

Hill-估计量的二阶 Edgeworth 展式

王晓谦¹ 程士宏²

(1. 南京师范大学数学与计算机科学学院, 210097, 江苏, 南京) (2. 北京大学数学科学学院, 100871, 北京)

[摘要] 具有正规变化尾的重尾分布的尾指标的估计是一个重要问题. 本文利用二阶广义正规变化函数理论给出了尾指标的 Hill-估计量的分布的三阶 Edgeworth 展式.

[关键词] 二阶广义正规变化函数, Hill-估计量, Edgeworth 展式

[中图分类号] O211, [文献标识码] A, [文章编号] 1001-4616(2004)03-0001-08

0 引言与结果

无论是对于极值理论, 还是对于金融和保险统计, 分布函数的尾部性质都具有重要意义(如 [1][2] 中关于金融中的厚尾(heavy tail)分布问题的研究). 如何对分布函数的尾数性质进行估计是一个重要的统计问题^[3, 4]. 其中具有正规变化尾的分布函数是大家比较感兴趣的话题^[5, 6].

所谓分布函数 F 具有正规变化尾, 是指它具有如下的性质:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1 - F(tx)}{1 - F(t)} = x^{-\frac{1}{\gamma}}, \forall x > 0 \quad (1)$$

其中 $\gamma > 0$ 为由 F 惟一确定的常数, 叫 F 的尾指标. 对 γ 的估计是一个重要课题.

设 X_1, X_2, \dots 是 i.i.d. 的随机变量序列, 有共同分布 F , 而 F 满足 (1). Hill, B. M.^[7] 提出了一个 γ 的估计量:

$$\hat{H}_n = \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} \log X_{n-i+1, n} - \log X_{n-k_n, n}, \quad (2)$$

其中 $X_{1, n} \leq X_{2, n} \leq \dots \leq X_{n, n}$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的次序统计量, $\{k_n \in \mathbf{N}\}$ 满足 $k_n \rightarrow \infty, k_n/n \rightarrow 0 (n \rightarrow \infty)$, \mathbf{N} 代表自然数集. 文献 [8—14] 对 \hat{H}_n 的弱相合性、强相合性、渐近正态性、大偏差等做了广泛而深入的研究. 但是, 为了提高利用 Hill-估计量的效率, 还必须研究其分布的高阶展开式.

定义 1 设 f 是定义在 \mathbf{R}^+ 上的正值函数. 若对任给 $x > 0$,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(tx)}{f(t)} = x^\rho,$$

其中 $\rho \in \mathbf{R}$ 是由 $f(t)$ 惟一确定的一个常数. 则称 f 为正规变化函数, 记做 $f \in RV(\rho)$, 并称 ρ 为 f 的正规变化指标.

定义 2 设 f 是定义在 \mathbf{R}^+ 上的实可测函数. 若存在不变号的函数 a 和实函数 b , 使得对任给 $x > 0$,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(tx) - f(t)}{a(t)} = \int_1^x s^{\rho-1} ds,$$

其中 $\rho \in \mathbf{R}$ 是由 $f(t)$ 惟一确定的一个常数. 则称 f 是广义正规变化函数. 一般地, 我们取 a 为正函数, 否则以 $-f$ 作为研究对象. 这时我们记做 $f \in GRV(\rho)$.

定义 3 设 f 是定义在 \mathbf{R}^+ 上的局部有界实可测函数. 若存在不变号的函数 $a_1(t)$ 和 $a_2(t)$, 使得对任意 $x \in (0, \infty)$, 当 $t \rightarrow \infty$ 时, 有

$$f(tx) = f(t) + a_1(t)h_1(x) + a_2(t)h_2(x) + o(a_2(t)),$$

其中 $a_2(t) = o(a_1(t)) (t \rightarrow \infty)$, 而

收稿日期: 2004-06-01.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(10071003).

作者简介: 王晓谦, 1966—, 南京师范大学数学与计算机科学学院副教授, 主要从事概率极限定理及其在金融中的应用等方面的教学与研究. E-mail: wxqmath@263.net

万方数据

$$h_1(x) = \int_1^x x_1^{\alpha-1} dx_1, \quad h_2(x) = \int_1^x x_1^{\alpha-1} dx_1 \int_1^{x_1} x_2^{\beta-1} dx_2,$$

$\alpha \in \mathbf{R}, \beta \leq 0$ 由 f 惟一确定, 则称 f 是二阶广义正规变化函数, 一般地, 我们取 a_1 为正函数, 否则以 $-f$ 作为研究对象. 这时记做 $f \in GRV_2(\alpha_1, \alpha_2)$. (关于正规变化函数的讨论参见 [15, 16], 高阶广义正规变化函数的讨论参见 [17, 18]).

记 $V(t) = [1/(1-F)]^-(t) := \inf\{s: 1/(1-F(s)) \geq t\}$, 则 (1) 等价于 $V \in RV(\gamma)$.

称 V 满足二阶正规变化条件, 若存在不变号的函数 $\alpha(t) \rightarrow 0 (t \rightarrow \infty)$, $A(x)$ 不恒等于一个常数, 使得

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{\alpha(t)} \left\{ \frac{V(tx)}{V(t)} - x^\gamma \right\} = x^\gamma A(x), \quad \forall x > 0. \quad (3)$$

显然 (3) 即 $t^{-\gamma}V(t) \in GRV(\alpha)$, 而 $\alpha \leq 0$ 是由 F 惟一确定的一个参数. 同时又等价于

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\log V(tx) - \log V(t) - \gamma \log x}{\alpha(t)} = A(x), \quad \forall x > 0.$$

在此条件下, \hat{H}_n 有中心极限定理^[9, 19].

若 $\lim_{n \rightarrow \infty} k_n^{1/2} \alpha(n/k_n) = \lambda, \lambda \in [0, \infty]$, 那么当 $n \rightarrow \infty$ 时有

$$H_n = \sqrt{k_n} \frac{\hat{H}_n - \gamma}{\gamma} \begin{cases} \xrightarrow{d} N(0, 1), & \text{若 } \lambda = 0, \\ \xrightarrow{d} N(\mu_0, 1), & \text{若 } 0 < \lambda < \infty, \\ \text{无极限分布}, & \text{若 } \lambda = \infty. \end{cases} \quad (4)$$

其中 $\mu_0 = \lambda/(1-\alpha)$.

(4) 中的收敛速度引起了大家的研究兴趣^[20]. 在条件 (3) 之下, Cheng, S. & Pan, J.^[21] 讨论了上述中心极限定理中 $\lambda = 0$ 的情况下 H_n 的分布的 Edgeworth 展开, 得到如下结果:

若 $n \rightarrow \infty$ 时, $k_n \alpha(n/k_n) \rightarrow \rho$, 则当 $n \rightarrow \infty$ 时, 在 \mathbf{R} 上一致地有

$$P(H_n \leq x) = \Phi(x) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} P(x) \varphi(x) + o(k_n^{-1/2}). \quad (5)$$

其中 $\Phi(x)$ 和 $\varphi(x)$ 为标准正态分布函数及其密度函数, $P(x)$ 为确定的多项式.

为了得到更好的收敛速度, Cheng, S. & de Haan, L.^[22] 讨论了 Γ -分布逼近 Hill-估计量的分布的速度问题, Cuntz, A. & Häusler, E. 对上述结果做了推广^[23].

设 $V(t)$ 满足

$$\frac{\log V(tx) - \log V(t) - \gamma \log x - a_1(t)A(x)}{a_2(t)} \rightarrow B(x), \quad \forall x > 0, \quad (6)$$

其中 $B(x)$ 不是 $A(x)$ 的常数倍, $a_2(t) = o(a_1(t)), t \rightarrow \infty$.

[23] 讨论了 H_n 的分布在条件 (7) 下的一阶 Edgeworth 展开, 但是由于没有充分利用条件 (6), 所以并没有给出 H_n 的分布的二阶 Edgeworth 展开.

在本文中, 我们在条件 (6) 下, 讨论了 H_n 的分布的二阶 Edgeworth 展开, 得到下面的定理. 一方面, 这是 (5) 的直接的二阶推广, 余项的阶为 $o(k_n^{-1})$.

定理 在条件 (6) 之下, 若对某 $\delta > 0$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时有 $k_n^{\frac{3}{2}+\delta} a_2(\frac{n}{k_n}) \rightarrow 0, k_n^{1+\delta} a_1(\frac{n}{k_n}) \rightarrow 0$, 则

$$P\{H_n \leq x\} = \Phi(x) + \sum_{i=1}^2 k_n^{-\frac{i}{2}} p_i(x) \varphi(x) - k_n^{-\frac{1}{2}} \frac{\varphi(x)}{\gamma(1-\alpha_1)} a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right) + o(1/k_n)$$

在 \mathbf{R} 上一致成立. 其中 $p_i(x)$ 为确定的多项式.

1 引理及定理的证明

设 U_1, U_2, \dots, U_n 是服从 $(0, 1)$ 上均匀分布的 i.i.d. 的随机变量, $U_{1:n} \leq U_{2:n} \leq \dots \leq U_{n:n}$ 为其次序统计量. 记

$$a_n = 1 - \frac{k_n}{n+1}, \quad b_n = \sqrt{\frac{a_n(1-a_n)}{n+1}}, \quad (u)_n = a_n + b_n u, \quad (\forall u \in \mathbf{R}),$$

并以 $\phi(x)$ 表示 $(U_{n-k_n, n} - a_n)/b_n$ 的概率密度函数.

对 $i = 1, 2, \dots, n$ 取

$$Y_{n,i}(u) = \begin{cases} \log V\left(\frac{1}{1-(u)_n} \frac{1}{1-U_i}\right) - \log V\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right), & \text{若 } 0 < (u)_n < 1, \\ 0, & \text{否则,} \end{cases}$$

则显然对任给 $u \in \mathbf{R}, n \geq 1, Y_{n,1}(u), Y_{n,2}(u), \dots, Y_{n,k_n}(u)$ 是 i.i.d. 的随机变量, 记

$$H_n(u) = \frac{1}{\sqrt{k_n} \gamma} \left(\sum_{i=1}^{k_n} Y_{n,i}(u) - k_n \gamma \right).$$

Cheng, S. & Jiang, C.^[24] 对二阶广义正规变化函数证明了如下基本不等式:

引理 1 若 $f \in GRV_2(\alpha_1, \alpha_2)$ 则可适当选取 $a_1(t), a_2(t)$ 使对任给的 $\varepsilon, \delta > 0$ 存在 $t_0 = t_0(\varepsilon, \delta) > 0$ 只要 $t, tx > t_0$ 就有

$$\left| \frac{f(tx) - f(t) - a_1(t)h_{a_1}(x)}{a_2(t)} - h_{a_1, a_2}(x) \right| \leq \varepsilon \max\{x^{\alpha_1 + \alpha_2 + \delta}, x^{\alpha_1 + \alpha_2 - \delta}\}.$$

引理 2 若 (6) 成立 则任取 $\varepsilon > 0$ 存在 $t_0 > 0, K > 0$ 使得对任给 $x > 1$ 只有 $t > t_0$ 就有

$$|B(t, x)| \leq Kx^\varepsilon.$$

其中

$$B(t, x) = \frac{\log V(tx) - \log V(t) - \gamma \log x - a_1(t)h_a(x)}{a_2(t)}.$$

证明 (6) 表明 $\log(t^{-\gamma}V(t)) \in GRV_2(\alpha, \beta), \alpha, \beta \leq 0$ 由引理 1 知结论成立.

引理 3

$$P\{H_n \leq x\} = \int_{-\infty}^{+\infty} P\{H_n(u) \leq x\} \phi_n(u) du. \quad (7)$$

证明 此为 [21] 之 (2.8) 式.

引理 4 对任给 $\varepsilon > 0$ 和 $r \in \{1, \dots, n\}$, 有

$$P\left\{\left|\frac{n^{1/2}}{\sigma}(U_{r,n} - \mu)\right| \geq \varepsilon\right\} \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{3\left(1 + \frac{\varepsilon}{\sigma\sqrt{n}}\right)}\right), \quad (8)$$

其中 $\mu = r/(n+1), \sigma^2 = \mu(1-\mu)$.

证明 见文 [25].

引理 5 设 $\{X_{n,i}, i = 1, \dots, k_n; n = 1, 2, \dots\}$ 是行独立同分布连续型随机变量阵列, 每行对应共同的特征函数为 $\gamma_n(t), n = 1, 2, \dots, X_{n,i}$ 的数学期望为 0, 方差为 $\sigma_n^2, \{E|X_{n,i}|^\nu, \nu = 1, 2, \dots, r+1\}$ 一致地介于两个与 n, r 无关的常数 $0 < c < C < \infty$ 之间, $r \leq 2$ 是确定的自然数. 存在 $T > 0$ 当 $t > T$ 时, 特征函数列 $\{\gamma_n(t), n = 1, 2, \dots\}$ 满足

$$\lim_{n \rightarrow \infty} |\gamma_n(t)| \leq \delta < 1.$$

记

$$S_{k_n} = \frac{\sum_{i=1}^{k_n} X_{n,i}}{|\sqrt{k_n} \sigma_n|},$$

则 S_{k_n} 的分布函数在 $n \rightarrow \infty$ 时一致地有如下 Edgeworth 展式:

$$F_{S_{k_n}}(x) = \Phi(x) + \sum_{i=1}^{r-2} k_n^{-\frac{i}{2}} p_{n,i}(x) \phi(x) + o(k_n^{-\frac{r-2}{2}}).$$

其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布函数, $\phi(x)$ 为标准正态密度函数, $p_{n,i}, i = 1, \dots, r-2$ 即 i.i.d. 随机变量列的万方数据

规范化后的分布的 Edgeworth 展式^[26]中的 $p_i, i = 1, \dots, r-2$, 但其中的系数中的各阶矩换成了 $EX_{n-1}^j, j = 3, \dots, r$.

证明 根据 Feller, W.^[27] 第二卷之 541 页定理 3 知结论成立.

对任取 $u \in \mathbf{R}$, 以下记

$$R_{n,i}(u) = Y_{n,i}(u) - \gamma \log\left(\frac{1}{1-U_i}\right) - a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right)h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_i}\right), i = 1, \dots, k_n,$$

$$R_n(u) = \frac{1}{\sqrt{k_n}\gamma} \sum_{i=1}^{k_n} \{R_{n,i}(u) - E(R_{n,i}(u))\},$$

$$r_n(u) = \frac{1}{\sqrt{k_n}\gamma} \sum_{i=1}^{k_n} \left\{ E(R_{n,i}(u)) + \frac{1}{1-\alpha_1} a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right) \right\},$$

$$S_n(u) = \frac{1}{\sqrt{k_n}} \sum_{i=1}^{k_n} \left\{ \log\left(\frac{1}{1-U_i}\right) - 1 \right\} + \frac{1}{\sqrt{k_n}\gamma} \sum_{i=1}^{k_n} \left\{ a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right) \left(h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_i}\right) - \frac{1}{1-\alpha_1} \right) \right\},$$

则

$$\begin{aligned} H_n(u) &= \frac{1}{\sqrt{k_n}\gamma} \left(\sum_{i=1}^{k_n} Y_{n,i}(u) - k_n\gamma \right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{k_n}\gamma} \sum_{i=1}^{k_n} \left\{ R_{n,i}(u) + \gamma \log\left(\frac{1}{1-U_i}\right) + a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right)h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_i}\right) - k_n\gamma \right\} \\ &= S_n(u) + R_n(u) + r_n(u). \end{aligned}$$

记

$$X = \left(\log\left(\frac{1}{1-U_1}\right) - 1 \right) + a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right) \left(h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_1}\right) - \frac{1}{1-\alpha_1} \right).$$

引理 6 取 $T_n = k_n^{\delta/2}, \delta \in (0, 1/2), T_n \rightarrow \infty$ 时, 对 $u \in \{u : |u| \leq T_n\}$ 在 \mathbf{R} 一致地有

$$P(S_n(u) \leq x) = \Phi(x) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_1(x) \phi(x) + \frac{1}{k_n} p_2(x) \phi(x) + o(1/k_n).$$

证明 对于 $S_n(u)$, 考察

$$X = \left(\log\left(\frac{1}{1-U_1}\right) - 1 \right) + a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right) \left(h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_1}\right) - \frac{1}{1-\alpha_1} \right).$$

记 $X_1 = \log\left(\frac{1}{1-U_1}\right), X_2 = h_{a_1}\left(\frac{1}{1-U_1}\right)$ 则

$$EX_1^k = \int_0^1 \left(\log \frac{1}{1-u} \right)^k du = \int_1^\infty \frac{\log^k t}{t^2} dt = k!, k = 1, 2, \dots;$$

对 $X_2, EX_2 = \frac{1}{1-\alpha}, \alpha = 0$ 时, $X_1 = X_2, \alpha < 0$ 时, 对 $k = 1, 2, \dots$,

$$E|X_2|^k = \int_0^1 \left| \frac{(1/(1-u))^\alpha - 1}{\alpha} \right|^k du = \left(\frac{1}{|\alpha|} \right)^k \int_1^\infty \frac{(1-t^\alpha)^k}{t^2} du < \infty.$$

所以, 存在常数 $0 < c < C < \infty$, 使 $E|X|^k, k = 1, 2, 3, 4, 5$ 介于它们之间. 记 $c_n = a_1\left(\frac{1}{1-(u)_n}\right)$ 则在 $\{u : |u| \leq T_n\}$ 上 $c_n \rightarrow 0$. 同时, 我们注意到, X 的方差可以记做 $\sigma_n^2 = 1 + c_n O(1)$, 事实上我们有

$$EX^j = E(X_1 - 1)^j + c_n O(1), j = 1, 2, \dots.$$

当 $\alpha = 0$ 时, 在 $\{u : |u| \leq T_n\}$ 上,

$$\begin{aligned} |\gamma_n(t)| &= |E(\exp\{itX\})| = \left| \int_0^1 e^{i(1+c_n)(\log(1/(1-u))-1)} du \right| \\ &= \left| \int_0^1 e^{i(1+c_n)(\log(1/(1-u)))} du \right| = \left| \int_1^\infty \frac{1}{x^2} e^{i(1+c_n)\log x} dx \right| = \left| \int_1^\infty x^{-2+i(1+c_n)} dx \right| \end{aligned}$$

$$= \left| \frac{x^{-1+i\kappa(1+c_n)}}{-1+i\kappa(1+c_n)} \right|_1^\infty = \left| \frac{1}{1-i\kappa(1+c_n)} \right| \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty);$$

当 $\alpha < 0$ 时, 在 $\{u : |u| \leq T_n\}$ 上有

$$\begin{aligned} |\gamma_n(t)| &= |E \exp\{itX\}| = \left| \int_0^1 \exp\left\{i\kappa \log(1/(1-u)) - 1\right\} + itc_n \left(h_a\left(\frac{1}{1-u}\right) - \frac{1}{1-\alpha}\right) \right\} du \right| \\ &= \left| \int_0^1 \exp\left\{it \log(1/(1-u)) + itc_n h_a\left(\frac{1}{1-u}\right)\right\} du \right| = \left| \int_1^\infty \frac{1}{x^2} \exp\{it \log x + itc_n h_a(x)\} dx \right| \\ &= \left| \int_1^\infty \frac{1}{x^2} \exp\{it \log x + itc_n \alpha^{-1} x^\alpha\} dx \right| = \left| \int_1^\infty \frac{x^{it} \exp\{itc_n \alpha^{-1} x^\alpha\}}{x^2} dx \right| \\ &= \left| \int_0^1 \frac{y^{it/\alpha} \exp\{itc_n \alpha^{-1} y\}}{y^{2/\alpha}} \frac{1}{\alpha} y^{\frac{1}{\alpha}-1} dy \right| = \left| \frac{1}{\alpha} \int_0^1 y^{\frac{it}{\alpha}-\frac{1}{\alpha}-1} \exp\{itc_n \alpha^{-1} y\} dy \right| \\ &= \left| \frac{1}{\alpha} \int_0^1 \frac{\exp\{itc_n \alpha^{-1} y\}}{\frac{it}{\alpha} - \frac{1}{\alpha}} dy^{\frac{it}{\alpha}-\frac{1}{\alpha}} \right| \\ &= \left| \frac{1}{it-1} y^{\frac{it}{\alpha}-\frac{1}{\alpha}} \exp\{itc_n \alpha^{-1} y\} \right|_0^1 - \frac{itc_n \alpha^{-1}}{it-1} \int_0^1 y^{\frac{it}{\alpha}-\frac{1}{\alpha}} \exp\{itc_n \alpha^{-1} y\} dy \right| =: |A_n(t) + B_n(t)|, \end{aligned}$$

则

$$|A_n(t)| \leq \left| \frac{1}{it-1} \exp\{itc_n \alpha^{-1}\} \right| \rightarrow 0, \quad (t \rightarrow \infty);$$

而对任意 $T > 0$ 时, 只要 n 充分大, 就有

$$|B_n(t)| \leq \left| \frac{itc_n \alpha^{-1}}{it-1} \right| \left| \int_0^1 y^{-\frac{1}{\alpha}} dy \right| = c_n \left| \frac{it\alpha^{-1}}{it-1} \right| < \delta < 1.$$

从而存在 $0 < \delta < 1$, 当 $t > T$ 时, 只要 n 充分大, 就有

$$|\gamma_n(t)| < \delta < 1.$$

所以 $\frac{1}{\sqrt{\sigma_n}} S_n(u)$ 满足引理 5 的条件, 从而记 $x_n = \frac{x}{\sqrt{\sigma_n}}$, 利用引理 5, 对 $u \in \{u : |u| \leq T_n\}$, 注意到 $k_n c_n \rightarrow 0$ ($n \rightarrow \infty$), 在 \mathbf{R} 一致地有

$$\begin{aligned} P(S_n(u) \leq x) &= \Phi(x_n) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_{n,1}(x_n) \varphi(x_n) + \frac{1}{k_n} p_{n,2}(x_n) \varphi(x_n) + o(1/k_n) \\ &= \Phi(x_n) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_{n,1}(x) \varphi(x) + \frac{1}{k_n} p_{n,2}(x) \varphi(x) + o(1/k_n) \\ &= \Phi(x) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_1(x) \varphi(x) + \frac{1}{k_n} p_2(x) \varphi(x) + o(1/k_n). \end{aligned}$$

上面最后两个等式利用了对任意多项式 $p(x)$, $p(x)\varphi(x)$ 的各阶导数的有界性.

引理 7 若对某 $\delta \in (0, 1/2)$, 有 $k_n^{\frac{3}{2}+\delta} a_2\left(\frac{n}{k_n}\right) \rightarrow 0$, $k_n^{1+\delta} a_1\left(\frac{n}{k_n}\right) \rightarrow c < \infty$, ($n \rightarrow \infty$), 则对 $T_n = k_n^{\delta/2}$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 在 $\{u : |u| \leq T_n\}$ 上一致地有

$$P\{H_n(u) \leq x\} = \Phi(x) + \sum_{i=1}^2 k_n^{-\frac{i}{2}} p_i(x) \varphi(x) - \sqrt{k_n} a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right) \frac{\varphi(x)}{\chi(1-\alpha_1)} + o(1/k_n).$$

证明 由 $|u| \leq T_n$, $T_n/\sqrt{k_n} \rightarrow 0$ ($n \rightarrow \infty$) 知, $n \rightarrow \infty$ 时,

$$\left| \frac{1 - (u)_n}{1 - a_n} - 1 \right| = \left| -\frac{\sqrt{a_n}}{\sqrt{k_n}} u \right| \leq \frac{\sqrt{a_n}}{\sqrt{k_n}} T_n \rightarrow 0,$$

所以当 n 充分大时, 在 $\{u : |u| \leq T_n\}$ 上, 由正规变化函数的局部一致收敛性知:

$$\sup_{|u| \leq T_n} \left| \frac{a_2((1 - (u)_n)^{-1})}{a_2((1 - a_n)^{-1})} - 1 \right| \rightarrow 0. \quad (9)$$

对任给 $\rho > 0$, 利用切比雪夫不等式和引理 2 有

$$\begin{aligned}
 P\{|R_n(u)| \geq k_n^{-\rho}\} &\leq k_n^{2\rho} E R_n^2(u) = k_n^{2\rho} \text{Var}(R_n(u)) = \frac{k_n^{2\rho}}{\gamma^2} \text{Var}(R_n(u)) \\
 &\leq \frac{k_n^{2\rho}}{\gamma^2} E(R_n(u))^2 = \frac{k_n^{2\rho} a_2^2 ((1 - (u)_n)^{-1})}{\gamma^2} E\left(\frac{R_n(u)}{a_2((1 - (u)_n)^{-1})}\right)^2 \\
 &\leq \frac{K^2 k_n^{2\rho} a_2^2 ((1 - (u)_n)^{-1})}{\gamma^2} E(1 - U_1)^{-2\varepsilon} = \frac{K^2 k_n^{2\rho} a_2^2 ((1 - (u)_n)^{-1})}{(1 - 2\varepsilon)\gamma^2} \\
 &= \frac{K^2 k_n^{2\rho-3-2\delta} (k_n^{3/2+\delta} a_2 ((1 - (u)_n)^{-1}))^2}{(1 - 2\varepsilon)\gamma^2} = o\left(\frac{1}{k_n}\right), (0 < \rho \leq 1 + \delta).
 \end{aligned}$$

所以, 若记 $x_{n,\pm}(u) = x - r_n(u) \pm k_n^{-\rho}$, 则对 $|u| \leq T_n, n > n_0$ 时有

$$P(S_n \leq x_{n,-}(u)) + o\left(\frac{1}{k_n}\right) \leq P(H_n(u) \leq x) \leq P(S_n \leq x_{n,+}(u)) + o\left(\frac{1}{k_n}\right), \quad (10)$$

利用引理 6 对 $u \in \{u : |u| \leq T_n\}$ 在 \mathbf{R} 一致地有

$$P(S_n(u) \leq x) = \Phi(x) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_1(x) \varphi(x) + \frac{1}{k_n} p_2(x) \varphi(x) + o(1/k_n).$$

从而利用(11)对 $|u| \leq T_n, n > n_0$ 时有

$$\begin{aligned}
 &\Phi(x_{n,-}(u)) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_1(x_{n,-}(u)) \varphi(x_{n,-}(u)) + \frac{1}{k_n} p_2(x_{n,-}(u)) \varphi(x_{n,-}(u)) + o\left(\frac{1}{k_n}\right) \leq P(H_n(u) \leq x) \leq \\
 &\Phi(x_{n,+}(u)) + \frac{1}{\sqrt{k_n}} p_1(x_{n,+}(u)) \varphi(x_{n,+}(u)) + \frac{1}{k_n} p_2(x_{n,+}(u)) \varphi(x_{n,+}(u)) + o\left(\frac{1}{k_n}\right). \quad (11)
 \end{aligned}$$

下面考虑 $r_n(u)$:

$$\begin{aligned}
 k_n r_n(u) &= \frac{\sqrt{k_n}}{\gamma} \sum_{i=1}^{k_n} \left\{ E(R_{n,i}(u)) + a_1\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) E\left(h_{a_1}\left(\frac{1}{1 - U_i}\right)\right) \right\} \\
 &= \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma} \left\{ E(R_{n,i}(u)) + \frac{1}{1 - \alpha_1} a_1\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) \right\} \\
 &= \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma} a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) E\left(\frac{R_{n,i}(u)}{a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right)} + \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma(1 - \alpha_1)} a_1\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) \right),
 \end{aligned}$$

所以

$$\begin{aligned}
 &\left| k_n r_n(u) - \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma(1 - \alpha)} a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right) \right| \\
 &\leq \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma} a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) E\left(\frac{R_{n,i}(u)}{a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right)}\right) \right| + \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma(1 - \alpha)} \left(a_1\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) - a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right) \right) \right| \\
 &=: r_{n,1}(u) + r_{n,2}(u).
 \end{aligned}$$

而在 $|u| \leq T_n, n > n_0$ 时一致地有

$$r_{n,1}(u) \leq \frac{K k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma} \left| a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) \right| E(1 - U_i)^{-\epsilon} = \frac{K}{\gamma(1 - \epsilon)} \left| k_n^{\frac{3}{2}} a_2\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) \right| \rightarrow 0,$$

$$\begin{aligned}
 r_{n,2}(u) &= \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}} a_2\left(\frac{n+1}{k_n}\right)}{\gamma(1 - \alpha_1)} \right| \left| \frac{a_1\left(\frac{1}{1 - (u)_n}\right) - a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right)}{a_2\left(\frac{n+1}{k_n}\right)} \right| \\
 &\leq \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}} a_2\left(\frac{n+1}{k_n}\right)}{\gamma(1 - \alpha_1)} \right| \left| \frac{\left(\frac{k_n}{(n+1)(1 - (u)_n)}\right)^{-\alpha} a_1\left(\frac{n+1}{k_n} \frac{k_n}{(n+1)(1 - (u)_n)}\right) - a_1\left(\frac{n+1}{k_n}\right)}{a_2\left(\frac{n+1}{k_n}\right)} \right|
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}} a_2 \left(\frac{n+1}{k_n} \right)}{\gamma(1-\alpha_1)} \right| \left| \frac{a_1 \left(\frac{1}{1-(u)_n} \right) \left(1 - \left(\frac{k_n}{(n+1)(1-(u)_n)} \right)^{-\alpha} \right)}{a_2 \left(\frac{n+1}{k_n} \right)} \right| \\
 & = \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}} a_1 \left(\frac{1}{1-(u)_n} \right) \left(1 - \left(1 - \frac{\sqrt{a_n}(u)_n}{\sqrt{k_n}} \right)^{\alpha} \right)}{\gamma(1-\alpha_1)} \right| + o(1) \\
 & \leq \left| \frac{k_n^{\frac{3}{2}} a_1 \left(\frac{1}{1-(u)_n} \right) \left(\alpha \left(1 - \theta \frac{\sqrt{a_n}(u)_n}{\sqrt{k_n}} \right)^{\alpha-1} \frac{\sqrt{a_n}(u)_n}{\sqrt{k_n}} \right)}{\gamma(1-\alpha_1)} \right| \\
 & \leq C k_n^{1+\delta/2} a_1 \left(\frac{1}{1-(u)_n} \right) \rightarrow 0. \text{ 其中 } \theta \in (0, 1), C \text{ 为充分大的正数. 所以 } n \rightarrow \infty \text{ 时}
 \end{aligned}$$

$$\sup_{|u| \leq T_n} \left| k_n r_n(u) - \frac{k_n^{\frac{3}{2}}}{\gamma(1-\alpha_1)} a_1 \left(\frac{n+1}{k_n} \right) \right| \rightarrow 0. \quad (12)$$

由 $\varphi''(x)(p_i(x)\varphi(x))$ ($i=1, 2$) 是 \mathbf{R} 上的有界函数, 即存在 $K > 0$ 使

$$|\varphi''(x)|, |(p_i(x)\varphi(x))| < K,$$

所以取 $1 < \rho \leq 1 + \delta$, $n \rightarrow \infty$ 时有

$$\begin{aligned}
 k_n \sup_{|u| \leq T_n} \left| \frac{p_i(x_{n,\pm}(u))\varphi(x_{n,\pm}(u)) - p_i(x)\varphi(x)}{\sqrt{k_n}} \right| \\
 \leq K \sqrt{k_n} \sup_{|u| \leq T_n} |x_{n,\pm}(u) - x| = K \sup_{|u| \leq T_n} |\sqrt{k_n} r_n(u) \pm k_n^{\frac{1}{2}-\rho}| \rightarrow 0; \quad (13)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 k_n \sup_{|u| \leq T_n} \left| \frac{p_2(x_{n,\pm}(u))\varphi(x_{n,\pm}(u)) - p_2(x)\varphi(x)}{k_n} \right| \\
 \leq K \sup_{|u| \leq T_n} |x_{n,\pm}(u) - x| = K \sup_{|u| \leq T_n} |r_n(u) \pm k_n^{-\rho}| \rightarrow 0; \quad (14)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 k_n \sup_{|u| \leq T_n} \left| \Phi(x_{n,\pm}(u)) - \left\{ \Phi(x) - k_n^{\frac{1}{2}} \frac{\varphi(x)}{\gamma(1-\alpha_1)} a_1 \left(\frac{n+1}{k_n} \right) \right\} \right| \\
 \leq k_n \sup_{|u| \leq T_n} |\Phi(x_{n,\pm}(u)) - \{\Phi(x) + \varphi(x)[x_{n,\pm}(u) - x]\}| \\
 + k_n \sup_{|u| \leq T_n} |\varphi(x)[x_{n,\pm}(u) - x] + k_n^{\frac{1}{2}} \frac{\varphi(x)}{\gamma(1-\alpha_1)} a_1 \left(\frac{n+1}{k_n} \right)| \\
 \leq K \left(\sup_{|u| \leq T_n} (k_n(r_n^2(u) + 2k_n^{-\rho}|r_n(u)|)) + k_n^{1-2\rho} \right) \\
 + \varphi(x) \left[k_n^{1-\rho} + \sup_{|u| \leq T_n} \left| k_n r_n(u) - \frac{k_n^{3/2}}{\gamma(1-\alpha_1)} a_1 \left(\frac{n+1}{k_n} \right) \right| \right] \rightarrow 0. \quad (15)
 \end{aligned}$$

结合 (11) (13) (14) (15) 得引理 7.

定理的证明 由引理 3 有

$$P\{H_n \leq x\} = \int_{-\infty}^{+\infty} P\{H_n(u) \leq x\} \phi_n(u) du. \quad (16)$$

由引理 7,

$$\int_{-T_n}^{T_n} P\{H_n(u) \leq x\} \phi_n(u) du = \Phi(x) + \sum_{i=1}^2 k_n^{-\frac{i}{2}} p_i(x) \varphi(x) - k_n^{\frac{1}{2}} a_1 \left(\frac{n+1}{k_n} \right) \frac{\varphi(x)}{\gamma(1-\alpha_1)} + o(1/k_n). \quad (17)$$

在 \mathbf{R} 上一致成立. 由 $T_n = k_n^{\frac{1}{2}-\delta} \rho$ 为 $(0, \frac{1}{2})$ 上的一个确定的数, 利用引理 4 就有

$$\int_{|u| > T_n} P\{H_n(u) \leq x\} \phi_n(u) du \leq P\left\{ \left| \frac{U_{n-k_n/n} - a_n}{b_n} \right| > T_n \right\} \leq \exp\left(- \frac{T_n^2}{\gamma(1 + \frac{T_n}{b_n \sqrt{n}})} \right) = o\left(\frac{1}{k_n} \right). \quad (18)$$

结合 (16) (17) (18), 即得所要结果, 定理证毕.

[参考文献]

- [1] Müller U A , Dacorogna M M , Pictet O V . A Practical Guide to Heavy Tail[M]. Boston : Birkhäuser ,1998.55—77 .
- [2] Resnick S I . A Practical Guide to Heavy Tail[M]. Boston : Birkhäuser ,1998.219—239 .
- [3] Reiss R D . Estimating the tail index of the claim size distribution[J]. Blätter der DGVM ,1987 ,18 :21—25 .
- [4] Smith R L . Estimating tails of probability distribution[J]. Ann Statist ,1987 ,15 :1174—1207 .
- [5] Mcneil A J , Frey R . Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series : an extreme value approach[J]. Journal of Empirical Finance 2000 ,7 :271—300 .
- [6] Mikosch T , Nagaev A V . Large deviations of heavy-tailed sums with applications in insurance[J]. Extremes ,1998 ,1 :81—110 .
- [7] Hill B M . A simple approach to inference about the tails of a distribution[J]. Ann Statist ,1975 ,3 :1163—1174 .
- [8] Hall P . On the rate of convergence of normal extremes[J]. J Appl Probab ,1979 ,16 :433—439 .
- [9] Häusler E , Teugels J L . On asymptotic normality of Hill 's estimator for the exponent of regular variation[J]. Ann Statist ,1985 ,13 :743—756 .
- [10] Csörgö S , Deheuvels P , Mason D . Kernel estimates of the tail index of a distribution[J]. Ann Statist ,1985 ,13 :1050—1077 .
- [11] Beirlant J , Teugels J L . Asymptotics of Hill 's estimator[J]. Theory Probab Appl ,1986 ,31 :463—469 .
- [12] de Haan L . Extreme value statistics , in Extreme value theory and applications[M]. Dordrecht : Kluwer Academic ,1994.93—122 .
- [13] Cheng S , Pan J . Asymptotic expansions of estimators in extreme statistics[J]. in Proc 50th Sess Int Statist Inst IP ,1995 ,15(1) :593—605 .
- [14] Cheng S . Large deviation theorem for Hill 's estimator[J]. Acta Mathematica Sinica , New Series ,1992 ,8(3) :243—254 .
- [15] de Haan L . On regular variation and its application to the weak convergence of sample extremes[M]. Amsterdam : Math Centrum , 1970 .
- [16] Bingham N H , Goldie C M , Teugels J L . Regular Variation[M]. Cambridge : Cambridge University Press ,1987 .
- [17] Wang Xiaoqian . Problems of the Actuarial Science and Extreme Value Theory[C]. Beijing : Peking University 2002
- [18] de Haan L , Stadtmüller U . Generalized regular variation of second- order[J]. J Austral Math Soc Ser A ,1996 ,61 :381—395 .
- [19] de Haan L , Peng L . Comparison of tail index estimator[J]. Statist Neerl ,1998 ,52 :60—70 .
- [20] Häusler E , Hall P , Welsh A H . Best attainable rates of convergence for estimates of parameters of regular variation[J]. Ann Statist ,1984 ,12 :1079—1084 .
- [21] Cheng S , Pan J . Asymptotic expansions of estimators for the tail index with applications[J]. Scand J Statist ,1998 ,25 :717—728 .
- [22] Cheng S , de Haan L . Penultimate Approximation for Hill 's estimator[J]. Scand J Statist 2001 ,28 :569—575 .
- [23] Cuntz A , Häusler E . On Edgeworth expansions for the distribution function of the Hill estimator[Z]. Germany : University of Gießen 2001 .
- [24] Cheng S , Jiang C . The edgeworth expansion for distributions of extreme values[J]. Science in China(Series A) 2001 ,44 :427—437 .
- [25] Reiss R D . Approximate distributions of order Statistics[M]. New York : Springer-Verlag ,1989 .
- [26] Petrov V V . Sums of independent random variables[M]. New York : Springer-Verlag ,1975 .
- [27] Feller W . An introduction to probability theory and its applications II[M]. New York :Wiley ,1966 .

The Second Order Edgeworth Expansion of the Distribution of the Hill Hstimator

Wang Xiaoqian¹ , Cheng Shihong²

(1 . School of Mathematics and Computer Science , Nanjing Normal University , 210097 , Nanjing , China)

(2 . College of Mathematics Science , Peking University , 100871 , Beijing , China)

Abstract :The estimation of the tail index of the heavy tailed distribution with regular variation tail is an important problem . In this paper we study the second order Edgeworth expansion of the distribution of the Hill estimator of the tail index by second order regular variation function .

Key words :second order regular variation function , Hill-estimator , Edgeworth expansion

[责任编辑 :陆炳新]