

УДК 519.21

Т. В. Боярищева, І. Й. Поляк, П. В. Слюсарчук (Ужгородський нац. ун-т)

ПРО ШВИДКІСТЬ ЗБІЖНОСТІ ДО НОРМАЛЬНОГО ЗАКОНУ

In the contains estimates of the rate of convergence to the normal law that generalise some results of for variables not identically distribyted.

В роботі містяться оцінки швидкості збіжності до нормального закону, що узагальнюють деякі результати для різно розподілених випадкових величин.

Використанню псевдомоментів у граничних теоремах присвячена велика кількість робіт, інформацію про які можна знайти в [1]. Крім того, в [1] відзначається (стор. 38) можливість використання псевдомоментів різної структури. У роботі [2] одержана досить загальна оцінка швидкості збіжності до нормального закону. Її узагальненням на випадок різно розподілених випадкових величин присвячені роботи [3], [4], [5]. У розглядуваній роботі ми узагальнюємо результати [5], послабляючи вимоги на порядок псевдомоментів. При цьому, як наслідок, узагальнюються результати роботи [6]. У випадку різно розподілених випадкових величин у роботах [4] і [5] використовуються псевдомоменти різної структури, а в даній роботі – аналогічні до введених у [5].

Нехай $\xi_1, \dots, \xi_n, \dots$ – послідовність незалежних випадкових величин з $M\xi_k = 0$, $D\xi_k = \sigma_k^2$ ($0 < \sigma_k^2 < +\infty$), функціями розподілу $F_k(x)$, характеристичними функціями $f_k(t)$, $\Phi(x)$ – функція розподілу стандартного нормального закону, $\Phi_n(x)$ – функція розподілу випадкової величини $\frac{\xi_1 + \dots + \xi_n}{B_n}$, де $B_n^2 = \sigma_1^2 + \dots + \sigma_n^2$, $\bar{\sigma}_k = \min(1, \sigma_k)$, $\bar{B}_n^2 = \bar{\sigma}_1^2 + \dots + \bar{\sigma}_n^2$, $\sigma = \min_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k$, $\rho_n = \sup_x |\Phi_n(x) - \Phi(x)|$.

Теорема. *Нехай θ_k – величина, для якої при деякому $s \in [0, r]$, $2 < r \leq 3$, для всіх дійсних t виконується нерівність*

$$\omega_k(t) = \left| f_k(t) - e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} \right| \leq \theta_k \min(|t|^s, |t|^r). \quad (1)$$

Тоді існує стала $A(s, r)$ така, що для всіх $n \geq 2$

$$\rho_n \leq \frac{A(s, r)}{B_n^{r-2} \sigma^{s+2+\delta}} \max(\bar{\theta}_n, \bar{\theta}_n^\alpha), \quad (2)$$

$$\text{де } \bar{\theta}_n = \frac{1}{B_n^2} \sum_{k=1}^n \theta_k, \quad \sigma = \min_{1 \leq k \leq n} \bar{\sigma}_k, \quad \delta = \begin{cases} 1, & 0 \leq s < 1, \\ 0, & 1 \leq s \leq r, \end{cases} \quad \alpha = \min\left(1, \frac{n}{sn+1}\right).$$

При $n = 1$ і $s > 0$

$$\rho_1 \leq \frac{1}{s} A_1(s, r) \frac{\max\left(\bar{\theta}_1, \bar{\theta}_1^{\frac{1}{s+1}}\right)}{\bar{\sigma}_1}.$$

Оскільки

$$\omega_k(t) \leq \kappa_k(r) \frac{|t|^r}{2^{2r-5}}, \quad \kappa_k(r) = \int_{-\infty}^{\infty} |x|^{r-1} |H_k(x)| dx,$$

$$\omega_k(t) \leq \kappa_{k0}(r) \min\left(|t|, \frac{|t|^r}{2^{2r-5}}\right), \quad \kappa_{k0}(r) = \int_{-\infty}^{\infty} \max(1, |x|^{r-1}) |H_k(x)| dx,$$

$$\omega_k(t) \leq \nu_{k0}(r) \min\left(1, \frac{|t|^r}{6^{r-2}}\right), \quad \nu_{k0}(r) = \int_{-\infty}^{\infty} \max(1, |x|^r) |dH_k(x)|,$$

то, покладаючи в умові теореми $\theta_k = \kappa_k(r)$, $s = r$; $\theta_k = \kappa_{k0}(r)$, $s = 1$ і $\theta_k = \nu_{k0}(r)$, $s = 0$ і враховуючи, що $\rho_1 \leq \nu_{10}(r)$, одержимо наступний наслідок.

Наслідок. Для всіх $n \geq 1$

$$\rho_n \leq \frac{A(3, r)}{\bar{B}_n^{r-2} \sigma^{r+2}} \max\left(\frac{1}{\bar{B}_n^2} \sum_{k=1}^n \kappa_k(r), \left(\frac{1}{\bar{B}_n^2} \sum_{k=1}^n \kappa_k(r)\right)^{\frac{n}{rn+1}}\right),$$

$$\rho_n \leq \frac{A(1, r)}{\bar{B}_n^{r-2} \sigma^3} \max\left(\frac{1}{\bar{B}_n^2} \sum_{k=1}^n \kappa_{k0}(r), \left(\frac{1}{\bar{B}_n^2} \sum_{k=1}^n \kappa_{k0}(r)\right)^{\frac{n}{n+1}}\right),$$

$$\rho_n \leq \frac{A(0, r)}{\bar{B}_n^{r-2} \sigma^3} \frac{1}{\bar{B}_n^2} \sum_{k=1}^n \nu_{k0}(r).$$

Відзначимо, що із даного наслідку випливають результати [4], [2].

Доведення теореми.

Для доведення використаємо нерівність (наслідок із [7], стор. 299)

$$\rho_n \leq \frac{2}{\pi} \int_0^X \left| \prod_{k=1}^n f_k(t) - e^{-\frac{t^2}{2}} \right| \frac{dt}{t} + \frac{24}{\pi \sqrt{2\pi} X}, \quad (3)$$

в якій покладемо $X = TB_n$, де $T = (\bar{\theta}_n)^{-p} c^{\frac{r+2}{2(r-2)}}$, $c \in (0, \frac{1}{2})$ — деяка стала, вибір якої визначимо пізніше,

$$p = \begin{cases} \frac{1}{r-2}, & \bar{\theta}_n \geq 1; \\ \min\left(1, \frac{n}{sn+1}\right), & \bar{\theta}_n < 1. \end{cases}$$

Оскільки для довільного дійсного t ([5])

$$e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} - 1 \leq \frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} \bar{\sigma}_k^2 \min(c, t^2), \quad (4)$$

тому

$$|f_k(t)| \leq e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} + \omega_k(t) \leq \exp\left\{\frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} \bar{\sigma}_k^2 \min(c, t^2) + \omega_k(t)\right\}, \quad (5)$$

$$e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} = 1 + e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} - 1 \leq \exp\left\{e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2}} - 1\right\} \leq \exp\left\{\frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} \bar{\sigma}_k^2 \min(c, t^2)\right\}, \quad (6)$$

а

$$\exp\left\{\frac{1 - e^{-\frac{c}{2}}}{c} \bar{\sigma}_k^2 \min(c, t^2)\right\} \leq e^{\frac{c}{2}}. \quad (7)$$

Тут враховується, що функція $\frac{1-e^{-t}}{t}$ є спадною при $t > 0$ і $\lim_{t \rightarrow 0+0} \frac{1-e^{-t}}{t} = 1$.

Покладемо $T_1 = \sqrt{c}$, $T_2 = \min(T_1, T)$. Якщо $T_2 = T_1$ (в цьому випадку $\bar{\theta}_n \leq c^{\frac{2}{p(r-2)}}$), то при $|t| \leq T_1 B_n$

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) &\leq \sum_{k=1}^n \frac{\theta_k |t|^r}{B_n^r} = \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 \frac{|t|^r}{B_n^r} \leq \frac{t^2}{B_n^2} \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 (T_1)^{r-2} \leq \\ &\leq \frac{t^2}{B_n^2} \bar{B}_n^2 c^{\frac{2}{p(r-2)} + \frac{r-2}{2}} \leq c \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right), \end{aligned} \quad (8)$$

а при $T_1 B_n \leq |t| \leq T B_n$ (оскільки $\bar{\theta}_n \leq c^{\frac{2}{p(r-2)}} < 1$, то $p = \min(1, \frac{n}{sn+1})$ і $p \leq \frac{n}{sn+1}$ або $n(1-sp) \geq p$ і $1-sp > 0$)

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) &\leq \sum_{k=1}^n \frac{\theta_k |t|^s}{B_n^s} \leq \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 \frac{|t|^s}{B_n^s} \leq \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 T^s = \bar{B}_n^2 (\bar{\theta}_n)^{1-sp} c^{\frac{r+2}{2(r-2)}s} \leq \\ &\leq \bar{B}_n^2 c^{\frac{2(1-sp)}{p(r-2)} + \frac{(r+2)s}{2(r-2)}} \leq \bar{B}_n^2 c^{\frac{2}{p(r-2)} + \frac{s}{2}} \leq \bar{B}_n^2 c^2 = c \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right). \end{aligned} \quad (9)$$

Нехай $T_2 = T$ ($\bar{\theta}_n \geq c^{\frac{2}{p(r-2)}}$). Тоді при $|t| \leq T B_n$

$$\sum_{k=1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) \leq \sum_{k=1}^n \frac{\theta_k |t|^r}{B_n^r} \leq \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 \frac{t^2}{B_n^2} T^{r-2} = \frac{t^2}{B_n^2} \bar{B}_n^2 (\bar{\theta}_n)^{1-(r-2)p} c^{\frac{r+2}{2}}.$$

Оскільки при $\bar{\theta}_n \geq 1$ $p = \frac{1}{r-2}$, то $(\bar{\theta}_n)^{1-(r-2)p} = 1$, а при $\bar{\theta}_n < 1$ $p = \min(1, \frac{n}{sn+1}) \leq 1$ і $1 - (r-2)p \geq 1 - (r-2) = 3 - r \geq 0$, то $(\bar{\theta}_n)^{1-(r-2)p} < 1$. Тому

$$\sum_{k=1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) \leq \frac{t^2}{B_n^2} \bar{B}_n^2 c^2 \leq c \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right). \quad (10)$$

Із (8)–(10) випливає, що при $|t| \leq T B_n$

$$\sum_{k=1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) \leq c \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right). \quad (11)$$

Нехай $\psi_{ni}(t) = \prod_{k=1}^{i-1} e^{-\frac{t^2 \sigma_k^2}{2B_n^2}} \prod_{k=i+1}^n f_k \left(\frac{t}{B_n} \right)$, $i = 1, 2, \dots, n$, при $n \geq 2$ і $\psi_{ni}(t) = 1$ при $n = 1$ ($\prod_{k=1}^0 a_k = 1$, $\prod_{k=n+1}^n a_k = 1$).

Із (5), (6)

$$\begin{aligned} |\psi_{ni}(t)| &\leq \exp \left\{ \frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} (\bar{\sigma}_1^2 + \dots + \bar{\sigma}_{i-1}^2) \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) + \right. \\ &+ \left. \frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} (\bar{\sigma}_{i+1}^2 + \dots + \bar{\sigma}_n^2) \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) + \sum_{k=i+1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) \right\} = \\ &= \exp \left\{ \frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} (\bar{B}_n^2 - \bar{\sigma}_i^2) \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) + \sum_{k=i+1}^n \omega_k \left(\frac{t}{B_n} \right) \right\}. \end{aligned} \quad (12)$$

Тоді із (11) і (7) при $n \geq 2$ і $|t| \leq TB_n$

$$\begin{aligned}
 |\psi_{ni}(t)| &\leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \exp \left\{ \frac{e^{-\frac{\varepsilon}{2}} - 1}{c} \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) + c \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) \right\} \leq \\
 &\leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \exp \left\{ -c_1 \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) \right\},
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

де $c_1 = \frac{1-e^{-\frac{\varepsilon}{2}}}{c} - c$ і сталу c виберемо так, щоб $c_1 > 0$.

Із відомої нерівності

$$\left| \prod_{k=1}^n a_k - \prod_{k=1}^n b_k \right| \leq \sum_{k=1}^n |a_k - b_k| \prod_{j=1}^{k-1} |b_j| \prod_{j=k+1}^n |a_j|,$$

і (13) при $n \geq 2$ і $|t| \leq TB_n$

$$\begin{aligned}
 \left| \varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}} \right| &\leq \sum_{i=1}^n \omega_i \left(\frac{t}{B_n} \right) |\psi_{ni}(t)| \leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i |t|^r}{B_n^r} e^{-c_1 \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right)} = \\
 &= \frac{|t|^r}{B_n^r} \bar{B}_n^2 \bar{\theta}_n e^{\frac{\varepsilon}{2}} \exp \left\{ -c_1 \bar{B}_n^2 \min \left(c, \frac{t^2}{B_n^2} \right) \right\}.
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

Із (3) одержуємо

$$\begin{aligned}
 \rho_n &\leq \frac{2}{\pi} \left(\int_0^{T_2 B_n} \left| \varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}} \right| \frac{dt}{t} + \int_{T_2 B_n}^{TB_n} \left| \varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}} \right| \frac{dt}{t} \right) + \frac{24}{\pi \sqrt{2\pi} T B_n} = \\
 &= \frac{2}{\pi} (I_1 + I_2) + \frac{24}{\pi \sqrt{2\pi}} \frac{\bar{\theta}_n^p}{c^{\frac{r+2}{2(r-2)}} B_n}.
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

Із (14) при $n \geq 2$

$$\begin{aligned}
 I_1 &\leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 \int_0^{T_2 B_n} \frac{t^{r-1}}{B_n^r} e^{-c_1 \bar{B}_n^2 \frac{t^2}{B_n^2}} dt = \frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2}} e^{\frac{\varepsilon}{2}} \frac{1}{2c_1^{\frac{r}{2}}} \int_0^{c_1 \bar{B}_n^2 T_2^2} \tau^{\frac{r-2}{2}} e^{-\tau} d\tau \leq \\
 &\leq \frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2}} e^{\frac{\varepsilon}{2}} \frac{1}{2c_1^{\frac{r}{2}}} \Gamma \left(\frac{r}{2} \right).
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

Якщо $T_2 = T$, то $I_2 = 0$, і при виконанні умови $\frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2}} \geq \frac{\bar{\theta}_n^{\frac{1}{r-2}}}{B_n}$ одержуємо нерівність (2). Якщо ж ця умова не виконується, то (2) стає очевидною. Тому будемо вважати, що $T_2 = T_1$ (у цьому випадку $\bar{\theta}_n \leq c^{\frac{2}{p(r-2)}}$ і $p = \alpha$). Для оцінки I_2 використаємо нерівність ([4])

$$\left| \prod_{i=1}^n a_i - \prod_{i=1}^n b_i \right| \leq \sum_{i=1}^n |a_i - b_i| \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i}}^n |b_l| \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i, l}}^n (|b_k| + |a_k - b_k|) + \prod_{k=1}^n |a_k - b_k|,$$

у якій покладемо $a_i = f_i\left(\frac{t}{B_n}\right)$, $b_i = e^{-\frac{t^2\sigma_i^2}{2B_n^2}}$. Тоді

$$\left|\varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}}\right| \leq \sum_{i=1}^n \omega_i\left(\frac{t}{B_n}\right) \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i}}^n e^{-\frac{t^2\sigma_l^2}{2B_n^2}} \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i, l}}^n \left(e^{-\frac{t^2\sigma_k^2}{2B_n^2}} + \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right)\right) + \prod_{k=1}^n \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right). \quad (17)$$

Із (5), (6), (7) і (11) при $n > 2$ і $T_1 B_n < |t| \leq T B_n$

$$\prod_{\substack{k=1 \\ k \neq l, i}}^n \left(e^{-\frac{t^2\sigma_k^2}{2B_n^2}} + \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right)\right) \leq \exp\left\{\frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} (\bar{B}_n^2 - \bar{\sigma}_i^2 - \bar{\sigma}_l^2) \min\left(c, \frac{t^2}{B_n^2}\right) + \sum_{k=1}^n \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right)\right\} \leq e^c \exp\left\{\frac{e^{-\frac{c}{2}} - 1}{c} \bar{B}_n^2 \min\left(c, \frac{t^2}{B_n^2}\right) + c \bar{B}_n^2 \min\left(c, \frac{t^2}{B_n^2}\right)\right\} \leq e^c e^{-c_1 c \bar{B}_n^2},$$

і при $n = 2$ $\prod_{\substack{k=1 \\ k \neq l, i}}^n \left(e^{-\frac{t^2\sigma_k^2}{2B_n^2}} + \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right)\right) = 1$. Тому із (17) при $n \geq 2$ і $T_1 B_n < |t| \leq T B_n$

$$\left|\varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}}\right| \leq \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i |t|^s}{B_n^s} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i}}^n e^{-\frac{t^2\sigma_l^2}{2B_n^2}} e^c e^{-cc_1 \bar{B}_n^2} + \prod_{k=1}^n \omega_k\left(\frac{t}{B_n}\right) \leq \leq (n-1) e^{-\frac{t^2\sigma^2}{2B_n^2}} e^c e^{-cc_1 \bar{B}_n^2} \bar{\theta}_n \bar{B}_n^2 \frac{|t|^s}{B_n^s} + \prod_{k=1}^n \left(\theta_k \frac{|t|^s}{B_n^s}\right). \quad (18)$$

Використовуючи нерівність (18) для I_2 при $n \geq 2$ одержуємо

$$I_2 = \int_{T_1 B_n}^{T B_n} \left|\varphi_n(t) - e^{-\frac{t^2}{2}}\right| \frac{dt}{t} \leq (n-1) e^c e^{-cc_1 \bar{B}_n^2} \bar{\theta}_n \frac{\bar{B}_n^2}{B_n^s} \int_{T_1 B_n}^{T B_n} e^{-\frac{t^2\sigma^2}{2B_n^2}} t^{s-1} dt + \int_{T_1 B_n}^{T B_n} \prod_{k=1}^n \left(\frac{\theta_k t^s}{B_n^s}\right) \frac{dt}{t} = = (n-1) e^c e^{-cc_1 \bar{B}_n^2} \bar{\theta}_n \frac{\bar{B}_n^r}{B_n^{r-2}} \frac{2^{\frac{s-2}{2}}}{\sigma^s} \int_{\frac{T_1^2 \sigma^2}{2}}^{\frac{T^2 \sigma^2}{2}} e^{-\tau} \tau^{\frac{s-2}{2}} d\tau + \left(\prod_{k=1}^n \theta_k\right) \int_{T_1}^T t^{sn-1} dt. \quad (19)$$

Оскільки функція $y^{r+2} e^{-cc_1 y^2}$ обмежена при $y > 0$, а

$$\int_{\frac{T_1^2 \sigma^2}{2}}^{\frac{T^2 \sigma^2}{2}} e^{-\tau} \tau^{\frac{s-2}{2}} d\tau \leq \begin{cases} \frac{\sqrt{2}}{T_1 \sigma} \Gamma\left(\frac{s+1}{2}\right) \leq \sqrt{\frac{2\pi}{c}} \frac{1}{\sigma}, & \text{при } s < 1, \\ \Gamma\left(\frac{s}{2}\right) \leq \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi}, & \text{при } s \geq 1, \end{cases}$$

то існує стала C_3 , залежна лише від c , що перший доданок у лівій частині (19) не перевищує $C_3(c) \frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2}} \frac{1}{\sigma^{s+2+\delta}}$, де $\delta = 0$ при $s \geq 1$ і $\delta = 1$ при $s < 1$.

Згідно нерівності, що пов'язує середнє геометричне і середнє арифметичне, одержуємо

$$\prod_{k=1}^n \theta_k \leq \left(\frac{\sum_{k=1}^n \theta_k}{n} \right)^n \leq \bar{\theta}_n^n \sigma^{2n},$$

а

$$\int_{T_1}^T t^{sn-1} dt \leq \frac{1}{T_1^{\frac{1}{3}}} \int_{T_1}^T t^{sn-\frac{2}{3}} dt \leq \frac{1}{T_1^{\frac{1}{3}}} \frac{1}{sn + \frac{1}{3}} T^{sn+\frac{1}{3}}.$$

Тоді при $s \leq \frac{1}{3}$ і $n \geq 2$ (у цьому випадку $p = 1$)

$$\begin{aligned} \left(\prod_{k=1}^n \theta_k \right)^n \int_{T_1}^T t^{sn-1} dt &\leq \bar{\theta}_n^{n-(sn+\frac{1}{3})p} c^{\frac{r+2}{2(r-2)}(sn+\frac{1}{2})-\frac{1}{6}} \cdot 3\sigma^{2n} \leq \bar{\theta}_n \bar{\theta}_n^{\frac{2}{3}n-\frac{4}{3}} c^{\frac{r+2}{2(r-2)}(sn+\frac{1}{2})-\frac{1}{6}} \cdot 3 \leq \\ &\leq \bar{\theta}_n c^{\frac{2}{r-2}(\frac{2n-4}{3})+\frac{r+2}{4(r-2)}-\frac{1}{6}} \cdot 3 \leq C_4(c, r) \frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2}}, \end{aligned}$$

а при $s > \frac{1}{3}$ (оскільки $\bar{\theta}_n < 1$, а $n(1-sp) \geq p$)

$$\left(\prod_{k=1}^n \theta_k \right)^n \int_{T_1}^T t^{sn-1} dt \leq \bar{\theta}_n^n \frac{1}{sn} T^{sn} \leq \frac{\bar{\theta}_n^p}{B_n} C_5(c, r).$$

Враховуючи ці результати, із (19) одержуємо

$$I_2 \leq C_6(c, r) \frac{\bar{\theta}_n}{B_n^{r-2} \sigma^{s+2+\delta}} + C_7(c, r) \frac{\bar{\theta}_n^p}{B_n}. \tag{20}$$

Із (15), (16) і (20) одержуємо (2).

Нехай $n = 1$. Якщо $\bar{\theta}_1 > c^{\frac{2}{p(r-2)}}$, то

$$\rho_1 \leq c^{-\frac{2}{p(r-2)}} \bar{\theta}_1.$$

Нехай $s > 0$ і $\bar{\theta}_1 \leq c^{\frac{2}{p(r-2)}}$, тоді

$$\begin{aligned} \rho_1 &\leq \frac{2}{\pi} \int_0^X \left| f_1\left(\frac{t}{\sigma_1}\right) - e^{-\frac{t^2}{2}} \right| \frac{dt}{t} + \frac{24}{\pi\sqrt{2\pi}X} \leq \\ &\leq \frac{2}{\pi} \frac{\theta_1}{\sigma_1^s} \int_0^X t^{s-1} dt + \frac{24}{\pi\sqrt{2\pi}} \frac{\bar{\theta}_1^p}{\sigma_1} c^{-\frac{r+2}{2(r-2)}} \leq \frac{2}{\pi} \frac{\theta_1}{\sigma_1^s} \frac{X^s}{s} + \frac{24}{\pi\sqrt{2\pi}} \frac{\bar{\theta}_1^p}{\sigma_1} c^{-\frac{r+2}{2(r-2)}} \leq \\ &\leq \frac{1}{s} C_8(c, r) \frac{\bar{\theta}_1^p}{\sigma_1^{r-2}}. \end{aligned}$$

Тому при $s > 0$

$$\rho_1 \leq \frac{1}{s} C_9(c, r) \frac{\max(\bar{\theta}_1, \bar{\theta}_1^p)}{\bar{\sigma}_1}.$$

Теорему доведено.

1. *Золотарев В. М.* Современная теория независимых случайных величин. – М.: Наука, 1986. – 416 с.
2. *Zolotarev V. M.* Exactness of a approximation in the central limit theorem // Proceedings of in Second Japan–USSR Symposium on Probability Theory. – Berlin: Springes-Verlag, 1973. – P. 531–543.
3. *Нагаев С. В., Ротарь В. И.* Об усилении оценок типа Ляпунова (случай близости слагаемых к нормальному) // Теория вероятностей и ее применен. – 1973. – Т. 18, Вып. 1. – С. 109–121.
4. *Боярищева Т. В., Слюсарчук П. В.* Оцінка швидкості збіжності в центральній граничній теоремі для різно розподілених випадкових величин // Наук. вісник Ужгород. ун-ту. Сер. матем. – 1999. – Вип. 4 – С. 12–16.
5. *Слюсарчук П. В., Поляк І. Й.* Узагальнення одного результату В. М. Золотарьова // Наук. вісник Ужгород. ун-ту. Сер. матем. – 1998. – Вип.3. – С. 184–189.
6. *Игнат Ю. И., Слюсарчук П. В.* Об одной оценке остаточного члена в центральной предельной теореме // Материалы XXXV научной конференции проф.-препод. состава УжГУ. Секция матем. наук. № 4640–82 Деп.
7. *Лозв М.* Теория вероятностей. – М.: Из-во иностр. лит., 1962. – 720 с.

Одержано 26.09.2005