2022年6月12日

概率论

强基数学 002

吴天阳

2204210460

**习题 6.1 1.** 试证明 (2)  $X_n \xrightarrow{p} X$ ,  $X_n \xrightarrow{p} Y \Rightarrow \mathbf{P}\{X = Y\} = 1$ ;

(10) 
$$X_n \xrightarrow{p} X$$
,  $Y$  是随机变量  $\Rightarrow X_n Y \xrightarrow{p} XY$ ;

$$(11) X_n \xrightarrow{p} X, Y_n \xrightarrow{p} Y \Rightarrow X_n Y_n \xrightarrow{p} XY.$$

证明. (1) 对任意的  $\varepsilon$ ,  $\delta > 0$ , 有

$$\mathbf{P}(|X_n - X| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) \leqslant \frac{\delta}{2}, \ \mathbf{P}(|X_n - Y| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) \leqslant \frac{\delta}{2}$$

$$\Rightarrow \mathbf{P}(|X - Y| \geqslant \varepsilon) \leqslant \mathbf{P}(|X_n - X| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) + \mathbf{P}(|X_n - Y| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) \leqslant \delta$$

$$\Rightarrow \mathbf{P}(|X - Y| < \varepsilon) > 1 - \delta.$$

由  $\varepsilon$ ,  $\delta$  的任意性可知,  $\mathbf{P}(X=Y)=1$ .

(10) 对任意的  $\varepsilon, \delta > 0$ , 由于  $\mathbf{P}(Y < \infty) = 1$ , 于是存在 M > 0 使得  $\mathbf{P}(|Y| \geqslant M) \leqslant \frac{\delta}{2}$ , 且有

$$\mathbf{P}(|X_n - X| \geqslant \frac{\varepsilon}{M}) \leqslant \frac{\delta}{2},$$

所以

$$\mathbf{P}(|X_nY - XY| \ge \varepsilon) = \mathbf{P}(|Y||X_n - X| \ge \varepsilon)$$

$$= \mathbf{P}\left(|Y||X_n - X| \ge \varepsilon \middle| |Y| \ge M\right) + \mathbf{P}\left(|Y||X_n - X| \ge \varepsilon \middle| |Y| < M\right)$$

$$= \frac{\delta}{2} + \mathbf{P}\left(|Y||X_n - X| \ge \varepsilon \middle| |Y| < M\right)$$

$$\le \frac{\delta}{2} + \mathbf{P}\left(|X_n - X| \ge \frac{\varepsilon}{M}\right) \le \delta.$$

所以  $X_nY \xrightarrow{p} XY$ .

(11) 对任意的  $\varepsilon$ ,  $\delta$  > 0, 由 (10) 有

$$\mathbf{P}(|X_n(Y_n - Y)| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) < \frac{\delta}{2}, \ \mathbf{P}(|Y(X_n - X)| \geqslant \frac{\varepsilon}{2}) < \frac{\delta}{2}$$

$$\Rightarrow \mathbf{P}(|X_n Y_n - X_n Y| + |X_n Y - X Y| \geqslant \varepsilon) < \delta$$

$$\Rightarrow \mathbf{P}(|X_n Y_n - X Y| \geqslant \varepsilon) < \delta.$$

所以  $X_nY_n \xrightarrow{p} XY$ .

3. 设随机变量  $X_n$  服从 Cauchy 分布, 其密度函数为

$$p_n(x) = \frac{n}{\pi(1 + n^2x^2)}, \quad n \geqslant 1,$$

证明:  $X_n \stackrel{p}{\longrightarrow} 0$ .

证明. 对于任意的  $\varepsilon > 0$ , 有

$$\mathbf{P}(|X_n| \geqslant \varepsilon) = 2 \int_{\varepsilon}^{\infty} \frac{n}{\pi (1 + n^2 x^2)} \, \mathrm{d}x = \frac{2}{\pi} \arctan(nx) \Big|_{\varepsilon}^{\infty}$$
$$= \frac{2}{\pi} \left( \frac{\pi}{2} - \arctan(n\varepsilon) \right) \to 0 \quad (n \to \infty).$$

所以 
$$\lim_{n\to\infty} \mathbf{P}(|X_n| \geqslant \varepsilon) = 0 \Rightarrow X_n \stackrel{p}{\longrightarrow} 0.$$

7. 设  $\{X_n : n \ge 1\}$  是独立的随机变量序列, (由于概率之和不为 0, 修改了一下题目)

$$\mathbf{P}(X_n = 1) = \mathbf{P}(X_n = -1) = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1}{2^n} \right),$$

$$\mathbf{P}(X_n = n) = \mathbf{P}(X_n = -n) = \frac{1}{2^{k+1}}, \quad k = n+1, n+2, \cdots.$$

试问:  $\{X_n : n \ge 1\}$  是否服从弱大数定律?

解答. 服从. 由于  $P(X_n = a) = P(X_n = -a)$ , 所以  $\mathbf{E}X_n = 0$ ,

$$\mathbf{E}X_n^2 = \left(1 + \frac{1}{2^n}\right) + \sum_{k=n+1}^{\infty} \frac{k^2}{2^k} \leqslant 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k^2}{2^k} \leqslant 1 + \frac{x(1+x)}{(1-x)^3} \bigg|_{x=\frac{1}{2}} = 7 < \infty.$$

由 Chebyshev 弱大数定律得证.

**10.** 设在 Bernoulli 试验序列中, 事件 A 出现的概率为 p, 令

$$X_n = \begin{cases} 1, & \text{在第n次及第n+1次试验中} A \text{都出现,} \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

则  $\{X_n, n \ge 1\}$  服从弱大数定律.

证明. 由于  $X_n$  与  $X_{n+1}$  有相关性, 无法直接使用 Chebyshev 弱大数定理, 每个  $X_n$  均为参数为  $p^2$  的 Bernoulli 变量, 所以  $\mathbf{E}X_n=p^2, \ \mathbf{E}X_n^2=p^2, \ \mathbf{Var}X_n=p^2(1-p^2),$  且

$$\mathbf{Cov}X_{i}X_{j} = \begin{cases} p^{3} - p^{4}, & |i - j| = 1, \\ 0, & |i - j| \geqslant 2. \end{cases}$$

设 
$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k$$
,于是

$$\mathbf{Var}S_n = \sum_{i=1}^n \mathbf{Var}X_n + 2\sum_{i=1}^n \mathbf{Cov}(X_i, X_{i+1}) = np^2(1-p^2) + 2(n-1)p^3(1-p).$$

故  $\lim_{n\to\infty} \frac{\mathbf{Var}S_n}{n^2} = 0$ , 由 Markov 弱大数定理得证.

**习题 6.2** 4. 若  $X_n$  为 n 维正态随机向量,  $X_n \stackrel{p}{\longrightarrow} X$ , 试证 X 为正态向量.

证明. 由于  $X_n \stackrel{p}{\longrightarrow} X$ , 则  $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$ , 于是  $\lim_{n \to \infty} F_n(x) = F(x)$ , 其中  $F_n(x)$ , F(x) 分别为  $X_n$ , X 的分布函数, 由于  $X_n$  为 n 为正态随机变量, 所以 X 为正态向量.

**6.** 设  $\{X_n\}$  依分布收敛到 X, 设  $\{Y_n\}$  依分布收敛到常数 a, 证明  $X_n + Y_n$  依分布收敛到 X + a. **解答.** 设  $F(x) = \mathbf{P}(X + a \leq x) = \mathbf{P}(X \leq x - a)$ , 由于  $Y_n \stackrel{p}{\longrightarrow} a$ , 则  $\forall \varepsilon > 0$ ,  $\forall x \in C(F)$ ,  $\exists \varepsilon_1 \in (0, \varepsilon)$ , 使得  $x \pm \varepsilon_1 \in C(F)$ ,  $\diamondsuit T_n = X_n + Y_n$ , 于是

$$\mathbf{P}(T_n \leqslant x) = \mathbf{P}(T_n \leqslant x, |Y_n - a| \leqslant \varepsilon_1) + \mathbf{P}(T_n \leqslant x, |Y_n - a| > \varepsilon_1)$$
  
$$\leqslant \mathbf{P}(X_n \leqslant x - a + \varepsilon_1) + \mathbf{P}(|Y_n - a| > \varepsilon_1),$$

所以  $\overline{\lim}_{n\to\infty} \mathbf{P}(T_n \leqslant x) \leqslant F(x+\varepsilon_1)$ , 又由于

$$\mathbf{P}(X_n \leqslant x - a - \varepsilon_1) = \mathbf{P}(X_n \leqslant x - a - \varepsilon_1, |Y_n - a| \leqslant \varepsilon_1) + \mathbf{P}(X_n \leqslant x - a - \varepsilon_1, |Y_n - a| > \varepsilon_1)$$
  
$$\leqslant \mathbf{P}(T_n \leqslant x) + \mathbf{P}(|Y_n - a| > \varepsilon_1),$$

所以  $\underset{n\to\infty}{\underline{\lim}} \mathbf{P}(T_n \leqslant x) \geqslant F(x - \varepsilon_1)$ . 综上

$$F(x - \varepsilon_1) \leqslant \underline{\lim}_{n \to \infty} \mathbf{P}(T_n \leqslant x) \leqslant \overline{\lim}_{n \to \infty} \mathbf{P}(T_n \leqslant x) \leqslant F(x + \varepsilon_1),$$

 $\stackrel{\text{def}}{=} \varepsilon \to 0 \text{ id}, \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(T_n \leqslant x) = F(x), \ (x \in C(F)), \text{ id} \ X_n + Y_n = T_n \xrightarrow{d} x + a.$ 

7. 设  $\{X_k\}$  为独立随机变量序列,它们都服从 -1 与 1 两点上的等可能分布. 试证  $Y_n = \sum_{k=1}^n \frac{X_k}{2^k}$  依分布收敛到 U(-1,1) 随机变量.

证明. 设  $f_n(t)$  为  $Y_n$  的特征函数,则

$$f_{Y_n}(t) = \mathbf{E} \exp \left\{ \mathrm{i} t \sum_{k=1}^n \frac{X_k}{2^k} \right\} = \prod_{k=1}^n \mathbf{E} \exp \left\{ \mathrm{i} t \frac{X_k}{2^k} \right\} = \prod_{k=1}^n f_{X_k} \left( \frac{t}{2^k} \right).$$

对任意  $k \in [1, n]$  时,有  $f_{X_k}(t) = \mathbf{E} \exp\{\mathrm{i}tX_k\} = \int_{-\infty}^{\infty} \mathrm{e}^{\mathrm{i}tx} \, \mathrm{d}F(X_k) = \frac{\mathrm{e}^{\mathrm{i}t} + \mathrm{e}^{-\mathrm{i}t}}{2} = \cos t$ . 于是

$$f_{Y_n}(t) = \prod_{k=1}^n f_{X_k}\left(\frac{t}{2^k}\right) = \prod_{k=1}^n \cos\frac{t}{2^k}.$$

由于

$$2^{n} \sin\left(\frac{t}{2^{n}}\right) f_{Y_{n}}(t) = 2^{n} \prod_{k=1}^{n} \cos\frac{t}{2^{k}} \sin\frac{t}{2^{n}} = 2^{n} \cos\frac{t}{2} \cos\frac{t}{2^{2}} \cdots \cos\frac{t}{2^{n}} \sin\frac{t}{2^{n}}$$

$$= 2^{n-1} \cos\frac{t}{2} \cos\frac{t}{2^{2}} \cdots \cos\frac{t}{2^{n-1}} \sin\frac{t}{2^{n-1}}$$

$$= \cdots = \sin t,$$

则  $f_{Y_n}(t) = \frac{\sin t}{2^n \sin \frac{t}{2^n}}$ , 所以

$$\lim_{n\to\infty} f_{Y_n}(t) = \lim_{n\to\infty} \frac{\sin t}{2^n \sin \frac{t}{2^n}} = \frac{\sin t}{t}.$$

再设  $Y \sim U(-1,1)$ , 则

$$f_Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} dF_Y(x) = \int_{-1}^{1} \frac{e^{itx}}{2} dx = \frac{e^{it} - e^{-it}}{2it} = \frac{\sin t}{t}.$$

由于  $\lim_{t\to 0}\frac{\sin t}{t}=1$ , 所以 f(t) 在 0 处连续且  $\lim_{n\to\infty}f_{Y_n}(t)=f_Y(t)$ , 由连续性定理知

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{X_k}{2^k} = Y_n \xrightarrow{d} Y = U(-1,1).$$

**8.** 设  $X_n \xrightarrow{p} X$ , 而  $g \in \mathbb{R}^1$  上的连续函数, 试证  $g(X_n) \xrightarrow{p} g(X)$ .

证明. 由 g 的连续性可知,  $\forall \varepsilon > 0$ , 存在  $\delta > 0$ , 使得当  $|x_n - x| < \delta$  时, 有  $|g(x_n) - g(x)| < \varepsilon$ , 于是

$$\{|X_n - X| < \delta\} \subset \{|g(X_n) - g(X)| < \varepsilon\}$$

$$\Rightarrow \{|g(X_n) - g(X)| \ge \varepsilon\} \subset \{|X_n - X| \ge \delta\}$$

$$\Rightarrow \mathbf{P}(|g(X_n) - g(X)| \ge \varepsilon) \le \mathbf{P}(|X_n - X| \ge \delta) \to 0 \quad (n \to \infty)$$

$$\Rightarrow g(X_n) \xrightarrow{p} g(X).$$

**习题 6.3 1.** 设  $\{X_n : n \ge 1\}$  是独立同分布的随机变量序列,  $\mathbf{E}X_1 = a$ , 则对直线上任一有界连续函数 f(x),

$$\lim_{n \to \infty} \mathbf{E} f\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right) = f(a).$$

证明. 由 Khinchin 弱大数律可知

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{p} a$$

$$\xrightarrow{f \not E \not g} f\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right) \xrightarrow{p} f(a)$$

$$\xrightarrow{f \not A \not R} \mathbf{E} f\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right) \to f(a) \quad (n \to \infty)$$