

Закон великих чисел

Теорія ймовірностей, ймовірнісні процеси і математична статистика

Теорема (Нерівність Чебишова)

Якщо випадкова величина X має скінченну дисперсію $D(X)$, то для будь-якого $\varepsilon > 0$ виконується нерівність

$$P \{ |X - M(X)| \geq \varepsilon \} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}. \quad (6.1)$$

Теорема (Нерівність Чебишова)

Якщо випадкова величина X має скінченну дисперсію $D(X)$, то для будь-якого $\varepsilon > 0$ виконується нерівність

$$P\{|X - M(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}. \quad (6.1)$$

Нерівність Чебишова в іншій формі:

$$P\{|X - M(X)| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}. \quad (6.2)$$

Теорема (Закон великих чисел)

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ попарно незалежні, мають скінченні математичні сподівання і дисперсії, і

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D(X_k) = 0, \quad (6.3)$$

то для довільного $\varepsilon > 0$ виконується рівність:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.4)$$

Теорема (Закон великих чисел)

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ попарно незалежні, мають скінченні математичні сподівання і дисперсії, і

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D(X_k) = 0, \quad (6.3)$$

то для довільного $\varepsilon > 0$ виконується рівність:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.4)$$

Зауваження

Якщо для випадкових величин $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ виконані умови теореми 6.2, то говорять, що до них **застосовний закон великих чисел**.

Теорема (Теорема Чебишова)

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ попарно незалежні, мають скінченні математичні сподівання, і дисперсії обмежені в сукупності

$$D(X_k) \leq C, \quad k = \overline{1, \infty}, \quad (6.5)$$

де C — стала величина, то для довільного $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.6)$$

Теорема (Теорема Чебишова)

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ попарно незалежні, мають скінченні математичні сподівання, і дисперсії обмежені в сукупності

$$D(X_k) \leq C, \quad k = \overline{1, \infty}, \quad (6.5)$$

де C — стала величина, то для довільного $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.6)$$

Рівність (6.6) означає, що середнє арифметичне значень випадкових величин, коли кількість доданків нескінченно зростає, збіжне за ймовірністю до середнього арифметичного їх математичних сподівань.

Зауваження

Для використання у практичній діяльності теореми Чебишова її можна сформулювати таким чином: якщо дисперсії незалежних випадкових величин обмежені, то для досить великих n з будь-якою точністю має місце наближена рівність

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \approx \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k). \quad (6.7)$$

Зауваження

Для використання у практичній діяльності теореми Чебишова її можна сформулювати таким чином: якщо дисперсії незалежних випадкових величин обмежені, то для досить великих n з будь-якою точністю має місце наближена рівність

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \approx \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k). \quad (6.7)$$

Приклад

Скільки доданків треба взяти, щоб з надійністю 95% і точністю до 0,01 виконувалася наближена рівність (6.7)?

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} \geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2}$$

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} &\geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2} \geq \\ &\geq 1 - \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 1 - \frac{C}{n \varepsilon^2}, \end{aligned} \quad (6.8)$$

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} &\geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2} \geq \\ &\geq 1 - \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 1 - \frac{C}{n \varepsilon^2}, \end{aligned} \quad (6.8)$$

де $D(X_k) \leq C$.

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} &\geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2} \geq \\ &\geq 1 - \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 1 - \frac{C}{n \varepsilon^2}, \end{aligned} \quad (6.8)$$

де $D(X_k) \leq C$.

Отже, $\frac{C}{n \varepsilon^2} \leq 0,05$

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} &\geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2} \geq \\ &\geq 1 - \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 1 - \frac{C}{n \varepsilon^2}, \end{aligned} \quad (6.8)$$

де $D(X_k) \leq C$.

Отже, $\frac{C}{n \varepsilon^2} \leq 0,05 \Rightarrow n \geq \frac{C}{0,0001 \cdot 0,05} = 200000C$.

За умовою $\varepsilon = 0,01$.

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(X_k) \right| < \varepsilon \right\} &\geq 1 - \frac{\sum_{k=1}^n D(X_k)}{n^2 \varepsilon^2} \geq \\ &\geq 1 - \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 1 - \frac{C}{n \varepsilon^2}, \end{aligned} \quad (6.8)$$

де $D(X_k) \leq C$.

Отже, $\frac{C}{n \varepsilon^2} \leq 0,05 \Rightarrow n \geq \frac{C}{0,0001 \cdot 0,05} = 200000C$.

Зауваження

Співвідношення (6.8) встановлює зв'язок між точністю ε наближеної рівності (6.7) та кількістю доданків n .

Наслідок

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ однаково розподілені, попарно незалежні і мають скінченні дисперсії, то для довільного $\varepsilon > 0$ справедлива рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - a \right| < \varepsilon \right\} = 1, \text{ де } a = M(X_k), \ k = \overline{1, \infty}. \quad (6.9)$$

Наслідок

Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ однаково розподілені, попарно незалежні і мають скінченні дисперсії, то для довільного $\varepsilon > 0$ справедлива рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - a \right| < \varepsilon \right\} = 1, \text{ де } a = M(X_k), \ k = \overline{1, \infty}. \quad (6.9)$$

Зауваження

Наслідок з теореми Чебишова служить обґрунтуванням середнього арифметичного в теорії обробки результатів вимірів.

Теорема (Теорема Бернуллі)

Нехай k — кількість успіхів у n випробуваннях Бернуллі, а p ($0 < p < 1$) — ймовірність успіху у кожному випробуванні. Тоді для довільного $\varepsilon > 0$ виконується рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{k}{n} - p \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.10)$$

Теорема (Теорема Бернуллі)

Нехай k — кількість успіхів у n випробуваннях Бернуллі, а p ($0 < p < 1$) — ймовірність успіху у кожному випробуванні. Тоді для довільного $\varepsilon > 0$ виконується рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{k}{n} - p \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (6.10)$$

Зауваження

Схема Бернуллі є математичною моделлю серії випробувань, що повторюються за однакових умов. У кожному випробуванні може настати подія A , яку ми назвали успіхом. Згідно теореми Бернуллі частота k/n настання події A наближається до її ймовірності p . Цей факт підтверджується і експериментально.