

**В. Г. Денисенко** (Ростов-на-Дону, РГЭУ(РИНХ)). **Модификация процедуры оценки показателя Харста временных рядов.**

Доклад основан на статье [1] и посвящен описанию модификации процедуры оценки показателя Харста временных рядов. В отличие от стандартной процедуры оценки, в предлагаемой модификации не требуется расчет нормированных размахов с высокими значениями запаздывания.

Пусть  $h = (h_i, i = 1, 2, \dots, N)$  — некоторый временной ряд,  $N$  — четное число. Размах накопленных отклонений от среднего за  $n$  моментов времени определяется по формуле

$$R_{k,n} = \max_{s=1,2,\dots,n} \left[ (H_{k+s} - H_k) - \frac{s}{n}(H_{k+n} - H_k) \right] - \min_{s=1,2,\dots,n} \left[ (H_{k+s} - H_k) - \frac{s}{n}(H_{k+n} - H_k) \right],$$

где  $H_s = \sum_{i=1}^s h_i$ . Выборочное стандартное отклонение есть

$$S_{k,n} = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h_{k+i}^2 - \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h_{k+i} \right]^2 \right)^{1/2}.$$

Величина  $Q_{k,n} = R_{k,n}/S_{k,n}$  называется *нормированным размахом*. Обозначим  $\bar{Q}_n$  среднее арифметическое нормированных размахов  $Q_{k,n}$  для разных  $k$ .

Для оценки показателя Харста обычно вычисляются величины  $\bar{Q}_1, \bar{Q}_2, \dots, \bar{Q}_r$ , где запаздывание  $r = N/2$ . В предлагаемой модификации необходимо вычислять только  $\bar{Q}_2, \bar{Q}_3, \dots, \bar{Q}_r$ , где  $r \leq N/2$ . Ряд  $h$  разбивается на  $n = S/(2r)$  сегментов и рассчитываются оценки показателей Харста  $\hat{H}_1, \hat{H}_2, \dots, \hat{H}_n$  каждого сегмента. Предполагается, что набор оценок  $(\hat{H}_1, \hat{H}_2, \dots, \hat{H}_n)$  образует выборку из некоторого распределения с непрерывной функцией распределения (ф. р.)  $G(x)$ .

Пусть  $f^{(H)} = (f_i^{(H)}, i = 2, \dots, M)$ , где  $H \in A \subset (0, 1)$ ,  $M$  — четное число, есть временные ряды с априори известными показателями Харста. Проведение для  $f^{(H)}$ ,  $H \in A$ , тех же расчетов, что и для ряда  $h$ , доставляет выборки  $\hat{H}_1(H), \hat{H}_2(H), \dots, \hat{H}_m(H)$ ,  $H \in A$ , где  $m = M/(2r)$ . Соответствующие гипотетические непрерывные ф. р. обозначим  $F_H(x)$ ,  $H \in A$ .

Функции распределения  $F_H(x)$ ,  $H \in A$ , и  $G(x)$  сравниваются с помощью статистик Манна–Уитни и/или Колмогорова–Смирнова.

Статистика Манна–Уитни вычисляется по формуле

$$U_H = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n I_{\{\hat{H}_i(H) = \hat{H}_j\}}, \quad H \in A.$$

Вычисление статистики  $U_H$  для каждой выборки  $(\hat{H}_1(H), \hat{H}_2(H), \dots, \hat{H}_m(H))$ ,  $H \in A$ , доставляет числа  $u_H$ ,  $H \in A$ , среди которых выбирается такое  $u_{H^*}$ , что  $|u_{H^*} -$

$nm/2| = \min_{H \in A} |u_H - nm/2|$ . Полученное число  $H^*$  полагается оценкой показателя Харста изучаемого ряда  $h$ .

Для сравнения ф.р.  $F_H(x)$ ,  $H \in A$ , и  $G(x)$  также можно вычислить статистику  $D_{n,m} = \sup_x |\hat{F}_{H,m}(x) - \hat{G}_n(x)|$  Колмогорова–Смирнова. Среди значений  $d_H$ ,  $H \in A$ , статистики  $[nm(n+m)^{-1}]^{1/2} D_{n,m}$  выбирается такое  $d_{H^*}$ , для которого  $\min_{H \in A} |d - 0,8687\dots| = |d_{H^*} - 0,8687\dots|$ , и число  $H^*$  полагается оценкой показателя Харста рассматриваемого ряда  $h$ .

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Денисенко В. Г.* Об одной модификации процедуры оценки показателя Харста временных рядов. — Обозрение прикл. и промышл. матем., 2012 (в печати).