

А. В. НАГАЕВ

О РОЛИ КРАЙНИХ ЧЛЕНОВ ВАРИАЦИОННОГО РЯДА
В ОБРАЗОВАНИИ БОЛЬШОГО УКЛОНЕНИЯ СУММЫ
НЕЗАВИСИМЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

(Представлено академиком Ю. В. Линником 20 I 1970)

Пусть ξ_j , $j = 1, 2, \dots$, — независимые одинаково распределенные случайные величины $M\xi_j = 0$, $D\xi_j = \sigma^2 < \infty$. Пусть далее

$$\xi = \xi_1^* \leq \xi_2^* \leq \dots \leq \xi_n^* = \xi_n \quad (1)$$

вариационный ряд, построенный по реализации $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$. нас будет интересовать предельный закон распределения крайних членов ряда (1) при условиях, налагаемых на сумму $\xi_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$.

Сначала будем считать, что случайные величины ξ_j имеют абсолютно непрерывное распределение с ограниченной плотностью $p(x)$, причем при $x \rightarrow 0$

$$p(x) \sim e^{-\alpha x}, \quad \alpha > 0. \quad (2)$$

Положим, как обычно,

$$\Phi(w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^w e^{-u^2/2} du.$$

Пусть далее последовательности A_n и B_n удовлетворяют равенствам*

$$2n \exp\{-A_n^2/2\} = A_n \sqrt{2\pi}, \quad B_n = A_n^{-1}, \quad (3)$$

а последовательности a_n и b_n таковы, что

$$n \exp\{-a_n^\alpha\} = \alpha a_n^{\alpha-1}, \quad b_n = \alpha a_n^{1-\alpha}. \quad (4)$$

Теорема 1. Пусть в соотношении (2) $\alpha > 1$. Тогда

1°. Если $0 \leq x \leq n(\ln n)^{-\gamma}$, $\gamma > 1/\alpha$, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{\xi \leq a_n + b_n z | \xi_n = x\} &= P\{\xi \leq a_n + b_n z\} + o(1) = \\ &= \exp\{-e^{-z}\} + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по z , $z \geq z_0 > -\infty$.

2°. Если же $x \geq n(\ln n)^{\gamma_1}$, $\gamma_1 > \max(12/\alpha, 1/(\alpha-1))$, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\left\{\max_{1 \leq j \leq n} \left| \xi_j - \frac{x}{n} \right| \sqrt{\frac{x^{\alpha-2}}{\alpha(\alpha-1)}} < A_n + B_n z | \xi_n = x\right\} = \\ = \exp\{-e^{-z}\} + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по z , $z \geq z_0 > -\infty$.

* Легко видеть, что равномерно по z , $-\infty < z < \infty$,

$$P\left\{\max_{1 \leq j \leq n} |\eta_j| < A_n + B_n z\right\} = \exp\{-e^{-z}\} + o(1),$$

где η_j независимы и распределены нормально с параметрами $(0, 1)$.

Здесь последовательности A_n, B_n, a_n и b_n определяются уравнениями (3) и (4).

Теорема 2. Пусть в соотношении (2) $0 < \alpha < 1$. Пусть далее $M|\xi_1|^k < \infty$, $k = 4 + \left[\frac{2\alpha - 1}{1 - \alpha} \right]$ (в частности, при $0 < \alpha < 1/2$ имеем $k = 3$). Тогда:

1°. Если $0 \leq x \leq (c_\alpha - \delta) \sigma^{2/(2-\alpha)} n^{1/(2-\alpha)}$, $c_\alpha = (2 - \alpha)(2 - 2\alpha)^{(\alpha-1)/(2-\alpha)}$, где $\delta > 0$ — сколь угодно малое положительное число, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{\xi \leq a_n + b_n z | \zeta_n = x\} &= P\{\xi \leq a_n + b_n z\} + o(1) = \\ &= \exp\{-e^{-z}\} + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по $z, z \geq z_0 > -\infty$, и $w, -\infty < w < \infty$.

2°. Если же $(c_\alpha - \delta) \sigma^{2/(2-\alpha)} n^{1/(2-\alpha)} < x = o(n^{1/(2-\alpha)})$, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{\xi_{n-1}^* < a_n + b_n z; \bar{\xi} - (1 - \beta)x < w\sigma \sqrt{n} | \zeta_n = x\} &= \\ &= \exp\{-e^{-z}\} \Phi\left(\frac{w}{\sigma_1}\right) + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по $z, z \geq z_0 > -\infty$, и $w, -\infty < w < \infty$.

При этом величина β является меньшим положительным корнем уравнения

$$n\sigma^2/x^{2-\alpha} = \beta(1 - \beta)^{1-\alpha}/\alpha,$$

если $0 < \alpha < 1/2$, и уравнения

$$\frac{n\sigma^2}{x^{2-\alpha}} = \frac{\beta(1 - \beta)^{1-\alpha}}{\alpha} \left[1 - \sigma^2 \sum_{j=0}^{k-4} (j+3) \lambda_j \left(\frac{\beta x}{n}\right)^{j+1} \right],$$

если $1/2 \leq \alpha < 1$.

Здесь последовательности a_n и b_n определяются равенствами (4), а λ_j , $j = 0, \dots, k-4$ — первые коэффициенты ряда Крамера (см. (1), равенство (19)), $\sigma_1 = (1 - \alpha(1 - \alpha)n\sigma^2 / (1 - \beta)^{1+\alpha} x^{1+\alpha})^{-1/2}$.

Теорема 3. Пусть в соотношении (2) $0 < \alpha < 1$. Тогда:

1°. Если $n^{1/(2-2\alpha)} \asymp x$, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{\xi_{n-1}^* < a_n + b_n z; \bar{\xi} - x + n\alpha\sigma^2 x^{\alpha-1} < w\sigma \sqrt{n} | \zeta_n = x\} &= \\ &= \exp\{-e^{-z}\} \Phi(w) + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по $z, z \geq z_0 > -\infty$, и $w, -\infty < w < \infty$.

2°. Если же $n^{1/(2-2\alpha)} = o(x)$, то при $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{\xi_{n-1}^* < a_n + b_n z; \bar{\xi} < x + w\sigma \sqrt{n} | \zeta_n = x\} &= \\ &= \exp\{-e^{-z}\} \Phi(w) + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по $z, z \geq z_0 > -\infty$, и $w, -\infty < w < \infty$.

Приведенные теоремы уточняют рассуждения о природе больших отклонений, содержащиеся в работах (2, 3). Опишем теперь вкратце случай, когда случайные величины целочисленны. Пусть вместо представления (2) справедливо соотношение

$$P\{\xi_1 = k\} \sim e^{-k^\alpha}, \quad \alpha > 0. \quad (5)$$

При выполнении условия (5) утверждения теорем 2 и 3 сохраняют силу. Если в соотношении (5) $1 < \alpha < 2$, то справедливо также утверждение п.2° теоремы 1. В условиях п.1° теоремы 1 не существует даже безусловного предельного распределения для ξ . По поводу случая $\alpha \geq 2$ см. работу (4).

Если не требовать существования плотности распределения у случайных величин ξ_j и не предполагать их целочисленности, то приходится ис-

следовать предельное поведение наших порядковых статистик при условии, что $\xi_n > x$. Например, справедлива следующая

Теорема 4. Пусть вместо представления (2) справедливо соотношение

$$1 - F(x) \sim x^{-\gamma}, \quad \gamma > 2. \quad (6)$$

Тогда при $n \rightarrow \infty$, $x / \ln x \geq \sqrt{\gamma n}$

$$\begin{aligned} P\{\xi_{n-1}^* < zn^{1/\gamma}; \bar{\xi}_n > x + wx | \xi_n > x\} = \\ = \exp\{-z^{-\gamma}\} (1+w)^{-\gamma} + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по z , $z \geq z_0 > -\infty$, и w , $w \geq 0$.

Условия (2), (5) и (6) носят односторонний характер, поэтому приведенные выше теоремы (кроме п. 2° теоремы 1) описывают предельный закон распределения лишь для крайних правых членов ряда (1). Если уточнить поведение вероятности $P\{\xi_1 < x\}$ при $x \rightarrow -\infty$, то можно получить явное выражение для предельного распределения статистик $\xi_1, \bar{\xi}_n$ и ξ_{n-1}^* . К примеру, вместо п. 2° теоремы 3 может быть сформулирована следующая

Теорема 5. Пусть в представлении (2) $0 < a < 1$, а при $x \rightarrow \infty$

$$P\{\xi_1 < -x\} \sim x^{-\gamma}, \quad \gamma > 4 + \left[\frac{2a-1}{1-a} \right].$$

Тогда при $n^{1/(2-2a)} = o(x)$

$$\begin{aligned} P\{-yn^{1/\gamma} < \bar{\xi}_n; \xi_{n-1}^* < a_n + b_n z; \bar{\xi}_n < x + w\sqrt{\gamma n} | \xi_n = x\} = \\ = \exp\{-y^{-\gamma} - e^{-z}\} \Phi(w) + o(1) \end{aligned}$$

равномерно по y, z и w , $y \geq 0$, $z \geq z_0 > -\infty$, $-\infty < w < \infty$.

Институт математики им. В. И. Романовского
Академии наук УзССР
Ташкент

Поступило
26 XII 1970

ЦИТИРОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

¹ Г. Крамер, УМН, 10, 166 (1944). ² С. В. Нагаев, Змняя школа по теории вероятностей и матем. статистике, Киев, 1964, стр. 147. ³ А. В. Нагаев, ДАН, 180, № 2, 279 (1968). ⁴ А. В. Нагаев, Сборн. Предельные теоремы и вероятностные процессы, Ташкент, 1967, стр. 71.