

# СИБИРСКИЕ ЭЛЕКТРОННЫЕ МАТЕМАТИЧЕСКИЕ ИЗВЕСТИЯ

Siberian Electronic Mathematical Reports  
<http://semr.math.nsc.ru>

Том 6, стр. 191–198 (2009)

УДК 519.214.4

MSC 60F10

## ОЦЕНКИ ТИПА БЕРРИ - ЭССЕЕНА ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ БОЛЬШИХ УКЛОНЕНИЙ ПРИ НАРУШЕНИИ УСЛОВИЯ КРАМЕРА

А. И. САХАНЕНКО

**ABSTRACT.** Two-sided estimates for probabilities of large deviations for sums of independent random variables with finite variances are obtained. All asymptotics of the probabilities are described in terms of deviation function  $\Lambda(x, y)$  of a sum of truncated random variables. All error terms are explicitly estimated by a modified Lyapunov ratio  $L(H(x), y)$ .

**Keywords:** probabilities of large deviations, deviation function, Lyapunov ratio.

### 1. ВВЕДЕНИЕ И ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Пусть нам дана последовательность  $X_1, \dots, X_n$ , состоящая из независимых случайных величин, причем

$$\forall j \quad \mathbf{E}X_j = 0, \quad 0 < B^2 = \sum \mathbf{D}X_j < \infty, \quad S = \sum X_j. \quad (1)$$

Подчеркнем, что в (1) и далее символ  $\sum$  без индексов означает, что суммирование ведется по переменной  $j$ , пробегающей значения от 1 до  $n$ . Введем в рассмотрение еще срезанные случайные величины

$$X_j(y) = \min\{X_j, y\}, \quad S(y) = \sum X_j(y) \quad (2)$$

и определим функцию уклонений сумм срезанных величин

$$\Lambda(x, y) = \sup_h [xh - \ln \mathbf{E}e^{hS(y)}]. \quad (3)$$

SAKHANENKO, A.I., ESTIMATES OF BERRY - ESSEEN TYPE FOR PROBABILITIES OF LARGE DEVIATIONS UNDER VIOLATION OF CRAMÉR CONDITION.

© 2009 Саханенко А.И.

Работа поддержана РФФИ (грант 07-01-00595).

Поступила 20 декабря 2008 г., опубликована 15 июля 2009 г.

При  $h \geq 0$  положим

$$L(h, y) = \sum L_j(h, y), \quad \text{где } L_j(h, y) = \mathbf{E}[|X_j(y)|^3 e^{hX_j(y)^+}]. \quad (4)$$

Наша цель — получить достаточно точные оценки для  $\mathbf{P}(S \geq x)$ , которыми было бы удобно пользоваться при больших значениях  $x$ . При выполнении условия Крамера такого рода результаты получены целым рядом авторов (см., ссылки, например в [1] и [2]).

Если же условие Крамера не выполнено, то представляется естественным ввести срезки и получить сначала оценки для  $\mathbf{P}(S(y) \geq x)$ , а уже потом из них извлечь оценки для  $\mathbf{P}(S \geq x)$ . Однако введение срезок приводит к необходимости проверять большое число дополнительных условий, что всегда хлопотно, а зачастую и трудно. В данной же работе предлагаются такие оценки для вероятностей  $\mathbf{P}(S(y) \geq x)$ , в которых все условия и все оценки для погрешностей явно и просто выражаются в терминах ровно одной числовой характеристики —  $L(h, y)$ , а асимптотика этих вероятностей зависит только от функции  $\Lambda(x, y)$ . Отметим, что величина  $L(h, \infty)$  появилась в работе автора [3], как естественная мажоранта отношения Ляпунова для случайных величин, появляющихся при использовании классического преобразования Крамера.

Сформулируем теперь основной результат работы. Нам потребуются следующие характеристики нормального распределения

$$\varphi(x) = e^{-x^2/2}/\sqrt{2\pi}, \quad \bar{\Phi}(x) = \int_x^\infty \varphi(t)dt.$$

**Теорема.** *Предположим, что числа  $x$  и  $y$  удовлетворяют следующему условию*

$$y \geq B, \quad x \geq 0, \quad 4(B + 8x)L(H, y) \leq B^4, \quad (5)$$

где  $H = H(x) = (2x + B)/B^2$ . Тогда

$$\mathbf{P}(S(y) \geq x) = \bar{\Phi}(\sqrt{2\Lambda(x, y)}) + \delta_0(x, y)\varphi(\sqrt{2\Lambda(x, y)}), \quad (6)$$

$$\mathbf{P}(S(y) \geq x) = e^{\gamma(x, y)} [\bar{\Phi}(x/B) + \delta(x, y)\varphi(x/B)], \quad (7)$$

где

$$|\delta_0(x, y)| \leq 41L(H, y)/B^3, \quad |\delta(x, y)| \leq 46L(H, y)/B^3, \quad (8)$$

$$\gamma(x, y) = (x/B)^2/2 - \Lambda(x, y), \quad |\gamma(x, y)| \leq 2(x + B)^3 L(H, y)/B^6. \quad (9)$$

Отметим еще, что формулу (7) можно записать в следующем эквивалентном виде ([2])

$$\mathbf{P}(S(y) \geq x) = e^{-\Lambda(x, y)} [\psi(x) + \delta(x, y)]/\sqrt{2\pi}, \quad (10)$$

где

$$\psi(x) := \bar{\Phi}(x)/\varphi(x) = \int_0^\infty e^{-t^2/2 - xt} dt. \quad (11)$$

Отметим, что в теореме существенно используется тот факт, что срезки не произвольны, а имеют вполне определенный вид (2). По этой же причине в нашем случае справедливо следующее соотношение

$$\forall x \forall y \quad \mathbf{P}(S(y) \geq x) \leq \mathbf{P}(S \geq x) \leq \mathbf{P}(S(y) \geq x) + \sum \mathbf{P}(X_j > y). \quad (12)$$

В частности, теорема автоматически дает достаточно удобную оценку снизу для  $\mathbf{P}(S \geq x)$ .

Приведем теперь пример, показывающий как при помощи этой теоремы можно получать точную асимптотику для вероятностей больших уклонений в случае произвольной схемы серий с достаточно легко проверяемыми условиями. Предположим, что при каждом натуральном  $n$  нам даны независимые случайные величины  $X_{n,1}, \dots, X_{n,n}$ , причем

$$\forall j \quad \mathbf{E}X_{n,j} = 0, \quad 0 < B_n^2 = \mathbf{D}S_n < \infty, \quad S_n = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}.$$

Положим

$$V_n(y) := \sum_{j=1}^n \mathbf{P}(X_{n,j} > y), \quad h_n(x) = (2x + 1)/B_n,$$

$$L_n(x, y) = B_n^{-3} \sum_{j=1}^n \mathbf{E}[\min\{|X_{n,j}|^3, yX_{n,j}^2\} e^{h_n(x) \min\{X_{n,j}^+, y\}}].$$

Условимся, что ниже все пределы берутся при  $n \rightarrow \infty$  и что числа  $y_n$  могут зависеть как от  $n$ , так и от  $x_n$ .

**Следствие 1.** Пусть числовая последовательность  $x_n \rightarrow \infty$  такова, что для некоторых чисел  $y_n \geq B_n$  справедливы следующие условия

$$x_n^3 L_n(x_n, y_n) \rightarrow 0 \quad \text{и} \quad x_n e^{x_n^2/2} V_n(y_n) \rightarrow 0. \quad (13)$$

Тогда

$$\mathbf{P}(S_n \geq x_n B_n) \sim x_n^{-1} e^{-x_n^2/2} / \sqrt{2\pi}. \quad (14)$$

Первое условие в (13) можно существенно ослабить, если чуть усложнить формулировку. Введем в рассмотрение функции уклонений для сумм срезанных случайных величин:

$$\Lambda_n(x, y) = \sup_h \left\{ hx B_n - \sum_{j=1}^n \ln \mathbf{E} e^{h \min\{X_{n,j}, y\}} \right\}.$$

**Следствие 2.** Пусть числовые последовательности  $x_n \rightarrow \infty$  и  $y_n \geq B_n$  удовлетворяют следующим условиям

$$x_n L_n(x_n, y_n) \rightarrow 0 \quad \text{и} \quad x_n e^{\Lambda_n(x_n, y_n)} V_n(y_n) \rightarrow 0. \quad (15)$$

Тогда  $\Lambda_n(x_n, y_n) \sim x_n^2/2$  и

$$\mathbf{P}(S_n \geq x_n B_n) \sim x_n^{-1} e^{-\Lambda_n(x_n, y_n)} / \sqrt{2\pi}. \quad (16)$$

В одной из следующих работ автор планирует показать, что все интегральные теоремы, полученные в [4, главы VI–XIV] для всех классов моментных предположений могут быть получены как частные случаи следствия 2. Более того, могут быть одновременно получены и односторонние аналоги таких утверждений, что невозможно сделать методами работы [4], так как в ней существенно используются отрезки ряда Крамера растущей длины. В нашем же случае все коэффициенты ряда Крамера могут обращаться в бесконечность, в то время как асимптотика для вероятностей больших уклонений остается правильной.

Отметим, что в следствиях 1 и 2, в отличие от аналогичных результатов в ряде других работ (см., например, [5] и ссылки там), не накладывається предположений на поведение хвостов распределений случайных величин на всей оси, то есть при  $y > y_n$ . Тем самым мы, с одной стороны, существенно расширяем

класс распределений, для которых верны наши результаты. С другой же стороны, мы с необходимостью одновременно сужаем зону возможных значений  $x_n$  до внутренности крамеровской зоны в терминологии работы [5].

Пользуясь случаем, автор хотел бы поблагодарить Рецензента за полезные замечания.

Остальная часть работы посвящена доказательствам приведенных выше результатов.

## 2. ДОКАЗАТЕЛЬСТВА

Пусть последовательность  $\xi_1, \dots, \xi_n$  состоит из независимых случайных величин и

$$\forall j \quad \mathbf{E}\xi_j = 0, \quad 0 < b^2 = \sum \mathbf{D}\xi_j < \infty, \quad Z = \sum \xi_j.$$

Положим

$$L(h) = \sum \mathbf{E}[|\xi_j|^3 e^{h\xi_j^+}] \quad \text{при} \quad h \geq 0. \quad (17)$$

Если теперь число  $z$  удовлетворяет условию

$$z \geq 0 \quad \text{и} \quad 16zL(2z/b^2) \leq b^4, \quad (18)$$

то, как вытекает из следствия 5 в [3], определена и конечна функция уклонений

$$\Lambda(z) = \sup_h [zh - \ln \mathbf{E}e^{hZ}]. \quad (19)$$

Следующее утверждение также является частным случаем следствия 5, доказанного в работе автора [3].

**Лемма 1.** *Если верно условие (18), то*

$$\mathbf{P}(Z \geq z) = \bar{\Phi}(\sqrt{2\Lambda(z)}) + \delta_0(z)\varphi(\sqrt{2\Lambda(z)}), \quad (20)$$

$$\mathbf{P}(Z \geq z) = e^{\gamma(z)} [\bar{\Phi}(z/b) + \delta(z)\varphi(z/b)], \quad (21)$$

где

$$|\delta_0(z)| \leq 29L(2z/b^2)/b^3, \quad |\delta(z)| \leq 32L(2z/b^2)/z^3, \quad (22)$$

$$\gamma(z) = (z/b)^2/2 - \Lambda(z), \quad |\gamma(z)| \leq z^3L(2z/b^2)/b^6. \quad (23)$$

Доказательство теоремы будет основано на применении леммы 1 при

$$\xi_j = X_j(y) - \mathbf{E}X_j(y), \quad Z = S(y) - \mathbf{E}S(y), \quad z = x - \mathbf{E}S(y). \quad (24)$$

Положим

$$h = 1 + 2x, \quad L = L(h, y), \quad \beta_j := \mathbf{E}\{X_j^2 : X_j > y\}. \quad (25)$$

Случай, когда  $y = \infty$  уже разобран в [3]. Поэтому далее предполагаем, что  $y < \infty$ . А поскольку вместо случайных величин  $\{X_j\}$  всегда можно изучать величины  $\{X_j/B\}$ , то далее в этом параграфе мы всюду считаем, что  $B = 1$ . При сделанных предположениях, с учетом обозначений (25), условие (5) можно переписать в следующем виде

$$\infty > y \geq B = 1, \quad x \geq 0, \quad (1 + 8x)L \leq 1/4. \quad (26)$$

**Лемма 2.** *Справедливо соотношение*

$$\beta := \sum \beta_j \leq L/e^{hy} \leq e^{-1}L/(1 + 2x) \leq 1/(4e). \quad (27)$$

*Доказательство.* Из определения (4) следует, что  $L_j(h, y) \geq e^{hy}y\beta_j$ . Но из этого факта немедленно находим (27), если только заметим еще, что  $y \geq 1$ ,  $e^{hy}y \geq e^{1+2x}$  и  $e^{2x} \geq 1 + 2x$ .  $\square$

Далее нам потребуется несколько элементарных неравенств.

**Лемма 3.** *Имеют место следующие утверждения*

$$\forall y > 0 \quad \forall X \quad X - y \leq X^2/(4y), \quad (28)$$

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \forall X \geq 0 \quad \forall \alpha \geq 0 \quad (X + \alpha)^3 \leq (1 + \varepsilon)^2(X^3 + \alpha^3/\varepsilon^2), \quad (29)$$

$$\forall u > 0 \quad \forall v > 0 \quad |\psi(u) - \psi(v)| \leq |u - v|. \quad (30)$$

*Доказательство.* Введем в рассмотрение функции

$$f_1(X) := X - y - X^2/(4y), \quad f_2(X) := (X + \alpha)^3 - (1 + \varepsilon)^2(X^3 + \alpha^3/\varepsilon^2).$$

Нетрудно проверить, что  $f_k(0) \leq 0$  и  $f_k(\infty) = -\infty$  при  $k = 1, 2$ . А из явного вида производных нетрудно найти точку максимума этих функций и получить, что

$$\max_{0 \leq X < \infty} f_1(X) = f_1(2y) = 0, \quad \max_{0 \leq X < \infty} f_2(X) = f_2(\alpha/\varepsilon) = 0.$$

Тем самым мы доказали неравенства (28) и (29). Заметим, теперь, что из (11) имеем:

$$\forall x \geq 0 \quad |\psi'(x)| := \int_0^\infty x e^{-t^2/2 - xt} dt \leq \int_0^\infty x e^{-t^2/2} dt = 1.$$

Но из полученной оценки для производной  $|\psi'(x)|$  очевидно следует неравенство (30).  $\square$

Положим

$$a_j := -\mathbf{E}X_j(y), \quad a := \sum a_j = -\mathbf{E}S(y).$$

**Лемма 4.** *Пусть верны условия (1) и (26). Тогда*

$$0 \leq a \leq \beta/4, \quad 0 \leq 1 - b^2 \leq 2\beta, \quad 1 \geq b^2 \geq 9/10. \quad (31)$$

*Кроме того, в этом случае*

$$\forall j \quad 0 \leq a_j \leq ha_j \leq c := (16e)^{-1}, \quad e^{hy} \sum a_j^3 \leq c^2 L/4. \quad (32)$$

*Доказательство.* Поскольку  $\mathbf{E}X_j = 0$ , то из определения (2) нетрудно извлечь, что

$$a_j := \mathbf{E}X_j - \mathbf{E}X_j(y) = \mathbf{E}[X_j - y]^+ \geq 0.$$

Из этого представления и из неравенства (28) при  $X = X_j$  имеем:

$$0 \leq a_j = \mathbf{E}[X_j - y] \leq \mathbf{E}\{X_j^2/(4y) : X_j > y\} = \beta_j/(4y).$$

Просуммировав полученные неравенства по  $j$ , мы найдем первое неравенство в (31), если только заметим, что  $y \geq 1$ .

Поскольку  $0 \leq a_j \leq a \leq \beta/4$ , то применяя последовательно (25), (27) и (26), имеем

$$0 \leq a_j \leq ha_j \leq (1 + 2x)\beta/4 \leq e^{-1}L/4 \leq e^{-1}/4^2 = c.$$

Тем самым доказано первое соотношение в (32). А из него и (31) мы получаем, что

$$\sum a_j^3 \leq c^2 \sum a_j = c^2 a \leq c^2 \beta/4 \leq (c^2/4)L/e^{hy}.$$

При выводе последнего неравенства мы опять использовали оценку (27) для величины  $\beta$ . Таким образом, мы доказали оба соотношения в (32).

Используя опять определение (2), нетрудно понять, что

$$\mathbf{E}X_j^2 - \mathbf{E}X_j^2(y) = \mathbf{E}\{X_j - y^2 : X_j > y\} \leq \beta_j.$$

Следовательно, с учетом первого неравенства в (32), имеем

$$0 \leq \mathbf{E}X_j^2 - \mathbf{D}X_j(y) \leq \beta_j + a_j^2 \leq \beta_j + ca_j.$$

Суммируя эти неравенства, получаем

$$0 \leq 1 - b^2 \leq \beta + ca \leq (1 + c/4)\beta \leq (1 + c/4)/(4e) < 1/10. \quad (33)$$

При выводе (33) были использованы уже доказанные оценки для величин  $a$  и  $\beta$  из (31) и (27). Поскольку  $1 + c/4 < 2$ , то из (33) следуют второе и третье соотношения в (31).  $\square$

**Лемма 5.** Пусть выполнены условия (1) и (26). Тогда

$$z \leq z/b \leq z/b^2 \leq x + L/2 \leq x + 1/8 < h/2. \quad (34)$$

В частности,

$$z^2/b^2 - x^2 \leq (x + 1/8)L, \quad |\psi(z/b) - \psi(x)| \leq L/2. \quad (35)$$

*Доказательство.* Используя (31) и (27), имеем

$$\frac{z}{b^2} - x = \frac{x + a - xb^2}{b^2} \leq \frac{\beta/4 + x(1 - b^2)}{0.9} \leq \frac{\beta + 2x\beta}{0.9} \leq \frac{L}{0.9e}. \quad (36)$$

Поскольку  $0.9e > 2$  и  $L \leq 1/4$  ввиду (27), то из (36) вытекает (34).

Чтобы из (34) извлечь (35), надо воспользоваться соотношениями

$$z^2/b^2 - x^2 = (z/b + x)(z/b - x) \quad \text{и} \quad |\psi(z/b) - \psi(x)| \leq |z/b - x|.$$

Последнее верно в силу (30).  $\square$

**Лемма 6.** Если справедливы условия (1) и (26), то

$$L(2z/b^2) \leq CL \quad \text{при} \quad C = e^c(1 + (c/2)^{2/3})^3 < 6/5. \quad (37)$$

*Доказательство.* Поскольку  $|\xi_j| \leq |X_j(y)| + a_j$  в силу определений (17) и (4), то из неравенства (29) при  $X = |X_j(y)|$  и  $\alpha = a_j$  имеем

$$\forall \varepsilon > 0 \quad |\xi_j|^3 \leq (1 + \varepsilon)^2(|X_j(y)|^3 + a_j^3/\varepsilon^2). \quad (38)$$

Кроме того, ввиду (17), (4) и (32)

$$h\xi_j^+ \leq hX_j(y)^+ + ha_j \leq hX_j(y)^+ + c \leq hy + c.$$

Из последнего соотношения и (38) немедленно следует, что

$$|\xi_j|^3 e^{h\xi_j^+} \leq (1 + \varepsilon)^2 e^c (|X_j(y)|^3 e^{hX_j(y)^+} + e^{hy} a_j^3/\varepsilon^2).$$

Суммируя эти неравенства по  $j$  и учитывая (4) и (32), находим, что

$$L(h) \leq (1 + \varepsilon)^2 e^c (L + (c^2/4)L/\varepsilon^2). \quad (39)$$

Так как  $2z/b^2 \leq h$  ввиду (34), то из (39) при  $\varepsilon := (c/2)^{2/3}$  получаем требуемое неравенство  $L(2z/b^2) \leq L(h) \leq CL$  с константой  $C$ , указанной в (37).  $\square$

**Лемма 7.** Если верны условия (1) и (26), то выполнено и предположение (18).

*Доказательство.* Так как  $8z \leq 8(x + 1/8) = 1 + 8x$  в силу (34), то применяя последовательно неравенства (37), (26) и (31), имеем

$$16zL(2z/b^2) \leq 2(1 + 8x)CL \leq 2C/4 \leq (0.9)^2 \leq b^4.$$

Здесь мы еще использовали оценку  $C/2 < 3/5 < (0.9)^2$ .  $\square$

**Лемма 8.** Пусть выполнены все условия теоремы при  $B = 1$ . В этом случае справедливы все равенства в формулах (6), (7), (9) и, кроме того, имеют место следующие соотношения:

$$\Lambda(x, y) = \Lambda(z), \quad \gamma(x, y) = \gamma(z) + x^2/2 - (z/b)^2/2, \quad (40)$$

$$\delta_0(x, y) = \delta_0(z), \quad \delta(x, y) = \delta(z) + \psi(z/b) - \psi(x), \quad (41)$$

где функция  $\psi(x)$  введена в (11).

*Доказательство.* Подчеркнем еще раз, что переменные в теореме и лемме 1 связаны равенствами (24). По этой причине из определений (3) и (19) вытекает, что имеют место равенства (40). Напомним, что при  $B = 1$  условие (5) совпадает с (26) и, в силу леммы 7, выполнено условие (18) леммы 1. Значит, верны и все утверждения этой леммы. Но утверждение (20) леммы 1 совпадает с утверждением (6) теоремы при  $\delta_0(x, y)$  введенном в (41).

Далее, ввиду определения (11) формулу (21) можно переписать следующим образом

$$\mathbf{P}(Z \geq z) = e^{-\Lambda(z)} [\psi(z/b) + \delta(z)] / \sqrt{2\pi}.$$

Подставляя в это равенство функцию  $\delta(x, y)$  из (41) и величины  $Z$  и  $z$  из (24), мы получим, что верна формула (10). Но, как уже отмечалось, получившееся соотношение (10) совпадает с требуемой формулой (7).  $\square$

**Лемма 9.** Если справедливы условия (1) и (26), то верны все неравенства в формулах (8) и (9).

*Доказательство.* Из (22), (35), (37) и (41) вытекает, что

$$|\delta(x, y)| \leq |\delta(z)| + |\psi(z/b) - \psi(x)| \leq 32CL/b^3 + L/2.$$

Отсюда следует второе неравенство в (8), поскольку  $b^3 \geq (0.9)^{3/2}$  в силу (31). Аналогично, из (22), (37) и (41) получается первое неравенство в (8), так как  $29C/(0.9)^{3/2} < 41$ .

Далее, поскольку  $z/b^2 \leq x + 1/8$  в силу (34), то из (23), (35), (37) и (40) следует, что

$$|\gamma(x, y)| \leq |\gamma(z)| + |x^2/2 - (z/b)^2/2| \leq (x + 1/8)^3 CL + (x + 1/8)L/2.$$

Отсюда вытекает второе соотношение в (9), так как  $C < 2$ .  $\square$

Таким образом, в леммах 8 и 9 доказаны все утверждения теоремы при  $B = 1$ .

**Лемма 10.** Если  $p_n \sim q_n$  и  $\delta_n/q_n \rightarrow 0$ , то  $p_n + \delta_n \sim q_n$ .

Для доказательства этого утверждения надо последовательно применить следующие элементарные факты:

$$\delta_n/p_n \sim \delta_n/q_n \rightarrow 0 \quad \text{и} \quad \delta_n + p_n = p_n(1 + \delta_n/p_n) \sim p_n \sim q_n.$$

При доказательстве следствий мы будем использовать теорему и соотношения (10) и (12) при  $X_j = X_{n,j}$ ,  $x = x_n B_n$  и  $y = y_n$ . В этом случае при выполнении условий (15) из утверждений (10) и (8) теоремы вытекает, что

$$p_n := \mathbf{P}(S_n(y_n) \geq x_n B_n) \sim q_n := x_n^{-1} e^{-\Lambda_n(x_n, y_n)} / \sqrt{2\pi}, \quad (42)$$

поскольку  $\psi(x_n) \sim x_n^{-1}$ . А из неравенства (12) следует, что

$$p_n \leq \mathbf{P}(S_n \geq x_n B_n) \leq p_n + \delta_n \quad \text{при} \quad \delta_n := V_n(y_n). \quad (43)$$

Таким образом, из (42), (43) и леммы 10 немедленно получается утверждение (16) следствия 2, так как  $\delta_n/q_n \rightarrow 0$  в силу условия (15).

Утверждение (14) следствия 1 является частным случаем (16), поскольку из условия (13) и из соотношений (9) следует, что  $e^{-\Lambda_n(x_n, y_n) + x_n^2/2} \rightarrow 0$ .

Таким образом, все утверждения работы доказаны.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- [1] В.В. Петров, *Суммы независимых случайных величин*, Наука, Москва, 1972.
- [2] Л.В. Розовский, *Вероятности больших уклонений сумм независимых случайных величин с общей функцией распределения из области притяжения нормального закона*, Теория вероятностей и ее применения, **34**: 4 (1989), 686–705.
- [3] А.И. Саханенко, *Оценки типа Берри - Эссеена для вероятностей больших уклонений*, Сиб. мат. журнал, **32**: 4 (1991), 133–142.
- [4] И.А. Ибрагимов, Ю.В. Линник, *Независимые и стационарно связанные величины*, Наука, Москва, 1965.
- [5] А.А. Боровков, А.А. Могильский, *Интегро-локальные и интегральные теоремы для сумм случайных величин с семизксponentialными распределениями*, Сиб. мат. журнал, **47**: 6 (2006), 1219–1257.

Александр Иванович Саханенко  
 ЮГОРСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ,  
 ул. Чехова, 16,  
 628012, Ханты-Мансийск, Россия  
 E-mail address: aisakh@mail.ru