

## МАТЕМАТИКА

УДК 519.240

М. Д. Юдин

## О ПРЕДЕЛЬНЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЯХ СУММ ЗАВИСИМЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН И ВЕКТОРОВ

Центральная предельная проблема теории вероятностей (ц. пр. п.) состоит в следующем: найти класс предельных распределений сумм равномерно бесконечно малых случайных величин и условия сходимости распределений этих сумм к каждому представителю найденного класса.

Аналогично эта проблема формулируется для сумм случайных векторов.

В отличие от прежних результатов, полученных Колмогоровым, Хинчиной, Леви и др. (см., например, [1—3]) для сумм независимых величин, нами ц. пр. п. теории вероятностей решается для сумм зависимых величин и сумм зависимых векторов. Показано, что при довольно естественных ограничениях зависимости класс предельных распределений сумм равномерно бесконечно малых зависимых величин совпадает с классом безгранично делимых распределений. Найдены условия сходимости распределений сумм зависимых величин к каждому представителю этого класса [4—8]. Аналогичные результаты получены для сумм зависимых случайных векторов [9—11].

Оказалось, что логарифм характеристических функций (х. ф.) предельных распределений сумм зависимых величин, или векторов, выражается по формулам, обобщающим формулы Колмогорова и Леви—Хинчина [4—12]. Эти обобщенные формулы отражают влияние зависимости между величинами, векторами, на предельное распределение их сумм. Получены примеры применения этих формул, подчёркивающие существенное влияние зависимости между слагаемыми на предельные распределения их сумм [13—17].

Для приложений важно не только найти предельное распределение суммы случайных величин, векторов, но и оценить скорость сходимости распределений сумм к предельному распределению. В [18—21] распределения сумм зависимых величин аппроксимируются безгранично делимыми распределениями, представленными по обобщённым формулам Колмогорова и Леви—Хинчина, что оценку скорости сходимости распределений сумм зависимых величин сводит к оценке скорости сходимости распределений сумм одинаково распределённых независимых величин.

На базе теоретических результатов нами моделируются некоторые случайные процессы деформаций, разрушений и диффузий, независимость приращений которых не предполагается [15; 16; 22].

1<sup>o</sup>. Пусть  $\{\xi_{ns}\}_{s=1}^n$ ,  $n = 1, \infty$ , — система серий зависимых случайных величин,  $S_{n(s,n)} = \xi_{n(s+1)} + \dots + \xi_{nn}$ ,  $M_{ns}$  — алгебра, порождённая  $x_{ns}$ . Нами вводятся функции [4; 5]

$$f_{ns}(t, M_{ns}) = \frac{M(\exp(itS_{n(s,n)}) / M_{ns})}{M(\exp(itS_{n(s,n)}))}, \quad \varphi_{ns}(t) = M(e^{it\xi_{ns}} f_{ns}(t, M_{ns})),$$

изучаются свойства этих функций. В частности,  $\varphi_n(t) = \prod_{s=1}^n \varphi_{ns}(t)$ , где  $\varphi_n(t)$  — х. ф. суммы  $S_n = S_{n(0,n)}$ . В [6—8] находятся условия, в которых логарифм предельной х. ф. суммы  $S_n$  в случае ограниченных дисперсий представляется по формуле:

$$\hat{\psi}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} d_x \gamma(t, x) + ita(t), \quad (1)$$

где  $\gamma(t, x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M(\xi_{ns}^2 f_{ns}(t, M_{ns}), \xi_{ns} \leq x)$ ,  $a(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M(\xi_{ns} f_{ns}(t, M_{ns}))$ , и в случае неограниченных дисперсий — по формуле:

$$\hat{\psi}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d_x \zeta(t, x) + it\alpha(t), \quad (2)$$

где  $\zeta(t, x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M\left(\frac{\xi_{ns}^2}{1+\xi_{ns}^2} f_{ns}(t, M_{ns}), \xi_{ns} \leq x\right)$ ,  $\alpha(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M\left(\frac{\xi_{ns}}{1+\xi_{ns}^2} f_{ns}(t, M_{ns})\right)$ .



Формула (1) — обобщение формулы Колмогорова, (2) — Леви-Хинчина, полученных ими для независимых слагаемых.

В случае ограниченных дисперсий доказывается (см., например, [4]).

**Теорема 1.** Пусть система серий  $\{\xi_{ns}\}_{s=1}^n$ ,  $n \in \overline{1, \infty}$ , удовлетворяет условию равномерного сильного перемешивания (р. с. п.) [23], коэффициент которого  $\beta(\tau) = o(\tau^{-3-\varepsilon})$ ,  $\varepsilon > 0$ , найдутся постоянные  $H_1, H_2$  и  $n_0$  такие, что при  $n \geq n_0$

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

где  $0 \leq r-s \leq k_n = [n^{1/4-\rho/2}]$ ,  $0 < q-s \leq [n^{1/4-\rho/2}]$ ,  $0 < \rho \leq \frac{\varepsilon}{2(7+2\varepsilon)}$ ,  $h(n)$  — медленно меняющаяся функция [23]. Тогда, если  $n \rightarrow \infty$

$$\sum_{s=1}^n M(\xi_{ns}; \xi_{ns} \leq x) \xrightarrow{c.s.} K(x), \quad \sum_{i \neq j} M \xi_{ni} \xi_{nj} \rightarrow a,$$

то сумма  $S_n$  будет иметь безгранично делимое предельное распределение, логарифм х. ф. которого

$$\psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} dK(x) - \frac{at^2}{2}. \quad (3)$$

Аналогичная теорема верна для случая  $m_n = [m_0 n^{1/8-\rho}]$  — зависимости [23], где  $m_0$  — любое постоянное число,  $0 < \rho \leq \frac{1}{8}$ . Получены различные вариации подобных теорем [4].

Формула (3) — обобщение формулы Колмогорова на случай зависимых слагаемых.

Представление (3) можно записать в виде

$$\psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1}{x^2} dK(x) - \frac{a\sigma^2}{2}, \quad (4)$$

здесь из области интегрирования исключен ноль,  $a\sigma^2 = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum M(\xi_{ns} \xi_{np}; |\xi_{ns}| \leq \varepsilon, |\xi_{np}| \leq \varepsilon)$

где суммирование ведётся при  $0 \leq |s-p| \leq k_n$  в случае р. с. п. и  $0 \leq |s-p| \leq m_n$  в случае  $m_n$  — зависимости.

Формула (4) — также обобщение формулы Колмогорова.

2º. В [4; 6–8; 13; 24] ц. пр. п. теории вероятностей решается для случая неограниченных дисперсий.

Пусть  $\{X_{ns}\}_{s=1}^n$ ,  $n \in \overline{1, \infty}$ , — система серий случайных величин, существование математических ожиданий (м. о.), которых не предполагается,  $a_{ns} = M(X_{ns}; |X_{ns}| \leq \tau)$ ,  $\tau > 0$ ,  $\eta_{ns} = X_{ns} - a_{ns}$ ,

$$X_{ns} = \begin{cases} X_{ns}, & X_{ns} \leq H, \\ 0, & X_{ns} > H, \end{cases} \quad H \geq \tau, \quad \bar{\eta}_{ns} = \bar{X}_{ns} - a_{ns}, \quad M_{ns} — \sigma\text{-алгебра, порождённая } X_{ns}, \quad S_n = \sum_{s=1}^n \eta_{ns}.$$

Справедлива [4; 7; 24]

**Теорема 2.** Пусть система серий  $\{\eta_{ns}\}_{s=1}^n$ ,  $n \in \overline{1, \infty}$ ,  $m_n = m_0 n^{1/8-\rho}$  — зависимая,  $0 < \rho \leq 1/8$ ,  $m_0$  — любое постоянное число, кроме того, найдутся постоянные  $t > 0$  и  $n_0$  такие, что при  $H \geq t$  и  $n \geq n_0$  будут выполняться условия:

$$\sup_{p,s} \max P\{|X_{np}| > H / M_{ns}\} \leq \frac{g(H)}{n}, \quad \max_s M \eta_{ns}^2 \leq \frac{H_1 h(n)}{n}, \quad \max_{r,q,s} M |\eta_{np} \eta_{nr} \eta_{nq}| \leq \frac{H_2 h(n)}{n^{3/2}}$$

где  $0 < |r-s| \leq [m_0 n^{1/4-\rho}]$ ,  $0 \leq |p-s| \leq [m_0 n^{1/4-\rho}]$ ,  $g(H) \rightarrow 0$  при  $H \rightarrow \infty$ ,  $H$  и  $H_2$  — постоянные, могущие зависеть от  $H$ . Тогда, если

$$\sum_{s=1}^n M \left\{ \frac{\eta_{ns}^2}{1 + \eta_{ns}^2}; |\eta_{ns}| \leq x \right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Psi(x), \quad \lim_{H \rightarrow \infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M \frac{\eta_{ns}}{1 + \eta_{ns}^2} = a_1, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{r \neq q} M(\eta_{nr} \eta_{nq}; |X_{ns}| \leq \tau, |X_{nq}| \leq \tau) = a_2,$$

где  $|a_1 + ia_2| < \infty$ , то сумма  $S_n$  будет иметь безгранично делимое предельное распределение, логарифм х. ф. которого

$$\Psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \left( e^{ix} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\Psi(x) + ita_1 - \frac{a_2 t^2}{2}. \quad (5)$$

Аналогичная теорема верна для случая р. с. п., коэффициент которого  $\varphi(q) = o(q^{-\beta-\varepsilon})$ ,  $\varepsilon > 0$ . В [25] приведены подобные теоремы без ограничений условных вероятностей.

Представление (5) можно записать в форме:

$$\Psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \left( e^{ix} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\Psi(x) + ita_1 - \frac{\sigma^2 t^2}{2}, \quad (6)$$

здесь из области интегрирования исключен ноль,  $\sigma^2 = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum M(\eta_n, \eta_{np}; |\eta_n| \leq \varepsilon, |\eta_{np}| \leq \varepsilon)$ , где суммирование ведется при  $0 \leq |r - p| \leq m_n$  в случае  $m_n$  — зависимости; и  $0 \leq |r - p| \leq k_n$ , в случае р. с. п.

Формулы (5) и (6) — обобщения формулы Леви–Хинчина. В [7; 8; 14; 24] даны примеры применений формул (5) и (6), в частности, для нормированных величин.

3<sup>o</sup>. В [9–11] ц. пр. п. теории вероятностей решается для сумм зависимых случайных векторов.

Пусть  $\xi_{ns} = (\xi_{ns}^{(1)}, \dots, \xi_{ns}^{(d)})$  —  $d$  — мерный случайный вектор,  $s = \overline{1, n}$ ,  $n = \overline{1, \infty}$ ,  $t = (t_1, \dots, t_d)$ ,  $x = (x_1, \dots, x_d)$ ,  $(x, t)$  — скалярное произведение, матрица  $B_n = \|B_{n(i,j)}\|$

$b_{n(i,j)} = \sum_{0 \leq s-p \leq m_n} M(\xi_{ns}^{(i)} \xi_{np}^{(j)}; |\xi_{ns}^{(i)}| \leq \varepsilon, |\xi_{np}^{(j)}| \leq \varepsilon)$  в случае  $m_n$  — зависимости,  $0 \leq |s-p| \leq k_n$  в случае р. с. п.

Доказывается, что в случае ограниченных дисперсий в условиях, аналогичных условиям теоремы 1, предельное распределение суммы  $S_n = \sum_{s=1}^n \xi_{ns}$ ,  $M\xi_{ns} = 0$  будет безгранично делимым, логарифм х. ф. которого

$$\Psi(t) = \int_{R^d} \left( e^{i(t,x)} - 1 - i(t,x) \right) \frac{1}{x^2} dK(x) - \frac{(t, Bt^*)}{2}, \quad (7)$$

где  $K(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M(\xi_{ns}^2; \xi_{ns} \leq x)$ ,  $B = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \lim_{n \rightarrow \infty} B_n$ ,  $t^*$  — вектор-столбец, а из области интегрирования исключён нуль-вектор,  $\xi_{ns} \leq x$  означает, что  $\xi_{ns}^{(i)} \leq x_i$ ,  $i = \overline{1, d}$ .

В случае неограниченных дисперсий в условиях, аналогичным условиям теоремы 2, логарифм предельной х. ф. суммы  $S_n = \sum_{s=1}^n \xi_{ns}$  получен в форме:

$$\Psi(t) = \int_{R^d} \left( e^{i(t,x)} - 1 - \frac{i(t,x)}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\Psi(x) + i(t, A) - \frac{(t, \beta t^*)}{2}, \quad (8)$$

где, при покоординатном усечении векторов  $X_{ns}$  и покоординатной центрированности (см. п. 2<sup>o</sup>)  $\eta_{ns}^{(i)} = x_{ns}^{(i)} - a_{ns}^{(i)}$ ,  $\eta_{ns} = (\eta_{ns}^{(1)}, \dots, \eta_{ns}^{(d)})$ ,

$$\Psi(x) = \lim_{H \rightarrow \infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M \left( \frac{\eta_{ns}^2}{1+\eta_{ns}^2}; \eta_{ns} \leq x \right), \quad A = \lim_{H \rightarrow \infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n M \frac{\eta_{ns}}{1+\eta_{ns}^2}, \quad (9)$$

$\beta$  — предел той же матрицы, что и в (7), но для векторов  $\eta_{ns} = x_{ns} - a_{ns}$ ,  $a_{ns} = (a_{ns}^{(1)}, \dots, a_{ns}^{(d)})$ . При этом существование пределов вида (9) позволяет не накладывать ограничений на условные вероятности.

Представления (7) и (8) получены для случаев  $m_n$ -зависимости и выполнения р. с. п. Формула (7) — обобщение формулы Колмогорова, (8) — формулы Леви–Хинчина.



4°. В [18–21] х. ф. сумм зависимых величин аппроксимируются безгранично делимыми х. ф., оценивается модуль разности между соответствующими функциями распределения (ф. р.). Тем самым оценка скорости сходимости сумм зависимых величин сводится к оценке скорости сходимости сумм одинаково распределенных независимых величин. Так, в случае существования

м. о. случайных величин  $\xi_{ns}$ ,  $m_n = [m_0 n^{1/8+\rho}]$  — зависимости,  $0 < \rho \leq \frac{1}{8}$  х. ф. суммы  $S_n = \sum_{s=1}^n \xi_{ns}$ ,  $M\xi_{ns} = 0$ , аппроксимируются х. ф.  $\exp \psi_n(t)$ , где

$$\Psi_n(t) = -\frac{(\sigma_n^2 + a)t^2}{2} + \int_{|x| \geq \varepsilon_n} (e^{itx} - 1 - itx) \frac{1+x^2}{x^2} d\Psi_n(x),$$

$$a_n = \sum_{0 < s-p \leq m_n} M(\xi_{ns} \xi_{np}; |\xi_{ns}| \leq \tau, |\xi_{np}| \leq \tau), \tau > 0,$$

$$\sigma_n^2 = \sum_s M(\xi_{ns}^2; |\xi_{ns}| < \varepsilon_n), \quad 0 < \varepsilon_n \leq cn^{-\frac{1}{2} + \frac{2}{3}\rho}.$$

Показано, что если  $\exp \psi_n(t)$  принадлежит классу L, то в условиях, аналогичных условиям теоремы 1,  $|\varphi_n(t) - \exp \psi_n(t)| \leq \frac{|t|B(t)}{n^{1/2-2\rho}}$ , где  $\varphi_n(t)$  — х. ф. суммы  $S_n$ ,  $B(t)$  — многочлен второй степени относительно  $|t|$  с коэффициентами, разве лишь убывающими с ростом n, и если  $F_n(x)$  — ф. р. с х. ф.  $\exp \psi_n(t)$ ,  $G_n(x)$  — ф. р. суммы  $S_n$ ,  $F'(x) \leq N$ , то  $\sup_x |F_n(x) - G_n(x)| \leq Cn^{-1/8+\rho/2}$   $C = \text{const}$ .

Аналогичные оценки найдены для случая ограниченных дисперсий и случая неограниченных м. о.

5°. Решение ц.пр.п. теории вероятностей показало, что:

1. При естественных ограничениях зависимости между случайными величинами, векторами, в общих условиях, обеспечивающих их равномерную бесконечную малость, предельные распределения сумм случайных величин, векторов принадлежат *классу безгранично делимых распределений*. Логарифмы х. ф. предельных распределений определяются обобщенными формулами Колмогорова и Леви–Хинчина.

2. Зависимость между случайными величинами, векторами отражается в предельных распределениях их сумм появлением, вообще говоря, дополнительного *нормального компонента, порождаемого корреляцией слагаемых*.

3. Для нахождения предельных распределений сумм зависимых случайных величин, в условиях полученных теорем, *достаточно найти х. ф. предельного распределения суммы, предполагая, что слагаемые независимы, затем умножить полученную х. ф. на  $\exp\left(-\frac{at^2}{2}\right)$*  где a — предел суммы ковариаций слагаемых, или их усечений в случае неограниченных дисперсий. Аналогично для сумм зависимых векторов.

4. При  $a > 0$  корреляция слагаемых “сглаживает” предельные распределения их суммы. При  $a > 0$  все предельные распределения сумм случайных величин абсолютно непрерывны. Аналогично для сумм зависимых случайных векторов.

5. Распределения сумм зависимых случайных величин аппроксимируются “сопровождающими” безгранично делимыми распределениями, при конечном числе слагаемых, выраженнымми “промежуточными” обобщенными формулами Колмогорова и Леви–Хинчина, что, в частности, *сводит нахождение скорости сходимости распределений сумм зависимых величин к нахождению скорости сходимости распределений сумм независимых одинаково распределенных величин*.

6. Полученные результаты дают доступный математический аппарат для моделирования реальных случайных процессов как линейных, так и многомерных, т. е. процессов с зависимыми приращениями.

Следует добавить, что попытки решения ц. пр. п. другими авторами [26–30] содержали существенные недостатки: неестественные ограничения, выраженные в терминах условных вероятностей; их результаты не отражают влияния зависимости слагаемых на предельные распределения их сумм, полученные ими теоремы вряд ли применимы в приложениях; решение ц. пр. п. сводилось к не менее сложным задачам. Краткое содержание этих результатов можно найти в [4].

### Література

1. Гнеденко Б.В., Колмогоров А.Н. Предельные распределения для сумм независимых случайных величин. — М., 1949. — 264 с..
2. Петров В. В. Суммы независимых случайных величин. — М.: Наука, 1972. — 414 с.
3. Лоэв М. Теория вероятностей. — М., 1962. — 719 с..
4. Юдин М. Д. Сходимость распределений сумм случайных величин. — Мн.: Университетское, 1990. — 254 с.
5. Юдин М. Д. О центральной предельной проблеме теории вероятностей для сумм зависимых случайных величин // Сб. "Теория вер. и матем. статистика", Киев. — 1972. — № 4. — С. 195—211.
6. Юдин М. Д. Об обобщении формулы Леви-Хинчина на суммы величин, удовлетворяющих условию перемешивания // Сб. "Случайные процессы и статистич. выводы", Ташкент, Из-во "ФАН", 1975. Вып. 5. — С. 187—198.
7. Юдин М. Д. О решении центральной предельной проблемы теории вероятностей для сумм  $f(n)$ -зависимых величин // Rev. Roum. Math. Pures et Appl. — 1976, т. XXI, № 10. — С. 1335—1346.
8. Юдин М. Д. О решении центральной предельной проблемы теории вероятностей для сумм случайных величин, удовлетворяющих условию перемешивания // Rev. Roum. Math. Pures et Appl. — 1980, т. XXV, № 8. — С. 1249—1257.
9. Юдин М. Д. О решении центральной предельной проблемы теории вероятностей для сумм зависимых векторов // Весці АН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. — 1994. — № 3 — С. 31—35.
10. Юдин М. Д. Об обобщении формулы Леви-Хинчина на суммы зависимых векторов // Изв. вузов. Математика. — 1996. — № 4. — С. 1—6.
11. Юдин М. Д. О предельных распределениях сумм зависимых векторов // Весці АН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. — 1997. — № 4 — С. 19—23.
12. Юдин М. Д. Примеры применения обобщённой формулы Колмогорова к суммам зависимых случайных величин // Изв. вузов, Математика. — 1980. — № 9. — С. 65—70.
13. Юдин М. Д. Об обобщениях формул Колмогорова и Леви-Хинчина на суммы зависимых величин // ДАН БССР. — 1986, т. 30, № 1. — С. 29—31.
14. Юдин М. Д. Применение обобщённой формулы Леви-Хинчина к суммам нормированных величин // Сб. "Предельные теоремы и матем. статистика", Ташкент, Из-во "ФАН", — 1976. — С. 177—181.
15. Юдин М. Д. Сложное пуассоновское распределение в теории деформаций и разрушений // Изв. вузов. Математика. — 1993. — № 6 — С. 62—64.
16. Юдин М. Д. Один подход к моделированию диффузионного процесса // Весці АН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. — 1994. — № 2 — С. 58—60.
17. Юдин М. Д. Применение обобщённой формулы Колмогорова к суммам зависимых векторов // Весці АН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. — 1997. — № 3 — С. 28 — 31.
18. Юдин М. Д. Об аппроксимации распределений сумм  $m_n$ -зависимых случайных величин распределениями из класса  $L$  // Деп. Изв. АН БССР. Сер. физ.-мат. наук. — 1987. — № 4. — С. 117. Рег. № 3587 — Еж. 19.05.86.
19. Юдин М. Д. Замечание к аппроксимации распределений суммы зависимых величин безгранично делимыми распределениями // Изв. АН БССР. Сер. физ.-мат. наук. — 1987. — № 2. — С. 38—41.
20. Юдин М. Д. К аппроксимации распределений сумм  $m_n$ -зависимых величин распределениями из класса  $L$  // Изв. вузов, Математика. — 1989. — № 4. — С. 83—88.
21. Юдин М. Д. Об аппроксимации распределений сумм зависимых случайных величин распределениями из класса  $L$  // Весці АН БССР. Сер. фіз.-мат. навук. — 1991. — № 1. — С. 35—41.
22. Башмаков В. И., Чикова Т. С., Юдин М. Д. Распределение трещин по размерам в кристаллических телах // ДАН БССР. — 1983, т. XXVII, № 4. — С. 326—328.
23. Ибрагимов И.А., Линник Ю.В. Независимые и стационарно связанные величины. — М.: Наука, 1965. — 524 с..
24. Юдин М. Д. О предельных распределениях сумм зависимых случайных величин с неограниченными дисперсиями // ДАН БССР. — 1984, т. 28, № 6. — 496—498.
25. Юдин М. Д. К уточнению условий сходимости распределений сумм зависимых случайных величин // Изв. вузов. Математика. — 1989. — № 10. — С. 87—89.
26. Dvoretzky A. Central limit theorems for dependent random variables// Actes du Congres international du math. (1970). Paris. — 1971. — P. 565—570.
27. Jegenathan P. A solution of the martingale central limit Problem // Sankhya Indian J. Statist. — 1982, A44, № 3. — p. 299 - 318.



28. Гирко В. Л. Предельные теоремы для функций случайных величин. — Киев: Вища шк., 1987. — 207с.
29. Blok B. H. Error Estimation for a limit theorem for dependent random variables// The Annals of math. statistics. — 1970, Vol. 41, №. — P. 1334—1338.
30. Kłopotowski A. Limit theorems for sums of dependent random vectors in  $\mathbb{R}^d$ // Rozpr. mat. — 1977, Vol. 151. — 62p.

### *Summary*

*In the article the review of outcomes of the writer about the solution of a central limit problem of probability theory for the sums of dependent random variables and vectors is given.*