

УДК 519.240

М.Д. Юдин

**ОБ АППРОКСИМАЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ СУММ  $m$ -ЗАВИСИМЫХ  
СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН С ОГРАНИЧЕННЫМИ ДИСПЕРСИЯМИ  
В МЕТРИКЕ П. ЛЕВИ**

Рассматривается случай, когда сумма ковариаций случайных величин положительна. Известно (см., например, [1-4]), если предел суммы ковариаций случайных величин положителен, то он составляет в предельное распределение их суммы нормальный компонент. Это обстоятельство позволяет более эффективно использовать неравенство Эссеена (см., например, [5] (стр. 616), [6] (стр. 137)).

1°. Пусть  $\{X_{nq}\}_{q=1}^n$ ,  $n = \overline{1, \infty}$  — система серий случайных величин, определенных при каждом  $n$  на общем вероятностном пространстве, имеющих конечные дисперсии и равные нулю математические ожидания (м. о.):  $MX_{nq}=0$ ,  $q = \overline{1, n}$

и пусть  $S_n = \sum_{q=1}^n X_{nq}$ .

Сделаем разбиение суммы  $S_n$  по методу Бернштейна:

$$u_{ni} = \sum_{q=(i-1)m+(i-1)k+1}^{(i-1)m+ik} X_{nq},$$

$$v_{ni} = \sum_{q=(i-1)m+ik+1}^{im+ik} X_{nq}, \quad i = \overline{1, v}, \quad k = [n^\rho], \quad (1)$$

где  $0 < \rho < 1/4$ .

Положим:  $S_{n1} = \sum_{i=1}^v u_{ni}$ ,  $S_{n2} = \sum_{i=1}^v v_{ni}$ . Тогда  $S_n = S_{n1} + S_{n2}$  (можно

считать, что  $n$  кратно  $k+m$  (см. [1], §1.10)).

Выпишем величины, вошедшие при разбиении (1) в  $S_{n1}$ , в порядке возрастания их индексов. Получим систему серий

$$\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{n\ell}, \quad \ell = vk, \quad n = \overline{1, \infty}. \quad (2)$$

Положим для системы (2)

$$K_n(x) = \sum_{s=1}^{\ell} M(\xi_{ns}^2; \xi_{ns} \leq x),$$

$$a_n = \sum_{s \neq r} M \xi_{ns} \xi_{nr},$$

$$\psi_n(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} dK_n(x) - \frac{a_n t^2}{2}. \quad (3)$$

Согласно результатам, полученным при решении центральной предельной проблемы для сумм зависимых случайных величин [1-4], распределение, логарифм

характеристической функции (х.ф.) которого выражается по формуле (3), сыграет роль сопровождающего для распределения суммы  $S_n$ .

Обозначим через  $F_n(x)$  функцию распределения (ф.р.), логарифм х.ф. которой выражается по формуле (3). Справедлива

**Теорема 1.** Пусть величины системы серий  $\{X_{nq}\}_{q=1}^n, n = \overline{1, \infty}$

$m$ -зависимы, найдутся постоянные  $H_1, H_2$  и  $n_0$  такие, что при  $n \geq n_0$   $\alpha_n \geq \sigma^2 > 0$ ,

$$\max_q M X_{nq}^2 \leq \frac{H_1}{n}, \quad \max_{s,p,r} M |X_{ns} X_{np} X_{nr}| \leq \frac{H_2}{n^{3/2}},$$

где  $0 < p-s \leq n^p, 0 \leq |p-r| \leq n^p$ . Тогда при любом фиксированном  $\varepsilon > 0$  и  $n \geq n_0$  будет выполняться неравенство

$$F_n(x - \varepsilon - 0) - \frac{c_0}{n^{1/2-2p}} - \frac{H_1 m^2}{\varepsilon^2 n^p} \leq P\{S_n \leq x\} \leq F_n(x + \varepsilon + 0) + \frac{c_0}{n^{1/2-2p}} + \frac{H_1 m^2}{\varepsilon^2 n^p} \quad (4)$$

где  $c_0$ -независимая от  $n$  постоянная.

2°. Прежде чем доказывать теорему 1, рассмотрим вспомогательную лемму.

Пусть  $B_{ns}$  -  $\sigma$  - алгебра, порожденная величиной  $\xi_{ns}$ . Положим для системы (2):

$$S_{n(s,p)} = \xi_{n(s+1)} + \dots + \xi_{np}, \quad S_{n(p,p)} \equiv 0 \pmod{P},$$

$$f_{ns}(t, B_{ns}) = \frac{M(\exp it S_{n(s,\ell)} / B_{ns})}{M(\exp it S_{n(s,\ell)})}, \quad (5)$$

$$\alpha_n(t) = \sum_s M(\xi_{ns} f_{ns}(t, B_{ns})),$$

$$\gamma_n(t, x) = \sum_s M(\xi_{ns} f_{ns}(t, B_{ns}); \xi_{ns} \leq x),$$

$$\varphi_{ns}(t) = M(e^{it \xi_{ns}} f_{ns}(t, B_{ns})).$$

Очевидно, х.ф. суммы  $S_{n1}$

$$\varphi_n(t) = \prod_{s=1}^{\ell} \varphi_{ns}(t),$$

$$\varphi_{ns}(t) = \frac{M(\exp it S_{n(s-1,\ell)})}{M(\exp it S_{n(s,\ell)})}. \quad (6)$$

В [1] (стр.53) показано, что если,  $q_n(t) = \ln \varphi_n(t)$  и  $|\varphi_{ns} - 1| < 1$ , то

$$q_n(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} d_x \gamma_n(t, x) + it \alpha_n(t) + \sum_{s=1}^{\ell} \sum_{r=2}^{\infty} \frac{(-1)^{r-1}}{r} (\varphi_{ns} - 1)^r.$$

**Лемма 1.** Пусть величины системы серий  $\{X_{nq}\}$   $m$ -зависимы, найдутся постоянные  $H_1, H_2$  и  $n_0$  такие, что при  $n \geq n_0$

$$\max_s M \xi_{nq}^2 \leq \frac{H_1}{n}, \quad \max_{s,p,r} M |\xi_{ns} \xi_{np} \xi_{nq}| \leq \frac{H_2}{n^{3/2}} \quad (7)$$

где  $0 < p-s \leq n^p$ ,  $0 \leq |p-q| \leq n^p$ . Тогда при  $|t| \leq An^{1/2-2p}$ , где при  $A^2 \leq \frac{1}{4H_1}$  и  $n \geq n_0$

будет выполняться неравенство

$$\sup_t |q_n(t) - \psi_n(t)| \leq \frac{C|t|^3}{n^{1/2-2p}}, \quad (8)$$

где  $C \leq H_1^{3/2} + 2H_2 + 6H_1^2 A$ .

Доказательство. В силу  $m$ -зависимости в разбиении (1) части  $u_m$  независимы. Поэтому в функциях (5) и (6) можно делать сокращения, в результате чего получим

$$f_{ns}(t, B_{ns}) = \frac{M(\exp it S_{n(s,p)} / B_{ns})}{M(\exp it S_{n(s,p)})}, \quad \text{где } p=p(s)\text{-индекс последней величины } \xi_{np}$$

той части  $u_{n_i}$ , в которую вошла величина  $\xi_{ns}$ .

Из разбиения (1) и (7) следует, что

$$\sum_s M \xi_{ns}^2 |S_{n(s,p)}| \leq \frac{H_2 \sqrt{k}^2}{n^{3/2}},$$

$$\sum_s M |\xi_{ns}| S_{n(s,p)}^2 \leq \frac{H_2 \sqrt{k}^3}{n^{3/2}},$$

$$|M(\exp it S_{n(s,p)})| \geq 1 - \frac{H_1 k^2 t^2}{2n}. \quad (9)$$

Оценим  $|q_n(t) - \psi_n(t)|$ . При  $|t| \leq An^{1/2-p}$ , где  $A^2 < \frac{1}{H_1}$ , из (9)

следует  $|M(\exp it S_{n(s,p)})| \geq \frac{1}{2}$ . Имея в виду, что  $|e^{itx} - 1 - itx| \leq \frac{t^2 x^2}{2}$ ,

получаем

$$\begin{aligned} & \left| \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} (d_x \gamma_n(t, x) - dK_n(x)) \right| \leq \frac{t^2}{2} \sum_s M (\xi_{ns}^2 |f_{ns}(t, B_{ns}) - 1|) \leq \\ & \leq |t|^3 \sum_s (M \xi_{ns}^2 |S_{n(s,p)}| + M \xi_{ns}^2 M |S_{n(s,p)}|) \leq \frac{(H_2 + H_1^{3/2}) \sqrt{k}^2 |t|^3}{n^{3/2}} \leq \frac{(H_2 + H_1^{3/2}) |t|^3}{n^{1/2-p}}. \end{aligned} \quad (10)$$

Далее, пользуясь (7), находим при  $|t| \leq An^{1/2-2p}$

$$\begin{aligned}
 \left| it\alpha_n(t) + \frac{a_n t^2}{2} \right| &= \left| it \sum_s M(\xi_{ns} f_{ns}(t, B_{ns})) + t^2 \sum_s M \xi_{ns} S_{n(s,p)} \right| \leq \\
 &\leq 2t^2 \sum_s M|\xi_{ns} S_{n(s,p)}| - M(\exp it S_{n(s,p)}) + |t|^3 \sum_s M|\xi_{ns}| S_{n(s,p)}^2 \leq \\
 &\leq \frac{2H_1^2 \nu k^4 t^4}{n^2} + \frac{H_2 \nu k^3 |t|^3}{n^{3/2}} \leq \frac{2H_1^2 A |t|^3}{n^{1/2-\rho}} + \frac{H_2 |t|^3}{n^{1/2-2\rho}}.
 \end{aligned} \tag{11}$$

Поскольку при  $i = \overline{1, \nu}, k = [n^\rho], |t| \leq An^{1/2-2\rho}$ , где  $A^2 \leq \frac{1}{4H_1}$ ,

$$\begin{aligned}
 |\varphi_{ns}(t) - 1| &\leq \frac{2H_1 k^2 t^2}{n} \leq \frac{1}{2}, \text{ то} \\
 \left| \sum_{s=1}^{\ell} \sum_{r=2}^{\infty} \frac{(-1)^{r-1}}{r} (\varphi_{ns} - 1)^r \right| &\leq \frac{4H_1^2 A |t|^3}{n^{1/2-2\rho}}.
 \end{aligned} \tag{12}$$

Из неравенств (10), (11) и (12) следует (8). Лемма доказана.

3<sup>0</sup>. Приступим к доказательству теоремы 1. Используя неравенство (8), находим при  $n \geq n_0$

$$\begin{aligned}
 |e^{q_n(t)} - e^{\psi_n(t)}| &\leq \exp\left(-\frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) |e^{q_n(t)} \psi_n(t) - 1| \leq |q_n(t) - \psi_n(t)| \times \\
 &\times \exp\left(-\frac{\sigma^2 t^2}{2} + |q_n(t) - \psi_n(t)|\right) \leq \frac{C|t|^3}{n^{1/2-2\rho}} \exp\left(-\frac{\sigma^2 t^2}{2} + \frac{C|t|^3}{n^{1/2-2\rho}}\right).
 \end{aligned}$$

Можно подобрать такое  $A_0^2 \leq \frac{1}{4H_1}$ , что при  $|t| \leq A_0 n^{1/2-2\rho}$  и  $n \geq n_0$

$$\text{будет выполняться неравенство } -\frac{\sigma^2 t^2}{2} + \frac{C|t|^3}{n^{1/2-2\rho}} \leq -at^2, \quad a > 0.$$

Пусть  $G_n(x)$ - функция распределения (ф.р.) суммы  $S_n$ ,  $F_n(x)$ -ф.р., логарифм х.ф. которой выражается формулой (3). По условию теоремы  $a_n \geq \sigma^2 > 0$ , когда  $n \geq n_0$ . Наличие нормального компонента в распределении  $F_n(x)$  обеспечивает существование и ограниченность производной:  $|F'_n(x)| \leq C$ . Это позволяет применить неравенство Эссеена:

$$\sup_x |G_n(x) - F_n(x)| \leq \frac{1}{\pi} \int_{-T}^T \left| \frac{e^{q_n(t)} - e^{\psi_n(t)}}{t} \right| dt + \frac{24C}{\pi T},$$

из которого при  $T \leq A_0 n^{1/2-2\rho}$ , учитывая, что интеграл от  $t^2 e^{-at^2}$  конечен, получим

$$\sup_x |G_n(x) - F_n(x)| \leq \frac{C_0}{n^{1/2-2\rho}}, \quad (13)$$

где  $C_0$  – независимая от  $n$  постоянная.

Как показано в [1] (§1.10), для фиксированного  $\varepsilon > 0$  справедливо неравенство

$$P\{S_{n1} \leq x - \varepsilon\} - P\{|S_{n2}| \geq \varepsilon\} \leq P\{S_n \leq x\} \leq P\{S_{n1} \leq x + \varepsilon\} + P\{|S_{n2}| \geq \varepsilon\}.$$

Отсюда (13) и из неравенства Чебышева

$$P\{|S_{n2}| \geq \varepsilon\} \leq \frac{M S_{n2}^2}{\varepsilon^2} \leq \frac{H_1 m^2}{\varepsilon^2 n^\rho} \text{ следует (4). Теорема доказана.}$$

Замечания. 1. Теорема 1 допускает варьирование за счет применения других форм неравенства Чебышева.

Из проведенных оценок следует, что постоянная  $C_0$  вычисляема, а постоянная  $C$  в (8) с ростом  $n$  может разве лишь убывать.

#### Литература

1. Юдин М.Д. Сходимость распределений сумм случайных величин. – Минск: «Университетское», 1990. – 254 с.
2. Юдин М. Д. Об обобщении формул Колмогорова и Леви-Хинчина на суммы зависимых величин // ДАН БССР. – 1986. – т. 30, № 1. – С. 29-31.
3. Юдин М.Д. О предельных законах для сумм слабозависимых величин с конечной дисперсией // Изв. вузов. Математика. – 1975. – № 5. – С. 113-114.
4. Юдин М.Д. Примеры применения обобщенной формулы Колмогорова к суммам зависимых случайных величин // Изв. вузов. Математика. – 1980. – № 9. – С. 65-70.
5. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. – М.: «Мир», 1967. – т. 2. – 752 с.
6. Петров В.В. Суммы независимых случайных величин. – М.: «Наука», 1972. – 414 с.

#### Summary

The distribution of the sums of  $m$ -dependent random variables with restricted variances is approximated by the infinitely divisible distribution in the metrics of P. Levy.

Поступила в редакцию 7.04.03.