

两两NQD序列线性形式的强稳定性 *

万成高 陈芬

(湖北大学数学与计算机科学学院, 武汉, 430062)

摘要

本文研究了两两NQD序列线性形式的强稳定性, 得到了不同分布两两NQD序列具有线性形式强稳定性的充分条件.

关键词: 两两NQD序列, 线性形式, 强稳定性.

学科分类号: O211.4.

§1. 引言

称随机变量 X 和 Y 是NQD (Negatively Quadrant Dependend)的, 若对任意 $x, y \in R$ 都有

$$\mathbb{P}(X < x, Y < y) \leq \mathbb{P}(X < x)\mathbb{P}(Y < y).$$

称随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是两两NQD序列, 若对任意 $i \neq j$, X_i 与 X_j 是NQD的.

两两NQD序列的概念是由著名统计学家Lehmann在1966年提出来的^[1], 由定义可以看出, 两两NQD序列是一类相当广泛的随机变量序列, 通常的独立随机变量序列可以认为是两两NQD序列的相当特殊的情形, 因此对两两NQD序列的研究就显得更为困难. Matula对同分布两两NQD序列部分和获得了与独立情形一样的Kolmogorov型强大数律^[2]. 吴群英对同分布两两NQD序列部分和获得了与独立情形一样Baum和Katz型完全收敛定理^[3]. 对不同分布两两NQD序列的结果不太多, 文献[4]研究了不同分布两两NQD序列的收敛性, 获得了与独立情形一样的大数定律和完全收敛定理. 本文主要研究两两NQD序列线性形式的强稳定性, 得到了不同分布两两NQD序列具有线性形式强稳定性的充分条件. 这种研究不仅仅是受到大数定律研究的推动, 而且在考虑线性模型最小二乘估计的相容性时就要讨论线性形式的强稳定性, 因此对线性形式的强稳定性研究无疑是非常重要的. 本文约定: 文中出现的 C 总表示正常数, 它在不同的地方可以代表不同的值. 集合 A 的示性函数记为 I_A .

*国家自然科学基金项目(10571139)资助.

本文2007年1月23日收到, 2007年6月20日收到修改稿.

《应用概率统计》版权所有

§2. 主要结果及证明

称随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是强稳定的, 若存在两个常数列 $\{a_n, n \geq 1\}$ 和 $\{b_n, n \geq 1\}$, $a_n \uparrow \infty (n \rightarrow \infty)$, 有 $a_n^{-1}X_n - b_n \rightarrow 0$ a.s.. 称随机变量序列 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是尾概率一致有界的, 若存在非负的随机变量 X 及正常数 C , 使对任意的 x 及 $n \geq 1$, 都有 $P(|X_n| > x) \leq C P(X > x)$ 成立, 此时记为 $\{X_n\} < X$.

引理 2.1^[1] 设随机变量 X 和 Y 是NQD的, 则

- (i) $E(XY) \leq EXEY$;
- (ii) 对任意 $x, y \in R$ 都有: $P(X > x, Y > y) \leq P(X > x)(Y > y)$;
- (iii) 如 f, g 同为非降(或非增)函数, 则 $f(X)$ 与 $g(Y)$ 仍为NQD的.

定理 2.1 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是随机变量序列, $\{a_n, n \geq 1\}$ 是正实数列且 $a_n \uparrow \infty (n \rightarrow \infty)$, 若其满足下列条件:

- (i) $E(X_i^\pm X_j^\pm) \leq EX_i^\pm EX_j^\pm (i \neq j, i, j = 1, 2, \dots)$;
- (ii) $\sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n E|X_i| < \infty$;
- (iii) $\sum_{n=1}^{\infty} \text{Var}(X_n)/a_n^2 < \infty$,

则强大数定律 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - EX_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立.

证明: 记 $Y_n = X_n^+ + EX_n^-$, $Z_n = X_n^- + EX_n^+ (n \geq 1)$, 则 $\{Y_n, n \geq 1\}$, $\{Z_n, n \geq 1\}$ 是非负随机变量序列. 注意到

$$\begin{aligned} E(Y_i Y_j) &= E(X_i^+ X_j^+) + EX_i^+ EX_j^- + EX_i^- EX_j^+ + EX_i^- EX_j^-, \\ EY_i EY_j &= EX_i^+ EX_j^+ + EX_i^+ EX_j^- + EX_i^- EX_j^+ + EX_i^- EX_j^-, \\ EZ_i EZ_j &= E(X_i^- X_j^-) + EX_i^- EX_j^+ + EX_i^+ EX_j^- + EX_i^+ EX_j^+, \\ EZ_i EZ_j &= EX_i^- EX_j^- + EX_i^- EX_j^+ + EX_i^+ EX_j^- + EX_i^+ EX_j^+. \end{aligned}$$

由(i)可以得到

$$E(Y_i Y_j) \leq EY_i EY_j, \quad EZ_i EZ_j \leq EZ_i EZ_j \quad (i \neq j, i, j = 1, 2, \dots). \quad (2.1)$$

因为 $X_n - EX_n = Y_n - Z_n$, $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n EY_i - a_n^{-1} \sum_{i=1}^n EZ_i = a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - EX_i) = 0 (n \geq 1)$, 为证 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - EX_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立, 只需证明 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - EY_i) \rightarrow 0$ a.s. 和 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (Z_i - EZ_i) \rightarrow 0$ a.s. 即可.

由于 $\text{Var}(X_n) = \text{Var}(X_n^+) - 2(E(X_n^+ X_n^-) - EX_n^+ EX_n^-) + \text{Var}(X_n^-) = \text{Var}(X_n^+) + 2EX_n^+ \cdot EX_n^- + \text{Var}(X_n^-)$, 从而 $\text{Var}(Y_n) = \text{Var}(X_n^+) \leq \text{Var}(X_n)$ 且 $EY_n = E|X_n| (n \geq 1)$, 由(ii)有

$$\sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n EY_i \leq \sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n E|X_i| < \infty. \quad (2.2)$$

《应用概率统计》版权所有

由(2.1)有

$$\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right) \leq \sum_{i=1}^n \text{Var}(Y_i) \leq \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i),$$

$$\text{令 } \rho_{ij} = \begin{cases} \text{Var}(X_i), & i = j; \\ 0, & i \neq j, \end{cases} \text{ 则有}$$

$$\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right) \leq \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{ij}, \quad (2.3)$$

又由(iii)有

$$\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \rho_{ij} / (a_{i \vee j})^2 = \sum_{n=1}^{\infty} \text{Var}(X_n) / a_n^2 < \infty, \quad (2.4)$$

由(2.2), (2.3), (2.4)及文献[5]知 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0$ a.s.. 同理可证 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (Z_i - \mathbb{E}Z_i) \rightarrow 0$ a.s.. \square

定理2.1是一类两两负相依随机变量序列的Kolmogorov型强大数定律. 特别当 $a_n = n$, $\{X_n, n \geq 1\}$ 是两两独立随机变量序列时, 定理2.1就是文献[6]的定理1. 作为定理2.1的应用, 下面讨论两两NQD序列的强大数定律.

推论 2.1 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是两两NQD序列, $\{a_n, n \geq 1\}$ 是正实数列且 $a_n \uparrow \infty$ ($n \rightarrow \infty$), 若其满足下列条件:

- (i) $\sum_{i=1}^{\infty} a_i^{-2} \mathbb{E}X_i^2 I_{\{|X_i| \leq a_i\}} < \infty;$
- (ii) $\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_i| > a_i) < \infty;$
- (iii) $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}X_i I_{\{|X_i| > a_i\}} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty);$
- (iv) $\sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}|X_i| I_{\{|X_i| \leq a_i\}} < \infty,$

则强大数定律 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}X_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立.

证明: 对任意的 $n \geq 1$, 记 $Y_n = -a_n I_{\{X_n < -a_n\}} + X_n I_{\{|X_n| \leq a_n\}} + a_n I_{\{X_n > a_n\}}$. 由(ii)知

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n \neq Y_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > a_n) < \infty,$$

由Borel-Cantelli引理及条件(iii), 为证 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}X_i) \rightarrow 0$ a.s., 只须证明

$$a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0 \quad \text{a.s.} \quad (2.5)$$

即可.

《应用概率统计》版权所有

注意到 $\{Y_n, n \geq 1\}$ 是两两NQD序列, 从而 $\{Y_n^\pm, n \geq 1\}$ 也是两两NQD序列, 由引理2.1的(i)知 $\{Y_n, n \geq 1\}$ 满足定理2.1的(i), 又由条件(i)、(iv)易知 $\{Y_n, n \geq 1\}$ 满足定理2.1的(ii)、(iii), 从而(2.5)成立, 推论2.1证毕. \square

推论 2.2 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是两两NQD序列, $\{a_n, n \geq 1\}$ 是正实数列且 $a_n \uparrow \infty (n \rightarrow \infty)$. 若其满足下列条件:

$$(i) \quad \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^p}{a_i |X_i|^{p-1} + a_i^p} \right) < \infty, \quad 1 \leq p \leq 2;$$

$$(ii) \quad \sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} |X_i| < \infty,$$

则强大数定律 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E} X_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立.

证明: 由推论2.1知, 要证 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E} X_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立, 只需验证 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是满足推论2.1的条件, 下面分别验之.

在条件(i)下有

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^2}{a_i^2} I_{\{|X_i| < a_i\}} \right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^p}{a_i^p} I_{\{|X_i| < a_i\}} \right) \\ & \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|}{a_i} \cdot \frac{2|X_i|^{p-1}}{a_i^{p-1} + |X_i|^{p-1}} \right) I_{\{|X_i| < a_i\}} \leq 2 \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^p}{a_i^p + a_i |X_i|^{p-1}} \right) < \infty; \end{aligned} \quad (2.6)$$

对 $p \geq 1$, 若 $|X_i| \geq a_i > 0$, 则 $2|X_i|^p / (a_i^p + a_i |X_i|^{p-1}) \geq 1$, 因此有

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_i| \geq a_i) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} I_{\{|X_i| \geq a_i\}} \leq 2 \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^p}{a_i^p + a_i |X_i|^{p-1}} \right) < \infty; \quad (2.7)$$

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|}{a_i} I_{\{|X_i| > a_i\}} \right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|}{a_i} I_{\{|X_i| > a_i\}} \right) \\ & \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|}{a_i} \cdot \frac{2|X_i|^{p-1}}{a_i^{p-1} + |X_i|^{p-1}} \right) I_{\{|X_i| > a_i\}} \leq 2 \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_i|^p}{a_i^p + a_i |X_i|^{p-1}} \right) < \infty, \end{aligned} \quad (2.8)$$

由(2.8)式及Kronecker引理知

$$\frac{1}{a_n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} X_i I_{\{|X_i| > a_i\}} \rightarrow 0. \quad (2.9)$$

综上(2.6)、(2.7)、(2.9)式可知推论2.1中条件成立, 故 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E} X_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立. \square

推论 2.3 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ 是两两NQD序列, $\{a_n, n \geq 1\}$ 是正实数列且 $a_n \uparrow \infty (n \rightarrow \infty)$. 若

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\left| \frac{X_i}{a_i} \right|^p \right) < \infty, \quad 1 \leq p \leq 2, \quad \sup_{n \geq 1} a_n^{-1} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} |X_i| < \infty,$$

则大数定律 $a_n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E} X_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立.

《应用概率统计》版权所有

证明：由于

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}\left(\frac{|X_i|^p}{a_i|X_i|^{p-1} + a_i^p}\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}\left(\left|\frac{X_i}{a_i}\right|^p\right) < \infty,$$

由推论2.2知推论2.3成立。 \square

若 X 与 Y 是NQD的，则必有 $\mathbb{E}(X^\pm Y^\pm) \leq \mathbb{E}X^\pm \mathbb{E}Y^\pm$ 。反之未必成立，反例如下：设离散型随机变量 (X, Y) 的分布列为： $\mathbb{P}(X = 0, Y = 0) = \mathbb{P}(X = 1, Y = 8/9) = 0$ ， $\mathbb{P}(X = 1, Y = 0) = \mathbb{P}(X = 0, Y = 1) = 1/9$ ， $\mathbb{P}(X = 0, Y = 8/9) = 5/9$ ， $\mathbb{P}(X = 1, Y = 1) = 2/9$ ，则有 $\mathbb{E}(X^\pm Y^\pm) \leq \mathbb{E}X^\pm \mathbb{E}Y^\pm$ ，但是 $\mathbb{P}(X < 1, Y < 1) > \mathbb{P}(X < 1)\mathbb{P}(Y < 1)$ ，由此可见 X 与 Y 满足定理2.1的条件(i)，但 X 与 Y 不是NQD的。Jamison^[8]等(1965)讨论了独立同分布随机变量序列的线性形式的强稳定性，下面我们讨论两两NQD序列线性形式的强稳定性。

引理 2.2 设 $\{a_n, n \geq 1\}$ 和 $\{b_n, n \geq 1\}$ 是任意的两个正实数列， $c_n = b_n/a_n$ ， $b_n \uparrow \infty$ ， $\{c_n, n \geq 1\}$ 严格单增， $\{X_n, n \geq 1\}$ 为零均值的随机变量序列且 $\{X_n\} < X$ ，对任意的 $x > 0$ ，定义 $N(x) = \text{Card}\{n : c_n \leq x\}$ ，若 X 满足：

- (i) $\mathbb{E}N(X) < \infty$ ；
- (ii) $\int_1^{\infty} \mathbb{E}N(X/s) ds < \infty$.

记 $Y_n = -c_n I_{\{X_n < -c_n\}} + X_n I_{\{|X_n| \leq c_n\}} + c_n I_{\{|X_n| > c_n\}}$ ，则 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}Y_i \rightarrow 0$ ($n \rightarrow \infty$)。

证明：

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a_n |\mathbb{E}Y_n|}{b_n} &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a_n |\mathbb{E}X_n I_{\{|X_n| \leq c_n\}}|}{b_n} + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a_n |\mathbb{E}c_n I_{\{|X_n| > c_n\}}|}{b_n} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{|\mathbb{E}X_n I_{\{|X_n| > c_n\}}|}{c_n} + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{c_n \mathbb{P}(|X_n| > c_n)}{c_n} \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{|\mathbb{E}X_n| I_{\{|X_n| > c_n\}}}{c_n} + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > c_n) \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-1} \left(c_n \mathbb{P}(|X_n| > c_n) + \int_{c_n}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > t) dt \right) + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > c_n) \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \int_1^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > t c_n) dt + 2 \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n) \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \int_1^{\infty} \mathbb{P}(X > t c_n) dt + 2 \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n). \end{aligned}$$

由于 $N(x)$ 对 x 非降， $\{c_n, n \geq 1\}$ 严格单增，故有

$$\{X > c_n\} \subset \{N(X) > N(c_n)\} = \{N(X) > n - 1\},$$

从而有

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n) \leq \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(N(X) > n - 1) \leq 1 + \mathbb{E}N(X) < \infty.$$

同理有

$$\left\{ \frac{X}{t} > c_n \right\} \subset \left\{ N\left(\frac{X}{t}\right) > n - 1 \right\},$$

故

$$\sum_{n=1}^{\infty} \int_1^{\infty} \mathbb{P}(X > tc_n) dt \leq \int_1^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(N\left(\frac{X}{t}\right) > n - 1\right) dt \leq 1 + \int_1^{\infty} \mathbb{E}N\left(\frac{X}{t}\right) dt < \infty,$$

因此有

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{a_n |\mathbb{E}Y_n|}{b_n} < \infty,$$

由Kronecker引理知引理2.2的结论成立. \square

定理 2.2 设 $\{a_n, n \geq 1\}$ 和 $\{b_n, n \geq 1\}$ 是任意的两个正实数列, $c_n = b_n/a_n$, $b_n \uparrow \infty$, $\{c_n, n \geq 1\}$ 严格单增, $\{X_n, n \geq 1\}$ 为零均值的两两NQD序列且 $\{X_n\} < X$, 对任意的 $x > 0$, 定义 $N(x) = \text{Card}\{n : c_n \leq x\}$, 若 X 满足:

- (i) $\mathbb{E}N(X) < \infty$;
- (ii) $\int_1^{\infty} \mathbb{E}N(X/s) ds < \infty$;
- (iii) $\max_{1 \leq j \leq n} c_j^p \sum_{j=n}^{\infty} c_j^{-p} = O(n)$, 其中 $1 \leq p \leq 2$;
- (iv) $\sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}|X_i| < \infty$,

则 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i X_i \rightarrow 0$ a.s. 成立.

证明: 对任意的 $n \geq 1$, 记

$$Y_n = -c_n I_{\{X_n < -c_n\}} + X_n I_{\{|X_n| \leq c_n\}} + c_n I_{\{X_n > c_n\}}, \quad S_n = \sum_{i=1}^n a_i X_i, \quad T_n = \sum_{i=1}^n a_i Y_i,$$

则

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n \neq Y_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > c_n) \leq C \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n) \leq C(1 + \mathbb{E}N(X)) < \infty,$$

由Borel-Cantelli引理, 为证定理2.2的结论, 只须证明 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i Y_i \rightarrow 0$ a.s. 即可. 由于

$$b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i Y_i = b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i (Y_i - \mathbb{E}Y_i) + b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}Y_i,$$

由条件(i), (ii)及引理2.2知

$$b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}Y_i \rightarrow 0 \quad \text{a.s.}.$$

往证

$$b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i (Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0 \quad \text{a.s.},$$

《应用概率统计》版权所有

注意到 $\{a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n), n \geq 1\}$ 是两两NQD序列且

$$\begin{aligned}
 & \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}|a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n)|^p}{b_n^p} \\
 & \leq C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}|X_n|^p I_{\{|X_n| \leq c_n\}} + C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} c_n^p \mathbb{P}(|X_n| > c_n) \\
 & \leq C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} (c_n^p \mathbb{P}(X > c_n) + \mathbb{E}X^p I_{\{X \leq c_n\}}) + C \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n) \\
 & \leq C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}X^p I_{\{X \leq c_n\}} + C(1 + \mathbb{E}N(X)). \tag{2.10}
 \end{aligned}$$

记 $d_0 = 0$, $d_n = \max_{1 \leq j \leq n} c_j$, 则

$$\begin{aligned}
 & \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}X^p I_{\{X \leq c_n\}} \leq \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}X^p I_{\{X \leq d_n\}} \\
 & = \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{n=j}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}X^p I_{\{d_{j-1} < X \leq d_j\}} = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{E}X^p I_{\{d_{j-1} < X \leq d_j\}} \sum_{n=j}^{\infty} c_n^{-p} \\
 & \leq \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(d_{j-1} < X \leq d_j) d_j^p \sum_{n=j}^{\infty} c_n^{-p} \leq C \sum_{j=1}^{\infty} j \mathbb{P}(d_{j-1} < X \leq d_j) \\
 & = C \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{n=1}^j \mathbb{P}(d_{j-1} < X \leq d_j) \leq C \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j=n}^{\infty} \mathbb{P}(d_{j-1} < X \leq d_j) \\
 & = C \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > d_{n-1}) \leq C \left(\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X > c_n) + 1 \right) < \infty. \tag{2.11}
 \end{aligned}$$

由(2.10)及(2.11)式知

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}|a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n)|^p}{b_n^p} < \infty.$$

由条件(iv)及推论2.3知 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i(Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立, 至此定理2.2证毕. \square

说明 1 若定理2.2中的条件(iv)减弱为: $\sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}|X_i| I_{\{|X_i| \leq c_i\}} < \infty$, 则定理2.2的结论仍然成立.

说明 2 定理2.2中的条件(iv)换成: $\sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i < \infty$ 且 X 可积, 则定理2.2的结论仍然成立. 事实上

$$\begin{aligned}
 & \sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}|X_i| = \sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \int_0^\infty \mathbb{P}(|X_i| > x) dx \\
 & \leq C \sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \int_0^\infty \mathbb{P}(X > x) dx = C \mathbb{E}X \sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i < \infty.
 \end{aligned}$$

定理 2.3 设 $\{a_n, n \geq 1\}$ 和 $\{b_n, n \geq 1\}$ 是任意的两个正实数列, $c_n = b_n/a_n$, $b_n \uparrow \infty$, $\{c_n, n \geq 1\}$ 严格单增, $\{X_n, n \geq 1\}$ 为两两NQD序列且 $\{X_n\} < X$, 对任意的 $x > 0$, 定义 $N(x) = \text{Card}\{n : c_n \leq x\}$, 若 X 满足:

- (i) $\mathbb{E}N(X) < \infty$;
- (ii) $\int_0^\infty t^{p-1} \mathbb{P}(X > t) \int_t^\infty N(y)/y^{p+1} dy dt < \infty$, 其中 $1 \leq p \leq 2$;
- (iii) $\sup_{n \geq 1} b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}|X_i| < \infty$,

则存在数列 $\{d_n, n \geq 1\}$, 使得 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i X_i - d_n \rightarrow 0$ a.s. 成立.

证明: 对任意的 $n \geq 1$, Y_n, S_n, T_n 的记号同定理2.2. 由于

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n \neq Y_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| \geq c_n) < \infty,$$

由Borel-Cantelli引理, 对数列 $\{d_n, n \geq 1\}$, 为证 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i X_i - d_n \rightarrow 0$ a.s., 只须证 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i Y_i - d_n \rightarrow 0$ a.s. 即可. 如果能证明 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i (Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0$ a.s., 则取 $d_n = b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}Y_i$.

由于 $\{a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n), n \geq 1\}$ 是两两NQD序列且

$$\begin{aligned} & \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}|a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n)|^p}{b_n^p} \leq C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} \mathbb{E}|Y_n|^p \\ & \leq C \sum_{n=1}^{\infty} p c_n^{-p} \int_0^\infty t^{p-1} \mathbb{P}(|X_n| > t) dt + C \sum_{n=1}^{\infty} c_n^{-p} c_n^p \mathbb{P}(|X_n| > c_n) \\ & \leq Cp \int_0^\infty t^{p-1} \mathbb{P}(X > t) \sum_{\{n:c_n>t\}} c_n^{-p} dt + C(1 + \mathbb{E}N(X)) \\ & \leq Cp^2 \int_0^\infty t^{p-1} \mathbb{P}(X > t) \int_t^\infty N(y)/y^{p+1} dy dt + C(1 + \mathbb{E}N(X)). \end{aligned}$$

上式最后一个不等式成立基于下列事实:

$$\begin{aligned} \sum_{\{n:c_n>t\}} c_n^{-p} &= \lim_{s \rightarrow \infty} \sum_{\{n:t < c_n < s\}} c_n^{-p} = \lim_{s \rightarrow \infty} \int_t^s y^{-p} dN(y) \\ &= \lim_{s \rightarrow \infty} \left(s^{-p} N(s) - t^{-p} N(t) + p \int_{t < y \leq s} N(y)/y^{p+1} dy \right); \\ s^{-p} N(s) &\leq p \int_s^\infty N(y)/y^{p+1} dy \rightarrow 0 \quad (s \rightarrow \infty). \end{aligned}$$

由条件(i), (ii)有

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}|a_n(Y_n - \mathbb{E}Y_n)|^p}{b_n^p} < \infty.$$

又由条件(iii)及推论2.3知 $b_n^{-1} \sum_{i=1}^n a_i (Y_i - \mathbb{E}Y_i) \rightarrow 0$ a.s. 成立. \square

参 考 文 献

- [1] Lehmann, E.L., Some concepts of dependence, *Ann. Math. Statist.*, **37**(1966), 1137–1153.
- [2] Matula, P., A note on the almost sure convergence of sums of negatively dependent random variables, *Statist. Probab. Lett.*, **15(3)**(1992), 209–213.
- [3] 吴群英, 两两NQD列的收敛性质, 数学学报, **45(3)**(2002), 617–624.
- [4] 万成高, 两两NQD列的大数定律和完全收敛性, 应用数学学报, **28(2)**(2005), 253–261.
- [5] Chandra, T.K., Uniform integrability in the Cesàro sence and the weak law of large numbers, *Sankhya: the Indian Tournal of Statistics*, **51(Series A)**(1989), 309–317.
- [6] Csörgő, S., Tandori, K. & Totik, V., On the strong law of large numbers for pairwise independent random variables, *Acta. Math. Hungarica*, **42**(1983), 319–330.
- [7] 林正炎, 陆传荣等, 概率极限理论基础, 北京: 高等教育出版社, 1999.
- [8] Jamison, B., Orey, S. & Pruitt, W.E., Convergence of weighted averages of independent random variables, *Z. Wahrch. Verw. Gebiet*, **4**(1965), 40–44.

Strong Stability of Linear Forms with Pairwise NQD Random Sequences

WAN CHENGGAO CHEN FEN

(Faculty of Mathematics and Computer Science, Hubei University, Wuhan, 430062)

In this paper, we discuss strong stability of linear forms in pairwise NQD random sequences and get sufficient conditions for strong stability of linear forms with different distributions pairwise NQD random sequences.

Keywords: Pairwise NQD random sequences, linear forms, strong stability.

AMS Subject Classification: 60F99.