

概率论与数理统计第十次作业

ZhaohengLi 2017050025

2020 年 5 月 5 日

1 4.1.5

充分性证明:

令 $f(x) = \frac{x}{1+x}$, $x > 0$, 则有 $f'(x) = \frac{x}{(1+x)^2} > 0, x > 0$, 故 $f(x)$ 是 x 的严格单调增函数, 因而对任意的 $\epsilon > 0$, 有:

$$\{|X_n - X| > \epsilon\} \subset \left\{ \frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|} > \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \right\}$$

于是对于任意的 $\epsilon > 0$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 有:

$$P\{|X_n - X| > \epsilon\} \leq P\left\{ \frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|} > \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \right\} \leq \frac{1 + \epsilon}{\epsilon} \left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|} \right) \rightarrow 0$$

必要性证明:

对于任意的 $\epsilon > 0$, 令 $A_\epsilon = \{|X_n - X| > \epsilon\}$, 因为 $X_n \rightarrow X$, 故存在充分大的 N , 使得当 $n \geq N$ 时, 有 $P(A_\epsilon) < \epsilon$, 于是有:

$$E\left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|}\right) = E\left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|} I_{A_\epsilon}\right) + E\left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|} I_{\overline{A_\epsilon}}\right)$$

$$E\left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|}\right) \leq P(A_\epsilon) + \epsilon < 2\epsilon$$

当 $n \rightarrow \infty$ 时, 有:

$$E\left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_N - X|}\right) \rightarrow 0$$

2 4.1.9

$$P(X_n + Y_n \leq z) = P(X_n + Y_n \leq z - a + \epsilon) + \lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y - a| > \epsilon)$$

$$P(X_n + Y_n \leq z) \leq P(X_n \leq z - a + \epsilon) + P(|Y_n - a| > \epsilon)$$

因此

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n + Y_n \leq z) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n \leq z - a + \epsilon) + \lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - a| > \epsilon)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n + Y_n \leq z) = F(z - a + \epsilon)$$

因为:

$$P(X_n + Y_n \leq z) \geq P(X_n \leq z - a + \epsilon) + P(|Y_n - a| > \epsilon)$$

所以有:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n + Y_n \leq z) \geq P(X \leq z - a - \epsilon) = F(z - a - \epsilon)$$

由上述两个关系式, 可以得出:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n + Y_n \leq z) = F(z - a)$$

3 4.1.13

当 $x < 0$ 时, 有 $P(Y_n \leq x) = 0$ 。

当 $x < \beta$ 时, 有 $P(Y_n \leq x) = 1$ 。

当 $0 \leq x < \beta$ 时, 有:

$$P(Y_n \leq x) = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x) = \prod_{i=1}^n \int_0^x \frac{1}{\beta} dx = \left(\frac{x}{\beta}\right)^n$$

所以, 对于任意的 $\epsilon > 0 (\epsilon < \beta)$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 有:

$$P(|Y_n - \beta| \geq \epsilon) = P(Y_n \leq \beta - \epsilon) = \left(\frac{\beta - \epsilon}{\beta}\right)^n \rightarrow 0$$

因此结论得证。

4 4.1.15

$$\ln Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$E(\ln X_i) = \int_0^1 \ln x dx = -1$$

$$E(\ln X_i)^2 = \int_0^1 (\ln x)^2 dx = 2$$

$$\text{Var}(\ln X_i) = 1$$

由切比雪夫不等式可以得到:

对任意的 $\epsilon > 0$, 有:

$$P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln X_i - 1(-1)\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{1}{n\epsilon^2} \rightarrow 0$$

因此 $\ln Y_n \rightarrow -1$, 故 $Y_n = \left(\prod_{i=1}^n X_i\right)^{\frac{1}{n}} \rightarrow e^{-1}$, 即 $c = e^{-1}$ 。

5 4.1.19

假设 $E(X_n) = 0$, σ^2, S_n^2 保持不变。

有:

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - (\bar{X}_n)^2$$

因为:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = 0$$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 \rightarrow \sigma^2$$

因此有:

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - (\bar{X}_n)^2 \rightarrow \sigma^2$$

6 4.3.3

因为随机变量相互独立, 而且有 $E(X_n) = 0, \text{Var}(X_n) = 2, n = 2, 3, \dots$, 因此有马尔可夫条件:

$$\frac{1}{n^2} \text{Var}\left(\sum_{i=2}^n X_i\right) = \frac{2(n-1)}{n^2} \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow \infty)$$

由马尔可夫大数定律可以知道 X_n 服从大数定律。

7 4.3.5

因为 $E(X_n) = p_n, \text{Var}(X_n) = p_n(1-p_n) \leq \frac{1}{4}$, 所以由变量的独立性可以得到:

$$\frac{1}{n^2} \text{Var}\left(\sum_{k=2}^n X_k\right) = \frac{1}{4n} \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow \infty)$$

由马尔可夫大数定律可以知道 X_n 服从大数定律。

8 4.3.9

因为:

$$\frac{1}{n^2} \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{n\sqrt{n}}{n^2} \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow \infty)$$

由马尔可夫大数定律可以知道 X_n 服从大数定律。

9 4.3.13

充分性证明:

对于任意的 $\epsilon > 0$, 当 $t > 0$ 时, $f(t) = \frac{t^2}{1+t^2}$ 是增函数。

因此当 $|y - a_n| \geq \epsilon$ 时, 有:

$$\frac{|y - a_n|^2}{1 + |y - a_n|^2} \geq \frac{\epsilon^2}{1 + \epsilon^2}$$

$$\frac{1 + \epsilon^2}{\epsilon^2} \frac{|y - a_n|^2}{1 + |y - a_n|^2} \geq 1$$

因此有:

$$P(|Y_n - a_n| \geq \epsilon) = \int_{|y - a_n| \geq \epsilon} dF_{Y_n}(y) \leq \frac{1 + \epsilon^2}{\epsilon^2} E\left[\frac{(Y_n - a_n)^2}{1 + (Y_n - a_n)^2}\right]$$

所以当 $\lim_{n \rightarrow +\infty} E\left[\frac{(Y_n - a_n)^2}{1 + (Y_n - a_n)^2}\right] = 0$ 时, 有 $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n - a_n| \geq \epsilon) = 0$, 因此服从大数定律。

必要性证明:

设 X_n 服从大数定律, 即 $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n - a_n| \geq \epsilon) = 0$, 那么对于 $\epsilon > 0$, 存在 N , 当 $n > N$ 时, 有:

$$P(|Y_n - a_n| \geq \epsilon) \leq \epsilon$$

因为函数 $f(t)$ 为增函数, 且 $0 < f(t) < 1$, 那么:

$$0 \leq E\left[\frac{(Y_n - a_n)^2}{1 + (Y_n - a_n)^2}\right] \leq \epsilon^2 + \epsilon$$

因此可以得到:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\frac{(Y_n - a_n)^2}{1 + (Y_n - a_n)^2}\right] = 0$$