

# 不同分布的随机中心极限定理

吴绍敏

(数学系)

## 一、引言

设  $\{\xi_k\}$  是独立同分布的随机变量序列, 其均值  $E\xi_k = 0$ , 方差  $D(\xi_k) = 1$ , ( $k = 1, 2, \dots$ )。记

$$\eta_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$$

$$\xi_n = \frac{\eta_n}{\sqrt{n}}$$

那么独立同分布的中心极限定理成立, 即

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x) \quad (-\infty < x < +\infty) \quad (1)$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-u^2/2} du$$

如以正整值随机变量  $v_n$  代替  $n$ , 即得

$$\xi_{v_n} = \frac{\eta_{v_n}}{\sqrt{v_n}}$$

那么在什么条件下

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x) \quad (2)$$

成立呢?

因随机和变量在随机游动, 序列分析, 系统可靠性及 Monte Carlo 方法有关等方面都有广泛的应用, 于是引起数学工作者的重视和研究。特别是随机中心极限定理的研究, 已经得到一些结果。

最初, 是假定  $v_n \xrightarrow{P} \infty$  且与  $\{\xi_k\}$  ( $k = 1, 2, \dots$ ) 独立的条件下, 证明了 (2) 的正确性<sup>[1]</sup>。其次, F. Anscombe 把  $v_n$  与  $\{\xi_k\}$  独立的条件去掉, 改为  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} C$  ( $C$  是常数) 时, 证明 (2) 成立<sup>[2]</sup>。

后来, A. Rényi 又把条件改为更一般的  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} \lambda$ , ( $\lambda$  是正值离散随机变量) 证明了 (2) 成

立<sup>[3]</sup>。Doebelin - Anscombe 去掉同分布的条件并在  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} C$  ( $C$ 是常数)证明了(2)成立<sup>[4]</sup>。

本文将去掉  $\{\xi_k\}$  ( $k = 1, 2, \dots$ ) 是同分布的条件, 在更一般的条件下, 证明随机中心极限定理成立, 从而将上述的结果归为本文的特例。

### 二、不同分布的随机中心极限定理

为便于证明下面的定理, 先将A. Renyi<sup>[3]</sup>的三个引理阐述于下:

引理 1, 若随机变量序列  $x_n$  有一极限分布,  $z_n$  和  $y_n$  是两个随机变量序列, 且  $z_n \xrightarrow{P} 1$ ,  $y_n \xrightarrow{P} 0$ , 则  $x_n z_n + y_n$  与  $x_n$  有同一极限分布。

引理 2, 若随机变量  $x_n$  的分布函数趋于一极限分布和  $y_n \xrightarrow{P} 0$  则  $x_n y_n \xrightarrow{P} 0$ 。

引理 4, 若  $t_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) 是独立的随机变量序列, 置

$$\sigma_n = \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n t_k, \quad B_n \rightarrow +\infty$$

若  $\sigma_n$  的分布函数趋于一极限分布, 则  $\sigma_n$  在任何具有正概率的条件下的条件分布趋于同一个极限分布。

下面来证明本文所阐述的定理

设  $\{\xi_k\}$  ( $k = 1, 2, \dots$ ) 是随机变量序列, 具有有限均值和方差,  $E\xi_k = a_k$ ,  $D(\xi_k) = \sigma_k^2 \neq 0$  ( $k = 1, 2, \dots$ ), 记

$$\xi_n = \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n (\xi_k - a_k) \quad \xi_{v_n} = \frac{1}{B_{v_n}} \sum_{k=1}^{v_n} (\xi_k - a_k)$$

$$B_n = \left( \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 \right)^{1/2} \quad B_{v_n} = \left( \sum_{k=1}^{v_n} \sigma_k^2 \right)^{1/2}$$

下面的记号相同。

定理 1, 设  $\{\xi_k\}$  是随机变量序列, 若  $v_n \xrightarrow{P} \infty$ , 事件  $(v_n = k)$  与事件  $(\xi_k < x)$  独立, 且

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x)$$

则 
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x)$$

证明: 已知  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x)$ , 所以对任意给定的  $\varepsilon > 0$ , 一定存在一个  $N$ ,

当  $n > N$  时, 有 
$$\Phi(x) - \varepsilon < P(\xi_n < x) < \Phi(x) + \varepsilon$$

因  $v_n \xrightarrow{P} \infty$ , 那么对上述的  $\varepsilon > 0$  和  $N$ , 一定存在一个  $N_1$ , 当  $n > N_1$  时,  $P(v_n \leq N) < \varepsilon/2$ , 即  $P(v_n > N) \geq 1 - \varepsilon/2$ 。

$$\begin{aligned} \because P(\xi_{v_n} < x, v_n > N) &\leq P(\xi_{v_n} < x) = P(\xi_{v_n} < x, v_n \leq N) + \\ &P(\xi_{v_n} < x, v_n > N) \leq P(v_n \leq N) + P(\xi_{v_n} < x, v_n > N) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{即 } & \sum_{k>n}^{\infty} P(\xi_k < x, v_n = k) \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq \varepsilon/2 + \sum_{k>n}^{\infty} P(\xi_k < x, v_n = k) \\
& \sum_{k>n}^{\infty} P(\xi_k < x)P(v_n = k) \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq \varepsilon/2 + \sum_{k>n}^{\infty} P(\xi_k < x)P(v_n = k) \\
& [\Phi(x) - \varepsilon] \sum_{k>n}^{\infty} P(v_n = k) \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq \varepsilon/2 + [\Phi(x) + \varepsilon] \sum_{k>n}^{\infty} P(v_n = k)
\end{aligned}$$

故有  $[\Phi(x) - \varepsilon]P(v_n > N) \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq \varepsilon/2 + [\Phi(x) + \varepsilon]$   
 $\Phi(x) - 3\varepsilon/2 \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq \Phi(x) + 3\varepsilon/2$   
 $\therefore \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x)$  证毕。

推论：设  $\{\xi_k\}$  是独立的随机变量序列，若  $v_n \xrightarrow{p} \infty$ ，事件  $(v_n = k)$  与事件  $(\xi_k < x)$  独立，

$$\text{且 } \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{B_n^2} \int_{|x - a_k| < \tau B_n} (x - a_k)^2 dF_k(x) = 0$$

$$\text{则 } \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x)$$

其中  $\tau$  是任意正数， $F_k(x)$  是  $\xi_k$  的分布函数。显然，[1]中 ch、III、Theorem 2 是推论的特例。

定理 2，设  $\{\xi_k\} (k = 1, 2, \dots)$  是独立的随机变量序列， $v_n = [n\lambda]$ ， $\lambda$  是正值离散随机变量，其全体可能值是  $0 < \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_k < \dots$ 。若

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{k=1}^n \int_{|x - a_k| > \tau B_n} (x - a_k)^2 dF_k(x) = 0$$

$$\text{则 } \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda]} < x) = \Phi(x)$$

证明：根据假设条件，知  $\lim_{n \rightarrow \infty} B_n = +\infty$ ， $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x)$

$$P(\xi_{[n\lambda]} < x) = \sum_{k=1}^{\infty} P(\xi_{[n\lambda_k]} < x | \lambda = \lambda_k) P(\lambda = \lambda_k)$$

根据 A. Renyi 的引理 4 知

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda_k]} < x | \lambda = \lambda_k) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda_k]} < x) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x)$$

$$\therefore \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda]} < x) = \sum_{k=1}^{\infty} \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda_k]} < x | \lambda = \lambda_k) P(\lambda = \lambda_k) =$$

$$\Phi(x) \sum_{k=1}^{\infty} P(\lambda = \lambda_k) = \Phi(x)$$

其中  $\xi_{[n\lambda_k]} = 1/B_{[n\lambda_k]} \sum_{j=1}^{[n\lambda_k]} (\xi_j - a_j)$  证毕。

推论， $\{\xi_k\}$  是独立随机变量序列，若  $v_n = [n\lambda] (a.s)$ ，且 Lindeberg 条件成立，则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x)$$

证明: 因

$$P(\xi_{v_n} < x, v_n = [n\lambda]) \leq P(\xi_{v_n} < x) = P(\xi_{v_n} < x, v_n = [n\lambda]) +$$

$$P(\xi_{v_n} < x, v_n \neq [n\lambda]) \leq P(\xi_{v_n} < x, v_n = [n\lambda]) + P(v_n \neq [n\lambda])$$

即 
$$P(\xi_{[n\lambda]} < x) \leq P(\xi_{v_n} < x) \leq P(\xi_{[n\lambda]} < x)$$

由定理 2 知 
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{[n\lambda]} < x) = \Phi(x).$$

定理 3,  $\{\xi_k\}$  是独立的随机变量序列, 且满足

(1) 
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n < x) = \Phi(x)$$

(2) 
$$m = \inf \{ \sigma_k^2, k \geq 1 \} > 0, M = \sup \{ \sigma_k^2, k \geq 1 \} < +\infty$$

那么, 若  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} \lambda$ ,  $\lambda$  是正值离散随机变量, 其全体可能值是  $0 < \lambda_1 < \lambda_2 < \lambda \dots < \lambda_k < \dots$ . 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_{v_n} < x) = \Phi(x).$$

证明: (1) 先证 
$$\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} \xrightarrow{P} 1.$$

因  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} \lambda$ ,  $\frac{[n\lambda]}{n} \xrightarrow{P} \lambda$ ,  $\therefore \frac{v_n}{n} - \frac{[n\lambda]}{n} \xrightarrow{P} 0$ . 因之, 对任给的  $\sigma > 0$  和  $\delta > 0$ , 一定存在

一个  $n_1$ , 当  $n > n_1$  时有  $P\left(\left|\frac{v_n}{n} - \frac{[n\lambda]}{n}\right| > \sigma\right) < \delta/2$ , 那么对任意给定的  $\varepsilon > 0$  和上述的

$\delta > 0$ , 当  $n > n_1$  时就有

$$P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, \left|\frac{v_n - [n\lambda]}{n}\right| > \sigma\right) +$$

$$P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, \left|\frac{v_n - [n\lambda]}{n}\right| \leq \sigma\right) \leq P\left(\left|\frac{v_n - [n\lambda]}{n}\right| > \sigma\right) +$$

$$P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, |v_n - [n\lambda]| \leq n\sigma\right) \leq \delta/2 +$$

$$P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, |v_n - [n\lambda]| \leq n\sigma\right)$$

$$\therefore P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, |v_n - [n\lambda]| \leq n\sigma\right) = P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda]} - 1\right| > \varepsilon, [n\lambda] -$$

$$n\sigma \leq v_n \leq [n\lambda] + n\sigma\right) = \sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{Bv_n}{B[n\lambda_k]} - 1\right| > \varepsilon, [n\lambda_k] - n\sigma \leq v_n \leq [n\lambda_k] +$$

$$n\sigma, \lambda = \lambda_k\right)$$

$\therefore \sum_{k=1}^{\infty} P(\lambda = \lambda_k) = 1, \therefore$  对上述的  $\delta > 0$  一定存在一个  $S_1$ , 当  $S > S_1$  时有

$$\sum_{k=S+1}^{\infty} P(\lambda = \lambda_k) < \delta/2,$$

$$\therefore \sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{B_{v_n}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon, [n\lambda_k] - n\sigma \leq v_n \leq [n\lambda_k] + n\sigma, \lambda = \lambda_k\right)$$

$$\leq \sum_{k=1}^S P\left(\left|\frac{B_{v_n}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon, [n\lambda_k] - n\sigma \leq v_n \leq [n\lambda_k] + n\sigma\right) + \delta/2$$

$$\text{而 } \sum_{k=1}^S P\left(\left|\frac{B_{v_n}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon, [n\lambda_k] - n\sigma \leq v_n \leq [n\lambda_k] + n\sigma\right)$$

$$= \sum_{k=1}^S P\left\{\bigcup_{l=[n\lambda_k]-n\sigma}^{[n\lambda_k]+n\sigma} \left(\left|\frac{B_l}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon, v_n = l\right)\right\}$$

$\therefore B_n \uparrow + \infty \therefore$  当  $[n\lambda_k] - n\sigma \leq l \leq [n\lambda_k] + n\sigma$  时

$$\left|\frac{B_l}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| \leq \left|\frac{B_{[n\lambda_k]+n\sigma}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| \text{ 或 } \left|\frac{B_{[n\lambda_k]-n\sigma}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right|$$

$$\therefore 1 < \frac{B_{[n\lambda_k]+n\sigma}}{B_{[n\lambda_k]}} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{[n\lambda_k]+n\sigma} \sigma_i^2\right)^{1/2}}{\left(\sum_{i=1}^{[n\lambda_k]} \sigma_i^2\right)^{1/2}} =$$

$$\frac{\left(\sum_{i=1}^{[n\lambda_k]} \sigma_i^2 + \sum_{i=[n\lambda_k]+1}^{[n\lambda_k]+n\sigma} \sigma_i^2\right)^{1/2}}{\left(\sum_{i=1}^{[n\lambda_k]} \sigma_i^2\right)^{1/2}}$$

$$\leq \left(1 + \frac{n\sigma M}{m[n\lambda_k]}\right)^{1/2} \leq 1 + \frac{\sigma M}{\lambda_1 m} \quad (\text{当 } n > n_2 \text{ 时})$$

因  $\sigma$  可以任意小, 所以可选取  $\sigma$  使得  $\sigma M/\lambda_1 m < \varepsilon$ 。

$$\therefore \left(\left|\frac{B_{[n\lambda_k]+n\sigma}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon\right) \text{ 是不可能事件。}$$

同理  $\left(\left|\frac{B_{[n\lambda_k]-n\sigma}}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon\right)$  也是不可能事件。

$$\therefore P\left(\left|\frac{B_l}{B_{[n\lambda_k]}} - 1\right| > \varepsilon, v_n = l\right)_{[n\lambda_k]-n\sigma \leq l \leq [n\lambda_k]+n\sigma} = 0$$

取  $N = \max(n_1, n_2)$ , 那么综上所述, 对任给的  $\varepsilon > 0$  和  $\delta > 0$ , 存在一个  $N$ , 当  $n > N$  时有

$$P\left(\left|\frac{B_{v_n}}{B_{[n\lambda]}} - 1\right| > \varepsilon\right) < \delta$$

$$\therefore \frac{B_{v_n}}{B_{[n\lambda]}} \xrightarrow{P} 1$$

(二)因

$$\xi_{v_n} = \xi_{[n\lambda]} + \frac{B_{[n\lambda]}}{B_{v_n}} \left( \frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}} \right) + \xi_{[n\lambda]} \left( \frac{B_{[n\lambda]}}{B_{v_n}} - 1 \right)$$

$$\text{其中 } \eta_{v_n} = \sum_{k=1}^{v_n} (\xi_k - a_k), \quad \eta_{[n\lambda]} = \sum_{k=1}^{[n\lambda]} (\xi_k - a_k)$$

因  $\left(\frac{B_{[n\lambda]}}{B_{v_n}} - 1\right) \xrightarrow{P} 0$ , 再根据定理 2 和 Renyi 的引理 2 知.

$$\xi_{[n\lambda]} \left( \frac{B_{[n\lambda]}}{B_{v_n}} - 1 \right) \xrightarrow{P} 0$$

现在证明  $\left(\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right) \xrightarrow{P} 0$

$\therefore \frac{v_n}{n} - \frac{[n\lambda]}{n} \xrightarrow{P} 0$   $\therefore$  对任意给  $\delta > 0$  和  $\sigma > 0$ , 一定存在一个  $n_1$ , 当  $n > n_1$  时

$$P\left(\left|\frac{v_n - [n\lambda]}{n}\right| > \sigma\right) < \delta/3.$$

那么对任意给的  $\varepsilon > 0$  和上述的  $\delta > 0$ , 当  $n > n_1$  时有

$$P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda]\right| > n\sigma\right) +$$

$$P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda]\right| \leq n\sigma\right) \leq P\left(\left|v_n - [n\lambda]\right| > n\sigma\right) +$$

$$P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda]\right| \leq n\sigma\right) \leq \delta/3 + P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon,$$

$$\left|v_n - [n\lambda]\right| \leq n\sigma\right)$$

$$\therefore P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda]\right| \leq n\sigma\right) \leq \sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda_k]}}{B_{[n\lambda_k]}}\right|$$

$$> \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda_k]\right| \leq n\sigma, \lambda = \lambda_k\right) \text{ 因 } \sum_{k=1}^{\infty} P(\lambda = \lambda_k) = 1 \therefore \text{存在一个 } S_1 \text{ 当 } S > S_1$$

时  $\sum_{k=S+1}^{\infty} P(\lambda = \lambda_k) < \delta/3$

$$\begin{aligned} \therefore \sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda_k]}}{B_{[n\lambda_k]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda_k]\right| \leq n\sigma, \lambda = \lambda_k\right) \\ \leq \sum_{k=1}^s P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda_k]}}{B_{[n\lambda_k]}}\right| > \varepsilon, v_n - [n\lambda_k] \leq n\sigma\right) + \delta/3. \end{aligned}$$

而 
$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^s P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda_k]}}{B_{[n\lambda_k]}}\right| > \varepsilon, \left|v_n - [n\lambda_k]\right| \leq n\sigma\right) \\ \leq \sum_{k=1}^s P\left(\max_{\left|l - [n\lambda_k]\right| \leq n\sigma} \left|\sum_{i=[n\lambda_k]}^l (\xi_i - a_i)\right| > \varepsilon B_{[n\lambda_k]}\right) \end{aligned}$$

由 Hájek 及 Rényi 不等式得

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^s P\left(\max_{\left|l - [n\lambda_k]\right| \leq n\sigma} \left|\sum_{i=[n\lambda_k]}^l (\xi_i - a_i)\right| > \varepsilon B_{[n\lambda_k]}\right) &\leq \\ \leq \sum_{k=1}^s \frac{1}{\varepsilon^2 B_{[n\lambda_k]}^2} \left(\sum_{i=[n\lambda_k] - [n\sigma]}^{[n\lambda_k] + n\sigma} \sigma^2\right) &\leq \sum_{k=1}^s \frac{2[n\sigma]M}{\varepsilon^2 [n\lambda_k]m} \\ = \frac{2\sigma M}{\varepsilon^2 m} \sum_{k=1}^s \frac{1}{\lambda_k} \quad (\text{当 } n > n_2 \text{ 时}) \end{aligned}$$

由于  $\sigma$  可任意小, 故可选  $\sigma$  使满足

$$\frac{2\sigma}{\varepsilon^2} \cdot \frac{M}{m} \sum_{k=1}^s \frac{1}{\lambda_k} < \delta/3$$

因此, 对预先给定的  $\varepsilon > 0$  和  $\delta > 0$ , 存在一个  $N = \max(n_1, n_2)$ , 当  $n > N$  时有

$$P\left(\left|\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right| > \varepsilon\right) < \delta$$

即 
$$\left(\frac{\eta_{v_n} - \eta_{[n\lambda]}}{B_{[n\lambda]}}\right) \xrightarrow{P} 0$$

再根据 Rényi 的引理 1 知  $\zeta_{v_n}$  与  $\zeta_{[n\lambda]}$  有相同的极限分布, 由定理 2 知  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\zeta_{v_n} < x) = \Phi(x)$  证毕。

当  $\{\xi_k\}$  是独立同分布的随机变量序列且  $E\xi_k = 0, D\xi_k = 1$  时, 即得 Rényi 的定理 2<sup>[3]</sup>

特别, 若  $\frac{v_n}{n} \xrightarrow{P} C$ , 即得 E.T. Anscombe 所证明的结论, 就是 [3] 中的定理 1。

当  $\{\xi_k\}$  是独立变量序列, 且  $E\xi_k = 0, D(\xi_k) = 1$ , 又  $v_n/n \xrightarrow{P} C$  时, 就是 Doeblin - Anscombe 定理<sup>[4]</sup>。

## 三、附 注

1、在定理 2、3 中，若把  $[n\lambda]$  换为  $[\omega(n)\lambda]$ ，把  $v_n/n \xrightarrow{P} \lambda$  换为  $v_n/\omega(n) \xrightarrow{P} \lambda$ ，其中  $\omega(n)$  是  $\rightarrow \infty$  (当  $n \rightarrow \infty$ ) 的正数，定理仍然成立。

2、在定理 2、3 中，若  $[n\lambda_k] < 1$ ，则规定  $\zeta_{[n\lambda_k]} = 0, B_{[n\lambda_k]} = 1$

## 参 考 文 献

- [1] G. H. Hardy, Divergent Series (Oxford 1949)
- [2] F. J. Anscombe Large-Sample Theory of Sequential estimation proc, Cambridge, phi Soc. 48 (1952) p600
- [3] A. Renyi, on The Central limit Theorem for the sum of a random number independent random Variables, Acta Math. Acad sci Hung 11 (1960) p97-102
- [4] Yuan Shih Chow Henry Teicher, probability theory. p317