

文章编号: 1000-5641(2009)04-0062-07

重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 中负相伴随机变量 和的精确大偏差

汪世界^{1,2}, 王文胜¹

(1. 华东师范大学 金融统计学院, 上海 200241; 2. 安徽大学 数学科学学院, 合肥 230039)

摘要: 利用重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 性质的刻画, 得到了重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 中负相伴重尾随机变量和(随机与非随机和)的精确大偏差, 而重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 是严格包含 \mathcal{C} 的, 从而首次将现有的精确大偏差结果推广到更大的重尾分布子类上.

关键词: 负相伴; 一致变化尾; 控制变化尾; 长尾; 精确大偏差

中图分类号: O211.4 **文献标识码:** A

Precise large deviation for sums of negatively associated heavy-tailed random variables in $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$

WANG Shi-jie^{1,2}, WANG Wen-sheng²

(1. *School of Finance and Statistics, East China Normal University, Shanghai 200241, China;*
2. *School of Mathematical Sciences, Anhui University, Hefei 230039, China*)

Abstract: By using the characterization of heavy-tailed random variables in $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$, precise large deviations for sums (nonrandom sums and random sums) of negatively associated heavy-tailed random variables in $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ were obtained, where the subclass $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ strictly contains \mathcal{C} . Therefore, it firstly extends some existed precise large deviation results to some larger subclasses of heavy tailed distributions.

Key words: negatively association; consistently varying tail; dominately varying tail; long tail; precise large deviation

0 引 言

在金融与保险中, 由于重尾分布能刻画大的索赔这一特性, 所以近年来受到了广泛的关注. 而重尾随机变量和的精确大偏差(precise large deviation 或 PLD)问题是重尾分布研究中的一个非常重要的问题, 同时它还常用来近似估计公司的破产概率, 这对公司的风险管理具有非常重要的意义. Ng等^[1]讨论了带一致变化尾独立同分布的随机变量和(非随机和与随机和)的精确大偏差, 从而首次将精确大偏差的结果从广义规则变化尾类^[2](extended regularly

收稿日期: 2008-07

基金项目: 国家自然科学基金(10771070)

第一作者: 汪世界, 男, 博士研究生, 研究方向为金融数学. E-mail: ahuwsj@126.com.

varing 或 ERV)推广到一致变化尾类(C)上. Tang^[3]讨论了带一致变化尾负相伴(NA)的随机变量非随机部分和的精确大偏差.Chen与Zhang^[4], Liu^[5]分别将Tang^[3]的结果推广到随机和的情形, 得到了负相伴带一致变化尾的随机变量随机和的精确大偏差.

本文在文献[3-5]的基础上, 利用重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 性质的刻画, 得到了重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 中负相伴重尾随机变量和(随机和与非随机和)的精确大偏差, 而重尾分布类 $\mathcal{D} \cap \mathcal{L}$ 是严格包含C的, 从而首次将现有的精确大偏差结果推广到更大的重尾分布子类上.

1 定义和引理

令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为支撑在 $(-\infty, \infty)$ 上的同分布随机变量序列, 其分布函数为 $F(x) = P(X_1 \leq x)$, 且 $EX_1 = \mu < \infty$, 记 $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$, $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 在保险中, X_k 表示索赔, 而 S_n 表示公司索赔的和. 再令 $N(t)$ 为一非负整数值计数过程, 如可取 $N(t)$ 为Poisson过程、Cox过程或一般的点过程, 则 $N(t)$ 表示到时刻 t 为止买保险的人数. 同时假定 $N(t)$ 满足: $N(t)$ 与 $\{X_k, k \geq 1\}$ 独立, 当 $t \rightarrow \infty$ 时, $EN(t) = \lambda(t) \rightarrow \infty$, 再记 $S_{N(t)} = \sum_{k=1}^{N(t)} X_k$, $S_{N(t)}$ 表示到时刻 t 为止公司所有索赔.

定义 1.1 称某一非负随机变量 X 或者其分布 $F(x)$ 为重尾的, 如果它不存在指数矩, 即对任意 $\gamma > 0$, $Ee^{\gamma X}$ 不存在.

定义 1.2 (1) 称 F 带控制变化尾(或属于 \mathcal{D}), 当且仅当对任意 $0 < \theta < 1$ (或等价地对某个 $0 < \theta < 1$),

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(\theta x)}{\bar{F}(x)} < \infty;$$

(2) 称 F 带一致变化尾(或属于 \mathcal{C}), 当且仅当

$$\lim_{y \searrow 1} \liminf_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(xy)}{\bar{F}(x)} = 1, \quad \text{或等价地} \quad \lim_{y \nearrow 1} \limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(xy)}{\bar{F}(x)} = 1;$$

(3) 称 F 带长尾(或属于 \mathcal{L}), 如果对任意 $L > 0$,

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(x+L)}{\bar{F}(x)} = 1.$$

注 1.1 定义1.2是一些非常著名的重尾分布的子类, 包括控制变化尾类(\mathcal{D}), 一致变化尾类(\mathcal{C})和长尾类(\mathcal{L}). 由文献[1, 3]可知上述重尾分布子类有如下的关系: $\mathcal{C} \subset \mathcal{D} \cap \mathcal{L}$, 并且以上包含关系可以是严格的, 如取 $\bar{F}(x) = 1 - F(x) = \exp(-\rho(\log(1+x)))$, 其中 $\rho(x) = [x] + ((x - [x]) \wedge 1)$, 可以证明 $F \in \mathcal{D} \cap \mathcal{L}$, 但 $F \notin \mathcal{C}$ (参见文献[2]).

注 1.2 易见如果 $F \in \mathcal{D}$, 则对任意 $c > 0$, $\bar{F}(cx)$ 与 $\bar{F}(x)$ 在如下意义下有相同的阶.

$$0 < \liminf_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(cx)}{\bar{F}(x)} \leq \limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(cx)}{\bar{F}(x)} < \infty,$$

为方便起见, 以后记此关系为 $\bar{F}(cx) \asymp \bar{F}(x)$.

定义 1.3 令

$$J_F^* := - \lim_{y \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}_*(y)}{\log y},$$

其中对任意的 $y > 0$, $\bar{F}_*(y) = \liminf_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(xy)}{\bar{F}(x)}$, J_F^* 称为分布函数 F 的上Matuszewska指数.

定义 1.4 称 $\{X_k, 1 \leq k \leq n\}$ 为负相伴(NA)随机变量序列, 如果对 $\{1, 2, \dots, n\}$ 的任意不交子集 A_1 和 A_2 , 有

$$\text{Cov}(f_1(X_{k_1}, k_1 \in A_1), f_2(X_{k_2}, k_2 \in A_2)) \leq 0,$$

其中 f_1, f_2 是对每个变元非增(或非降)的函数, 并且使得上述协方差存在. 称 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为NA的, 如果它的任意有限子族是NA的.

引理 1.1^[6,7] $F \in \mathcal{L}$ 当且仅当

$$\mathcal{H}(F) = \{h(x) : [0, +\infty) \rightarrow [0, +\infty); h(x) \uparrow \infty, \frac{h(x)}{x} \rightarrow 0, \frac{\overline{F}(x \pm h(x))}{\overline{F}(x)} \rightarrow 1\} \neq \phi.$$

引理 1.2^[4] 若 $F \in \mathcal{D}$, 则

- (1) $1 \leq J_F^* < \infty$, 且对任意 $p > J_F^*$, 有 $x^{-p} = o(\overline{F}(x))$;
- (2) 对每一 $p > J_F^*$, 存在正常数 C 与 D 使得对所有 $x \geq y \geq D$ 成立

$$\frac{\overline{F}(y)}{\overline{F}(x)} \leq C \left(\frac{x}{y}\right)^p.$$

引理 1.3^[4] 令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为同分布NA随机变量序列, 且期望 $\mu < 0$. 若存在某 $r > 1$, 使得 $E|X_1|^r < \infty$, 则对任意 $0 < \theta < 1$ 满足: $(r-1)/8\theta > 1$, 必存在与 x 和 n 无关的常数 $C > 0$, 使得对任意 $n \geq 1$ 以及 $x > 0$, 有

$$P(S_{(n)} > x, \bigcap_{i=1}^n (X_i \leq \theta x)) \leq Cx^{-\frac{r-1}{8\theta}+1},$$

其中 $S_{(n)} =: \max_{1 \leq k \leq n} S_k$.

引理 1.4^[3] 令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为同分布NA随机变量序列, 且期望为0, 若 $F \in \mathcal{D}$, 则对任意固定的 $\gamma > 0$, 存在与 x 和 n 无关的常数 $C = C(\gamma)$, 使得对所有的 $x \geq \gamma n$ 及 $n = 1, 2, \dots$, 有

$$P(S_n > x) \leq Cn\overline{F}(x).$$

引理 1.5^[7] 令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为同分布NA随机变量序列, 且 $EX_1^+ < \infty$, 则对任意 $\theta > 0, x > 0$ 及 $n \geq 1$, 有

$$P(S_n > x) \leq n\overline{F}(\theta x) + \left(\frac{e\mu+n}{x}\right)\theta^{-1}.$$

2 主要结果及其证明

定理 2.1 令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为同分布NA随机变量序列, 其共同分布为 F , 期望为 $\mu < \infty$, 若存在 $r > 1$ 使得 $E|X_1|^r < \infty$, 且 $F \in \mathcal{D} \cap \mathcal{L}$. 若存在 $h(x) \in \mathcal{H}(F)$ 使得, 当 $x \rightarrow \infty$ 时,

$$\frac{h(x)F(-h(x))}{\overline{F}(x)} \rightarrow 0. \quad (1)$$

那么, 任意给定的常数 $\gamma > 0$, 对 $x \geq h^{-1}(\gamma n)$ 一致地有,

$$P(S_n - n\mu > x) \sim n\overline{F}(x), \quad (2)$$

其中 h^{-1} 为 h 的反函数.

注 2.1 如果 F 支撑在 $[s, +\infty)$ 上, 其中 $s > -\infty$, 那么条件(1)自然成立. 在保险业中, $\bar{F}(x), x > 0$ 与 $F(x), x < 0$ 分别用来表示公司亏损和盈余的概率, 过分追求利润可能会阻碍人们买保险, 因此保险公司在控制风险的同时必须调整其利润空间, 条件(1)即为这种调整.

证 明 不失一般性, 不妨假定 $\mu = 0$, 若不然, 定义 $X'_k = X_k - \mu, S'_n = \sum_{k=1}^n X'_k$, 那么 $EX'_k = 0, X'_k \stackrel{d}{\sim} F(x + \mu) \sim F(x)$, 其中 $\stackrel{d}{\sim}$ 表示同分布, 注意到 $P(S_n - n\mu > x) = P(S'_n > x)$, 因此(2)式只要证 $\mu = 0$ 情形. 为此首先证明

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \inf_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{P(S_n > x)}{n\bar{F}(x)} \geq 1. \quad (3)$$

由假设知存在 $h(x) \in \mathcal{H}(F)$, 而由引理1.1, 易见对充分大 x 有 $x > h(x)$, 因为

$$\begin{aligned} P(S_n > x) &\geq P(S_n > x, \max_{1 \leq k \leq n} X_k > x + h(x)) \\ &\geq \sum_{k=1}^n P(S_n > x, X_k > x + h(x)) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(X_i > x + h(x), X_j > x + h(x)) \\ &:= J_1 - J_2. \end{aligned}$$

先估计 J_1 . 实际上,

$$\begin{aligned} J_1 &= \sum_{k=1}^n P(S_n > x, X_k > x + h(x)) \\ &\geq \sum_{k=1}^n P(S_n - X_k > -h(x), X_k > x + h(x)) \\ &\geq \sum_{k=1}^n [P(S_n - X_k > -h(x)) + P(X_k > x + h(x)) - 1] \\ &= \sum_{k=1}^n [\bar{F}(x + h(x)) - P(\sum_{l: 1 \leq l \leq n, l \neq k} (-X_l) \geq h(x))]. \end{aligned}$$

由于 $\{-X_l, l = 1, 2, \dots\}$ 仍为 NA 序列, 由引理1.4知, 存在与 x 和 n 无关的常数 $C_1 = C_1(\gamma)$, 使得对于任意 $x \geq h^{-1}(\gamma n)$, 有

$$P(\sum_{l: 1 \leq l \leq n, l \neq k} (-X_l) \geq h(x)) < C_1 n F(-h(x)) \leq C_1 \frac{h(x)}{\gamma} F(-h(x)) = o(\bar{F}(x)).$$

在上述的最后一个等式中, 我们使用了条件(1). 因而, $J_1 \geq n\bar{F}(x + h(x)) - o(n\bar{F}(x))$.

另一方面, 由 NA 性质知

$$\begin{aligned} J_2 &= \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(X_i > x + h(x), X_j > x + h(x)) \\ &\leq [\sum_{1 \leq k \leq n} P(X_k > x + h(x))]^2 = [n\bar{F}(x + h(x))]^2. \end{aligned}$$

下面证明 $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x > h^{-1}(\gamma n)} n\bar{F}(x + h(x)) = 0$, 实际上注意到 $F \in \mathcal{D}$, 则

$$\int_x^\infty \bar{F}(t) dt \geq \int_x^{2x} \bar{F}(t) dt \geq x\bar{F}(2x).$$

故

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{x\bar{F}(x)}{\int_x^\infty \bar{F}(t)dt} \leq \limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(x)}{\bar{F}(2x)} < \infty.$$

注意到 F 具有有限期望, 因此 $\lim_{x \rightarrow \infty} x\bar{F}(x) = 0$. 从而当 $n \rightarrow \infty$ 时,

$$\sup_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} n\bar{F}(x+h(x)) \leq \sup_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{h(x)}{\gamma} \bar{F}(x+h(x)) \leq \sup_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{x+h(x)}{\gamma} \bar{F}(x+h(x)) \rightarrow 0.$$

类似地可以得到 $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x > h^{-1}(\gamma n)} n\bar{F}(h(x)) = 0$. 因此, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 对所有 $x \geq h^{-1}(\gamma n)$,

$$\frac{P(S_n > x)}{n\bar{F}(x+h(x))} \geq 1 - \frac{o(\bar{F}(x))}{\bar{F}(x+h(x))} - nF(x+h(x)) \rightarrow 1.$$

再次利用引理1.1得

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \inf_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{P(S_n > x)}{n\bar{F}(x)} \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \inf_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{P(S_n > x)}{n\bar{F}(x+h(x))} \cdot \frac{\bar{F}(x+h(x))}{\bar{F}(x)} = 1.$$

下面再估计(2)式的上界, 任取 $\theta > 0$ 满足 $\theta^{-1} > \frac{J_F^*+1}{16(r-1)}$, 由于

$$\begin{aligned} P(S_n > x) &\leq P(\max_{1 \leq j \leq n} X_j > x - h(x)) + P(S_n > x, \max_{1 \leq j \leq n} X_j \leq x - h(x), \max_{1 \leq j \leq n} X_j > \theta x) \\ &\quad + P(S_n > x, \max_{1 \leq j \leq n} X_j \leq \theta x) \\ &\leq n\bar{F}(x-h(x)) + \sum_{i=1}^n P(S_n - X_i > h(x), X_i > \theta x) + P(S_n > x, \bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq \theta x\}) \\ &:= K_1 + K_2 + K_3. \end{aligned}$$

首先由NA性质以及引理1.4得

$$\begin{aligned} K_2 &= \sum_{i=1}^n P(S_n - X_i > h(x), X_i > \theta x) \leq \sum_{i=1}^n P(S_n - X_i > h(x))P(X_i > \theta x) \\ &= \bar{F}(\theta x) \sum_{i=1}^n P(S_n - X_i > h(x)) \leq \bar{F}(\theta x) \sum_{i=1}^n [C_2 n \bar{F}(h(x))] \\ &= C_2 n^2 \bar{F}(\theta x) \bar{F}(h(x)) \asymp C_2 n \bar{F}(\theta x) o(1) \asymp o(n \bar{F}(x)), \end{aligned}$$

在最后一个等式中我们使用了 $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} n\bar{F}(h(x)) = 0$.

对于 K_3 , 令 $X'_k = X_k - \gamma$, $S'_n = \sum_{k=1}^n X'_k$, 则 $EX'_k = EX_k - \gamma = -\gamma < 0$. 因为 $h(x) \in \mathcal{H}(F)$, 那么 $\frac{2h(x)}{x} \rightarrow 0$. 故对充分大的 x , $\theta x - 2\theta\gamma n + \gamma \geq \theta x - 2\theta\gamma \frac{h(x)}{\gamma} = \theta(x - 2h(x)) + \gamma > 0$. 注意到 $\theta^{-1} > \frac{J_F^*+1}{16(r-1)}$ 以及引理1.3得

$$\begin{aligned} K_3 &= P(S_n > x, \bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq \theta x\}) = P(S_n - n\gamma \geq x - n\gamma, \bigcap_{i=1}^n \{X_i - \gamma \leq \theta x - \gamma\}) \\ &= P(S'_n \geq x - n\gamma, \bigcap_{i=1}^n \{X'_i \leq \theta x - \gamma\}) \leq P(S'_n \geq x - n\gamma, \bigcap_{i=1}^n \{X'_i \leq 2\theta(x - n\gamma)\}) \\ &\leq C_3(x - n\gamma)^{-\frac{r-1}{16\theta}+1} \leq C_3 \bar{F}(x - n\gamma) \leq C_3 \bar{F}(x - h(x)) = o(n \bar{F}(x - h(x))). \end{aligned}$$

再次利用 $h(x) \in \mathcal{H}(F)$, 可得

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \geq h^{-1}(\gamma n)} \frac{P(S_n > x)}{n\bar{F}(x)} \leq 1. \quad (4)$$

由式(3)和(4)知, 定理2.1结论成立.

定 理 2.2 令 $\{X_k, k \geq 1\}$ 为同分布NA随机变量序列, 其共同分布为 F , 期望为0, 若存在 $r > 1$ 使得 $E|X_1|^r < \infty$, 且 $F \in \mathcal{D} \cap \mathcal{L}$. 若存在 $h(x) \in \mathcal{H}(F)$ 满足(1). 再令 $N(t)$ 为一非负整数值过程, 与 $\{X_k, k \geq 1\}$ 独立, 且满足: 对任意 $\delta > 0$ 以及某个 $p > J_F^*$, 有

$$EN^p(t)I_{\{N(t) > (1+\delta)\lambda(t)\}} = o(\lambda(t)), \quad (5)$$

其中 $I_{\{\cdot\}}$ 为示性函数. 那么, 任意给定常数 $\gamma > 0$, 对任意 $x \geq h^{-1}(\gamma\lambda(t))$ 一致地有

$$P(S_{N(t)} > x) \sim \lambda(t)\bar{F}(x). \quad (6)$$

证 明 对任意 $0 < \delta < 1$,

$$\begin{aligned} P(S_{N(t)} > x) &= \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n > x)P(N(t) = n) \\ &= \left(\sum_{n < (1-\delta)\lambda(t)} + \sum_{(1-\delta)\lambda(t) \leq n \leq (1+\delta)\lambda(t)} + \sum_{n > (1+\delta)\lambda(t)} \right) P(S_n > x)P(N(t) = n) \\ &:= I_1 + I_2 + I_3. \end{aligned}$$

对于 I_2 , 注意到 $n \leq (1+\delta)\lambda(t)$, 那么 $h(x) \geq \gamma\lambda(t) \geq \frac{\gamma}{1+\delta}n$, 定理2.1表明, 当 $t \rightarrow \infty$ 时, 以及对 $x \geq h^{-1}(\gamma\lambda(t))$ 一致地有

$$\begin{aligned} I_2 &= \sum_{(1-\delta)\lambda(t) \leq n \leq (1+\delta)\lambda(t)} P(S_n > x)P(N(t) = n) \\ &\sim \sum_{(1-\delta)\lambda(t) \leq n \leq (1+\delta)\lambda(t)} n\bar{F}(x)P(N(t) = n) \\ &\sim \lambda(t)\bar{F}(x)P(|N(t) - \lambda(t)| \leq \delta\lambda(t)) \sim \lambda(t)\bar{F}(x). \end{aligned}$$

再考虑 I_1 , 首先证明 $\frac{N(t)}{\lambda(t)} \xrightarrow{P} 1(*)$, 其中 " \xrightarrow{P} " 表示依概率收敛. 这由下面不等式立得,

$$EN(t)I_{\{N(t) > (1+\delta)\lambda(t)\}} \leq \frac{EN^p(t)I_{\{N(t) > (1+\delta)\lambda(t)\}}}{(1+\delta)^{p-1}(\lambda(t))^{p-1}} = o(\lambda(t)).$$

又由于此时有 $n \leq (1-\delta)\lambda(t)$, 则 $h(x) \geq \gamma\lambda(t) \geq \frac{\gamma}{1-\delta}n$, 再次利用定理2.1得, 当 $t \rightarrow \infty$ 时, 对 $x \geq h^{-1}(\gamma\lambda(t))$ 一致地有

$$\begin{aligned} I_1 &= \sum_{n < (1-\delta)\lambda(t)} P(S_n > x)P(N(t) = n) \sim \sum_{n < (1-\delta)\lambda(t)} n\bar{F}(x)P(N(t) = n) \\ &\leq \lambda(t)\bar{F}(x)P(N(t) \leq (1+\delta)\lambda(t)) = o(\lambda(t)\bar{F}(x)), \end{aligned}$$

在最后一个等式中, 我们使用了(*) 式. 最后讨论 I_3 , 取 $\theta^{-1} = p$, 注意到 $F \in \mathcal{D}$ 以及引理1.2, 存在 $C = C(\theta) > 0$, 对充分大的 x , 有

$$\bar{F}(\theta x) \leq C\bar{F}(x), \quad x^{-\theta^{-1}} \leq \bar{F}(x). \quad (7)$$

对上述固定的 θ 以及任意的 n , 取 $M = (1 + (e\mu_+)^p)C$, 由引理1.5和(7)式得, 对充分大的 x ,

$$\begin{aligned} P(S_n > x) &\leq n\bar{F}(\theta x) + \left(\frac{e\mu_+n}{x}\right)^{\theta-1} \\ &\leq nC\bar{F}(x) + (e\mu_+n)^{\theta-1}C\bar{F}(x) \\ &\leq Mn^p\bar{F}(x). \end{aligned}$$

因而,

$$\begin{aligned} I_3 &= \sum_{n > (1+\delta)\lambda(t)} P(S_n > x)P(N(t) = n) \\ &\leq M\bar{F}(x) \sum_{n > (1+\delta)\lambda(t)} n^p P(N(t) = n) \\ &= M\bar{F}(x)EN^p(t)I_{(N(t) > (1+\delta)\lambda(t))} \\ &= o(\lambda(t)\bar{F}(x)), \end{aligned}$$

在最后一个等式中, 我们使用了条件(5). 综上所述, 定理 2.2 证毕.

[参 考 文 献]

- [1] NG K W, TANG Q H, YAN J A, et al. Precise large deviations for sums of random variables with consistently varying tails[J]. J Appl Prob, 2004, 41: 93-107.
- [2] KLUPPELBERG C, MIKOSCH T. Large deviations of heavy-tailed random sums with applications in insurance and finance[J]. J Appl Prob, 1997, 34: 293-308.
- [3] TANG Q H. Insensitivity to negative dependence of the asymptotic behavior of precise large deviations[J]. Electron J Pro, 2006(11): 107-120.
- [4] CHEN Y, ZHANG W P. Large deviations for random sums of negatively dependent random variables with consistently varying tails[J]. Statist Prob Lett, 2007, 77: 530-538.
- [5] LIU Y. Precise large deviations for negatively associated random variables with consistently varying tails[J]. Statist Prob Lett, 2007, 77: 181-189.
- [6] CLIND D B H, SAMORODNITSKY G. Subexponentiality of the product of independent random variables[J]. Stochastic Process Appl, 1994, 49: 75-98.
- [7] WANG K Y, WANG Y B. Notes on the asymptotics of the tail probabilities of sums for negatively associated random variables with heavy tails[J]. Chinese Journal of Applied Probability and Statistics, 2007, 23: 337-344.