

概率论

作者: 邹文杰

组织:无

时间:2024/10/25

版本:ElegantBook-4.5

自定义:信息



宠辱不惊,闲看庭前花开花落; 去留无意,漫随天外云卷云舒.

目录

第一章 大数定律和中心极限定理	1
1.1 大数定律	1

第一章 大数定律和中心极限定理

1.1 大数定律

定义 1.1 ((弱) 大数定律)

称随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 服从 (弱) 大数定律, 若存在数列 $\{a_n, n \ge 1\}$ 和 $\{b_n, n \ge 1\}$, 满足 $b_n \to +\infty$, 使得当 $n \to +\infty$ 时, 有

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \stackrel{P}{\to} 0$$

成立, 其中 $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

拿 笔记 通常不作特别说明的时候, 我们称随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 服从 (\mathbf{R}) 大数定律, 都是指 $a_n = ES_n, b_n = n$ 时的规范形式. 即下面的定义.

定义 1.2 ((弱) 大数定律的规范形式)

称随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 服从 (弱) 大数定律, 若当 $n \to +\infty$ 时, 有

$$\frac{S_n}{n} - \frac{ES_n}{n} \stackrel{P}{\to} 0$$

成立, 其中 $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

即

$$\lim_{n \to +\infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n}E\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right) = 1.$$

定理 1.1 (Bernoulli 大数定律)

设在一次试验中事件 A 发生的概率为 p, 记 S_n 表示 n 次独立的这种试验 A 发生的次数, 则当 $n \to +\infty$ 时,

$$\frac{S_n}{n} \stackrel{P}{\to} p.$$

定理 1.2 (Markov 大数定律)

若随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Markov 条件, 即

$$\lim_{n\to+\infty}\frac{1}{n^2}\boldsymbol{D}\sum_{k=1}^nX_k=0.$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 服从 (弱) 大数定律.

证明 对 $\forall \varepsilon > 0$, 由 Chebeshev 不等式可知

$$1 \geqslant P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k} - \frac{1}{n}E\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right| < \varepsilon\right) \geqslant 1 - \frac{D\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right)}{\varepsilon^{2}} = 1 - \frac{D\sum_{k=1}^{n}X_{k}}{n^{2}\varepsilon^{2}}.$$

$$\lim_{n \to +\infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n}E\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right) = 1.$$

定理 1.3 (Chebeshev 大数定律)

若随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 两两不相关, 且方差一致有界, 则 $\{X_n, n \ge 1\}$ 服从 (弱) 大数定律.

 \circ

证明 因为随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 方差一致有界, 所以存在 C > 0, 使得

$$\mathbf{D}X_k \leqslant C, k \in \mathbb{N}_+.$$

又由于随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 两两不相关,因此

$$D\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right)=\frac{1}{n^{2}}D\sum_{k=1}^{n}X_{k}=\frac{1}{n^{2}}\sum_{k=1}^{n}DX_{k}.$$

根据 Chebeshev 不等式可得

$$1 \geqslant P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k} - \frac{1}{n}E\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right| < \varepsilon\right) \geqslant 1 - \frac{D\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right)}{\varepsilon^{2}} \geqslant 1 - \frac{C}{n}.$$

$$\lim_{n \to +\infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n}E\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right) = 1.$$

定理 1.4 (Khinchin 大数定律)

若随机变量序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 独立同分布, 且数学期望存在, 则 $\{X_n, n \ge 1\}$ 服从 (弱) 大数定律.

~

证明

定理 1.5 (依概率收敛的性质)

设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 是概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 中的随机变量序列. 若 $X_n \stackrel{P}{\to} c$, 且 $c \ne 0, X_n \ne 0$, 则 $\frac{1}{X_n} \stackrel{P}{\to} \frac{1}{c}$.

 \sim

证明 对 $\forall \varepsilon > 0$, 由全概率公式可知

$$P\left(\left|\frac{1}{X_{n}} - \frac{1}{c}\right| \geqslant \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{cX_{n}}\right| \geqslant \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{cX_{n} - c^{2} + c^{2}}\right| \geqslant \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{c(X_{n} - c) + c^{2}}\right| \geqslant \varepsilon\right)$$

$$= P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{c(X_{n} - c) + c^{2}}\right| \geqslant \varepsilon, |X_{n} - c| < \varepsilon\right) + P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{c(X_{n} - c) + c^{2}}\right| \geqslant \varepsilon, |X_{n} - c| \geqslant \varepsilon\right)$$

$$\leq P\left(\left|\frac{X_{n} - c}{c(X_{n} - c) + c^{2}}\right| \geqslant \varepsilon, |X_{n} - c| < \varepsilon\right) + P\left(|X_{n} - c| \geqslant \varepsilon\right).$$

$$(1.1)$$

当 c<0 时, $c(X_n-c)>c\varepsilon$. 因此对 $\forall c\neq 0$,都有 $c(X_n-c)>-|c|\varepsilon$.于是此时 $\left|\frac{X_n-c}{c(X_n-c)+c^2}\right|<\left|\frac{X_n-c}{c^2-|c|\varepsilon}\right|$.故

$$\left\{ \left| \frac{X_n - c}{c(X_n - c) + c^2} \right| \geqslant \varepsilon, |X_n - c| < \varepsilon \right\} \subseteq \left\{ \left| \frac{X_n - c}{c^2 - |c|\varepsilon} \right| \geqslant \varepsilon, |X_n - c| < \varepsilon \right\}.$$

进而结合(1.1)式,再根据概率的单调性可得

$$P\left(\left|\frac{1}{X_n} - \frac{1}{c}\right| \geqslant \varepsilon\right) \leqslant P\left(\left|\frac{X_n - c}{c(X_n - c) + c^2}\right| \geqslant \varepsilon, |X_n - c| < \varepsilon\right) + P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon\right)$$

$$\leqslant P\left(\left|\frac{X_n - c}{c^2 - |c|\varepsilon}\right| \geqslant \varepsilon, |X_n - c| < \varepsilon\right) + P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon\right) \leqslant P\left(\left|\frac{X_n - c}{c^2 - |c|\varepsilon}\right| \geqslant \varepsilon\right) + P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon\right)$$

$$= P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon(c^2 - |c|\varepsilon)\right) + P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon\right).$$

$$0 \leqslant P\left(\left|\frac{1}{X_n} - \frac{1}{c}\right| \geqslant \varepsilon\right) \leqslant P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon(c^2 - |c|\varepsilon)\right) + P\left(|X_n - c| \geqslant \varepsilon\right) \to 0, n \to +\infty.$$

定理 1.6 (依概率收敛与依分布收敛的关系)

设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 和 X 分别是概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 中的随机变量序列和随机变量. $(1)X_n \xrightarrow{P} X$ 蕴含 $X_n \xrightarrow{d} X$.

证明 (1) 记 $X_n(n \ge 1)$ 与 X 的分布函数分别为 $F_n(x)(n \ge 1)$ 与 F. 设 $X_n \stackrel{P}{\to} X$, 往证 $F_n(x) \to F(x), n \to +\infty$, 对所有 F 中连续点都成立. 为此只需证明对 $\forall x \in \mathbb{R}$, 有

$$F(x-0) \leqslant \underline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant \overline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant F(x+0).$$

任取 y < x, 由全概率公式可知

$$F(y) = P(X \leqslant y) = P(X \leqslant y, X_n \leqslant x) + P(X \leqslant y, X_n > x)$$

$$\leqslant P(X_n \leqslant x) + P(|X_n - X| \geqslant x - y)$$

$$= F_n(x) + P(|X_n - X| \geqslant x - y)$$

令 $n \to +\infty$, 由 $X_n \stackrel{P}{\to} X$ 可得 $F(y) \leqslant \underline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x)$, 对 $\forall y < x$ 都成立. 由于分布函数左右极限都存在, 因此再令 $y \to x^-$, 得到 $F(x-0) \leqslant \underline{\lim} F_n(x)$.

同理, 任取 y > x, 由全概率公式可知

$$F_n(x) = P(X_n \leqslant x) = P(X_n \leqslant x, X \leqslant y) + P(X_n \leqslant x, X > y)$$

$$\leqslant P(X \leqslant y) + P(|X_n - X| \geqslant y - x)$$

$$= F(y) + P(|X_n - X| \geqslant y - x)$$

令 $n \to +\infty$, 由 $X_n \stackrel{P}{\to} X$ 可得 $\overline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant F(y)$, 对 $\forall y < x$ 都成立. 由于分布函数左右极限都存在, 因此再令 $y \to x^+$, 得到 $\overline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant F(x+0)$.

又显然有 $\lim_{n \to +\infty} F_n(x) \leq \overline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x)$. 综上所述, 我们有

$$F(x-0) \leqslant \underline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant \overline{\lim}_{n \to +\infty} F_n(x) \leqslant F(x+0), \forall x \in \mathbb{R}.$$

故结论得证.

定理 1.7 (特征函数性质)

特征函数在 $(-\infty, +\infty)$ 上一致连续.

证明 设随机变量 X 的概率密度函数为 p(x), 则 $\int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = 1$. 其特征函数为 $f(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x)dx$.

由反常积分收敛的柯西收敛准则, 可知 $\forall \varepsilon > 0$, 存在 A > 0, 使得 $\int_{|x| > A} p(x) dx < \frac{\varepsilon}{4}$.

于是对 $\forall t \in (-\infty, +\infty)$, 取 $h = \frac{\varepsilon}{4A}$, 我们有

$$|f(t+h) - f(t)| = \left| \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{i(t+h)x} - e^{itx}) p(x) dx \right| = \left| \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} (e^{ihx} - 1) p(x) dx \right|$$

$$\leq \int_{-\infty}^{+\infty} |e^{itx}| |(e^{ihx} - 1) p(x)| dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |(e^{ihx} - 1)| p(x) dx$$
(1.2)

又由欧拉公式,可得

$$|(e^{ihx} - 1)| = |\cos(hx) - 1 + i\sin(hx)| = \sqrt{(\cos(hx) - 1)^2 + \sin^2(hx)}$$

$$= \sqrt{2 - 2\cos(hx)} = \sqrt{4\sin^2\frac{hx}{2}} \le 2\left|\sin\frac{hx}{2}\right|$$
(1.3)

从而由(1.2)(1.3)式,可得

$$|f(t+h) - f(t)| \le \int_{-\infty}^{+\infty} |(e^{ihx} - 1)| p(x) dx \le 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \left| \sin \frac{hx}{2} \right| p(x) dx$$

$$= 2 \int_{|x| > A} \left| \sin \frac{hx}{2} \right| p(x) dx + 2 \int_{-A}^{A} \left| \sin \frac{hx}{2} \right| p(x) dx$$

$$\le 2 \int_{|x| > A} p(x) dx + 2 \int_{-A}^{A} |hx| p(x) dx \le \frac{\varepsilon}{2} + 2hA \int_{-A}^{A} p(x) dx$$

$$\le \frac{\varepsilon}{2} + 2hA \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = \frac{\varepsilon}{2} + 2hA < \varepsilon$$

故特征函数 f(t) 在 $(-\infty, +\infty)$ 上一致连续.