

# 概率论中的截尾术举例

宗语轩

2023 秋, USTC

对于随机变量  $X$ , 主要有以下三类截尾方法:

$$X_1 = XI_{\{|X| \leq M\}} = \begin{cases} X, & |X| \leq M, \\ 0, & |X| > M. \end{cases}, \quad X_2 = \begin{cases} X, & |X| \leq M, \\ M, & X > M, \\ -M, & X < -M. \end{cases}, \quad X_3 = \begin{cases} X, & X \leq M, \\ M, & X > M. \end{cases}.$$

注. 截尾法常常用于证明有关随机变量列的收敛中, 目的是常常借助题干条件来转化问题. 对于随机变量列  $\{X_n\}$ , 一种方法是一致地令  $M \uparrow +\infty$ , 另一种方法是对每个  $X_n$  取  $M(n) = k_n$ , 使得  $\{k_n\}$  递增 (如  $M = n$ ) 再令  $n \rightarrow +\infty$  来处理. 这样截尾的好处是截尾后的随机变量具有有界性 (可能还利用了随机变量列的单调性). 一方面, 有界性的保证大大可以施展手脚 (比如很多定理、命题的适用条件都有有界性的要求, 以及随机变量的有界性能保证其任意阶矩的存在性, 从而便于矩不等式的施展); 另一方面, 可能存在的单调性, 尾巴  $X - X_i$  部分保证了目标的转化条件.

我们下举一例有关截尾的例子, 这也是强大数律的证明中一个重要的转化步骤.

例 0.1. 设非负随机变量  $X_i$  独立同分布且  $\mathbb{E}[X_1] < \infty$ , 令  $Y_n = X_n I_{\{X_n \leq n\}}$ , 则有

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - Y_k) \xrightarrow{\text{a.s.}} 0.$$

从而

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{\text{a.s.}} a \iff \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k \xrightarrow{\text{a.s.}} a$$

证明. 对  $X \geq 0$ , 利用

$$\sum_{m=1}^{\infty} \mathbb{P}(X \geq m) \leq \mathbb{E}[X] \leq 1 + \sum_{m=1}^{\infty} \mathbb{P}(X \geq m),$$

有

$$\sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(Y_n \neq X_n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X_n \geq n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X_1 \geq n) \leq \mathbb{E}[X_1] < \infty$$

利用 Borel-Cantelli 引理,  $\mathbb{P}(X_n \neq Y_n \text{ i.o.}) = 0$ , 即几乎处处  $\{X_n \neq Y_n\}$  只发生有限次, 从而

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_i) \xrightarrow{\text{a.s.}} 0.$$

□

<sup>0</sup>个人主页: <http://home.ustc.edu.cn/~zyx240014/>.

发现错误欢迎联系: [zyx240014@mail.ustc.edu.cn](mailto:zyx240014@mail.ustc.edu.cn).

注. 通过截尾, 证明原随机变量列的收敛转化成证明截尾后的随机变量列的收敛.

我们再来看几个例子:

**例 0.2.** 随机变量列  $\{X_n\}$  相互独立且满足

$$\mathbb{P}(X_n = \pm n) = \frac{1}{2n^3}, \quad \mathbb{P}(X_n = \pm 1) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2n^3}, \quad n \in \mathbb{N}^*.$$

证明:

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{D} N(0, 1).$$

**证明.** 引入截尾处理后的随机变量:  $Y_i = \text{sgn}X_i$ , 注意到

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n Y_k + \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (X_k - Y_k)$$

一方面, 利用 CLT 知,

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n Y_k \xrightarrow{D} N(0, 1).$$

另一方面, 对  $\forall \varepsilon > 0$ , 有

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( \left| \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (X_k - Y_k) \right| > \varepsilon \right) &\leq \frac{1}{\sqrt{n\varepsilon}} \mathbb{E} \left[ \left| \sum_{k=1}^n (X_k - Y_k) \right| \right] \leq \frac{1}{\sqrt{n\varepsilon}} \sum_{k=1}^n \mathbb{E} [|X_k - Y_k|] \\ &\leq \frac{1}{\sqrt{n\varepsilon}} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0. \end{aligned}$$

因此

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (X_k - Y_k) \xrightarrow{P} 0.$$

结合 Slutsky 引理知,

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{D} N(0, 1).$$

□

**例 0.3.** 设  $X_n \xrightarrow{D} X$ , 且存在  $r, C > 0$ , 使得  $\mathbb{E}[|X_n|^r] \leq C$ , 证明: 对  $\forall 0 < s < r$ , 均有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[|X_n|^s] = \mathbb{E}[X^s].$$

**证明.** 对  $\forall g \in C_b(\mathbb{R})$  (有界连续函数), 有  $\mathbb{E}[g(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[g(X)], n \rightarrow \infty$ . 设  $M > 0$ , 定义

$$g_M(x) = \begin{cases} |x|^s, & |x| < M, \\ M^s, & |x| \geq M. \end{cases}$$

则  $g_M(x)$  是有界连续函数, 以及当  $M \rightarrow +\infty$  时  $0 \leq g_M(x) \uparrow |x|^s$ , 因此有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[g_M(X_n)] = \mathbb{E}[g_M(X)].$$

同时我们有

$$0 \leq \mathbb{E}[|X_n|^s] - \mathbb{E}[g_M(X_n)] \leq \mathbb{E}[|X_n|^s I_{\{|X_n| \geq M\}}] \leq \frac{1}{M^{r-s}} \mathbb{E}[|X_n|^r I_{\{|X_n| \geq M\}}] \leq \frac{C}{M^{r-s}},$$

因此

$$\mathbb{E}[g_M(X_n)] \leq \mathbb{E}[|X_n|^s] \leq \mathbb{E}[g_M(X_n)] + \frac{C}{M^{r-s}}.$$

先令  $n \rightarrow +\infty$ , 再令  $M \uparrow +\infty$ , 结合  $\lim_{M \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[g_M(X)] = \mathbb{E}[|X|^s]$  (利用单调收敛定理), 得

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[|X_n|^s] = \mathbb{E}[X^s].$$

□

**例 0.4 (截尾术证明弱大数律).** 设  $X_1, \dots, X_n$  独立同分布,  $\mu = \mathbb{E}[X_1]$  且  $\mathbb{E}[|X_1|] < +\infty$ , 记  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ , 则

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} \mu.$$

**证明.** 引入经截断处理的随机变量:

$$X_n^{(1)} = X_n I_{\{|X_n| \leq M\}}, \quad X_n^{(2)} = X_n I_{\{|X_n| > M\}}.$$

其中  $X_n = X_n^{(1)} + X_n^{(2)}$ . 并设  $S_n^{(1)} = \sum_{i=1}^n X_i^{(1)}, S_n^{(2)} = \sum_{i=1}^n X_i^{(2)}$ . 则对  $\forall \varepsilon > 0$ , 有

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - \mu\right| > \varepsilon\right) &= \mathbb{P}\left(\left|\frac{(S_n^{(1)} - \mathbb{E}[S_n^{(1)}]) + (S_n^{(2)} - \mathbb{E}[S_n^{(2)}])}{n}\right| > \varepsilon\right) \\ &\leq \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n^{(1)} - \mathbb{E}[S_n^{(1)}]}{n}\right| > \frac{\varepsilon}{2}\right) + \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n^{(2)} - \mathbb{E}[S_n^{(2)}]}{n}\right| > \frac{\varepsilon}{2}\right) \end{aligned}$$

现在我们分别处理这两部分:

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n^{(1)} - \mathbb{E}[S_n^{(1)}]}{n}\right| > \frac{\varepsilon}{2}\right) \leq \frac{\text{Var}(S_n^{(1)})}{(\frac{1}{2}\varepsilon n)^2} = \frac{4\text{Var}(X_1^{(1)})}{\varepsilon^2 n} \leq \frac{4\mathbb{E}[(X_1^{(1)})^2]}{\varepsilon^2 n} \leq \frac{4M^2}{\varepsilon^2 n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

同时有

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n^{(2)} - \mathbb{E}[S_n^{(2)}]}{n}\right| > \frac{\varepsilon}{2}\right) \leq \frac{\mathbb{E}[S_n^{(2)} - \mathbb{E}[S_n^{(2)}]]}{\frac{\varepsilon}{2}n} \leq \frac{4\mathbb{E}[|X_1| I_{\{|X_1| > M\}}]}{\varepsilon} \xrightarrow{M \rightarrow +\infty} 0,$$

其中

$$\mathbb{E}[S_n^{(2)} - \mathbb{E}[S_n^{(2)}]] \leq \mathbb{E}[|S_n^{(2)}|] + |\mathbb{E}[S_n^{(2)}]| \leq 2\mathbb{E}[|S_n^{(2)}|] \leq 2 \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[|X_k^{(2)}|] = 2n\mathbb{E}[|X_1^{(2)}|].$$

因此令  $n \rightarrow +\infty$ , 再令  $M \rightarrow +\infty$ , 有

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - \mu\right| > \varepsilon\right) \rightarrow 0.$$

故  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} \mu$ .

□

**注.** 分别处理并运用 Markov 不等式等矩不等式. 因为  $X_n^{(1)}$  有界, 因此其常用于高阶矩方法估计, 而尾巴部分  $X_n^{(2)}$  通过  $\mathbb{E}[|X|] < \infty$  用一阶矩来控制.