

概率论习题

1. 设独立随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 满足 $P(X_n = \pm n^\theta) = \frac{1}{2}$, 其中 $\theta > 0$ 是常数. 记 $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$.

(1) 当 $\theta < \frac{1}{2}$ 时, 证明 $\frac{S_n}{n}$ 依概率收敛于 0, 即对任意 $\epsilon > 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \epsilon\right) = 0$

(2) 证明: $\frac{S_n}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$, 其中 $\text{Var}(S_n)$ 是表示 S_n 的方差, \xrightarrow{D} 表示以分布收敛.

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布的随机变量, 其有共同的分布函数 $F(x)$ 和密度函数 $f(x)$. 现对随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 按大小顺序重新排列为 $X_{n1} \leq X_{n2} \leq \dots \leq X_{nn}$

(1) 求随机变量 (X_{n1}, X_{nn}) 的联合概率密度函数 $f_{1n}(x, y)$;

(2) 如果 $X_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 服从区间 $[0, 1]$ 上的均匀分布, 求随机变量 $U = X_{nn} + X_{n1}$ 的密度函数 $f_U(u)$.

参考

1. 【参考解析】: 对于 $i \geq 1, EX_i = 0, EX_i^2 = i^{2\theta}$, 则

$$ES_n = 0, \text{Var}(S_n) = \sum_{i=1}^n EX_i^2 = \sum_{i=1}^n i^{2\theta}$$

注意 $\int_0^n x^{2\theta} dx = \sum_{i=0}^{n-1} \int_i^{i+1} x^{2\theta} dx$ 以及

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n i^{2\theta} - n^{2\theta} &= \sum_{i=0}^{n-1} i^{2\theta} \leq \sum_{i=0}^{n-1} \int_i^{i+1} x^{2\theta} dx \\ &\leq \sum_{i=0}^{n-1} (i+1)^{2\theta} = \sum_{i=1}^n i^{2\theta} \end{aligned}$$

得到

$$\frac{1}{2\theta+1} n^{2\theta+1} \leq \text{Var}(S_n) \leq \frac{1}{2\theta+1} n^{2\theta+1} + n^{2\theta}$$

(1) 由于

$$P\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \epsilon\right) \leq \frac{ES_n^2}{n^2 \epsilon^2} \leq \frac{1}{\epsilon^2} \left[\frac{1}{2\theta+1} n^{-(1-2\theta)} + n^{-2(1-\theta)} \right]$$

则当 $\theta < \frac{1}{2}$ 时,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \epsilon\right) = 0,$$

即得 $\frac{S_n}{n}$ 依概率收敛于 0

(2) 【思路一】下面验证林德贝格 (Lindeberg) 条件成立, 即对任意 $\tau > 0$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时,

$$\frac{1}{\text{Var}(S_n)} \sum_{i=1}^n E X_i^2 I(|X_i| \geq \tau \sqrt{\text{Var}(S_n)}) \rightarrow 0$$

事实上, 由假设知, 对于 $1 \leq i \leq n, |X_i| \leq n^\theta$, 并且

$$\frac{n^\theta}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \leq \sqrt{\frac{2\theta+1}{n}}$$

则 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n^\theta}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} = 0$. 于是, 对较大的 n 以及 $1 \leq i \leq n$,

$$I(|X_i| \geq \tau \sqrt{\text{Var}(S_n)}) = 0$$

故 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\text{Var}(S_n)} \sum_{i=1}^n E X_i^2 I(|X_i| \geq \tau \sqrt{\text{Var}(S_n)}) = 0$, 所以 $\frac{S_n}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$

【思路二】下面验证李雅普诺夫 (Lyapunov) 条件成立, 即当 $n \rightarrow \infty$ 时

$$\frac{1}{(\text{Var}(S_n))^2} \sum_{i=1}^n E X_i^4 \rightarrow 0$$

事实上,

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n E X_i^4 &= \sum_{i=1}^n i^{4\theta} = \sum_{i=0}^{n-1} i^{4\theta} + n^{4\theta} \\ &\leq \int_0^n x^{4\theta} dx + n^{4\theta} = \frac{1}{4\theta+1} n^{4\theta+1} + n^{4\theta} \end{aligned}$$

于是,

$$\frac{1}{(\text{Var}(S_n))^2} \sum_{i=1}^n E X_i^4 \leq (2\theta+1)^2 \left[\frac{1}{4\theta+1} n^{-1} + n^{-2} \right]$$

故 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(\text{Var}(S_n))^2} \sum_{i=1}^n E X_i^4 = 0$, 所以

$$\frac{S_n}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \xrightarrow{D} N(0, 1).$$

2. 【参考解析】: (1) 记 (X_{n1}, X_{nn}) 的联合分布函数为 $F_{X_{n1}X_{nn}}(x, y)$, 若 $x < y$, 则

$$\begin{aligned} F_{X_{n1}X_{nn}}(x, y) &= P(X_{n1} \leq x, X_{nn} \leq y) \\ &= P(X_{nn} \leq y) - P(X_{n1} > x, X_{nn} \leq y) \\ &= P(X_1 \leq y, X_2 \leq y, \dots, X_n \leq y) \\ &\quad - P(x < X_1 \leq y, x < X_2 \leq y, \dots, x < X_n \leq y) \\ &= [F(y)]^n - [F(y) - F(x)]^n \end{aligned}$$

若 $x \geq y$, 则

$$\begin{aligned} F_{X_{n1}X_{nn}}(x, y) &= P(X_{n1} \leq x, X_{nn} \leq y) \\ &= P(X_{nn} \leq y) = [F(y)]^n \end{aligned}$$

故 (X_{n1}, X_{nn}) 的联合密度函数为

$$f_{1n}(x, y) = \begin{cases} n(n-1)[F(y) - F(x)]^{n-2}f(x)f(y) & , x < y \\ 0 & , \text{其他} \end{cases}$$

【思路一】记 $v = x_{nn} - x_{n1}$, 则

$$\begin{cases} u = x_{nn} + x_{n1} \\ v = x_{nn} - x_{n1} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x_{n1} = \frac{u-v}{2} \\ x_{nn} = \frac{u+v}{2} \end{cases}$$

该变换雅可比行列式 $J = \frac{\partial(x_{n1}, x_{nn})}{\partial(u, v)} = \frac{1}{2}$, 则由 (X_{n1}, X_{nn}) 的联合密度得 (U, V) 的联合密度为

$$f_{UV}(u, v) = f_{1n}\left(\frac{u-v}{2}, \frac{u+v}{2}\right)|J|$$

则 $U = X_{nn} + X_{n1}$ 的密度函数

$$\begin{aligned} f_U(u) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{UV}(u, v)dv = \\ &\begin{cases} \frac{n(n-1)}{2} \int_0^u v^{n-2} dv = \frac{n}{2} u^{n-1}, 0 < u < 1 \\ \frac{n(n-1)}{2} \int_0^{2-u} v^{n-2} dv = \frac{n}{2} (2-u)^{n-1}, 1 < u < 2 \\ 0, \text{其他} \end{cases} \end{aligned}$$

【思路二】求 U 的分布函数 $F_U(u)$. 显然 U 的取值范围是 $[0, 2]$. 所以, 当 $u \leq 0$ 时, $F_U(u) = P(U \leq u) = 0$; 当 $u \geq 2$ 时, $F_U(u) = 1$; 当 $0 < u < 1$ 时,

$$\begin{aligned} F_U(u) &= P(U \leq u) = \iint_{x+y \leq u} f_{1n}(x, y) dx dy \\ &= \int_0^{u/2} dx \int_x^{u-x} n(n-1)(y-x)^{n-2} dy = \frac{1}{2} u^n \end{aligned}$$

当 $1 < u < 2$ 时,

$$\begin{aligned} F_U(u) &= P(U \leq u) = \iint_{x+y \leq u} f_{1n}(x, y) dx dy \\ &= \int_0^{u-1} dx \int_x^1 n(n-1)(y-x)^{n-2} dy \\ &\quad + \int_{u-1}^{u/2} dx \int_x^{u-x} n(n-1)(y-x)^{n-2} dy \\ &= 1 - \frac{1}{2} (2-u)^n \end{aligned}$$

故 $U = X_{nn} + X_{n1}$ 的密度函数

$$f_U(u) = \begin{cases} nu^{n-1}/2 & , 0 < u < 1 \\ n(2-u)^{n-1}/2, 1 < u < 2 \\ 0 & , \text{其他} \end{cases}$$