

1968

УДК-519.21

## АСИМПТОТИЧЕСКИЕ РАЗЛОЖЕНИЯ ДЛЯ ПЛОТНОСТЕЙ И РАСПРЕДЕЛЕНИЙ СУММ НЕЗАВИСИМЫХ ОДИНАКОВО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕКТОРОВ

А. БИКЯЛИС

### § 1. Введение

Во всем дальнейшем  $\mathbf{t}=(t_1, t_2, \dots, t_k)$ ,  $\mathbf{x}=(x_1, x_2, \dots, x_k)$  — векторы  $k$ -мерного евклидова пространства  $R_k$ ;  $|\mathbf{t}|$  и  $|\mathbf{x}|$  — их нормы;  $(\mathbf{t}, \mathbf{x})$  — скалярное произведение;  $\mathbf{0}$  — нулевой вектор;  $\mathfrak{v}$  — класс всех борелевских множеств в  $R_k$ ;  $f_{\xi_i}(\mathbf{t})$ ,  $F_{\xi_i}(\mathbf{x})$  и  $P_{\xi_i}(A) = P\{\xi_i \in A\}$ , — соответственно, характеристическая функция, функция распределения и вероятностная функция случайного вектора  $\xi_i=(\xi_{i1}, \xi_{i2}, \dots, \xi_{ik})$  с ковариационной матрицей  $V$ ;  $P\{\dots\}$  — вероятность в скобках указанного события;  $\Delta$  — определитель матрицы  $V$ ;  $Q(\mathbf{t})$  — квадратическая форма, соответствующая  $V$ ;  $\alpha_r(\mathbf{t}) = M(\mathbf{t}, \xi_1)^r$ ,  $\beta_r(t) = M|\mathbf{t}, \xi_1|^r$  и  $\kappa_r(\mathbf{t})$  — момент, абсолютный момент и семинвариант случайной величины  $(\mathbf{t}, \xi_1)$ . При этом, пусть  $\beta_j^{(r)} = M|\xi_{1j}|^r$ ,  $\sigma_j^2 = M(\xi_{1j} - M\xi_{1j})^2$  и  $\beta_r = \sum_{j=1}^k \beta_j^{(r)}$ .

Нам понадобятся многочлены  $P_r(\omega)$ :

$$\exp \left\{ \sum_{r=1}^{\infty} \frac{\kappa_{r+2}(\omega)}{(r+2)!} u^r \right\} = 1 + \sum_{r=1}^{\infty} P_r(\omega) u^r. \quad (1)$$

Как известно [1], они имеют вид

$$P_r(\omega) = \frac{\kappa_{r+2}(\omega)}{(r+2)!} + \sum_{l=1}^{r-1} \sum_{j_l=1}^{r-1} \sum_{j_{l-1}=l-1}^{j_l-1} \dots \sum_{j_2=2}^{j_1-1} \sum_{j_1=1}^{j_2-1} \times \\ \times \frac{(r-j)(j-l-1) \dots (j_2-j_1) \kappa_{r-j_1+2}(\omega) \kappa_{j_1-j_{l-1}+2}(\omega) \dots \kappa_{j_2-j_1+2}(\omega) \kappa_{j_1+2}(\omega)}{r! j_1! \dots j_2! j_1 (r-j_1+2)! (j_1-j_{l-1}+2)! \dots (j_2-j_1+2)! (j_1+2)!}. \quad (2)$$

Пусть

$$P_r(-\varphi)(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} P_r(i\mathbf{t}) e^{-i(\mathbf{t}, \mathbf{x}) - \frac{1}{2} Q(\mathbf{t})} d\mathbf{t}. \quad (3)$$

Для вычисления интеграла  $P_r(-\varphi)(\mathbf{x})$  можно использовать равенство (2). Именно, в (2) произведения  $\omega_1^{m_1} \omega_2^{m_2} \dots \omega_k^{m_k}$  достаточно заменить на частные производные

$$(-1)^{m_1+m_2+\dots+m_k} \frac{\partial^{m_1+m_2+\dots+m_k} \varphi(\mathbf{x})}{\partial x_1^{m_1} \partial x_2^{m_2} \dots \partial x_k^{m_k}},$$

где  $\varphi(\mathbf{x})$  — плотность  $k$ -мерного нормального закона:

$$\varphi(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} e^{-i(t, \mathbf{x}) - \frac{1}{2} Q(t)} d\mathbf{t}.$$

Положим

$$P_r(-\varphi)(\mathbf{x}) = \int_{\substack{y_1 < x_1 \\ \dots \\ y_k < x_k}} P_r(-\varphi)(\mathbf{y}) d\mathbf{y}. \quad (3')$$

Настоящая работа посвящена изучению остаточного члена в асимптотических разложениях для плотности  $p_{S_n}(\mathbf{x})$ , функции распределения  $F_{S_n}(\mathbf{x})$  и вероятностной функции  $P_{S_n}(A) = P\{S_n \in A\}$  суммы

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n \xi_j$$

независимых одинаково распределенных  $k$ -мерных случайных векторов евклидова пространства  $R_k$ .

Не ограничивая общности предположим, что математические ожидания компонент вектора  $\xi_1$  равны нулю.

В случае, когда случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ) и ограниченную плотность, тогда

$$p_{S_n}(\mathbf{x}) = \sum_{j=0}^{s-3} \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^j P_j(-\varphi)(\mathbf{x}) + R_n(\mathbf{x}).$$

Нас интересует строение остаточного члена  $R_n(\mathbf{x})$ , то есть, как он зависит от  $n$ ,  $k$  и характеристик случайного вектора  $\xi_1$ . При  $k=1$  этот вопрос глубоко изучил В. Статулявичус в [2]. Следует заметить, что Х. Хекендорфом в [3]

показано, что имеет место равенство  $R_n(\mathbf{x}) = o(n^{-\frac{s-3}{2}})$ .

Здесь докажем следующую теорему.

**Теорема 1.** Если случайный вектор  $\xi_1$  с невыраженной ковариационной матрицей  $V$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ) и ограниченную плотность  $p_{\xi_1}(\mathbf{x}) \leq C < \infty$ , то

$$\sup_{\mathbf{x}} |R_n(\mathbf{x})| \leq \frac{2^4 (s-1) \Gamma\left(\frac{s+k}{2}\right)}{\pi^{\frac{k}{2}} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right) \sqrt{\Delta} n^{\frac{s-2}{2}}} \sup_{t \neq 0} \frac{M |t, \xi_1|^{1s}}{[M(t, \xi_1)]^{\frac{s}{2}}} + C n^{\frac{k}{2}} e^{-c(n-2)}.$$

Здесь

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx,$$

а  $C$  из равенства (10).

**Теорема 2.** Если случайный вектор  $\xi_1$  с невырожденной ковариационной матрицей  $V$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ) и его характеристическая функция удовлетворяет условие

$$(C) \overline{\lim}_{|t| \rightarrow \infty} |f_{\xi_1}(t)| < 1,$$

то

$$F_{S_n}(x) = \Phi(x) + \sum_{j=1}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\Phi)(x) + o\left( \frac{1}{n^{\frac{s-2}{2}}} \right). \quad (4)$$

Асимптотические разложения для  $F_{S_n}(x)$  впервые получил Р. Ранга Рао [4] с остаточным членом

$$O\left( \ln \frac{\frac{k-1}{2} n}{n^{\frac{s-2}{2}}} \right).$$

Нам удалось снять логарифмический множитель.

Будем говорить, что вероятностная функция  $P_{\xi_1}(A)$  имеет абсолютно непрерывную компоненту, если в разложении

$$P_{\xi_1}(A) = a \int_A p(x) dx + (1-a)S(A)$$

$a > 0$ . Здесь  $S(A)$  — некоторая вероятностная функция.

**Теорема 3.** Пусть случайный вектор  $\xi_1$  с невырожденной ковариационной матрицей  $V$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ), а его вероятностная функция имеет абсолютно непрерывную компоненту, тогда равномерно по  $A \in \alpha$

$$P_{S_n}(A) = \int_A d\Phi(x) + \sum_{j=1}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A dP_j(-\Phi)(x) + o\left( n^{-\frac{s-2}{2}} \right).$$

В случае  $k < 2s$  теорема 3 была доказана автором в [5]. При  $s=3$  и  $k < 6$  эту теорему также доказали М. Маматов и М. К. Халиков [6].

### § 2. Леммы

**Лемма 1** (см. [1]). Пусть  $h(t)$  — некоторая  $s$ -раз дифференцируемая функция, тогда

$$\begin{aligned} d^s h(t) &= \frac{1}{h(t)} d^s h(t) + \sum_{i=1}^{s-1} \sum_{j_i=i}^{s-1} \sum_{j_{i-1}=i-1}^{j_i-1} \dots \sum_{j_2=2}^{j_1-1} \sum_{j_1=1}^{j_2-1} \times \\ &\times \frac{(-1)^i (s-1)!}{(s-j_i)! (j_i-j_{i-1})! \dots (j_2-j_1)! (j-1)!} \times \\ &\times \frac{d^{s-j_i} h(t) d^{j_i-j_{i-1}} h(t) \dots d^{j_2-j_1} h(t) d^{j_1} h(t)}{[h(t)]^{i+1}}. \end{aligned}$$

Здесь  $d^v h(t)$  — дифференциал  $v$ -того порядка функции  $h(t)$ .

**Лемма 2** (см. [1]). При выполнении условий леммы 1 имеет место равенство

$$\begin{aligned} \frac{1}{h(t)} d^s h(t) &= d^s x(t) + \sum_{i=1}^{s-1} \sum_{j_i=i}^{s-1} \sum_{j_{i-1}=i-1}^{j_i-1} \dots \sum_{j_2=2}^{j_1-1} \sum_{j_1=1}^{j_2-1} \times \\ &\times \frac{(s-1)! d^{s-j_i} x(t) d^{j_i-j_{i-1}} x(t) \dots d^{j_2-j_1} x(t) d^{j_1} x(t)}{j_i j_{i-1} \dots j_2 j_1 (s-j_i-1)! (j_i-j_{i-1}-1)! \dots (j_2-j_1-1)! (j_1-1)!}, \end{aligned}$$

где  $x(t) = \ln h(t)$ .

**Лемма 3** (В. В. Петров [7]). Пусть функция  $y=y(x)$  имеет производную порядка  $v$ , тогда при  $v \leq l$

$$\frac{d^v}{dx^v} y^l = \sum_{r_0=1}^v \sum' a_{l_0} y^{n-r_0} \left(\frac{dy}{dx}\right)^{r_1} \left(\frac{d^v y}{dx^v}\right)^{r_v},$$

где  $\Sigma'$  обозначает суммирование по всем целым неотрицательным решениям системы уравнений

$$r_1 + 2r_2 + \dots + vr_v = v,$$

$$r_1 + r_2 + \dots + r_v = r_0.$$

При этом полагаем  $0^0 = 1$ . Коэффициенты  $a_{l_0}$  при всех  $l$  удовлетворяют неравенство  $|a_{l_0}| \leq v^v l^v$ .

**Лемма 4** (см. [1]). Если случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка, то

$$|x_s(\omega)| \leq (s-1)! \beta_s(\omega).$$

**Лемма 5** (см. [1]). При  $r \leq s-2$  имеем

$$|P_r(\omega)| \leq 2^r \left[ \frac{\beta_s(\omega)}{Q(\omega)} \right]^{r-2} \sum_{v=1}^r \frac{|Q(\omega)|^v}{4^{v|v|}}. \quad (6)$$

**Лемма 6** (см. [1]). Если случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты третьего порядка, то

$$\left| f_{\xi_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right| \leq e^{-\frac{1}{3n} Q(t)}$$

при  $\frac{\beta_3(t)}{Q(t)} \leq \frac{\sqrt{n}}{4}$ .

**Лемма 7** (см. [1]). Пусть случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ), тогда

$$\left| f_{\xi_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{1}{2} Q(t)} \left( 1 + \sum_{v=1}^{s-3} p_v(it) \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^v \right) \right| \leq \left( \frac{2}{0.99} \right)^{s-1} \frac{\beta_s(t)}{n^{\frac{s-2}{2}}} e^{-\frac{1}{4} Q(t)}$$

при  $\left[ \frac{\beta_s(t)}{Q(t)} \right]^{\frac{1}{s-2}} \leq \frac{\sqrt{n}}{8}$ .

**Лемма 8** (см. [1]). Если случайный вектор  $\xi_1$  с невыраженной ковариационной матрицей  $V$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка ( $s \geq 3$ ), то

$$\left| \frac{\partial^r}{\partial t^r} \left[ f_{\xi_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{1}{2} Q(t)} \left( 1 + \sum_{v=1}^{s-3} P_v(it) \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^v \right) \right] \right| \leq \leq \frac{C_{sk} \beta_s(|t|^{s-r} + |t|^s (s+3))}{n^{\frac{s-2}{2}}} e^{-\frac{1}{4} Q(t)}$$

для  $r \leq s$ ,  $m=1, 2, \dots, k$  и  $|t| \leq \frac{\lambda \sqrt{n}}{16ek^k} \beta_s^{-\frac{1}{s-2}}$  Здесь  $C_{sk} = (2s+r+6)(r+1)! k^{s+1} s^{2s} 2^{2sr}$ ,  $\lambda = \min \{ \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k \}$ ,  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$  — характеристические числа матрицы  $V$

**Лемма 9** (*Г Бергстром [8]*). Положим  $\Phi(\mathbf{x})$  — функция распределения  $k$ -мерного нормального случайного вектора с нулевыми математическими ожиданиями и невырожденной ковариационной матрицей  $\|\mu_{ij}\|$ ,  $F(\mathbf{x})$  — некоторая функция распределения, а  $G(\mathbf{x})$  функция удовлетворяющая условиям:

$$1) F(-\infty, \dots, -\infty) = G(-\infty, \dots, -\infty) \quad F(+\infty, \dots, +\infty) = G(+\infty, \dots, +\infty);$$

2) дифференцируемая в каждой точке и

$$\left| \frac{\partial G(\mathbf{x})}{\partial x_i} \right| \leq \frac{C}{\sqrt{\mu_{ii}}}.$$

Если для всех  $\mathbf{x} \in R_k$

$$\left| [F(\mathbf{x}) - G(\mathbf{x})] * \Phi\left(\frac{\mathbf{x}}{\varepsilon}\right) \right| \leq M(\varepsilon),$$

то

$$|F(\mathbf{x}) - G(\mathbf{x})| \leq \tau(k) M(\varepsilon) + 2\varepsilon k^{\frac{1}{2}} C \alpha(k).$$

Здесь \* — знак композиции, а  $\alpha(k)$  и  $\tau(k)$  удовлетворяют равенство

$$\frac{3}{2} \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\alpha(k)}^{\alpha(k)} e^{-\frac{u^2}{2}} du \right]^k = 1 + \frac{1}{\tau(k)}.$$

**Лемма 10** (*С. Н. Бернштейн [9], стр. 71*). Если  $p > 0$ ,  $q > 0$  и  $p + q = 1$ , то для каждого  $x \leq \frac{1}{2} \sqrt{npq}$

$$\sum_{(m-np) \geq 2x\sqrt{npq}} \binom{n}{m} p^m q^{n-m} < 2e^{-x^2}.$$

### § 3. Доказательство теоремы 1

Положим  $D = \left\{ t : \left[ \frac{\beta_s(t)}{\Omega(t)} \right]^{s-2} \leq \frac{\sqrt{n}}{8} \right\}$ . Поскольку

$$p S_n(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} e^{-t(\mathbf{t}, \mathbf{x})} f_{\xi_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) dt$$

и

$$\sum_{j=0}^{s-3} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\varphi)(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} e^{-t(\mathbf{t}, \mathbf{x}) - \frac{1}{2} \Omega(t)} \sum_{j=1}^{s-3} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(it) dt,$$

то

$$R_n(\mathbf{x}) = I_1 + I_2 + I_3. \tag{7}$$

Здесь

$$I_1 = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_D e^{-t(\mathbf{t}, \mathbf{x})} \left[ f_{\xi_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{1}{2} \Omega(t)} \sum_{j=1}^{s-3} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(it) \right] dt,$$

$$I_2 = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D} e^{-t(\mathbf{t}, \mathbf{x}) - \frac{1}{2} \Omega(t)} \sum_{j=0}^{s-3} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(it) dt$$

и

$$I_3 = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D} e^{-i(t, x)} f_{\xi_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) dt.$$

Оценим интегралы  $I_1$ ,  $I_2$  и  $I_3$ . В силу леммы 7

$$\begin{aligned} |I_1| &\leq \frac{2^{s-1}}{0.99^{s-1} (2\pi)^k n^{\frac{s-2}{2}}} \int_{R_k} \beta_s(t) e^{-\frac{1}{4} Q(t)} dt \leq \\ &\leq \frac{2^{s-1}}{(2\pi)^k 0.99^{s-1} n^{\frac{s-2}{2}}} \sup_{t \neq 0} \frac{\beta_s(t)}{[Q(t)]^{\frac{s}{2}}} \int_{R_k} Q^{\frac{s}{2}}(t) e^{-\frac{1}{4} Q(t)} dt, \end{aligned}$$

где

$$\int_{R_k} Q^{\frac{s}{2}}(t) e^{-\frac{1}{4} Q(t)} dt = \frac{2^{s+k} \pi^{\frac{k}{2}} \Gamma\left(\frac{s+k}{2}\right)}{\sqrt{\Delta} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)}.$$

Поэтому

$$|I_1| \leq \frac{2^{2s-1} \Gamma\left(\frac{s+k}{2}\right)}{0.99^{s-1} \pi^{\frac{k}{2}} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right) \sqrt{\Delta} n^{\frac{s-2}{2}}} \sup_{t \neq 0} \frac{\beta_s(t)}{[Q(t)]^{\frac{s}{2}}}. \quad (8)$$

С помощью неравенства (6) получаем

$$\begin{aligned} |I_2| &\leq \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D} e^{-\frac{1}{2} Q(t)} \sum_{j=0}^{s-3} \left( \frac{2}{\sqrt{n}} \right)^j \left( \frac{\beta_s(t)}{Q(t)} \right)^{\frac{j}{s-2}} \sum_{v=1}^r \frac{[Q(t)]^v}{4^v v!} dt \leq \\ &\leq \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \sum_{j=0}^{s-3} \left( \frac{2}{\sqrt{n}} \right)^j \left( \frac{\beta_s(t)}{Q(t)} \right)^{\frac{j}{s-2}} e^{-\frac{1}{4} Q(t)} dt \leq \\ &\leq \frac{8^{s-2}}{(2\pi)^k n^{\frac{s-2}{2}}} \sup_{t \neq 0} \frac{\beta_s(t)}{[Q(t)]^{\frac{s}{2}}} \sum_{j=0}^{s-3} \left( \frac{1}{4} \right)^j \int_{R_k} Q^{\frac{s-2}{2}}(t) e^{-\frac{1}{4} Q(t)} dt \leq \\ &\leq \frac{2^{s(s-1)} \Gamma\left(\frac{s+k}{2}\right)}{(s+k-2) \pi^{\frac{k}{2}} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right) \sqrt{\Delta} n^{\frac{s-2}{2}}} \sup_{t \neq 0} \frac{\beta_s(t)}{[Q(t)]^{\frac{s}{2}}}. \quad (9) \end{aligned}$$

Нетрудно показать, что

$$\frac{\beta_s(t)}{Q(t)} \leq \frac{k^{k-1} M |\xi_1|^k |t|^{s-2}}{\Delta}.$$

Так как функция распределения случайного вектора  $\xi_1$  имеет плотность, то существует положительная постоянная  $c$  такая, что

$$\begin{aligned} \sup_{t \in \left\{ t : \left[ \frac{\beta_s(t)}{Q(t)} \right]^{\frac{1}{s-2}} > \frac{1}{8} \right\}} |f_{\xi_1}(t)| &= e^{-c} \quad (10) \end{aligned}$$

По многомерному равенству Парсеваля [10], стр. 67, имеем

$$\frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} |f_{\xi_1}(t)|^2 dt = \int_{R_k} p_{\xi_1}^2(x) dx.$$

Из двух последних соотношений немедленно вытекает, что

$$\begin{aligned}
 |I_3| &\leq \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D} \left| f_{\xi_1}^n \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) \right| d\mathbf{t} \leq \\
 &\leq n^{\frac{k}{2}} e^{-c(n-2)} \int_{R_k} p_{\xi_1}^2(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \leq Cn^{\frac{k}{2}} e^{-c(n-2)}.
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

Соотношения (7–9) и (11) вместе дают утверждение теоремы 1.

#### § 4. Доказательство теоремы 2 и 3

Сперва докажем теоремы 2 и 3 для функции распределения  $F_{Z_n}(\mathbf{x})$  и вероятностной функции  $P_{Z_n}(A)$  суммы

$$Z_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n (\eta_j - M\eta_j)$$

независимых одинаково распределенных случайных векторов  $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_n$ :

$$\eta_j = (\eta_{1j}, \eta_{2j}, \dots, \eta_{kj}), \quad \eta_{kj} = \begin{cases} \xi_j, & \text{если } |\xi_j| \leq \sqrt{n}, \\ 0, & \text{если } |\xi_j| > \sqrt{n}; \end{cases}$$

$$M\eta_j = (M\eta_{1j}, M\eta_{2j}, \dots, M\eta_{kj}).$$

Обозначим:  $f_{\eta_1}(\mathbf{t})$  и  $F_{\eta_1}(\mathbf{x})$  – характеристическая функция и функция распределения случайного вектора  $\eta_1$  с ковариационной матрицей  $\bar{V}$ ;  $\bar{\Delta}$  – определитель матрицы  $\bar{V}$ ;  $\bar{Q}(\mathbf{t})$  – квадратическая форма соответствующая  $\bar{V}$ ;  $\bar{\alpha}_r(\mathbf{t})$ ,  $\bar{\beta}_r(\mathbf{t})$  и  $\bar{\kappa}_r(\mathbf{t})$  – момент, абсолютный момент и семинвариант случайной величины  $(\mathbf{t}, \eta_1 - M\eta_1)$ ;  $\bar{\beta}_j^{(r)} = M |\eta_{1i} - M\eta_{1i}|^r$ ,  $\sigma_j^2 = M (\eta_{1i} - M\eta_{1i})^2$  и  $\bar{\beta}_r = \sum_{j=1}^k \bar{\beta}_j^{(r)}$ .

Поскольку случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты  $s$ -того порядка, то при  $s \geq v = v_1 + v_2 + \dots + v_k$ ,  $v_1, v_2, \dots, v_k = 0, 1, \dots, v$  имеем

$$M\eta_{1j}^{v_1} \eta_{2j}^{v_2} \dots \eta_{kj}^{v_k} = M \xi_{1j}^{v_1} \xi_{2j}^{v_2} \dots \xi_{kj}^{v_k} + o(n^{-\frac{s-v}{2}}). \tag{12}$$

Действительно,

$$\begin{aligned}
 |M\eta_{1j}^{v_1} \eta_{2j}^{v_2} \dots \eta_{kj}^{v_k} - M \xi_{1j}^{v_1} \xi_{2j}^{v_2} \dots \xi_{kj}^{v_k}| &= \left| \int_{|\mathbf{x}| > \sqrt{n}} x_1^{v_1} x_2^{v_2} \dots x_k^{v_k} dF_{\xi_1}(\mathbf{x}) \right| \leq \\
 &\leq \prod_{j=1}^k \left\{ \int_{|x_j| > \sqrt{n}} |x_j|^{v_j} dF_{\xi_1}(\mathbf{x}) \right\}^{\frac{v_j}{v}} \leq n^{-\frac{s-v}{2}} \prod_{j=1}^k \left\{ \int_{|x_j| > \sqrt{n}} |x_j|^{v_j} dF_{\xi_1}(\mathbf{x}) \right\}^{\frac{v_j}{v}} = \\
 &= o(n^{-\frac{s-v}{2}}).
 \end{aligned}$$

Кроме того, при

$$M\eta_{1j}^{v_1} \eta_{2j}^{v_2} \dots \eta_{kj}^{v_k} = o(n^{-\frac{v-s}{2}}). \tag{13}$$

Очевидно

$$\begin{aligned}
 & |M\eta_{ij}^{\nu_1}\eta_{kj}^{\nu_2}| \leq \frac{1}{3} \int_{\sqrt{n} \leq |x| \leq \sqrt{n}} |x_1|^{\nu_1} |x_2|^{\nu_2} \dots |x_k|^{\nu_k} dF_{\eta_1}(\mathbf{x}) + \\
 & + \int_{|x| \leq \sqrt{n}} |x_1|^{\nu_1} |x_2|^{\nu_2} \dots |x_k|^{\nu_k} dF_{\eta_1}(\mathbf{x}) \leq \\
 & \leq n^{\frac{\nu-s}{3}} \int_{|x| \geq \sqrt{n}} |x_1|^{\nu_1} |x_2|^{\nu_2} \dots |x_k|^{\nu_k} dF_{\eta_1}(\mathbf{x}) + \\
 & + n^{\frac{\nu-s}{3}} \int_{R_k} |x_1|^{m_1} |x_2|^{m_2} \dots |x_k|^{m_k} dF_{\xi_1}(\mathbf{x}) = o\left(n^{\frac{\nu-s}{2}}\right).
 \end{aligned}$$

Здесь  $m_1 + m_2 + \dots + m_k = s$ ,  $m_1, m_2, \dots, m_k = 0, 1, \dots, s$ .

С помощью соотношения (12) нетрудно показать, что существует число  $n_0$  такое, что для всех  $n > n_0$  ковариационная матрица  $\bar{V}$  будет невырождена.

Через  $\bar{P}_r(\omega)$ ,  $P_r(-\bar{\varphi})(\mathbf{x})$  и  $P_r(-\bar{\Phi})(\mathbf{x})$  обозначим многочлены, коэффициенты которых содержат семинварианты случайного вектора  $\eta_1 - M\eta_1$ . Они определены равенствами (1), (3) и (3').

$\bar{\Phi}(\mathbf{x})$  — функция распределения нормального закона, имеющего те же первые и вторые моменты, что и функция распределения случайного вектора  $\eta_1 - M\eta_1$ .

**Теорема 2'.** При выполнении условий теоремы 2 имеем

$$F_{Z_n}(\mathbf{x}) = \bar{\Phi}(\mathbf{x}) + \sum_{j=1}^{s-2} \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^j P_j(-\bar{\Phi})(\mathbf{x}) + o\left(n^{-\frac{s-2}{2}}\right). \quad (14)$$

Доказательство теоремы 2'. Соотношение (14) достаточно доказать для всех  $n > n_0$ ,  $n_0$ , вообще, зависит от распределения случайного вектора  $\xi_1$ .  $\varepsilon = \delta(n) n^{-\frac{s-2}{2}}$ , где  $\delta(n) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Через  $p_n(\mathbf{x})$  обозначим плотность абсолютно непрерывной функции распределения  $F_{Z_n}(\mathbf{x}) * \bar{\Phi}\left(\frac{\mathbf{x}}{\varepsilon}\right)$ , а  $g_n(\mathbf{x})$  — плотность функции

$$\left[\bar{\Phi}(\mathbf{x}) + \sum_{j=1}^{s-1} \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^j P_j(-\bar{\Phi})(\mathbf{x})\right] * \bar{\Phi}\left(\frac{\mathbf{x}}{\varepsilon}\right).$$

Для всех  $\mathbf{x} \in R_k$

$$\begin{aligned}
 & \left| \left[ F_{Z_n}(\mathbf{x}) - \bar{\Phi}(\mathbf{x}) - \sum_{j=1}^{s-1} \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^j P_j(-\bar{\Phi})(\mathbf{x}) \right] * \bar{\Phi}\left(\frac{\mathbf{x}}{\varepsilon}\right) \right| \leq \\
 & \int_{R_k} |p_n(\mathbf{y}) - g_n(\mathbf{y})| d\mathbf{y}.
 \end{aligned} \quad (15)$$

Переходим к оценке интеграла

$$\int_{R_k} |p_n(\mathbf{y}) - g_n(\mathbf{y})| d\mathbf{y}.$$



По обобщенному неравенству Гельдера [11], стр. 196, он не больше произведе-

дения

$$\prod_{m=1}^k \left\{ \int_{R_k} (1 + |y_m|^{2(k+s)}) |p_n(\mathbf{y}) - g_n(\mathbf{y})|^2 d\mathbf{y} \right\}^{\frac{1}{2k}} \times$$

$$\times \left\{ \int_{R_k} \prod_{l=1}^k (1 + |y_l|^{2(k+s)})^{-\frac{1}{k}} d\mathbf{y} \right\}^{\frac{1}{2}}. \tag{16}$$

Положим

$$I = \int_{R_k} |p_n(\mathbf{y}) - g_n(\mathbf{y})|^2 d\mathbf{y}$$

$$I_m = \int_{R_k} |y_m|^{2(k+s)} |p_n(\mathbf{y}) - g_n(\mathbf{y})|^2 d\mathbf{y}, \quad m = 1, 2, \dots, k,$$

Так как

$$p_n(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} e^{-i(\mathbf{t}, \mathbf{y}) - i(\mathbf{t}, \sqrt{n} M \eta_n) - \frac{\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(\mathbf{t})} f_{\eta_n} \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) d\mathbf{t}$$

$$g_n(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i\mathbf{t}) \right) \exp \left\{ -i(\mathbf{t}, \mathbf{y}) - \frac{1+\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(\mathbf{t}) \right\} d\mathbf{t}$$

то по многомерному равенству Парсеваля

$$I = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| e^{-i(\mathbf{t}, \sqrt{n} M \eta_n)} f_{\eta_n} \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{\bar{Q}(\mathbf{t})}{2}} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \bar{P}_j(i\mathbf{t}) \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \right) \right|^2 e^{-\varepsilon^2 \bar{Q}(\mathbf{t})} d\mathbf{t}$$

$$I_m = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| \frac{\partial^{k+s}}{\partial t_m^{k+s}} \left[ e^{-i(\mathbf{t}, \sqrt{n} M \eta_n)} f_{\eta_n} \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{\bar{Q}(\mathbf{t})}{2}} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i\mathbf{t}) \right) \right] \right|^2 e^{-\varepsilon^2 \bar{Q}(\mathbf{t})} d\mathbf{t}$$

для  $m = 1, 2, \dots, k$ .

Оценка  $I$ . Пусть  $D_0 = \left\{ \mathbf{t} : \left[ \frac{\bar{\beta}_{s+1}(\mathbf{t})}{\bar{Q}(\mathbf{t})} \right]^{s-1} \leq \frac{\sqrt{n}}{8} \right\}$ . Интеграл  $I$  не превосходит суммы интегралов

$$Y_1 + Y_2 + Y_3 = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{D_0} \left| e^{-i(\mathbf{t}, \sqrt{n} M \eta_n)} f_{\eta_n} \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) - e^{-\frac{\bar{Q}(\mathbf{t})}{2}} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i\mathbf{t}) \right) \right|^2 e^{-\varepsilon^2 \bar{Q}(\mathbf{t})} d\mathbf{t} + \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D_0} \left| 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i\mathbf{t}) e^{-(1+\varepsilon^2) \bar{Q}(\mathbf{t})} \right| d\mathbf{t} + \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D_0} \left| f_{\eta_n} \left( \frac{\mathbf{t}}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2n} e^{-\varepsilon^2 \bar{Q}(\mathbf{t})} d\mathbf{t}. \tag{17}$$

В силу леммы 7 и соотношения (13)

$$Y_1 \leq \frac{2^{2s} [M |\eta_1 - M\eta_1|^{s+1}]^s}{0.99^{2s} (2\pi)^k n^{s-1}} \int_{D_0} |t|^{2(s+1)} e^{-\bar{Q}(t)} dt = o(n^{-s+2}). \quad (18)$$

При оценке  $Y_2$  надо заметить (см. лемму 5), что

$$\left| 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(t) \right| \leq 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{2}{\sqrt{n}} \right)^j \left( \frac{\bar{\beta}_{s+1}(t)}{\bar{Q}(t)} \right)^{\frac{j}{s-1}} \sum_{v=1}^j \frac{[\bar{Q}(t)]^v}{14^v v!} \leq$$

$$\leq 1 + \frac{8^s \bar{\beta}_{s+1}(t) e^{-\frac{\bar{Q}(t)}{4}}}{n^{\frac{s-1}{2}}}$$

в случае  $\left[ \frac{\bar{\beta}_{s+1}(t)}{\bar{Q}(t)} \right]^{\frac{1}{s-1}} > \frac{\sqrt{n}}{8}$ . После несложных вычислений получаем

$$Y_2 = o(n^{-s+2}). \quad (19)$$

Теперь оценим интеграл  $Y_3$ . Пусть  $D_1 = \left\{ t : \frac{\bar{\beta}_s(t)}{\bar{Q}(t)} \leq \frac{\sqrt{n}}{4} \right\}$ . Так как случайный вектор  $\xi_1$  имеет конечные моменты порядка  $s \geq 3$ , то существует постоянная  $C_1 > 0$ , такая, что  $\{t : |t| \leq C_1 \sqrt{n}\} \subset D_1$ . Очевидно

$$Y_3 \leq \int_{D_1/D_0} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2n} e^{-e^s \bar{Q}(t)} dt + \int_{R_k/D_1} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2n} e^{-e^s \bar{Q}(t)} dt =$$

$$= \int_{|t| > C_1 \sqrt{n}} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2n} e^{-e^s \bar{Q}(t)} dt + o(n^{-s+2}). \quad (20)$$

Далее, по определению  $\eta_1$ , имеем

$$f_{\eta_1}(t) = \int_{|x| \leq \sqrt{n}} e^{i(t, x)} dF_{\xi_1}(x) + P\{|\xi_1| > \sqrt{n}\} =$$

$$= f_{\xi_1}(t) + P\{|\xi_1| > \sqrt{n}\} - \int_{|x| > \sqrt{n}} e^{i(t, x)} dF_{\xi_1}(x).$$

При выполнении условий (С) существует константа  $C_1 > 0$ , такая, что

$$|f_{\xi_1}(t)| \leq e^{-c}$$

для всех  $|t| \geq C_1 > 0$ . Следовательно, если  $|t| \geq C_1$ , то

$$|f_{\eta_1}(t)| \geq e^{-c} + \frac{2M|\xi_1|^s}{n}.$$

Теперь немедленно получаем

$$\int_{|t| > C_1 \sqrt{n}} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2n} e^{-e^s \bar{Q}(t)} dt \leq n^{\frac{s}{2}} \int_{C_1 \leq |t| \leq n^s} \left( 1 + \right.$$

$$\left. + \frac{2e^c M |\xi_1|^s}{n} \right)^{2n} e^{-2cn} dt + n^{\frac{s}{2}} \int_{|t| > n^s} e^{-\frac{\delta^s(n) \bar{Q}(t)}{n^{s-3}}} dt = o(n^{-s+2}). \quad (21)$$

Из (17–21) следует

$$I = o(n^{-s+2}). \quad (22)$$

Обратимся к интегралу  $I_m$ . Имеем

$$Y_m \leq Y_{1m} + Y_{2m} + Y_{3m} + Y_{4m}, \tag{23}$$

где

$$\begin{aligned} Y_{1m} &= \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{D_m} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left\{ \left[ e^{-i(t, \sqrt{n} M \eta_1)} f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) - \right. \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \left. - e^{-\frac{\bar{Q}(t)}{2}} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s+k-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i t) \right) \right] e^{-\frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \right\} \right|^2 dt, \\ Y_{2m} &= \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left[ e^{-\frac{1+\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \sum_{j=s}^{s+k-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i t) \right] \right|^2 dt, \\ Y_{3m} &= \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D_m} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left[ e^{-\frac{1+\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \left( 1 + \sum_{j=1}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(i t) \right) \right] \right|^2 dt, \\ Y_{4m} &= \frac{2}{(2\pi)^k} \int_{R_k \setminus D_m} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left[ f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \exp \left\{ -i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \right. \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \left. - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t) \right\} \right] \right|^2 dt \end{aligned}$$

$$\text{и } D_m = \left\{ t : |t| \leq \frac{\Delta \sqrt{n}}{16 \epsilon k^k} \bar{\beta}_{s+k}^{-\frac{1}{s+k-2}} \right\}.$$

С помощью лемм 1, 2, 5 и 8, а также соотношений (12) и (13), после очевидных вычислений получаем

$$Y_{1m} = Y_{2m} = Y_{3m} = o(n^{-s+2}). \tag{24}$$

Менее наглядна оценка интеграла  $Y_{4m}$ . Имеем

$$\begin{aligned} &\frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left[ f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \exp \left\{ -i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t) \right\} \right] = \\ &= \sum_{r=0}^{s+k} \binom{s+k}{r} \frac{\partial^r f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right)}{\partial t^r} \frac{\partial^{s+k-r} e^{-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)}}{\partial t^{s+k-r}}. \end{aligned} \tag{25}$$

В силу леммы 2

$$\begin{aligned} &\frac{\partial^{s+k-r} e^{-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)}}{\partial t^{s+k-r}} = e^{-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \times \\ &\times \left\{ \frac{\partial^{s+k-r}}{\partial t^{s+k-r}} \left[ -i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t) \right] + \sum_{l=1}^{s+k-r-1} \sum_{j_l=1}^{s+k-r-1} \sum_{j_{l-1}=1}^{j_l-1} \right. \\ &\dots \sum_{j_s=2}^{j_{s-1}} \sum_{j_1=1}^{j_s-1} \frac{(s+k-r-1)!}{j_1 j_{l-1} \dots j_s j_1 (s+k-r-j_l-1)! (j_l-j_{l-1}-1)! \dots (j_s-j_1-1)! (j_1-1)!} \times \\ &\times \frac{\partial^{s+k-r-j_l} [-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)]}{\partial t^{s+k-r-j_l}} \cdot \frac{\partial^{j_l-j_{l-1}} [-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)]}{\partial t^{j_l-j_{l-1}}} \dots \\ &\dots \frac{\partial^{j_s-j_1} [-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)]}{\partial t^{j_s-j_1}} \cdot \frac{\partial^{j_1} [-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\epsilon^2}{2} \bar{Q}(t)]}{\partial t^{j_1}} \end{aligned}$$

Отсюда заключаем, что

$$\left| \frac{\partial^{s+k-r} e^{-i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(t)}}{\partial t^{s+k-r}} \right| \leq C_2 e^{-\frac{\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \sum_{j=0}^{s+k-r-1} |t|^j. \quad (26)$$

Используя соотношения (12–13) и утверждение леммы 3 для характеристической функции  $f_{\eta_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right)$  получаем

$$\begin{aligned} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} f_{\eta_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right| &\leq \sum_{r_0=1}^{s+k} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right)^{n-r_0} \frac{C_3 n^{s+k}}{n^{\frac{r_0}{2}}} n^{-\frac{sr_0-s-k}{2}} \right| \leq \\ &\leq \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{n-(s+k)} C_4 n^{s+2k}. \end{aligned} \quad (27)$$

Из (25–27) следует

$$\begin{aligned} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \left[ f_{\eta_1}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \exp \left\{ -i(t, \sqrt{n} M \eta_1) - \frac{\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(t) \right\} \right] \right| &\leq \\ &\leq C_3 n^{s+2k} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{n-(s+k)} \sum_{j=0}^{s+k-1} |t|^j e^{-\frac{\varepsilon^2}{2} \bar{Q}(t)} \end{aligned}$$

Аналогично полученной оценке интеграла  $Y_3$ ,

$$Y_{4m} \leq C_4 n^{2s+4k} \sum_{j=0}^{s+k-1} \int_{R_k \setminus D_m} |t|^{2j} \left| f_{\eta_1} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{2(n-(s+k))} e^{-\varepsilon^2 \bar{Q}(t)} dt = o(n^{-s+2}).$$

Отсюда и (23–24) вытекает

$$I_m = o(n^{-s+2}). \quad (28)$$

Пользуясь равенствами (12–13) нетрудно показать, что для всех  $x \in R_k$  имеет место равенство

$$\left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^{s-1} P_{s-1}(-\bar{\Phi})(x) * \bar{\Phi} \left( \frac{x}{\varepsilon} \right) = o(n^{-\frac{s-2}{2}}). \quad (29)$$

В силу (15), (16), (22), (28) и (29)

$$\left[ F_{Z_n}(x) - \bar{\Phi}(x) - \sum_{j=1}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\bar{\Phi})(x) \right] * \bar{\Phi} \left( \frac{x}{\varepsilon} \right) = o(n^{-\frac{s-2}{2}}). \quad (30)$$

Утверждение теоремы 2' немедленно вытекает из леммы 9 и соотношений (12) и (30).

**Теорема 3'.** При выполнении условий теоремы 3 равномерно по  $A \in o$

$$P_{Z_n}(A) = \int_A d\bar{\Phi}(x) + \sum_{j=1}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A dP_j(-\bar{\Phi})(x) + o(n^{-\frac{s-2}{2}}).$$

Доказательство теоремы 3'. Так как случайный вектор  $\xi_1$  имеет абсолютно непрерывную компоненту (см. равенство (5)), то его вероятностную функцию можем представить в виде

$$P_{\xi_1}(A) = pH_1(A) + qH_2(A), \quad (31)$$

где

$$p = \int_{R_k} \bar{p}(x) dx, \quad H_1(A) = \frac{1}{p} \int_A p(x) dx,$$

$$\bar{p}(x) = \begin{cases} p(x), & \text{если } x \in B = \{x : c \leq p(x) \leq C\}, \\ 0, & \text{если } x \in B^c \end{cases}$$

$q = 1 - p$  и  $H_2(A)$  – вероятностная функция.  $c$  и  $C$  выбраны так, чтобы лебеговская мера множества  $B$  была положительной и  $0 < p < 1$ .

Для „усеченных“ случайных векторов справедлива

**Лемма 11.** При  $n > \frac{2M|\xi_1|^2}{p}$

$$P_{\eta_n}(A) = p_n Q_1(A) + (1 - p_n) Q_2(A).$$

Здесь  $Q_1(A)$  и  $Q_2(A)$  – вероятностные функции,

$$p_n = \int_{R_k} p_n(x) dx \geq \frac{p}{2}, \quad Q_1(A) = \frac{1}{p_n} \int_A p_n(x) dx,$$

$$p_n(x) = \begin{cases} \bar{p}(x), & \text{если } |x| \leq \sqrt{n}, \\ 0, & \text{если } |x| > \sqrt{n}, \end{cases}$$

причем характеристическая функция

$$q_1(t) = \int_{R_k} e^{i(t, x)} dQ_1,$$

интегрируемая в квадрате

$$\int_{R_k} |q_1(t)|^2 dt \leq \frac{2C(2\pi)^k}{p} < \infty \quad (32)$$

и для всех  $t$

$$|q_1(t)| \leq \frac{p}{p_n} \left( \frac{M|\xi_1|^2}{n} + |h_1(t)| \right), \quad (33)$$

где  $h_1(t)$  – характеристическая функция, соответствующая вероятностной функции  $H_1(A)$ .

Доказательство леммы 11. По определению  $\eta_1$  и  $p_n(x)$ , а также (31), имеем

$$P_{\eta_n}(A) = \int_A p_n(x) dx + (1 - p_n) Q_2(A).$$

Далее при  $n > \frac{2M|\xi_1|^2}{p}$

$$p_n = \int_{R_k} p_n(x) dx = \int_{R_k} \bar{p}(x) dx - \int_{|x| > \sqrt{n}} \bar{p}(x) dx \geq p - \int_{|x| > \sqrt{n}} dP_{\xi_1} \geq p - \frac{M|\xi_1|^2}{n} > \frac{p}{2}. \quad (34)$$

В силу равенства Парсеваля интеграл

$$\int_{R_k} |q_1(t)|^2 dt = (2\pi)^k \int_{R_k} \left( \frac{p_n(x)}{p_n} \right)^2 dx$$

кончен и не больше  $\frac{2C(2\pi)^k}{p}$ .

Име ем

$$q_1(t) = \frac{1}{p_n} \int_{|x| \leq \sqrt{n}} e^{t(x)} \bar{p}(x) dx = \frac{1}{p_n} \int_{R_k} e^{t(x)} \bar{p}(x) dx - \\ - \frac{1}{p_n} \int_{|x| > \sqrt{n}} e^{t(x)} \bar{p}(x) dx = \frac{p}{p_n} h_1(t) - \frac{1}{p_n} \int_{|x| > \sqrt{n}} e^{t(x)} \bar{p}(x) dx.$$

Отсюда немедленно получаем неравенство (33). Лемма 11 доказана.

По скольку

$$P_{z_n}(A) = \sum_{j=1}^n \binom{n}{j} p_j^j q_n^{n-j} [Q_1(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*j} * [Q_2(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*(n-j)},$$

где  $q_n = 1 - p_n$ , множество  $A\sqrt{n} + M\eta_{11} = \{x\sqrt{n} + M\eta_{11} : x \in A\}$ , символ  $[\dots]^*$  обозначает  $l$ -кратную свертку указанных в скобках функций,  $[Q_1(A)]^{*n} = [Q_1(A)]^n * [Q_2(A)]^{*0}$  и  $[Q_2(A)]^{*n} = [Q_1(A)]^{*0} * [Q_2(A)]^n$ , то

$$\sup_{A \in \mathcal{D}} \left| P_{z_n}(A) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A dP_j(-\bar{\Phi})(x) \right| \leq \\ \leq \sup_{A \in \mathcal{D}} \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} [Q_1(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*j} * [Q_2(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*(n-j)} - \right. \\ \left. - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A dP_j(-\bar{\Phi})(x) \right| + \sum'' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j}$$

$$\text{Здесь } \sum' = \sum_{|j - np_n| < \sqrt{n} \ln n} \text{ и } \sum'' = \sum_{|j - np_n| \geq \sqrt{n} \ln n}$$

Для больших  $n$   $\frac{p}{2} < p_n \leq p$ , следовательно, по лемме 10

$$\sum'' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} = o(n^{-\frac{s-2}{2}}).$$

При  $j \geq 1$  вероятностная функция  $[Q_1(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*j} * [Q_2(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*(n-j)}$  абсолютно непрерывна с плотностью  $g_j(x)$ .

Нетрудно заметить, что

$$\sup_{A \in \mathcal{D}} \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} [Q_1(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*j} * [Q_2(A\sqrt{n} + M\eta_{11})]^{*(n-j)} - \right. \\ \left. - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A dP_j(-\bar{\Phi})(x) \right| \leq 2 \int_{R_k} \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} g_j(x) - \right. \\ \left. - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\bar{\Phi})(x) \right| dx = I. \quad (35)$$

Далее, при помощи обобщенного неравенства Гельдера получаем

$$I \leq \prod_{l=1}^k \left\{ \int_{R_k} (1 + |x_l|^{2(k+l)}) \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} g_j(x) - \right. \right. \\ \left. \left. - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\bar{\Phi})(x) \right|^2 dx \right\}^{\frac{1}{2k}} \left\{ \int_{R_k} \prod_{l=1}^k (1 + |x_l|^{2(k+l)})^{-\frac{1}{k}} dx \right\}^{\frac{1}{2}}. \quad (36)$$

Положим

$$Y = \int_{R_k} \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} g_j(x) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\varphi)(x) \right|^2 dx,$$

$$Y' = \int_{R_k} |x_i|^{2(s+k)} \left| \sum' \binom{n}{j} p_n^j g_n^{n-j} q_j(x) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j P_j(-\bar{\varphi})(x) \right|^2 dx.$$

Пользуясь равенством Парсеваля можем записать

$$Y = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| v_n(t) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right|^2 dt$$

и

$$Y' = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t_i^{s+k}} \left[ v_n(t) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right] \right|^2 dt.$$

Здесь

$$v_n(t) = \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} q_1^j \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) q_2^{n-j} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) e^{-i(t, nM\eta)},$$

$q_1(t)$  и  $q_2(t)$  – характеристические функции  $Q_1(A)$  и  $Q_2(A)$ .

Очевидно

$$\begin{aligned} & \int_{R_k} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} \left[ v_n(t) - \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right] \right|^2 dt \leq \\ & \leq Y_1 + Y_2 + Y_3 + Y_4 + Y_5 + Y_6, \end{aligned}$$

где  $m=0$  или  $s+k$ ,

$$Y_1 = \int_{D_m} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} \left[ f_{Z_n}(t) - \sum_{j=0}^{s+k} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right] \right|^2 dt,$$

$$Y_2 = \int_{D_1 \setminus D_m} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} f_{Z_n}(t) \right|^2 dt,$$

$$Y_3 = \int_{D_k \setminus D_1} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} v_n(t) \right|^2 dt,$$

$$Y_4 = \int_{D_m} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} \sum' \binom{n}{j} p_n^j q_n^{n-j} q_1^j \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) q_2^{n-j} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) e^{-i(t, \sqrt{n}M\eta)} \right|^2 dt,$$

$$Y_5 = \int_{R_k \setminus D_m} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} \sum_{j=0}^{s-1} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right|^2 dt,$$

$$Y_6 = \int_{D_m} \left| \frac{\partial^m}{\partial t_i^m} \sum_{j=s}^{s+k} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}(t)} \right|^2 dt,$$

$$D_1 = \left\{ t: \frac{\bar{\beta}_2(t)}{\bar{Q}(t)} \leq \frac{\sqrt{n}}{4} \right\} \text{ и } D_m = \left\{ t: |t| \leq \frac{\Delta \sqrt{n}}{16ek^k} \bar{\beta}_{s+k}^{-\frac{1}{s+k-2}} \right\}.$$

При доказательстве теоремы 2' было показано, что

$$Y_1 = Y_2 = Y_5 = Y_6 = o(n^{-s+2}).$$

При этом, в силу леммы 10  $Y_4 = o(n^{-s+2})$ .

Лемма 3 дает

$$\left| \frac{\partial^m}{\partial t^m} v_n(t) \right| \leq C n^{\frac{k}{2}} \left| q_1 \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right|^{np - \sqrt{n} \ln n - m}.$$

Вероятностная функция случайного вектора  $\xi_1$  имеет абсолютно непрерывную компоненту, следовательно, для всех  $|t| \geq \delta > 0$  существует положительная константа  $c = c(\delta)$  такая, что

$$|f_{\xi_1}(t)| \leq e^{-c}.$$

Поэтому из неравенства (33) и (34) вытекает

$$|q_1(t)| \leq \frac{e^{-c}}{1 - \frac{M|\xi_1|^2}{np}} \left( 1 + \frac{e^c M |\xi_1|^2}{n} \right).$$

Отсюда и утверждения леммы 11 следует

$$Y_3 = o(n^{-s+2}).$$

Получили

$$Y = Y_1 = o(n^{-s+2}).$$

Нетрудно заметить, что

$$\sup_{A \in \mathcal{D}} \left| \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^{s-1} \int_A dP_{s-1}(-\bar{\Phi})(x) \right| = o(n^{-\frac{s-2}{2}}).$$

Из (34), (35) и двух последних равенств вытекает утверждение теоремы 3'

**Лемма 12**

$$\sup_{A \in \mathcal{D}} \left| \sum_{j=0}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A d[P_j(-\bar{\Phi})(x) - P_j(-\bar{\Phi})(x - \sqrt{n} M \eta_{11})] \right| = o(n^{-\frac{s-2}{2}}).$$

Доказательство леммы 12. Имеем

$$\begin{aligned} & \sup_{A \in \mathcal{D}} \left| \sum_{j=0}^{s-2} \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \int_A d[P_j(-\bar{\Phi})(x) - P_j(-\bar{\Phi})(x - \sqrt{n} M \eta_{11})] \right| = \\ &= \frac{1}{2} \int_{R_k} \left| \sum_{j=0}^{s-2} [P_j(-\varphi)(x) - P_j(-\bar{\varphi})(x - \sqrt{n} M \eta_{11})] \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \right| dx \leq \\ &\leq \frac{1}{2} \prod_{m=1}^k \left\{ \int_{R_k} (1 + |x_m|^{2(s+k)}) \left| \sum_{j=0}^{s-2} [P_j(-\varphi)(x) - P_j(-\bar{\varphi})(x - \sqrt{n} M \eta_{11})] \right| \times \right. \\ &\times \left. \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)^j \right|^2 dx \left\}^{\frac{1}{2k}} \left\{ \int_{R_k} \prod_{l=1}^k (1 + |x_l|^{2(s+k)})^{-\frac{1}{k}} dx \right\}^{\frac{1}{2}}. \end{aligned} \quad (37)$$



Далее, по многомерному равенству Парсеваля

$$\begin{aligned} & \int_{R_k} (1 + |x_m|^{2(s+k)}) \left| \sum_{j=0}^{s-2} [P_j(-\varphi)(x) - P_j(-\bar{\varphi})(x - \sqrt{n} M \eta_1)] \right|^2 dx = \\ & = \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| \sum_{j=0}^{s-2} [P_j(it) e^{-\frac{1}{2} Q^{(t)}} - \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}^{(t)+i(t, \sqrt{n} M \eta_1)}}] \right|^2 dt + \\ & + \frac{1}{(2\pi)^k} \int_{R_k} \left| \frac{\partial^{s+k}}{\partial t^{s+k}} \sum_{j=0}^{s-2} [P_j(it) e^{-\frac{1}{2} Q^{(t)}} - \bar{P}_j(it) e^{-\frac{1}{2} \bar{Q}^{(t)+i(t, \sqrt{n} M \eta_1)}}] \right|^2 dt. \end{aligned}$$

Из (12), (13), (37) и (38) следует утверждение леммы 12.

Утверждения теорем 2 и 3 немедленно вытекают из неравенства

$$|P\{S_n \in A\} - P\{Z_n \in A - \sqrt{n} M \eta_1\}| \leq n P\{|\xi_1| > \sqrt{n}\},$$

леммы 12 и теорем 2' и 3'.

В заключение хочу выразить глубокую благодарность проф. И. Кубилюсу за постановку задачи и ценные советы.

Вильнюсский Государственный университет им. В. Капсукаса

Поступило в редакцию 7.X.1967

#### Л и т е р а т у р а

1. А. Бикялис, О многомерных характеристических функциях, Лит. сб., VIII, 1 (1968).
2. В. А. Статулявичус, Исследования по предельным теоремам теории вероятностей, докторская дисс., Вильнюс, 1967.
3. Х. Хекеддорф, Многомерная локальная предельная теорема для плотностей, Украин. матем. журнал, т. XVI, № 3 (1964), 265–373.
4. R. Ranga Rao, On The central limit theorem in  $R_k$ , Bull. Amer. Math. Soc., 67 (1961), 359–361.
5. А. Бикялис, Об уточнении остаточного члена в многомерных глобальных теорем Лит. мат. сб., IV, 2 (1964), 159–163.
6. М. Маматов, М. К. Халиков, О глобальных предельных теоремах для плотностей в многомерном случае, Изв. АН УзССР, сер. ф.-мат. н., № 1 (1964), 13–20.
7. В. В. Петров, О локальных предельных теорем для сумм независимых случайных величин, Теор. вер. и ее прим., т. IX (1964), 343–352.
8. H. Bergstrom, On the central limit theorem in  $R_k$ ,  $k > 1$ , Skand. Aktuarieskr., 28 (1945), 106–127.
9. С. Н. Бернштейн, Собрание сочинений, т. IV, Изд. „Наука“, 1964.
10. S. Bochner, K. Chandrasekharan, Fourier transforms, Princeton.
11. Г. Г. Харди, Д. Е. Литлвуд и Г. Полиа, Неравенства, ИЛ, 1948.

#### NEPRIKLAUSOMŲ VIENODAI PASISKIRŠČIUSIŲ ATSTITIKTINIŲ VEKTORIŲ SUMŲ TANKIŲ IR PASISKIRSTYMO FUNKCIJŲ ASIMPTOTINIAI IŠDĖSTYMAI

A. Bikelis

(Reziumė)

Darbe nagrinėjama nepriklausomų vienodai pasiskirščiusių  $k$ -mačių atsitiktinių vektorių  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  sumos

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n \xi_j$$

tankio funkcijos  $p_{S_n}(x)$ , pasiskirstymo funkcijos  $F_{S_n}(x)$  ir tikimybinės funkcijos  $P_{S_n}(A)$  asimptotinio išdėstymo liekamasis narys.

THE ASYMPTOTIC EXPANSIONS OF THE DISTRIBUTION FUNCTION  
AND OF DENSITY FUNCTION FOR THE SUMS OF INDEPENDENT  
IDENTICALLY DISTRIBUTED RANDOM VECTORS

A. BIKELIS

(Summary)

Let

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n \xi_j$$

be a sum of independent identically distributed  $k$ -dimensional random vectors  $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_n$ .

In this paper are considered the remainder terms of asymptotic expansions of the density function  $p_{S_n}(x)$  and of the distribution function  $F_{S_n}(x)$  for the sum  $S_n$ . Moreover it is given the rate of convergence of the probability function  $P_{S_n}(A)$  of the standardized sum  $S_n$  to a probability function  $\Phi(A)$  with a  $k$ -dimensional normal law.

---