



## АСИМПТОТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЭКСТРЕМАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ВЫБОРКИ

Хамдамов И.М.

Университет общественной безопасности Республики Узбекистан

<https://www.doi.org/10.37547/ejmtcs-v03-i02-p1-06>

### ARTICLE INFO

Received: 09<sup>th</sup> February 2023

Accepted: 16<sup>th</sup> February 2023

Online: 17<sup>th</sup> February 2023

### KEY WORDS

### ABSTRACT

Экстремальные значения выборки имеют многочисленные применения в различных отраслях науки и техники, экономики, актуарной математики, теории надежности (особенно при оценке надежности работы промышленных и сельскохозяйственных объектов), медицине и так далее. Асимптотический анализ порядковых статистик является важным при оценивании неизвестных параметров распределения и при определении критической области в проверке статистических гипотез, в частности, если границы области равномерного распределения зависят от неизвестных оцениваемых параметров, то оценки строятся с помощью крайних членов вариационного ряда, и они являются состоятельными, асимптотически несмещенными оценками и достаточными статистиками.

Настоящая работа посвящена выяснению вклада экстремальных членов вариационного ряда в поведение суммы независимых случайных величин и определена вклад экстремальных слагаемых в сумму случайных величин в задачах вероятностей больших уклонений и является продолжением [1-4].

Пусть  $X_1, X_2, \dots, X_n$  – последовательность независимых (н.з.) одинаково распределенных случайных величин (с.в.), заданных на одном и том же вероятностном пространстве с общей функцией распределения (ф.р.)  $F(x)$ .

Пусть, далее,  $X_n^{(1)} \leq X_n^{(2)} \leq \dots \leq X_n^{(n)}$  – вариационный ряд, построенный в порядке возрастания для выборки  $X_1, X_2, \dots, X_n$ .

Результаты упорядочения по абсолютной величине обозначим следующим образом:

$$\left| \overline{X}_n^{(1)} \right| \leq \left| \overline{X}_n^{(2)} \right| \leq \dots \leq \left| \overline{X}_n^{(n)} \right|$$

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

Обозначим через сумму случайных величин и положим



$$\bar{S}_n^{(k)} = \sum_{j=1}^{n-k} \bar{X}_n^{(j)}, \quad S_n^{(m,k)} = \sum_{j=m+1}^{n-k} X_n^{(j)}$$

Легко заметить, что  $\bar{S}_n^{(k)}$  является результатом удаления  $k$  наибольших по абсолютной величине слагаемых из суммы  $S_n$ , тогда как  $S_n^{(m,k)}$  получается при одновременном удалении  $m$  крайних левых и  $k$  крайних правых порядковых статистик.

Предположим, что распределение  $X_1$  принадлежит области притяжения устойчивого закона с показателем  $\alpha \in (0,1) \cup (1,2)$ , и пусть

$$P(X_1 < u) = F(u) = \begin{cases} c_1 |u|^{-\alpha} l_1(|u|), & \text{если } u < 0, \\ 1 - c_2 u^{-\alpha} l_2(u), & \text{если } u > 0. \end{cases} \quad (1)$$

Здесь  $c_1$  и  $c_2$  – положительные постоянные, такие, что  $c_1 + c_2 = 1$ , а  $l_i(u)$ ,  $i=1,2$ , – медленно меняющиеся функции (м.м.ф.), причем  $\lim_{u \rightarrow \infty} l_1(u)/l_2(u) = 1$  (см. [5])

Приводим основные результаты работы.

**Теорема 1.** Пусть выполнено условие (1) и правый хвост распределения ведет себя как  $1 - F(u) = u^{-\alpha} l(u)$ ,  $u > 0$ , а левый – как  $F(-u) = o(1 - F(u))$ . Тогда предельное распределение усеченной суммы  $S_n^{(m,k)}$  совпадает с предельным распределением  $\bar{S}_n^{(k)}$ , т. е.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n^{(m,k)}}{X_n^{(n-k+1)}} < z\right) = P(\eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_k < z).$$

Здесь

$$Ee^{it\eta} = \frac{1}{1 - h(t)},$$

и

$$h(t) = \begin{cases} \alpha \int_0^1 \frac{e^{itz} - 1}{z^{\alpha+1}} dz, & \text{если } 0 < \alpha < 1, \\ it \frac{\alpha}{\alpha - 1} + \alpha \int_0^1 \frac{e^{itz} - 1 - itz}{z^{\alpha+1}} dz, & \text{если } 1 < \alpha < 2. \end{cases}$$

Аналогичная ситуация имеет место, когда левый хвост распределения ведет себя как

$$F(u) = |u|^{-\alpha} l(|u|), \quad u < 0, \quad \text{а правый – как } 1 - F(v) = o(F(-v)), \quad v > 0.$$

Пусть теперь,  $F(z; x, y)$ ,  $x > 0$ ,  $y > 0$ , – функция распределения безгранично делимых законов, логарифмы характеристических функций которых представимы в виде:



$$h(t; x, y) = \begin{cases} \alpha c_1 \int_{-x}^0 \frac{e^{itz} - 1}{|z|^{\alpha+1}} dz + \alpha c_2 \int_0^y \frac{e^{itz} - 1}{z^{\alpha+1}} dz, & \text{если } 0 < \alpha < 1; \\ it \frac{\alpha}{\alpha - 1} (c_2 y^{1-\alpha} - c_1 x^{1-\alpha}) + \alpha c_1 \int_{-x}^0 \frac{e^{itz} - 1 - itz}{|z|^{\alpha+1}} dz + \\ + \alpha c_2 \int_0^y \frac{e^{itz} - 1 - itz}{z^{\alpha+1}} dz, & \text{если } 1 < \alpha < 2. \end{cases} \quad (2)$$

Тогда справедлива

**Теорема 2.** Если выполнено условие (1) и (2), то при  $n \rightarrow \infty$  справедливо

$$P(S_n < z b_n) \rightarrow \int_0^\infty \int_0^\infty P(\zeta(x, y) - x\xi_m + y\eta_k < z) dG_m^{(1)}(x) dG_k^{(2)}(y),$$

где с.в.  $\zeta(x, y)$  имеет ф.р.  $F(z; x, y)$ , и независимы от  $\xi_m$  и  $\eta_k$ , причем с.в.  $\xi_m = 1 + e_1 + \dots + e_{m-1}$ ,  $\eta_k = 1 + e_1 + \dots + e_{k-1}$  взаимно независимы с.в. выражаются как суммы независимых с.в.  $e_j$ ,  $j = 1, 2, \dots$ , с общим распределением Парето с показателем  $\alpha$ . Здесь

$$G_m^{(i)}(u) = \frac{1}{(m-1)!} \int_{c_i u^{-\alpha}}^\infty x^{m-1} e^{-x} dx, \quad i = 1, 2.$$

Полученные результаты в работе могут быть использованы для дальнейшего развития теории порядковых статистик, связанной с характеристической функцией усеченной суммы, теории оценивания носителя распределения, структурной теории точечных процессов.

Практическая значимость исследования определяется применением полученных в работе научных результатов при решении теоретических и практических задач математической статистики, теории массового обслуживания, а также физики, техники и медицины, в которых особенно важным является вклад экстремальных наблюдений.

### References:

1. Хамдамов И.М., Маматов Х.М. Совместное предельное распределение крайних левых и крайних правых порядковых статистик, Eurasian Journal of Academic Research, Vol. 3 Issue. 1, Part 3 January 2023 p. 19-24.
2. Teugels J.L., Limit theorems on order statistics, Ann.Probab., 1981, v. 9, No 5, pp.868-880.
3. Нагаев А.В., Хамдамов И.М., О роли экстремальных слагаемых в сумме случайных величин, Теор.вероятн. и ее примен., 2002г., том 47, выпуск 3, с. 575-583.
4. Гафуров М.У., Хамдамов И.М., Роль экстремальных порядковых статистик в образовании большого уклонения сумм независимых случайных величин,



Асимптотические методы математической статистики., Ташкент, Фан, 1987г., стр. 38-46.

5. Сенета Е. Правильно меняющиеся функции. М.: Наука,1985, 144с.