

1963

## О ЛОКАЛЬНОЙ ПРЕДЕЛЬНОЙ ТЕОРЕМЕ ДЛЯ ПЛОТНОСТЕЙ

П. СУРВИЛА

В настоящей работе доказывается теорема о сходимости плотности нормированной суммы независимых случайных величин к плотности нормального распределения. Условия, налагаемые на случайные величины последовательности, весьма просты.

1. Пусть

$$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots \quad (1)$$

последовательность независимых случайных величин, каждая из которых имеет плотность распределения  $p_k(x) \leq C_k$ , дисперсию  $D\xi_k = \sigma_k^2$  и  $M\xi_k = 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . В дальнейшем такую последовательность будем называть последовательностью (1).

Обозначим

$$B_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2, \quad \bar{S}_n = \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n \xi_k,$$

$\varphi_k(t)$ ,  $\bar{f}_n(t)$  — характеристические функции  $\xi_k$  и  $\bar{S}_n$  соответственно. Плотность нормированной суммы  $\bar{S}_n$  будет обозначаться через  $\bar{p}_n(x)$ ,  $\varphi(x)$  обозначает (0, 1) — нормальную плотность.

Для каждой плотности  $p_k(x)$  подбираем константу  $\bar{C}_k \leq C_k$  и функции  $\bar{p}_k(x)$ ,  $\bar{\bar{p}}_k(x)$  определяем следующим образом:

$$\bar{p}_k(x) = \begin{cases} p_k(x), & \text{если } p_k(x) \leq \bar{C}_k, \\ \bar{C}_k, & \text{если } p_k(x) > \bar{C}_k, \end{cases}$$

$$\bar{\bar{p}}_k(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } p_k(x) \leq \bar{C}_k, \\ p_k(x) - \bar{C}_k, & \text{если } p_k(x) > \bar{C}_k. \end{cases}$$

Очевидно, что тогда  $p_k(x) = \bar{p}_k(x) + \bar{\bar{p}}_k(x)$ .

Пусть

$$\bar{\sigma}_k^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \bar{p}_k(x) dx, \quad \bar{\bar{\sigma}}_k^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \bar{\bar{p}}_k(x) dx,$$

$$\bar{B}_n^2 = \sum_{k=1}^n \bar{\sigma}_k^2, \quad \bar{\bar{B}}_n^2 = \sum_{k=1}^n \bar{\bar{\sigma}}_k^2$$

и

$$Q_k(\bar{C}) = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{p}_k(x) dx.$$

Тогда будем иметь, что  $B_n^2 = \bar{B}_n^2 + \bar{\bar{B}}_n^2$ .

Через  $\max_{1 \leq k \leq n}^{(1)} \sigma_k$  обозначим  $i$ -ый максимум совокупности

$$\sigma_1, \dots, \sigma_n, (\max_{1 \leq k \leq n}^{(1)} \sigma_k \geq \max_{1 \leq k \leq n}^{(2)} \sigma_k \geq \dots).$$

**2. Теорема 1.** Если последовательность (1) удовлетворяет условиям:

1. имеет место центральная предельная теорема,
2. существуют такие конечные числа  $M$  и  $N$ , что

$$\bar{\sigma}_k^2 \bar{C}_k^2 \leq M \text{ и } C_k Q_k(\bar{C}) \leq N \bar{C}_k, \quad k = 1, 2, \dots,$$

$$3. \quad \bar{\bar{B}}_n^2 + \sum_{k=1}^n \frac{Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} = o(B_n^2),$$

$$4. \quad \sum_{k=1}^n Q_k(\bar{C}) = o(n),$$

то равномерно относительно  $x$

$$p_n(x) \rightarrow \varphi(x) \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

**Следствие.** Если последовательность (1) удовлетворяет условиям:

1. имеет место центральная предельная теорема,
2.  $\sigma_k^2 C_k^2 \leq M$ ,  $k = 1, 2, \dots$ , где  $M$  константа,

то равномерно относительно  $x$

$$\bar{p}_n(x) \rightarrow \varphi(x) \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

Действительно, если  $\sigma_k^2 C_k^2 \leq M$ , то можем брать  $\bar{C}_k = C_k$ , тогда  $Q_k(\bar{C}) = 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$ , и все условия теоремы удовлетворяются.

**Теорема 2.** Если последовательность (1) удовлетворяет условиям:

1. имеет место центральная предельная теорема,
2. существует конечное число  $M$  такое, что

$$\sigma_k^2 C_k^2 \leq M, \quad k = 1, 2, \dots,$$

$$3. \quad \max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k \leq B_n^\rho, \quad \min_{1 \leq k \leq n} \sigma_k \geq B_n^{-R},$$

где  $\rho$  и  $R$  положительные числа, причем  $\rho < 1$ , а  $R$  — конечное, то для всех  $x$  и  $0 \leq m \leq 2$

$$|x|^m |\bar{p}_n(x) - \varphi(x)| \rightarrow 0 \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

**Следствие.** Пусть  $\{\xi_k\}$  — последовательность одинаково распределённых случайных величин с  $D\xi_k = \sigma^2 < \infty$  и  $M\xi_k = 0$ . Если существует число  $m$  такое, что распределение суммы  $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_m$  имеет ограниченную плотность, то для всех  $x$  и  $0 \leq m \leq 2$

$$|x|^m |\bar{p}_n(x) - \varphi(x)| \rightarrow 0 \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

Действительно, обозначив

$$\zeta_{k+1} = \xi_{km+1} + \xi_{km+2} + \dots + \xi_{(k+1)m},$$

получаем новую последовательность  $\{\zeta_k\}$ , для которой все условия теоремы 2 удовлетворяются.

3. Для доказательства указанных теорем нам понадобятся несколько лемм.

**Лемма 1.** Пусть случайная величина с характеристической функцией  $f(t)$  имеет плотность  $p(x)$ , не превосходящую  $C$  и дисперсию  $\sigma^2$ , тогда при  $|t| \geq \pi\sigma^{-1}$ ,

$$|f(t)| \leq \exp\left(-\frac{\alpha}{C^2 \sigma^2}\right),$$

где  $\alpha$  — абсолютная константа. †

Эта лемма является обобщением одной леммы Ю. В. Прохорова.

**Доказательство.** Случайная величина  $\xi$  имеет плотность  $p(x) \leq C$  и  $D\xi = \sigma^2$ . Тогда разность  $\xi - \eta$ , где  $\xi$  и  $\eta$  независимы и распределены одинаково с плотностью  $p(x)$ , тоже имеет плотность  $q(x) \leq C$  и  $D(\xi - \eta) = 2\sigma^2$ . Имеем

$$|f(t)|^2 = g(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \cos tx q(x) dx = 1 - 4 \int_0^{\infty} \sin^2 \frac{tx}{2} q(x) dx.$$

Так как  $g(t) = g(-t)$ , то нам достаточно брать положительные  $t$ .

Пусть

$$\max_{|t| \geq \pi\sigma^{-1}} g(t) = g(t_0) = 1 - \delta,$$

тогда

$$\int_0^{\infty} \sin^2 \frac{t_0 x}{2} q(x) dx = \frac{\delta}{4}. \tag{2}$$

Множество  $(0, \infty)$  разбиваем на два множества

$$\begin{aligned} (0, \infty) &= R_1 \cup R_2, \quad \text{где } R_1 = \left\{ x : x > 0, \quad \sin^2 \frac{t_0 x}{2} \geq \varepsilon \right\}, \\ R_2 &= \left\{ x : x \geq 0, \quad \sin^2 \frac{t_0 x}{2} < \varepsilon \right\} = \left\{ x : 0 \leq x \leq a \sqrt{2} \sigma, \quad \sin^2 \frac{t_0 x}{2} < \varepsilon \right\} \cup \\ &\cup \left\{ x : x > a \sqrt{2} \sigma, \quad \sin^2 \frac{t_0 x}{2} < \varepsilon \right\} = R_2^{(1)} \cup R_2^{(2)}. \end{aligned} \tag{3}$$

Здесь  $a > 1$ ,  $0 < \varepsilon < 1$  и будут подобраны позже.

Очевидно, что

$$\int_0^{\infty} \sin^2 \frac{t_0 x}{2} q(x) dx \geq \varepsilon \int_{R_1} q(x) dx = \varepsilon Q(R_1). \tag{4}$$

Согласно соотношениям (2) и (4) имеем

$$Q(R_1) \leq \frac{\delta}{4\varepsilon}. \tag{5}$$

Так как

$$Q(R_2) = \frac{1}{2} - Q(R_1)$$

и

$$Q(R_2) = Q(R_2^{(1)}) + Q(R_2^{(2)}) = \int_{R_2^{(1)}} q(x) dx + \int_{R_2^{(2)}} q(x) dx,$$

а

$$R_2^{(2)} = \{ x : x > Q \sqrt{2} \sigma \},$$

и поэтому

$$Q(R_2^{(2)}) = \int_{R_2^{(2)}} q(x) dx \leq \int_{Q\sqrt{2}\sigma}^{\infty} q(x) dx \leq \frac{1}{2a^2},$$

то используя неравенство (5), легко получаем

$$Q(R_2^{(1)}) \geq \frac{1}{2} \left(1 - \frac{1}{a^2}\right) - \frac{\delta}{4\epsilon},$$

то есть

$$Q(R_2^{(1)}) \geq \frac{1}{2} \left[ \frac{a^2-1}{a^2} - \frac{\delta}{2\epsilon} \right]. \quad (6)$$

Известно, что

$$|\sin z| \geq \frac{2}{\pi}(z),$$

где через  $(z)$  обозначено кратчайшее расстояние до целого кратного числа  $\pi$ , т. е.

$$(z) = \min |z - k\pi|,$$

где минимум берётся по всем целым  $k$ . Поэтому, если только  $|\sin(z)| < \sqrt{\epsilon}$ , то тем более  $\frac{2}{\pi}(z) < \sqrt{\epsilon}$ . И так получаем, что

$$R_2^{(1)} \subset \left\{ x: 0 \leq x \leq a\sqrt{2}\sigma, \quad \left| x - \frac{2k\pi}{t_0} \right| < \frac{\pi\sqrt{\epsilon}}{t_0}, \quad k=0, 1, \dots \right\} = \tilde{R}_2^{(1)},$$

и, следовательно,

$$Q(R_2^{(1)}) \leq Q(\tilde{R}_2^{(1)}). \quad (7)$$

Но так как  $0 \leq x \leq a\sqrt{2}\sigma$ , то  $0 \leq k \leq \frac{a\sqrt{2}\sigma t_0}{2\pi} + \frac{\sqrt{\epsilon}}{2}$ . Поэтому, при  $t_0 \geq \pi\sigma^{-1}$ , число интервалов множества  $\tilde{R}_2^{(1)}$  не превосходит  $\frac{1}{2\pi} \left[ (1+a\sqrt{2})\sigma t_0 + \pi\sqrt{\epsilon} \right]$ . Простым подсчётом получаем, что

$$Q(\tilde{R}_2^{(1)}) \leq \frac{\sigma C \sqrt{\epsilon}}{2} \left[ (1+a\sqrt{2}) + \frac{\sqrt{\epsilon}\pi}{\sigma t_0} \right].$$

Имеем, что  $\epsilon < 1$ , а  $t_0 \geq \pi\sigma^{-1}$ . Поэтому

$$Q(\tilde{R}_2^{(1)}) \leq \frac{\sigma C \sqrt{\epsilon}}{2} (a\sqrt{2} + 2). \quad (8)$$

Согласно неравенствам (6), (7) и (8), имеем, что

$$\frac{\sigma C \sqrt{\epsilon}}{2} (a\sqrt{2} + 2) \geq \frac{1}{2} \left( \frac{a^2-1}{a^2} - \frac{\delta}{2\epsilon} \right)$$

или

$$\delta \geq 2\epsilon \frac{a^2-1}{a^2} - 2\epsilon^{\frac{3}{2}} \sigma C (a\sqrt{2} + 2). \quad (9)$$

Обозначим  $\sqrt{\epsilon} = u$ , и из неравенства (9) получим

$$\delta \geq \max_{0 < u < 1} \left[ 2u^2 \frac{a^2-1}{a^2} - 2u^3 \sigma C (a\sqrt{2} + 2) \right].$$

Легко находим, что этот максимум достигается, когда

$$u = \frac{2(a^2-1)}{3\sigma C a^2 (a\sqrt{2} + 2)}. \quad (10)$$

Следовательно,

$$\delta \geq \frac{8(a^2-1)^3}{27\sigma^3 C^3 a^2 (a\sqrt{2} + 2)^3}.$$

Надо лишь удостовериться, что  $\sqrt{\varepsilon} = u$ , найденный по формуле (10), действительно меньше единицы.

Известно, что

$$\sigma^2 C^2 \geq \frac{1}{12}. \quad (11)$$

Поэтому из неравенства (10), используя неравенство (11), получаем

$$\sqrt{\varepsilon} \leq \frac{4\sqrt{3}(a^2-1)}{3a^2(a\sqrt{2}+2)} < 1,$$

если только  $a > 1$ . Такое  $a$  мы всегда можем взять, так как её мы выбираем по произволу.

Число  $\delta$  не зависит и от  $a$ . Поэтому

$$\delta \geq \frac{8}{27\sigma^2 C^2} \max_{a>1} \frac{(a^2-1)^2}{a^2(a\sqrt{2}+2)^2} = \frac{\alpha_1}{\sigma^2 C^2}.$$

Ясно, что  $\alpha_1 > 0$ , так как функция  $\frac{(a^2-1)^2}{a^2(a\sqrt{2}+2)^2}$  положительна при  $a > 1$ .

Из соотношения (2), используя последнее неравенство, получаем при  $|t| \geq \pi\sigma^{-1}$ , что

$$|f(t)|^2 \leq 1 - \frac{\alpha_1}{C^2 \sigma^2}. \quad (12)$$

Следовательно, при  $|t| \geq \frac{\pi}{\sigma}$ , имеет место неравенство

$$|f(t)| \leq \exp\left(-\frac{\alpha}{C^2 \sigma^2}\right).$$

Здесь  $\alpha = \frac{\alpha_1}{2} > 0$ .

Тем наша лемма доказана.

**Лемма 2.** Пусть случайная величина с характеристической функцией  $f(t)$  имеет плотность  $p(x)$ . Если при отсечении этой плотности на уровне  $\bar{C}$  мы получаем  $0 < Q(\bar{C}) < \frac{1}{4}$  и  $\bar{\sigma}^2 < \infty$ , то при  $|t| \geq \pi\bar{\sigma}^{-1}$

$$|f(t)| \leq \exp\left\{-\frac{\alpha[1-4Q(\bar{C})]}{\bar{C}^2 \bar{\sigma}^2}\right\},$$

где  $\alpha$  — абсолютная константа.

**Доказательство.** Имеем  $p(x) = \bar{p}(x) + \bar{\bar{p}}(x)$ . Пусть

$$p^*(x) = \lambda \bar{p}(x), \quad \text{где } \lambda^{-1} = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{p}(x) dx$$

и

$$p^{**}(x) = \mu \bar{\bar{p}}(x), \quad \text{где } \mu^{-1} = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{\bar{p}}(x) dx = Q(\bar{C}),$$

тогда

$$p(x) = \frac{1}{\lambda} p^*(x) + \frac{1}{\mu} p^{**}(x).$$

Очевидно, что  $p^*(x)$  и  $p^{**}(x)$  суть плотности, а  $\lambda^{-1} + \mu^{-1} = 1$ . Поэтому будем иметь

$$f(t) = \lambda^{-1} f^*(t) + \mu^{-1} f^{**}(t) \quad \text{и} \quad |f(t)| \leq 1 - \lambda^{-1} [1 - |f^*(t)|].$$

Так как  $\lambda^{-1} = 1 - Q(\bar{C})$ , то

$$|f(t)| \leq 1 - [1 - Q(\bar{C})][1 - |f^*(t)|]. \quad (13)$$

Имеем, что

$$p^*(x) \leq \lambda \bar{C} = \frac{\bar{C}}{1 - Q(\bar{C})}$$

и

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^2 p^*(x) dx = \lambda \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \bar{p}(x) dx = \frac{\bar{\sigma}^2}{1 - Q(\bar{C})}.$$

Используя неравенство 12, получаем при  $|t| \geq \pi \sqrt{1 - Q(\bar{C})} \bar{\sigma}^{-1}$

$$|f^*(t)|^2 \leq 1 - \frac{\alpha_1 [1 - Q(\bar{C})]^2}{\bar{C}^2 \bar{\sigma}^2}$$

или

$$|f^*(t)|^2 \leq 1 - \frac{\alpha_1 [1 - Q(\bar{C})]^2}{2 \bar{C}^2 \bar{\sigma}^2}.$$

Подставляя в неравенство 13 это выражение, получаем, что при  $|t| \geq \pi \bar{\sigma}^{-1}$

$$|f(t)| \leq 1 - \frac{\alpha_1 [1 - Q(\bar{C})]^2}{2 \bar{C}^2 \bar{\sigma}^2} \quad (14)$$

или

$$|f(t)| \leq \exp \left\{ - \frac{\alpha [1 - 4Q(\bar{C})]}{\bar{C}^2 \bar{\sigma}^2} \right\},$$

что и доказывает лемму.

Очевидно, неравенство леммы будет тривиальным, если  $1 - 4Q(\bar{C}) < 0$ .

**Лемма 3.** Пусть случайные величины последовательности независимых случайных величин  $\{\xi_k\}$  имеют плотности  $p_k(x)$  и  $D\xi_k = \sigma_k^2$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Если удовлетворены следующие условия:

1. Существует конечное число  $M$  такое, что  $\bar{C}_k^2 \bar{\sigma}_k^2 \leq M$ ,  $k = 1, 2, \dots$ ,

2. 
$$\bar{B}_n^2 = \sum_{k=1}^n \frac{Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} = o(B_n^2),$$

то для достаточно больших  $n$ , при  $|t| \leq \pi B_n \left( \max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k \right)^{-1}$ , имеет место следующая оценка

$$|\bar{f}_n(t)| \leq \exp(-ct^2),$$

где  $c > 0$  — константа, зависящая только от  $M$ .

Доказательство. Согласно неравенству (14), имеем

$$\left| \Phi_k \left( \frac{t}{B_n} \right) \right| \leq 1 - \frac{\alpha_1 [1 - 4Q_k(\bar{C})]}{2 \bar{C}_k^2 \bar{\sigma}_k^2},$$

если только  $|t| \geq \pi B_n \bar{\sigma}_k^{-1}$ . Воспользуемся следующей леммой Крамера [1].

Если  $f(t)$  — характеристическая функция такая, что  $|f(t)| \leq a < 1$  при  $|t| \geq b$ , то при  $|t| < b$

$$|f(t)| \leq 1 - (1 - a^2) \frac{t^2}{8b^2}.$$

В нашем случае из этой леммы следует, что при  $|t| < \pi B_n \bar{\sigma}_k^{-1}$

$$\left| \Phi_k \left( \frac{t}{B_n} \right) \right| \leq \exp \left\{ - \frac{\tilde{\alpha} t^2 [1 - 4Q_k(\bar{C})]}{B_n^2 \bar{C}_k^2} \right\}. \quad (15)$$

Так как  $\bar{C}_k^2 \bar{\sigma}_k^2 \leq M$ , то  $\sum_{k=1}^n \frac{1}{\bar{C}_k^2} \geq \bar{B}_n^2 M^{-1}$ . Но  $\bar{B}_n^2 = B_n^2 - \bar{B}_n^2$ , следовательно, используя условие второе, получаем при больших  $n$

$$\sum_{k=1}^n \frac{1-4Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} \geq \frac{a_1 B_n^2}{M}, \quad a_1 > 0. \tag{16}$$

Обозначив  $\frac{Q_1}{M} = c$ , получаем при  $|t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}$ , что

$$|\bar{f}_n(t)| \leq \exp(-ct^2).$$

4. Доказательство теоремы 1. Так как случайные величины последовательности (1) имеют ограниченные плотности, то и нормированная сумма тоже будет иметь плотность, и

$$\bar{p}_n(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-itx} \bar{f}_n(t) dt.$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} 2\pi |p_n(x) - \varphi(x)| &\leq \int_{-\infty}^{\infty} |\bar{f}_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}}| dt \leq \int_{-A}^A |\bar{f}_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}}| dt + \int_{|t|>A} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \\ &+ \int_{A < |t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}} |\bar{f}_n(t)| dt + \int_{\pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1} \leq |t| \leq \pi B_n (\min_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}} |\bar{f}_n(t)| dt + \\ &+ \int_{|t| > \pi B_n (\min_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}} |\bar{f}_n(t)| dt = I_1 + I_2 + I_3 + I_4 + I_5. \end{aligned} \tag{17}$$

Из первого условия теоремы следует, что для любого конечного  $A$

$$I_1 \rightarrow 0, \quad \text{если } n \rightarrow \infty. \tag{18}$$

Очевидно, для любого  $\epsilon > 0$  можем найти  $A_0 = A_0(\epsilon)$ , такое, что

$$I_2 = \int_{|t|>A} e^{-\frac{t^2}{2}} dt < \epsilon, \quad \text{если только } A > A_0. \tag{19}$$

Используя лемму 2, получаем, что

$$I_3 \leq \int_{|t|>A} e^{-ct^2} dt,$$

следовательно,

$$I_3 \rightarrow 0, \quad \text{если } A \rightarrow \infty, \tag{20}$$

так как  $\exp(-ct^2)$  — интегрируемая функция.

При оценке  $I_4$  поступаем следующим образом

$$I_4 = \int_{\pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1} \leq |t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}} |\bar{f}_n(t)| dt + \int_{\pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1} \leq |t| \leq \pi B_n (\min_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k)^{-1}} |\bar{f}_n(t)| dt = I_4^{(1)} + I_4^{(2)}. \tag{21}$$

Из неравенства (15) и леммы второй получаем при  $\frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k} \leq |t| \leq \frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k}$ ,

$$|\bar{f}_n(t)| \leq \exp \left\{ \frac{\alpha t^4}{B_n^2} \left( \sum_{k=1}^n \frac{1-4Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} - \frac{1-4Q_1(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} \right) - \frac{\alpha [1-4Q_1(\bar{C})]}{M} \right\}.$$

Здесь  $r_1$  находим из условия  $\max_{1 \leq k \leq n}^{(1)} \bar{\sigma}_k = \bar{\sigma}_{r_1}$ . Рассуждая как и при доказательстве леммы третьей, получим, что при  $\frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n}^{(1)} \bar{\sigma}_k} \leq |t| \leq \frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n}^{(2)} \bar{\sigma}_k}$ ,

$$\begin{aligned} |f_n(t)| &\leq \exp(-\bar{c}t^2), \\ I_4^{(1)} &\rightarrow 0 \text{ при } n \rightarrow \infty. \end{aligned} \quad (22)$$

Далее, используя неравенство (15), получаем, что

$$\begin{aligned} I_4^{(2)} &\leq B_n \cdot \exp \left\{ -\frac{\bar{a}\pi^2}{\max_{1 \leq k \leq n}^{(2)} \bar{\sigma}_k} \left( \sum_{k=1}^n \frac{1-4Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} - \frac{1-4Q_{r_1}(\bar{C})}{\bar{C}_{r_1}^2} - \frac{1-4Q_{r_1}(\bar{C})}{\bar{C}_{r_2}^2} \right) \right\} \\ &\quad \cdot \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_1}(t)| |\varphi_{r_2}(t)| dt. \end{aligned} \quad (23)$$

Из неравенства (16) и условий теоремы следует, что

$$\sum_{k=1}^n \frac{1-4Q_k(\bar{C})}{\bar{C}_k^2} - \frac{1-4Q_{r_1}(\bar{C})}{\bar{C}_{r_1}^2} - \frac{1-4Q_{r_1}(\bar{C})}{\bar{C}_{r_2}^2} \geq \frac{a_2}{M} B_n^2, \quad a_2 > 0. \quad (24)$$

Кроме того, имеем, что

$$\left[ \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_1}(t)| |\varphi_{r_2}(t)| dt \right]^2 \leq \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_1}(t)|^2 dt \cdot \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_2}(t)|^2 dt.$$

Используя представление  $p_k(x) = \bar{p}_k(x) + \bar{\bar{p}}_k(x)$  и соотношение [3]

$$\int_{-\infty}^{\infty} |f(t)|^2 dt = \int_{-\infty}^{\infty} [p(x)]^2 dx,$$

а также второе условие теоремы, получаем неравенство

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_k(t)|^2 dt \leq (N+1) \bar{C}_k.$$

$r_1, r_2$  подбираем из условия  $\max_{1 \leq k \leq n}^{(1)} \bar{\sigma}_k = \bar{\sigma}_{r_i}, i = 1, 2$ . Тогда будем иметь

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_i}(t)|^2 dt \leq \bar{C}_{r_i} (N+1), \quad i = 1, 2.$$

Отсюда, используя условие  $\bar{C}_k^2 \bar{\sigma}_k^2 \leq M$ , находим

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_{r_1}(t)| |\varphi_{r_2}(t)| dt \leq \frac{M(N+1)}{\max_{1 \leq k \leq n}^{(2)} \bar{\sigma}_k}. \quad (25)$$

Из неравенств (23)–(25) и следует, что

$$I_4^{(2)} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (26)$$

Оценим интеграл  $I_6$ . Согласно лемме второй и второму условию теоремы, имеем

$$\begin{aligned} I_6 &\leq B_n b \exp \left\{ -\frac{\alpha}{M} \left[ n-4 \sum_{k=1}^n Q_k(\bar{C}) \right] \right\} \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_1(t)| |\varphi_2(t)| dt \leq \\ &\leq b \sqrt{\bar{C}_1 \bar{C}_2} B_n \exp \left\{ -\frac{\alpha}{M} \left[ n-4 \sum_{k=1}^n Q_k(\bar{C}) \right] \right\}. \end{aligned}$$

Из четвертого условия теоремы имеем, что  $n - 4 \sum_{k=1}^n Q_k(\bar{C}) \geq a_3 n$ ,  $a_3 > 0$ , а из первого условия теоремы следует, что  $B_n = o(e^{\beta n})$  для любого  $\beta > 0$ , следовательно,

$$I_5 \rightarrow \infty \text{ при } n \rightarrow \infty. \tag{27}$$

Утверждение теоремы следует из соотношений (17)–(20), (26) и (27).

Доказательство теоремы 2. Теорему достаточно доказать только для  $m=2$ , так как справедливость её при  $m=0$  очевидна. Когда  $m=2$ , имеем

$$\begin{aligned} 2\pi x^2 |\bar{p}_n(x) - \varphi(x)| &\leq \int_{-\infty}^{\infty} |\bar{f}_n''(t) - (e^{-\frac{t^2}{2}})''| dt \leq \int_{-A}^A |\bar{f}_n''(t) - (e^{-\frac{t^2}{2}})''| dt + \\ &+ \int_{|t|>A} |(e^{-\frac{t^2}{2}})''| dt + \int_{A < |t| \leq \frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k}} |\bar{f}_n''(t)| dt + \int_{\frac{\pi B_n}{\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k} < |t| \leq \frac{\pi B_n}{\min_{1 \leq k \leq n} \sigma_k}} |\bar{f}_n''(t)| dt + \\ &+ \int_{|t| \geq \frac{\pi B_n}{\min_{1 \leq k \leq n} \sigma_k}} |\bar{f}_n''(t)| dt = I_1 + I_2 + I_3 + I_4 + I_5. \end{aligned} \tag{28}$$

Для оценки  $I_1$  используем следующую лемму [2].

Пусть  $\{k_n(x)\}$  – последовательность плотностей с нулевыми средними и дисперсиями равными единице и пусть  $k_n(x) \rightarrow k(x)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно, где  $k(x)$  – плотность с нулевым средним и единичной дисперсией. Если  $\{h_n(t)\}$  – последовательность соответствующих характеристических функций и  $h(t)$  – характеристическая функция плотности  $k(x)$ , то  $h_n''(t) \rightarrow h''(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно.

Последовательность  $\{\bar{p}_n(x)\}$  и  $\varphi(x)$  удовлетворяют требованиям леммы. Поэтому

$$\bar{f}_n''(t) \rightarrow (e^{-\frac{t^2}{2}})'' \text{ при } n \rightarrow \infty$$

равномерно. Следовательно, для любого конечного  $A$

$$I_1 \rightarrow 0 \text{ при } n \rightarrow \infty. \tag{29}$$

Так как  $(e^{-\frac{t^2}{2}})'' = (t^2 - 1)e^{-\frac{t^2}{2}}$ , то для любого  $\varepsilon > 0$

$$I_2 = \int_{|t|>A} |t^2 - 1| e^{-\frac{t^2}{2}} dt \leq \varepsilon, \tag{30}$$

лишь только  $A$  достаточно велико.

Заметим, что

$$\Phi'_k\left(\frac{t}{B_n}\right) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{\frac{itx}{B_n}} p_k(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \left(1 + \frac{itx}{B_n} e^{\frac{i\theta x}{B_n}}\right) \frac{ix}{B_n} p_k(x) dx$$

и, следовательно,

$$\left| \Phi'_k\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| \leq \frac{\sigma_k^2 |t|}{B_n^2}, \quad (31)$$

а

$$\left| \Phi''_k\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| \leq \frac{\sigma_k^2}{B_n^2}. \quad (32)$$

Но так как

$$\bar{f}_n''(t) = \sum_{k=1}^n \Phi''_k\left(\frac{t}{B_n}\right) \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq k}}^n \Phi_j\left(\frac{t}{B_n}\right) + \sum_{k=1}^n \Phi'_k\left(\frac{t}{B_n}\right) \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq k}}^n \Phi'_j\left(\frac{t}{B_n}\right) \prod_{\substack{r=1 \\ r+j \neq k}}^n \Phi_r\left(\frac{t}{B_n}\right), \quad (33)$$

то, согласно неравенствам (31) и (32), получаем

$$|\bar{f}_n''(t)| \leq (1+t^2) \max_{\substack{1 \leq j \neq k \leq n \\ r \neq j \neq k}} \prod_{r=1}^n \left| \Phi_r\left(\frac{t}{B_n}\right) \right|. \quad (34)$$

Из неравенства (15), имея в виду то, что  $Q_k(\bar{C}) = 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$ , получаем при  $|t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k)^{-1}$ ,

$$\max_{\substack{1 \leq j \neq k \leq n \\ r \neq j \neq k}} \prod_{r=1}^n \left| \Phi_r\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| \leq \exp \left\{ -\frac{\bar{\alpha} t^3}{B_n^2} \left( \sum_{k=1}^n \frac{1}{C_k^2} - \max_{1 \neq k \neq n} \frac{2}{C_k^2} \right) \right\}.$$

Из неравенства  $C_k^2 \sigma_k^2 \geq \frac{1}{12}$  следует, что

$$\max_{1 \leq k \leq n} \frac{2}{C_k^2} \leq 24 \max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k^2.$$

Поэтому, согласно второму и первому условиям теоремы, имеем для достаточно больших  $n$

$$\frac{1}{B_n^2} \left( \sum_{k=1}^n \frac{1}{C_k^2} - \max_{1 \leq k \leq n} \frac{2}{C_k^2} \right) \geq \frac{a_4}{M},$$

где  $a_4 > 0$ . Обозначив  $\frac{\bar{\alpha} a_4}{M}$  через  $a_5$ , получаем при  $|t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k)^{-1}$

$$\max_{1 \leq j \neq k \leq n} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq j \neq k}}^n \left| \Phi_r\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| \leq \exp \{ -a_5 t^2 \}. \quad (35)$$

Из неравенств (34) и (35) следует, что при  $|t| \leq \pi B_n (\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k)^{-1}$

$$|\bar{f}_n''(t)| \leq (1+t^2) \exp \{ -a_5 t^2 \}.$$

Используя это неравенство для оценки  $I_3$ , получаем

$$I_3 \leq \int_{|t| > A} (1+t^2) e^{-a_5 t^2} dt \rightarrow 0, \quad (36)$$

если только  $A \rightarrow \infty$ , так как  $t^2 e^{-a_5 t^2}$  — интегрируемая функция.

Для оценки  $I_5$ , используя неравенства (32) и  $\left| \varphi'_k \left( \frac{t}{B_n} \right) \right| \leq \frac{M |\xi_k|}{B_n}$  из соотношения (33), получаем, что

$$|\bar{f}_n^{\sigma}(t)| \leq \left[ 1 + \frac{\left( \sum_{k=1}^n M |\xi_k| \right)^2}{B_n^2} \right] \max_{1 \leq j \neq k \leq n} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq j \neq k}}^n \left| \varphi_r \left( \frac{t}{B_n} \right) \right|.$$

Известно [1], что  $\sum_{k=1}^n M |\xi_k| \leq \sqrt{n} B_n$ , следовательно,

$$|\bar{f}_n^{\sigma}(t)| \leq (n+1) \max_{1 \leq j \neq k \leq n} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq j \neq k}}^n \left| \varphi_r \left( \frac{t}{B_n} \right) \right|.$$

Используя лемму 1, получаем

$$\begin{aligned} I_5 &\leq (n+1) \exp \left\{ -\frac{\alpha}{M} n + \frac{48\alpha}{M} \right\} B_n \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_r(t)| |\varphi_r(t)| dt \leq \\ &\leq (n+1) \sqrt{C_r C_n} B_n \exp \left\{ -\frac{\alpha}{M} n + \frac{48\alpha}{M} \right\}. \end{aligned}$$

Согласно соотношению  $B_n = o(e^{\beta n})$ ,  $\beta > 0$ , имеем

$$I_5 \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \tag{37}$$

Теперь оценим  $I_4$ . Используя неравенство (34), можем записать

$$I_4 \leq C \frac{B_n^3}{\min_{1 \leq k \leq n} \sigma_k^2} \int_{\frac{\pi}{\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k} \leq |t| \leq \frac{\pi}{\min_{1 \leq k \leq n} \sigma_k}} \max_{1 \leq j \neq k \leq n} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq j \neq k}}^n |\varphi_r(t)| dt.$$

Из неравенства (15) легко заключаем, что при  $|t| \geq \pi (\max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k)^{-1}$ ,

$$\max_{1 \leq j \neq k \leq n} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq j \neq k}}^n |\varphi_r(t)| \leq |\varphi_{L_1}(t)| |\varphi_{L_2}(t)| \exp \left\{ -\frac{\alpha_2 (B_n^3 - K)}{M \max_{1 \leq k \leq n} \sigma_k^2} \right\},$$

где  $K \leq 48$ . Следовательно, согласно третьему условию теоремы, будет верно неравенство

$$I_4 \leq \bar{C} B_n^{3+2k} \exp \left\{ -\frac{\alpha_2}{M} B_n^{3(1-\rho)} \right\} \rightarrow 0, \tag{38}$$

при  $n \rightarrow \infty$ .

Утверждение теоремы следует из неравенств (29), (30), (36) – (38).

Считаю своим приятным долгом выразить благодарность В. А. Статуличюсу за внимание к настоящей работе.

Институт физики и математики  
Академии наук Литовской ССР

Поступила в редакцию  
20.I.1963

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Г. Крамер. Случайные величины и распределения вероятностей, Москва, 1947.
2. W. L. Smith. A frequency-function form of the central limit theorem, Proc. Cambridge Philos. Soc., 49, 3 (1953), 462–472.
3. Е. Титчмарш. Введение в теорию интегралов Фурье, Гостехиздат, М.—Л., 1948.

## APIE RIBINĘ LOKALINĘ TEOREMĄ TANKIAMS

P. SURVILA

(Reziumė)

Tegu  $\{\xi_k\}$ —seka nepriklausomų atsitiktinių dydžių su tankiais  $p_k(x) \leq C_k$ ,  $M\xi_k=0$  ir  $D\xi_k=\sigma_k^2$ ,  $k=1, 2, \dots$ , ir  $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$ ,  $\bar{p}_n(x)$ —normuotos sumos  $\frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n \xi_k$  pasiskirstymo tankis.

Darbe duodamos pakankamos sąlygos, kad nurodytai sekai galiotų pareinamybės:

1. Tolygiai pagal  $x$ ,  $\left| \bar{p}_n(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right| \rightarrow 0$ , kai  $n \rightarrow \infty$ ,
2. Tolygiai pagal  $x$  ir  $0 \leq m \leq 2$ ,  $|x|^m \left| \bar{p}_n(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right| \rightarrow 0$ , kai  $n \rightarrow \infty$ .

ÜBER DEN LOKALEN GRENZWERTSATZ FÜR DEN  
DICHTEFUNKTIONEN

P. SURWILA

(Zusammenfassung)

Es sei

$$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots \quad (1)$$

eine Folge unabhängigen Zufallsgrößen mit den Dichtefunktionen  $p_k |x| \leq C_k$ , mit den Mittelwerten  $M\xi_k=0$  und mit den Dispersionen  $D\xi_k=\sigma_k^2$ ,  $k=1, 2, \dots$ ,  $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$  und  $\bar{p}(x)$ —

die Dichtefunktion der normierten Summe  $\frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n \xi_k$ .

Im vorliegenden Artikel gibt man die hinreichende Bedingungen, daß für die Folge (1) der Zufallsgrößen die folgenden Relationen:

1. Gleichmäßig in  $x$ ,  $\left| p_n(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right| \rightarrow 0$ , wenn  $n \rightarrow \infty$ ,
2. Gleichmäßig in  $x$ , und für alle  $m$  ( $0 \leq m \leq 2$ ),

$$|x|^m \left| \bar{p}_n(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right| \rightarrow 0, \text{ wenn } n \rightarrow \infty.$$

gelte.