正规变化重尾分布尾部指数的Crovella估计的强相合性

陈向红, 杨纪龙

(南京师范大学数学与计算机科学学院, 江苏 南京 210097)

[摘要] 正规变化重尾分布的尾部指数的估计方法有很多种, 但都不同程度地存在一定的局限性. 为此, Crovella提出了一种从标度特征方面来估计尾部指数的方法, 该方法易于应用, 估计结果也比较准确. 本文在阐述了该估计方法的具体步骤后, 给出了相应的估计量, 并证明了该估计量具有强相合性.

[关键词] 正规变化, 重尾分布, 尾部指数, Crovella估计, 强相合性

[中图分类号] O211 [文献标识码] A [文章编号] 1001-4616(2007)03-0026-05

Strong Consistency of Crovella Estimation for the Tail Index of Regular Variation Heavy-Tailed Distribution

Chen Xianghong, Yang Jilong

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

Abstract The estimation of tail index for regular variation heavy-tailed distributions aroused our concern, many scholars proposed several methods, but all of them have some disadvantages. Crovella presented a new method based on the scaling properties of sums of heavy-tailed random variables. It has the advantages of being easy to apply, and of being relatively accurate. In this paper, the estimation presented by Crovella is described, and that the Crovella estimator has strong consistency is proved.

Key words regular variation, heavy-tailed distributions, tail index, Crovella estimation, strong consistency

0 引言

无论对于极值理论, 还是对于金融和保险理论, 分布函数的尾部性质都具有重要意义. 大量实证研究指出, 金融时间序列的实际分布在许多情况下都是重尾分布. 在重尾分布中有一类称为正规变化重尾分布, 其尾部性质依赖于其尾部的指数 α. 在研究这类分布的重尾性时, 对尾部指数 α 的估计是相当重要的.

对于尾部指数的估计, 早在 1975年, Hill就基于极大似然估计构造了著名的 Hill估计[1], 这种估计的表现形式比较简单, 但是一个重大的缺陷就是尾部指数的估计依赖于临界值的正确选取, 然而 Hill并没有给出临界值的选取方法. 为了解决这个临界值的选取问题, 许多学者提出了各种方法, 其中最引人注意的是 Hall在 1990年提出的试算法 (bootstrap)[2], 这种算法的基本思想是: 求使 $1/\hat{\alpha}$ 渐近均方误差最小的点, 以此作为临界值估计 α. 但是, 这种试算法误差较大. 为了克服 Hall试算法的缺陷, Danielsson提出了改进的试算法, 称之为二次子样试算法. 除此之外, Ronald由广义最小二乘法得出对传统 Hill估计的一种修正加权方法[3], 文献[4]、[5]则在不同条件上提出了修正的 Hill估计模型.

为了避免传统的尾部指数估计方法存在的局限, Crovella从标度特征方面出发, 提出了一种形式简单, 且结果也比 Hill估计更精确的估计方法[6]. 本文将对这种估计方法, 给出具体的估计量表达形式, 并证

收稿日期: 2006-11-28 修回日期: 2007-04-10

作者简介: 陈向红 (1980—), 女, 硕士研究生, 主要从事概率统计的学习与研究.

通讯联系人: 杨纪龙 (1947—), 副教授, 主要从事随机积分和期权定价的教学与研究. E-mail: yangjilong@njnu.edu.cn

明该估计量具有强相合性.

1 *Crovella* 估计

定义 **1** 称随机变量 X 的分布为正规变化重尾分布, 若 $x \to \infty$ 时

$$P(X > x) \sim cx^{-\alpha},\ 0 < \alpha < 2,$$

其中 α, c 均是正常数. "$\sim$" 表示当 $x \to \infty$ 时, $\frac{P(X > x)}{cx^{-\alpha}} \to 1$.

这种分布的方差不存在. 本文考虑它的特殊情形, 即对充分大的 x 有

$$P(X > x) = cx^{-\alpha},\ 0 < \alpha < 2 \tag{1}$$

定义 **2** 称一个分布 φ_α 是稳定分布, 若满足

$$s^{1/\alpha}X_1 + t^{1/\alpha}X_2 \overset{d}{=} (s+t)^{1/\alpha}X, \tag{2}$$

其中 s, t 都是非负实数, X, X_1, X_2 具有分布 φ_α, 且 X_1, X_2 独立. 记号"$\overset{d}{=}$"表示前后同分布.

方程 (2) 也可以表示为

$$\sum\nolimits_n \overset{d}{=} n^{1/\alpha}X, \tag{3}$$

其中符号 $\sum_n$ 表示与 X 同分布的 n 个独立随机变量之和, 方程 (3) 表示稳定的独立同分布的随机变量和的尾部指数是不变的.

假设 $\{X_i\}$ 是一列独立同分布的随机变量, 其共同分布是稳定的重尾分布 $\varphi_\alpha(0 < \alpha < 2)$, 即 X_i 的分布满足 (1)、(2) 两式. 对正整数 m, 令 $X_i^{(m)} = \sum_{j=(i-1)m+1}^{im} X_j$, 以 $X^{(m)}$ 作为 $X_i^{(m)}$ 的代表, 对充分大的 x 有

$$P(X^{(m)} > x) = P(m^{\frac{1}{\alpha}}X > x) = P(X > m^{-\frac{1}{\alpha}}x) = cmx^{-\alpha},$$

$$\ln P(X^{(m)} > x) = \ln c + \ln m - \alpha\ln x,$$

对两个不相等的正整数 m_1, $m_2(m_1 < m_2)$, 则有

$$\ln P(X^{(m_1)} > x) = \ln c + \ln m_1 - \alpha\ln x, \tag{4}$$

$$\ln P(X^{(m_2)} > x) = \ln c + \ln m_2 - \alpha\ln x, \tag{5}$$

$$\ln P(X^{(m_2)} > x) = \ln c + \ln m_1 - \alpha\ln\left[\left(\frac{m_1}{m_2}\right)^{\frac{1}{\alpha}}x\right], \tag{6}$$

以 $\ln x$ 为横坐标, $\ln P(X^{(m)} > x)$ 为纵坐标建立平面直角坐标系, 对曲线 (4) 上给定点 $(\ln x_1, \ln P(X^{(m_1)} > x_1))$, 曲线 (4)、(5) 之间的垂直距离和水平距离分别为

$$\tau = \ln P(X^{(m_2)} > x_1) - \ln P(X^{(m_1)} > x_1) = \ln(m_2/m_1),$$

$$\delta = \ln x_2 - \ln x_1, \tag{7}$$

其中 x_2 满足条件 $P(X^{(m_2)} > x_2) = P(X^{(m_1)} > x_1)$. 由方程 (4)、(6), 有 $(m_1/m_2)^{\frac{1}{\alpha}}x_2 = x_1$, 于是

$$\delta = \ln x_2 - \ln x_1 = \ln x_2 - \frac{1}{\alpha}\ln(m_1/m_2) - \ln x_2 = \tau/\alpha,$$

$$\alpha = \tau/\delta, \tag{8}$$

尾部指数 α 的 Crovella估计是利用 $X^{(m_1)}, X^{(m_2)}$ 的经验分布函数先对 δ 进行估计, 然后由式 (8) 得到 α 的估计, 具体做法如下:

设样本数据为 $X_i(i = 1, 2, \cdots, n)$, 取正整数 m_1, $m_2(m_1 < m_2$, 例如 $m_1 = 1, m_2 = 2)$ 及正整数 $l(l \leqslant 10)$, 记 $f = m_2/m_1$, 对 $k = 0, 1, \cdots, l-1$, 令 $X_i^{(f^k)} = \sum_{j=f^k(i-1)+1}^{if^k} X_j(i = 1, 2, \cdots, n_k)$, 其中 $n_k = [n/f^k]$, $[x]$ 表示不大于 x 的最大整数. 以 $F_k(x)$ 表示 $X_i^{(f^k)}$ 的分布函数, $F_{k,n}(x)$ 表示相应的经验分布函数, $\bar{F}_{k,n}(x) = 1 - F_{k,n}(x)$. 将 $X_i^{(f^k)}$ 从小到大递增排列得次序统计量 $X_{(i)}^{(f^k)}$, 为简便记号, 下面均以 $X_i^{(k)}$ 表示 $X_{(i)}^{(f^k)}$.

令

$$\tilde{F}_{k,n}(x)=\begin{cases}0, & x<X_1^{(k)};\\ \dfrac{i}{n}, & x=X_i^{(k)},\ i=1,2,\cdots,n_k-1;\\ \dfrac{i}{n}+\dfrac{x-X_i^{(k)}}{n(X_{i+1}^{(k)}-X_i^{(k)})}, & X_i^{(k)}<x<X_{i+1}^{(k)};\\ 1, & x\geqslant X_{n_k}^{(k)}.\end{cases} \tag{9}$$

$\tilde{\bar{F}}_{k,n}(x)=1-\tilde{F}_{k,n}(x)$, 以 $x_0^{(k)}$ 表示满足下述条件的实数: $\bar{F}_k(x_0^{(k)})\leqslant 0.1$, 且当 $x>x_0^{(k)}$ 时, 有 $\bar{F}_k(x)=f^k cx^{-\alpha}$. 记 $p_0^{(k)}=\bar{F}_k(x_0^{(k)})$, $p_0^{(k)}\leqslant 0.1$ 表示只考虑右尾至多 10% 的数据. 假定 $x_0^{(k)}$ 已知, 在实际中可根据样本估计 $x_0^{(k)}$, 对每个 $X_i^{(k)}>x_0^{(k)}$, 令 $t^*=\max\{t: X_t^{(k+1)}\leqslant X_i^{(k)}\}$, 由线性插值得两点 $(\ln X_{t^*}^{(k+1)}, \ln\bar{F}_{k+1,n}(X_{t^*}^{(k+1)}))$, $(\ln X_{t^*+1}^{(k+1)}, \ln\bar{F}_{k+1,n}(X_{t^*+1}^{(k+1)}))$ 连线上横坐标为 $\ln X_i^{(k)}$ 的点为 $(\ln X_i^{(k)}, \ln\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}(X_i^{(k)}))$ (见图 1).

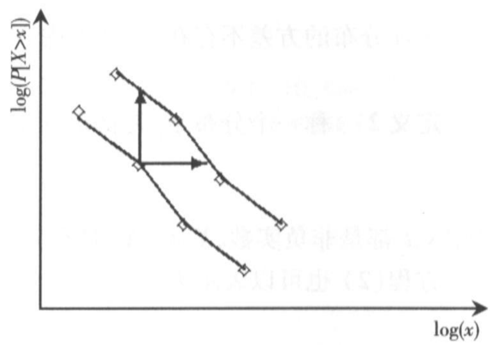

图 1　插值点位置图

Fig.1　Seat graph of interpolation point

对于给定的精度 $\theta\in(0,1)$, 记 $I^k=\{i: X_i^{(k)}>x_0^{(k)}, |\ln\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}(X_i^{(k)})-\ln\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)})-\ln f|\leqslant\theta\ln f\}$, 对于 I^k 中的每个 i, 令 $u^*=\max\{u:\bar{F}_{k+1,n}(X_u^{(k+1)})\leqslant\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)})\}$, 由线性插值得两点 $(\ln X_{u^*}^{(k+1)}, \ln\bar{F}_{k+1,n}(X_{u^*}^{(k+1)}))$, $(\ln X_{u^*+1}^{(k+1)}, \ln\bar{F}_{k+1,n}(X_{u^*+1}^{(k+1)}))$ 连线上纵坐标为 $\ln\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)})$ 的点为 $(\ln x, \ln\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}(x))$, 其中 x 满足 $\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)})=\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}(x)$, 即 $x=\tilde{\bar{F}}^{-1}_{k+1,n}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))$ (见图 1), 这里 $\tilde{\bar{F}}^{-1}_{k+1,n}(x)$ 为 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}(x)$ 的反函数.

令

$$\delta_i^{(k)}=\ln x-\ln X_i^{(k)}=\ln(\tilde{\bar{F}}^{-1}_{k+1,n}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))/X_i^{(k)}), \tag{10}$$

$$\alpha_i^{(k)}=\ln f/\delta_i^{(k)}, \tag{11}$$

其中 $i\in I^k$. 记 a 为 I^k 中下标 i 的个数, 取 $\alpha^{(k)}$ 的估计为

$$\hat{\alpha}^{(k)}=\frac{1}{a}\sum_{i\in I^k}\alpha_i^{(k)}=\frac{1}{a}\sum_{i\in I^k}[\ln f/\ln(\tilde{\bar{F}}^{-1}_{k+1,n}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))/X_i^{(k)})], \tag{12}$$

则 α 的 Crovella 估计定义为

$$\hat{\alpha}=\frac{1}{l}\sum_{k=0}^{l-1}\left(\frac{1}{a}\sum_{i\in I^k}\alpha_i^{(k)}\right)=\frac{1}{l}\sum_{k=0}^{l-1}\left\{\frac{1}{a}\sum_{i\in I^k}[\ln f/\ln(\tilde{\bar{F}}^{-1}_{k+1,n}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))/X_i^{(k)})]\right\}. \tag{13}$$

2　*Crovella* 估计的强相合性

定理 1　设总体 X 具有重尾稳定分布, $\hat{\alpha}$ 是尾部指数 α 的 Crovella 估计, 则 $\hat{\alpha}\xrightarrow{a.s}\alpha\quad(n\to\infty)$

在证明定理 1之前, 先证明几个引理.

引理 1[7]　设 $f_n(x)$ 是有限闭区间 D 上的等度连续函数列, 且在 D 上处处收敛于 $f(x)$, 则 $f_n(x)$ 在 D 上一致收敛于 $f(x)$.

引理 2　设 $f_n(x)$ 在实数集上 E 一致收敛于 $f(x)$, $f_n(x)$、$f(x)$ 的值域为有限闭区间 D, $g_n(x)$ 是 D 上的等度连续函数列, 且在 D 上 $g_n(x)$ 处处收敛于 $g(x)$, 则 $g_n(f_n(x))$ 在 E 上一致收敛于 $g(f(x))$.

证明　由引理 1知, $g_n(x)$ 在 D 上一致收敛于 $g(x)$, 即对 $\forall\varepsilon>0$, 存在正整数 N_1, 当 $n\geqslant N_1$ 时, 对一切 $x\in E$, 都有 $|g_n(f(x))-g(f(x))|<\frac{\varepsilon}{2}$. 由等度连续的定义知, 存在 $\delta>0$, 使得只要 $|x-y|<\delta$, $x\in D$, $y\in D$, 对一切 n, 就都有 $|g_n(x)-g_n(y)|<\frac{\varepsilon}{2}$. 由于 $f_n(x)$ 在 E 上一致收敛于 $f(x)$, 故对上述

$\delta>0$, 存在正整数 N_2, 当 $n\geqslant N_2$ 时, 对一切 $x\in E$, 都有 $|f_n(x)-f(x)|<\delta$. 因此, 当 $n\geqslant N_2$ 时, 对一切 $x\in E$, 都有 $|g_n(f_n(x))-g_n(f(x))|<\frac{\varepsilon}{2}$. 取 $N=\max\{N_1,N_2\}$, 则当 $n>N$ 时, 对一切 $x\in E$, 都有 $|g_n(f_n(x))-g(f(x))|\leqslant|g_n(f_n(x))-g_n(f(x))|+|g_n(f(x))-g(f(x))|<\varepsilon$. 这表明 $g_n(f_n(x))$ 在 E 上一致收敛于 $g(f(x))$. 证毕.

以 $F(x)$ 表示严格单调增的连续分布函数, $F_n(x)$ 表示相对应的经验分布函数, 记 $\Omega_0=\{\omega: \lim_{n\to\infty}\sup_{x\in\mathbf{R}}|F_n(x,\omega)-F(x)|=0\}$, 由格列汶科定理, $P(\Omega_0)=1$, 即 $F_n(x)$ 以概率 1在 $\mathbf{R}$ 上一致收敛于 $F(x)$, 或者说, $\forall\omega\in\Omega_0$, $F_n(x)$ 在 $\mathbf{R}$ 上一致收敛于 $F(x)$. 下面的引理 3及定理 1的证明中, 均是对 $\forall\omega\in\Omega_0$ 而言的.

$\tilde{F}_n(x)$ 如 (9) 式所定义, 为简便已略去下标 k, 则 $\tilde{F}_n(x)$ 在 $[x_{(1)},x_{(n)}]$ 上是严格单调增的连续函数, 其反函数也为严格单调增的连续函数, 记为 $\tilde{F}_n^{-1}(x)$, $x\in[0,1]$.

引理 3 $\tilde{F}_n^{-1}(x)$ 以概率 1一致收敛于 $F^{-1}(x)$.

证明 只须证明对 $\forall\omega\in\Omega_0$, $\tilde{F}_n^{-1}(x)$ 在 $[0,1]$ 上一致收敛于 $\tilde{F}^{-1}(x)$ 即可.

因为对 $\forall\omega\in\Omega_0$, $F_n(u)$ 在 $\mathbf{R}$ 上一致收敛于 $F(u)$, 故 $\forall\varepsilon>0$, 存在正整数 N, 当 $n\geqslant N$ 时, 对一切 $u\in\mathbf{R}$, 有 $|F_n(u)-F(u)|<\varepsilon$, 即 $F(u)-\varepsilon<F_n(u)<F(u)+\varepsilon$. 又因为 $F_n(u)\leqslant\tilde{F}_n(u)\leqslant F_n(u)+\frac{1}{n}$, 所以 $F(u)-\varepsilon<\tilde{F}_n(u)<F(u)+\varepsilon+\frac{1}{n}$. 对任给的 $x\in[0,1]$, 令 $F(u_1)-\varepsilon=\tilde{F}_n(u_2)=F(u_3)+\varepsilon+\frac{1}{n}=x$, 则 $u_1=F^{-1}(x+\varepsilon)$, $u_2=\tilde{F}_n^{-1}(x)$, $u_3=F^{-1}(x-\varepsilon-\frac{1}{n})$, 因 $u_1>u_2>u_3$, 故有 $F^{-1}(x-\varepsilon-\frac{1}{n})<\tilde{F}_n^{-1}(x)<F^{-1}(x+\varepsilon)$, 令 $n\to\infty$, 由 $\tilde{F}_n^{-1}(x)$ 的连续性得 $F^{-1}(x-\varepsilon)\leqslant\lim_{n\to\infty}\tilde{F}_n^{-1}(x)<F^{-1}(x+\varepsilon)$, 再令 $\varepsilon\to 0$, 则得 $\lim_{n\to\infty}\tilde{F}_n^{-1}(x)=F^{-1}(x)$, 因而 $\tilde{F}_n^{-1}(x)\xrightarrow{a.s}F^{-1}(x)$. 证毕.

引理 4 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x))/x$ 在 $(x_0^{(k)},\infty)$ 上以概率 1一致收敛于 $f^{\frac{1}{\alpha}}$.

证明 因为对 $\forall\omega\in\Omega_0$, $F_{k,n}(x)$ 在 $\mathbf{R}$ 上一致收敛于 $F_k(x)$, 所以 $\bar{F}_{k,n}(x)$ 在 $\mathbf{R}$ 上一致收敛于 $\bar{F}_k(x)$, 从而 $\bar{F}_{k,n}(x)$ 在 $(x_0^{(k)},\infty)$ 上一致收敛于 $\bar{F}_k(x)$.

由引理 3, 对 $\forall x\in(x_0^{(k)},\infty)$, $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(x)\xrightarrow{a.s}\bar{F}_{k+1}^{-1}(x)$, 又因为 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(x)$ 是 $[0,p_0^{(k)}]$ 上的等度连续函数序列, 由引理 2, 对 $x\in(x_0^{(k)},\infty)$, 一致的有 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x))/x\xrightarrow{a.s}\bar{F}_{k+1}^{-1}(\bar{F}_k(x))/x=\left(\frac{f^{k+1}c}{f^k cx^{-\alpha}}\right)^{\frac{1}{\alpha}}/x=f^{\frac{1}{\alpha}}$. 证毕.

推论 1 对任意取值于 $(x_0^{(k)},\infty)$ 上的随机变量序列 x_n, $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x_n))/x_n\xrightarrow{a.s}f^{\frac{1}{\alpha}}$.

证明 因为对 $\forall\omega\in\Omega_0$, $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x))/x$ 在 $(x_0^{(k)},\infty)$ 上以概率 1一致收敛于 $f^{\frac{1}{\alpha}}$, 故 $\forall\varepsilon>0$, 存在 $M>0$, 当 $n\geqslant M$ 时, 对一切 $x\in(x_0^{(k)},\infty)$ 都有 $|\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x))/x-f^{\frac{1}{\alpha}}|<\varepsilon$. 于是有 $|\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x_n(\omega))/x_n(\omega)-f^{\frac{1}{\alpha}}|<\varepsilon$, 这表明 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x_n(\omega))/x_n(\omega)\to f^{\frac{1}{\alpha}}$.

由 $\omega\in\Omega_0$ 的任意性及 $P(\Omega_0)=1$ 知 $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(x_n))/x_n\xrightarrow{a.s}f^{\frac{1}{\alpha}}$. 证毕.

定理 1的证明 由推论 1知, 对任意 $X_i^{(k)}>x_0^{(k)}$, $\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))/X_i^{(k)}\xrightarrow{a.s}f^{\frac{1}{\alpha}}$, 则

$$\alpha_i^{(k)}=\frac{\ln f}{\ln(\tilde{\bar{F}}_{k+1,n}^{-1}(\bar{F}_{k,n}(X_i^{(k)}))/X_i^{(k)})}\xrightarrow{a.s}\frac{\ln f}{\ln(f^{\frac{1}{\alpha}})}=\alpha,$$

即对任给 $\omega\in\Omega_0$, 及任给的 $\varepsilon>0$, 存在正整数 N, 使得当 $n>N$ 时, 都有 $|\alpha_i^{(k)}(\omega)-\alpha|<\varepsilon$, 即 $\alpha-\varepsilon<\alpha_i^{(k)}<\alpha+\varepsilon$, 于是 $a(\alpha-\varepsilon)<\sum_{i\in I^k}\alpha_i^{(k)}(\omega)<a(\alpha+\varepsilon)$, 所以 $|\frac{1}{a}\sum_{i\in I^k}\alpha_i^{(k)}(\omega)-\alpha|<\varepsilon$, 即 $|\hat{\alpha}^{(k)}(\omega)-\alpha|<\varepsilon$. 同理可得, $|\frac{1}{l}\sum_{k=0}^{l-1}\hat{\alpha}^{(k)}(\omega)-\alpha|<\varepsilon$, 故 $\hat{\alpha}(\omega)\to\alpha$. 因此, $\hat{\alpha}\xrightarrow{a.s}\alpha$. 证毕.

[参考文献]

[1] Hill B M. A simple general approach to inference about the tail of a distribution[J]. Ann Statist, 1975, 3: 1163-1174.
[2] Hall P G. Using the bootstarp to estimate mean squard error and select smoothing parameter in nonparametric problems[J]. J Multivariate Ann, 1990, 32: 177-203.
[3] Ronald Huisman. Tail-Index estimate in small samples[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2001, 19: 208-216.
[4] Beirlant J, Guillou A. Pareto index estimation under moderate right censoring[J]. Scand A Ctua J, 2001, 2: 111-125.
[5] Gomes M I, Oliveira O. Censoring estimators of a positive tail index[J]. Statistic and Probability Letters, 2003, 65: 147-159.
[6] Crovella M E, Taqqu M S. Estimating the heavy tail index from scaling properties[J]. Methodology and Computing in Applide Probability, 1999, 1: 55-79.
[7] Gabriel Klambauer. 数学分析[M]. 孙本旺, 译. 长沙: 湖南人民出版社, 1981.

[责任编辑: 陆炳新]

2007年国务院学位委员会体育学科评议组扩大会议在我校召开

2007年国务院学位委员会体育学科评议组扩大会议于7月3日在我校召开. 国务院学位委员会体育学科评议组全体成员及全国38所高校的体育学院(系)的负责人等58人参加了本次会议, 会议代表人数为历届之最. 会议开幕式由国务院学位委员会体育学科评议组副组长黄汉升教授主持, 南京师范大学党委书记沈健、江苏省教育厅体卫艺处杨明广处长先后致欢迎辞, 全国中小学教师奖励基金会副秘书长季克异、国务院学位委员会体育学科评议组组长由麦久教授分别讲话. 南京师范大学副校长王健、研究生处负责人及全体代表参加了开幕式.

会议期间, 田麦久组长向全体代表传达了国务院学位委员会第23次会议精神, 并部署了2007年下半年的工作任务.

我校田雨普教授就南京师范大学体育学博士培养的情况向各位专家学者进行了汇报, 学科评议组和与会代表对我校体科院研究生创新能力的培养给予了充分肯定, 对研究生科研的激励机制给予高度评价, 对研究生培养的成果给予了一致好评. 代表们就开展研究生质量评估、改革学位授权办法、修订体育学科目录、完善中国特色的学位制度、加强学位制度的法律法规建设、导师遴选及招生工作、研究生就业等热点问题进行了热烈的讨论.

(体科院)