY}) \xrightarrow{d} \eta \sim \mathcal{N}(0; \mu_{22} - k_{XY}^2), \quad n \rightarrow \infty,$$

где $\mu_{22} = M\{(X - m_X)^2(Y - m_Y)^2\}.$

Точечные оценки и их свойства