

ЛОКАЛЬНАЯ ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА ДЛЯ СУММ
 СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН, СВЯЗАННЫХ В ОДНОРОДНУЮ
 ЦЕПЬ МАРКОВА, В СЛУЧАЕ УСТОЙЧИВОГО
 ПРЕДЕЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

А. АЛЕШКЯВИЧЕНЕ

Пусть имеется однородная цепь Маркова $\{\xi(t), t=1, 2, 3, \dots\}$ с произвольным множеством состояний Ω с выделенной на нем σ -алгеброй F подмножеств, переходными вероятностными функциями $P(\omega, A)$, где $\omega \in \Omega$, $A \in F$, и начальным распределением $P(A)$, $A \in F$.

Предположим, что коэффициент эргодичности цепи

$$\alpha^* = 1 - \sup_{\omega, \bar{\omega}, A} |P(\omega, A) - P(\bar{\omega}, A)| > 0. \quad (1)$$

Пусть

$$X_1, X_2, \dots, X_n, \dots \quad (2)$$

последовательность случайных величин, связанных в однородную цепь Маркова, то есть $X_l = X(\xi(l))$, $l=1, \dots, n, \dots$, где действительная функция $X(\omega)$ определена на Ω и F -измерима. Пусть, далее,

$$P(A) = \int_{\Omega} P(\omega, A) P(d\omega), \quad \omega \in \Omega, \quad A \in F.$$

Тогда абсолютное распределение вероятностей $P(A)$, $A \in F$, будет стационарным, а случайные величины $X_l (l=1, \dots, n, \dots)$ одинаково распределены. Предположим, что случайные величины $X_l (l=1, \dots, n, \dots)$ принимают только целочисленные значения k с вероятностями

$$P_1(k) = P\{X_l = k\}, \quad (l=1, \dots, n, \dots).$$

Будем считать, что удовлетворяется условие (ω), если общий наибольший делитель разностей $k' - k''$, для которых обе вероятности $P_1(k')$ и $P_1(k'')$ положительны, равен единице.

Обозначим

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n,$$

$$P_n(k) = P\{S_n = k\}, \quad F_n(x) = P\{S_n < x\}$$

и

$$F(x) = F_1(x).$$

Известно, что последовательность функций распределения $F_n(B_n x + A_n)$, где A_n и $B_n > 0$ — некоторые постоянные, может сходиться только к устойчивым законам (см. [3], стр. 401). Предположим, что $V_\alpha(x)$ — некоторый ненормальный устойчивый закон распределения с показателем α ($0 < \alpha < 2$), а $v_\alpha(x)$ — плотность вероятности этого закона. Имеют место следующие утверждения.

Теорема 1. Пусть $F(x)$ принадлежит области притяжения устойчивого закона $V_\alpha(x)$ и для последовательности (2) имеет место интегральная предельная теорема, т. е. для некоторой последовательности постоянных A_n и $B_n > 0$

$$F_n(B_n x + A_n) \rightarrow V_\alpha(x), \quad n \rightarrow \infty, \quad (3)$$

и пусть, кроме того, выполнено условие (1).

Тогда для того, чтобы равномерно относительно k имело место соотношение

$$B_n P_n(k) - v_\alpha\left(\frac{k - A_n}{B_n}\right) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty, \quad (4)$$

необходимо и достаточно выполнение условия (ω).

Теорема 2. Пусть $U_1, U_2, \dots, U_n, \dots$ — последовательность независимых случайных величин с функцией распределения $F(x) = P\{x_1 < x\}$.

Если для некоторой последовательности постоянных A_n и $B_n > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{k=1}^n U_k}{B_n} - A_n < x\right\} = V_\alpha(x) \quad (3')$$

и для некоторых $0 < \nu \leq 1$ и $0 < \varepsilon' < \alpha$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n B_n^{-\nu - \min(1, \alpha - \varepsilon')} \sup_{|X_1(\tilde{\omega})| < B_n^\tau} \int |X_1(\tilde{\omega})|^\nu P(\omega, d\tilde{\omega}) = 0,$$

каково бы ни было $\tau > 0$, то при соблюдении условий (1) и (ω), равномерно относительно k имеет место соотношение (4). (Постоянные A_n и B_n в соотношениях (3) и (3') одни и те же).

Локальные предельные теоремы в случае $\alpha = 2$, т. е. в случае нормального устойчивого закона, изучены в работе [3] для однородных и в работе [2] для неоднородных цепей Маркова.

Доказательство теоремы 1. Пусть

$$f_n(t) = M e^{itS_n} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} e^{ik} P_n(k).$$

Тогда

$$2\pi P_n(k) = \int_{-\pi}^{\pi} f_n(t) e^{-ikt} dt = \int_{-\pi}^{\pi} f_n^*(t) e^{-i\pi nk/B_n} dt$$

или

$$2\pi B_n P_n(k) = \int_{-\pi B_n}^{\pi B_n} e^{-i\pi n k t} f_n^*\left(\frac{t}{B_n}\right) dt,$$

где

$$z_{nk} = \frac{k - A_n}{B_n} \quad \text{и} \quad f_n^*(t) = e^{-iA_n t} f_n(t),$$

(в дальнейшем мы будем писать z вместо z_{nk} , опуская индексы). Характеристическую функцию устойчивого распределения $V_\alpha(x)$ обозначим $g(t)$. Тогда по формуле обращения имеем

$$v_\alpha(z) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-izt} g(t) dt.$$

Для доказательства теоремы достаточно показать, что

$$2\pi [B_n P_n(k) - v_\alpha(z)] = I_1 + I_2 + I_3 + I_4 \rightarrow 0$$

при $n \rightarrow \infty$. Здесь

$$I_1 = \int_{-A}^A e^{-izt} \left[f_n^*\left(\frac{t}{B_n}\right) - g(t) \right] dt, \quad I_2 = \int_{A < |t| \leq \pi B_n} e^{-izt} f_n^*\left(\frac{t}{B_n}\right) dt,$$

$$I_3 = \int_{\pi B_n < |t| \leq \pi B_n} e^{-izt} f_n^*\left(\frac{t}{B_n}\right) dt \quad \text{и} \quad I_4 = \int_{|t| > A} e^{-izt} g(t) dt,$$

где A и ε — положительные постоянные, которые выбираются позднее.

Оценим каждый интеграл в отдельности.

По предположению условий теоремы функция $F_n(B_n x + A_n)$ сходится к закону $V_\alpha(x)$, поэтому при постоянном A равномерно относительно z $I_1 \rightarrow 0$, когда $n \rightarrow \infty$.

Так как

$$|I_4| \leq 2 \int_A^\infty e^{-c|t|^\alpha} dt,$$

где $c > 0$, (см. [1], стр. 177), то, выбрав достаточно большое A , интеграл $|I_4|$ можем сделать сколь угодно малым.

Оценим интеграл I_2 . Функцию

$$f(t, \omega, A) = \int_A^{t+X(\tilde{\omega})} P(\omega, d\tilde{\omega}), \quad \omega \in \Omega, \quad A \in \mathcal{F}$$

будем называть переходной характеристической функцией случайной величины X (см. [2]). Переходную характеристическую функцию суммы

$$S_{k_l} = X_{k+1} + X_{k+2} + \dots + X_l$$

обозначим $f_{k_l}(t, \omega, \cdot)$. Тогда для любого набора целых чисел

$$1 \leq l_1 < l_2 < \dots < l_n \leq n$$

имеет место неравенство

$$|f_n(t)| \leq \|f_{0l_1}(t, \omega, \cdot)\| \cdot \sup_{\omega} \|f_{l_1 l_2}(t, \omega, \cdot)\| \cdot \dots \cdot \sup_{\omega} \|f_{l_{n-1} l_n}(t, \omega, \cdot)\|. \quad (5)$$

Здесь

$$\|f(t, \omega, \cdot)\| = \sup_{|\varphi_i| \leq 1} \left| \int_{\Omega} \varphi_i(\bar{\omega}) f(t, \omega, d\bar{\omega}) \right|,$$

где верхняя грань берется по всем возможным \mathcal{F} -измеримым комплексным функциям $\varphi_i(\cdot)$ таким, что $|\varphi_i(\cdot)| \leq 1$, (см. [2]).

Пусть $\|f_{i-1, i_i}(t, \omega, \cdot)\|$ — один из множителей правой части неравенства (5). Если $P^{(k)}(\omega, \cdot)$ — вероятность перехода через k шагов и

$$f(t, X_i | X_{i-1}, X_{i+1}) = M(e^{iX_i} | X_{i-1}, X_{i+1})$$

условная характеристическая функция случайной величины X_i относительно случайных величин X_{i-1} и X_{i+1} , то

$$\begin{aligned} \|f_{i-1, i_i}(t, \omega, \cdot)\| &= \sup_{|\varphi_i| \leq 1} \left| \int_{\Omega} \varphi_i(\omega_1) f_{i-1, i_i}(t, \omega, d\omega_1) \right| = \\ &= \sup_{|\varphi_i| \leq 1} \left| \int_{\Omega} \varphi_i(\omega_1) \int_{\Omega} f_{i-1, i_{i-1}}(t, \omega, d\omega_2) \int_{\Omega} f_{i-1, i_i}(t, \omega_2, d\omega_1) f_{i-2, i_{i-1}}(t, \omega_2, d\omega_2) \right| = \\ &= \sup_{|\varphi_i| \leq 1} \left| \int_{\Omega} \varphi_i(\omega_1) e^{iX_{i-1}(\omega_1)} \int_{\Omega} f_{i-1, i_{i-2}}(t, \omega, d\omega_2) \times \right. \\ &\quad \left. \times \int_{\Omega} e^{iX_{i-1}(\omega_2)} P(\omega_2, d\omega_1) P(\omega_2, d\omega_2) \right| = \\ &= \sup_{|\varphi_i| \leq 1} \left| \int_{\Omega} \varphi_i(\omega_1) e^{iX_{i-1}(\omega_1)} \int_{\Omega} f_{i-1, i_{i-2}}(t, \omega, d\omega_2) \times \right. \\ &\quad \left. \times f(t, X_{i-1} | X_{i-2}(\omega_2), X_{i-1}(\omega_1)) P^{(2)}(\omega_2, d\omega_1) \right| \leq \\ &\leq \int_{\Omega} \int_{\Omega} P^{(i-i-1-2)}(\omega, d\omega_2) \left| f(t, X_{i-1} | X_{i-2}(\omega_2), X_{i-1}(\omega_1)) \right| P^{(2)}(\omega_2, d\omega_1) \leq \\ &\leq M \left(\left| f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_{i-1}) \right| + \sup_{A \in \mathcal{F}} |P^{(i-i-1-2)}(\omega, A) - P(A)| \right). \quad (6) \end{aligned}$$

Подобрав в неравенстве (5)

$$l_i - l_{i-1} = l_{i+1} - l_i = \left[\frac{1}{\alpha^*} \ln^2 n \right] + 2, \quad (i = 1, 2, \dots, N),$$

$$N = \left[\frac{n}{\left[\frac{1}{\alpha^*} \ln^2 n \right] + 2} \right],$$

находим

$$\sup_{A \in \mathcal{F}} |P^{(i-i-1-2)}(\omega, A) - P(A)| \leq (1 - \alpha^*)^{l_i - l_{i-1} - 2} \leq e^{-[\ln^2 n]}. \quad (7)$$

(Здесь и в дальнейшем символ $[x]$ означает целую часть x). Воспользовавшись неравенством

$$a \leq 1 - \frac{1}{2} (1 - a^2),$$

справедливым для любого a , получаем

$$|f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_i)| \leq 1 - \frac{1}{2} \left(1 - |f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_i)|^2 \right).$$

Тогда

$$\begin{aligned} M |f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_i)| &\leq 1 - \frac{1}{2} M \left(1 - |f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_i)|^2 \right) = \\ &= 1 - \frac{1}{2} MD(e^{ix_{i-1}} | X_{i-2}, X_i). \end{aligned} \quad (8)$$

Пусть Z_1, Z_2, Z_3 — действительные случайные величины, связанные в однородную цепь Маркова с произвольным множеством состояний Ω' с σ -алгеброй подмножеств \mathcal{F}' множества Ω' и с коэффициентом эргодичности α^* . Пусть $f(Z_2)$ \mathcal{F}' -измеримая действительная функция от Z_2 , для которой $Df(Z_2) < \infty$. Тогда известно, что

$$MD(f(Z_2) | Z_2, Z_3) \geq \frac{1}{32} \alpha^{*2} Df(Z_2)$$

(см. [2], гл. II лемма 2). Но последнее соотношение имеет место и для комплексной \mathcal{F}' -измеримой функции $f(Z_2)$ с конечной дисперсией, что следует из равенства

$$Df(Z_2) = D(\operatorname{Re} f(Z_2)) + D(\operatorname{Im} f(Z_2)).$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} MD(e^{ix_{i-1}} | X_{i-2}, X_i) &\geq \frac{1}{32} \alpha^{*2} D(e^{ix_{i-1}}) = \\ &= \frac{1}{32} \alpha^{*2} (1 - |f(t, X_{i-1})|^2) = \frac{1}{32} \alpha^{*2} (1 - |f(t)|^2), \end{aligned} \quad (9)$$

где

$$f(t, X_{i-1}) = f(t) = \int_{\Omega} e^{ix_{i-1}(\omega)} P(d\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ix} dF(x).$$

Известно, что при достаточно малом ϵ для всех $|t| \leq \epsilon$ справедливо неравенство

$$1 - |f(t)|^2 > 2c_0 \tilde{\chi} \left(\frac{1}{|t|} \right), \quad (10)$$

где

$$\begin{aligned} \tilde{\chi}(x) &= 1 - \tilde{F}(x) + \tilde{F}(-x), \\ \tilde{F}(x) &= F(x) * [1 - F(-x + 0)] \end{aligned}$$

и c_0 — положительная постоянная (см. [1], стр. 255).

Из соотношений (8) — (10) следует, что

$$M |f(t, X_{i-1} | X_{i-2}, X_i)| \leq 1 - \frac{1}{32} c_0 \alpha^{*2} \tilde{\chi} \left(\frac{1}{|t|} \right). \quad (11)$$

Учитывая соотношения (5) — (8) и (11), а также то, что случайные величины $X_i, i = 1, \dots, n$, одинаково распределены, получаем

$$\left| f_n \left(\frac{t}{B_n} \right) \right| \leq \exp \left\{ - \left[\frac{n}{\left[\frac{1}{\alpha^* \ln^2 n} \right] + 2} \right] \frac{1}{32} c_0 \alpha^{*2} \tilde{\chi} \left(\frac{B_n}{|t|} \right) + Ne^{-[\ln^3 n]} \right\}.$$

При достаточно больших n

$$n \tilde{\chi} \left(\frac{B_n}{|t|} \right) \sim |t|^\alpha$$

(см. [1], стр. 255). Отсюда для всех достаточно больших n

$$n\tilde{\chi}\left(\frac{B_n}{|t|}\right) \geq \frac{1}{2}|t|^\alpha,$$

следовательно

$$\left|f_n\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| \leq \exp\left\{-\frac{1}{32}\frac{c_0}{4}\alpha^{*2}\frac{|t|^\alpha}{\left[\frac{1}{\alpha^*}\ln^2 n\right]+2} + \frac{n}{\left[\frac{1}{\alpha^*}\ln^2 n\right]+2}e^{-[\ln^2 n]}\right\}$$

и

$$\left|f_n\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| \leq \exp\left\{-c\frac{|t|^\alpha}{\left[\frac{1}{\alpha^*}\ln^2 n\right]}\right\}, \quad (12)$$

когда $\ln^{\frac{4}{\alpha}} n \leq |t| \leq \epsilon B_n$. Здесь $c = \frac{1}{32}\frac{c_0}{8}\alpha^{*2} > 0$.

Оценим сверху функцию $\left|f_n\left(\frac{t}{B_n}\right)\right|$ в интервале

$$A \leq |t| \leq \ln^{\frac{4}{\alpha}} n.$$

Пусть имеем набор целых чисел

$$k_0 = 0 < l_0 < k_1 < l_1 < \dots < k_{N'} < l_{N'} \leq n,$$

где

$$k_i - l_{i-1} = l_i - k_i = m, \quad n - l_{N'} < 2m, \quad N' = \left[\frac{n}{2m}\right].$$

Поступая аналогично, как и при выводе соотношений (5)–(9) (см. [2]) получаем

$$\begin{aligned} \|f_{l_{i-1}l_i}(t, \omega, \cdot)\| &\leq M\left(|f(t, S_{k_i l_i} | X_{k_i}, X_{l_i})|\right) + e^{-\alpha^* m} \leq \\ &\leq 1 - \frac{1}{2} M\left(1 - |f(t, S_{k_i l_i} | X_{k_i}, X_{l_i})|^2\right) + e^{-\alpha^* m} \leq \\ &\leq 1 - \frac{1}{64} \alpha^{*2} \left(1 - |f_m(t)|^2\right) + e^{-\alpha^* m} \end{aligned}$$

и

$$\left|f_n\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| \leq \exp\left\{-\frac{1}{64}\alpha^{*2}N'\left(1 - |f_m(t)|^2\right) + N'e^{-\alpha^* m}\right\}. \quad (13)$$

Согласно интегральной теореме, для всех $|t| \leq A$

$$\left|f_m\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| \rightarrow e^{-c|t|^\alpha}, \quad (m \rightarrow \infty),$$

или

$$\left|f_m\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| = e^{-c|t|^\alpha \frac{B_m^\alpha}{B_n^\alpha}} + o(1)$$

для всех $|t| \leq \frac{AB_n}{B_m}$, где $c > 0$. Поэтому найдется такое число m_0 , что

$$\text{при } m \geq m_0 \text{ и } \frac{B_n}{\frac{1}{\alpha} B_m} \leq |t| \leq \frac{B_n}{(2c)^{\frac{1}{\alpha}} B_m}$$

$$\left|f_m\left(\frac{t}{B_n}\right)\right| \leq e^{-\frac{c}{2}|t|^\alpha \frac{B_m^\alpha}{B_n^\alpha}}.$$

Воспользовавшись неравенством

$$e^{-x} \leq 1 - \frac{x}{2},$$

справедливым для любых $0 < x < \frac{1}{2}$, получаем

$$\left| f_m \left(\frac{\varepsilon}{B_n} \right) \right|^2 \leq 1 - \frac{c}{2} |\varepsilon|^\alpha \frac{B_m^\alpha}{B_n^\alpha} \quad (14)$$

при $m > m_0$ и $\frac{B_n}{(4c)^{\frac{1}{\alpha}} B_m} < |\varepsilon| < \frac{B_n}{(2c)^{\frac{1}{\alpha}} B_m}$. Тогда из соотношений (13) и (14)

при $m > m_0$ в области

$$\frac{B_n}{(4c)^{\frac{1}{\alpha}} B_m} < |\varepsilon| < \frac{B_n}{(2c)^{\frac{1}{\alpha}} B_m} \quad (15)$$

следует оценка

$$\left| f_n \left(\frac{\varepsilon}{B_n} \right) \right| \leq \exp \left\{ -\frac{1}{64} \alpha^{*2} \frac{c}{2} |\varepsilon|^\alpha \frac{B_m^\alpha}{B_n^\alpha} \left[\frac{n}{2m} \right] + \frac{n}{2m} e^{-\alpha^* m} \right\}. \quad (16)$$

Целое число $m = m(\varepsilon, n)$, зависящее от ε и n , в неравенстве (16) подберем таким, чтобы удовлетворялось условие (15), то есть чтобы было

$$\frac{1}{(4c)^{\frac{1}{\alpha}}} \leq \frac{|\varepsilon| B_m(\varepsilon, n)}{B_n} \leq \frac{1}{(2c)^{\frac{1}{\alpha}}} \quad (17)$$

для любого $\varepsilon (A < |\varepsilon| < \ln^{\frac{4}{\alpha}} n)$. Отсюда в силу условий (16) и (17) при достаточно больших $n (n > n_0)$, где n_0 определяется соотношением $m_0(\varepsilon, n) = m(\varepsilon, n_0)$ получаем

$$\begin{aligned} \left| f_n \left(\frac{\varepsilon}{B_n} \right) \right| &\leq \exp \left\{ -\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{64} \alpha^{*2} \frac{c}{2} |\varepsilon|^\alpha \frac{B_m^\alpha(\varepsilon, n)}{B_n^\alpha} \frac{n}{2m(\varepsilon, n)} \right\} = \\ &= \exp \left\{ -c' c |\varepsilon|^\alpha \frac{B_m^\alpha(\varepsilon, n)}{B_n^\alpha} \frac{n}{m(\varepsilon, n)} \right\} \leq e^{-\frac{c'}{4c} \frac{n}{m(\varepsilon, n)}} \end{aligned} \quad (18)$$

для любого $\varepsilon (A < |\varepsilon| < \ln^{\frac{4}{\alpha}} n)$, где $c' = \frac{1}{8} \frac{1}{64} \alpha^{*2}$.

Очевидно, найдется такое положительное число ε_0 , что при всех $|\varepsilon| \geq \varepsilon_0$ и достаточно больших n будет иметь место неравенство

$$\frac{n}{m(\varepsilon, n)} \geq 4(1 + \delta) \frac{2}{c' \alpha} \ln \frac{n}{m(\varepsilon, n)},$$

где постоянная $\delta > 0$. Отсюда, воспользовавшись соотношением (16) и тем, что $B_n = h(n) n^{\frac{1}{\alpha}}$, где $h(n)$ медленно изменяющаяся функция, то есть

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{h(kn)}{h(n)} = 1, \quad n \rightarrow \infty,$$

для любого целого $k > 0$ (см. [3], стр. 401), имеем

$$\begin{aligned} \frac{n}{m(\varepsilon, n)} &\geq \frac{4}{c'} (1 + \delta) \left(\ln \frac{h(n)}{h(m(\varepsilon, n))} + \frac{1}{\alpha} \ln \frac{n}{m(\varepsilon, n)} + \ln \frac{1}{2} \right) = \\ &= \frac{4(1 + \delta)}{c'} \ln \frac{B_n}{2B_m(\varepsilon, n)} \geq \frac{4(1 + \delta)}{c'} \ln |\varepsilon| \end{aligned} \quad (19)$$

при $t(t_0 \leq |t| \leq \ln^{\frac{4}{\alpha}} n)$. Так как всегда можем выбрать $A > t_0$, то из соотношений (18) и (19) получаем

$$\left| f_n\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| < \frac{1}{|t|^{1+\delta}}, \quad \delta > 0, \quad (20)$$

при достаточно больших n и любого $t (A \leq |t| \leq \ln^{\frac{4}{\alpha}} n)$. Тогда в силу неравенств (12) и (20) посредством выбора A , ϵ и n интеграл $|I_2|$ может быть сделан как угодно малым.

Осталось оценить интеграл I_3 . Так как в силу условия (ω) $f(t)$ есть характеристическая функция случайной величины, имеющей решетчатое распределение с максимальным шагом 1, то для всех $\epsilon B_n \leq |t| \leq \pi B_n$ найдется такая постоянная $0 < \beta < 1$, что

$$\left| f_n\left(\frac{t}{B_n}\right) \right|^2 < 1 - \beta.$$

Тогда согласно соотношениям (5)–(9) имеем

$$\left| f_n\left(\frac{t}{B_n}\right) \right| < e^{-\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{64} \alpha^{*2} \beta N} = e^{-c^* N},$$

где

$$c^* = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{64} \alpha^{*2} \beta, \quad N = \left[\frac{n}{\left[\frac{1}{\alpha^{*2}} \ln^2 n \right] + 2} \right],$$

и $|I_3| \rightarrow 0$, когда $n \rightarrow \infty$.

Необходимость условий теоремы доказывается таким же путем, как и для независимых случайных величин (см. [1], стр. 248–256). Теорема доказана.

Так как из условий теоремы 2 следует интегральная теорема (см. [3], стр. 406, теорема 2.3), то доказательство теоремы 2 сводится к доказательству теоремы 1.

В заключение выражаю благодарность В. А. Статулявичюсу за постановку задачи и ценные указания при её решении.

Институт физики и математики
Академии наук Литовской ССР

Поступила в редакцию
10. IV. 1961

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. В. Гнеденко и А. Н. Колмогоров, *Предельные распределения для сумм независимых случайных величин*, М.—Л., 1949.
2. В. А. Статулявичюс, *Локальные предельные теоремы для неоднородных цепей Маркова*. Кандидатская диссертация, 1958 (Отпечатано в Лит. мат. сб., 1–2).
3. С. В. Нагаев, *Некоторые предельные теоремы для однородных цепей Маркова*, Теория вероят. и ее применения, 2, 4, 1957, стр. 389–416.

**LOKALINĖ RIBINĖ TEOREMA ATSTITIKINIŲ DYDŽIŲ,
SURIŠTŲ HOMOGENINE MARKOVO GRANDINĖ,
SUMOMS STABILIAUS RIBINIO DĖSNIO ATVEJU**

A. ALEŠKEVIČIENĖ

(*Reziumė*)

Nagrinėjama (2) seka vienodai pasiskirsčiusių atsitiktinių dydžių, surištų homogenine Markovo grandine su bet kokia būvių aibe Ω , jos poaibų σ -algebra \mathcal{F} ir perėjimo tikimybėmis $P(\omega, A)$, $\omega \in \Omega$, $A \in \mathcal{F}$. Priimama, kad atsitiktiniai dydžiai X_l , ($l = 1, \dots, n, \dots$), turi gardelini pasiskirstymą su maksimaliu žingsniu 1. Tegul

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n,$$

$$P_n(k) = P\{S_n = k\}, \quad F_n(x) = P\{S_n < x\}$$

ir $V_\alpha(x)$ – stabilus pasiskirstymo dėsnis su rodikliu α ($0 < \alpha < 2$) ir tikimybiniu tankiu $v_\alpha(x)$. Tada, jei patenkintos (1) ir (3) sąlygos, galioja (4) pareinamybė.

**THE LOCAL LIMIT THEOREM FOR SUMS OF RANDOM
VARIABLES DEFINED ON A HOMOGENEOUS MARKOV
CHAIN IN THE CASE OF THE STABLE LIMIT
DISTRIBUTION LAW**

A. ALESHKEVITCHENE

(*Summary*)

We consider the sequence (2) of identically distributed random variables defined on a homogeneous Markov chain with any set of states Ω , with a σ -algebra \mathcal{F} of its subsets and with transition probabilities $P(\omega, A)$, $\omega \in \Omega$, $A \in \mathcal{F}$. We suppose that random variables in the sequence (2) have a lattice distribution with a maximal span 1. Let it be

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n,$$

$$P_n(k) = P\{S_n = k\}, \quad F_n(x) = P\{S_n < x\}$$

and $V_\alpha(x)$ is a stable law of distribution with exponent α ($0 < \alpha < 2$) and probability density $v_\alpha(x)$. Then, if conditions (1) and (3) are observed, the relation (4) holds.

