

А. И. Черняк

### Предельные теоремы для схем суммирования на стационарной последовательности в схеме серий

Данная работа обобщает результаты работы [1] на схему серий.

Пусть  $x_n(k)$ ,  $k \geq 0$ , — стационарная в узком смысле последовательность случайных величин со значениями в метрическом пространстве  $(X, B_X, \rho)$ , удовлетворяющая условию равномерно сильного перемешивания (р. с. п) с функцией перемешивания  $\varphi_n(k)$ ,  $k \geq 0$ :  $\varphi_n(0) = 1$ ,  $\lim_{k \rightarrow \infty} \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \varphi_n(k) = 0$ .

$F_n(k) = \{\xi_n(k, x), x \in X\}$ ,  $k \geq 1$ , — независимые от  $x_n(\cdot)$  и в совокупности семейства случайных величин, распределение которых не зависит от индекса  $k$  и  $\forall k \xi_n(k, x) = \xi_n(k, x, \omega) — B_X \times B_\Omega$ -измеримая функция,  $x \in X$ ,  $\omega \in \Omega$ , где  $B_\Omega$  —  $\sigma$ -алгебра измеримых множеств на  $\Omega$  (т. е.  $\xi_n(k, x_n(k))$  —

случайная величина). При этом

$$\hat{\varphi}_n(\lambda, x) = M \exp \{i\lambda \xi_n(k, x)\} = 1 + i\lambda m_n(x) - |\lambda|^\alpha c_n(x) + o_n(x, |\lambda|^\alpha), \quad 1 < \alpha \leq 2, \quad \lambda \in R, \quad x \in X, \quad (1)$$

где  $m_n(x)$  и  $c_n(x)$  — некоторые равномерно ограниченные относительно  $n$  на множестве  $X$   $B_X$ -измеримые действительные функции, причем  $c_n(x)$  — положительная. Как и в работе [1], исследуем поведение  $\xi_n = n^{-1/\alpha} \times \sum_{k=1}^n (\xi_n(k, x_n(k)) - m_n)$ , где  $m_n = \int_X m_n(x) \pi_n(dx)$ ,  $\pi_n(A) = P\{x_n(0) \in A\}$ ,  $A \in B_X$ . Тот факт, что последовательность функций  $f_n(x)$  сходится к  $f(x)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $x \in X$ , обозначим следующим образом:  $f_n(x) \xrightarrow{\text{сл}} f(x)$ ,  $x \in X$ .

Теорема 1. Если при  $n \rightarrow \infty$

$$\pi_n(\cdot) \xrightarrow{\text{сл}} \pi(\cdot), \quad (2)$$

где  $\pi(A)$ ,  $A \in B_X$ , — некоторая вероятностная мера на  $B_X$ ,

$$m_n(x) \xrightarrow{\text{сл}} m(x), \quad x \in X, \quad (3)$$

$$c_n(x) \xrightarrow{\text{сл}} c(x), \quad x \in X, \quad (4)$$

$m(x)$  и  $c(x)$  —  $B_X$ -измеримые, почти всюду по мере  $\pi(\cdot)$  непрерывные функции,

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in X} |\lambda|^{-\alpha} |o_n(x, |\lambda|^\alpha)| = 0, \quad (5)$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \geq N} V \overline{\varphi}_n(k) = 0 \quad (6)$$

и существует конечный предел

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^N M(m_n(x_n(0)) - m_n)(m_n(x_n(k)) - m_n) = h, \quad (7)$$

то 1) при  $1 < \alpha < 2$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M e^{i\lambda \xi_n} = e^{-|\lambda|^\alpha c}, \quad \lambda \in R;$$

2) при  $\alpha = 2$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M e^{i\lambda \xi_n} = \exp\{-\lambda^2(c + (\sigma^2 - r^2)/2)\}, \quad \lambda \in R,$$

где  $c = \int_X c(x) \pi(dx)$ ,  $\sigma^2 = \int_X (m(x) - m)^2 \pi(dx) + 2h$ ,  $m = \int_X m(x) \pi(dx)$ ,  $r^2 = \int_X m^2(x) \pi(dx)$ .

(Символ  $\xrightarrow{\text{сл}}$  обозначает слабую сходимость функций распределений случайных величин либо конечномерных распределений случайных процессов и слабую сходимость мер.)

До к а з а т е л ь с т в о. Из представления (1) следует, что равномерно относительно  $\lambda$  в любом конечном интервале  $|\lambda| \leq T$   $\sup_{x \in X} |\hat{\varphi}_n(\lambda n^{-1/\alpha}, x) - 1| \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Таким образом, для достаточно больших  $n$  при  $\lambda$ , лежащих в произвольном конечном интервале  $|\lambda| \leq T$ , выполняется неравенство  $\sup_{x \in X} |\hat{\varphi}_n(\lambda n^{-1/\alpha}, x) - 1| < 1/2$ , и поэтому определены  $\ln \hat{\varphi}_n(\lambda n^{-1/\alpha}, x)$  (главные значения). Так как величины  $\xi_n(k, x_n(k))$  на фиксированной траектории  $x_n(\cdot)$  условно независимы, то имеет место представление при достаточно больших  $n$  и при  $|\lambda| \leq T$ :

$$M e^{i\lambda \xi_n} = M \exp \left\{ \sum_{k=1}^n \eta_{nk}(\lambda, x_n(k)) \right\},$$

где

$$\eta_{nk}(\lambda, x) = \ln M \exp \{i\lambda n^{-1/\alpha} (\xi_n(k, x) - m_n)\} = \ln (\exp \{-i\lambda m_n n^{-1/\alpha}\} \times \\ \times (1 + i\lambda n^{-1/\alpha} m_n(x) - c_n(x) |\lambda|^{\alpha/n} + o_n(x, |\lambda|^{\alpha/n})) \sim i\lambda n^{-1/\alpha} (m_n(x) - m_n) - \\ - c_n(x) |\lambda|^{\alpha/n} + \lambda^2/2 n^{-2/\alpha} m_n^2(x) + o_n(x, |\lambda|^{\alpha/n}), \quad x \in X.$$

Покажем, что при  $n \rightarrow \infty$

$$n^{-1/2} \sum_{k=1}^n (m_n(x_n(k)) - m_n) \xrightarrow{cl} N(0, \sigma^2), \quad (8)$$

где  $N(0, \sigma^2)$  — нормальное распределение со средним 0 и дисперсией  $\sigma^2$ . Из условия (2) следует, согласно [2, с. 437], что  $\int_X f(x) \pi_n(dx) \rightarrow \int_X f(x) \pi(dx)$  при  $n \rightarrow \infty$  для любой  $B_X$ -измеримой ограниченной и почти всюду по мере  $\pi(\cdot)$  непрерывной функции  $f(x)$ ,  $x \in X$ . В силу (3), (4)  $m(x)$  и  $c(x)$  — ограниченные функции. Тогда из (2) — (4) следует, что  $\lim_{n \rightarrow \infty} m_n = m$ ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_X c_n(x) \pi_n(dx) = c, \quad (9)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_X m_n^2(x) \pi_n(dx) = r^2. \quad (10)$$

Обозначим  $\alpha_{nk} = m_n(x_n(k)) - m_n$ . Последовательность  $\alpha_{nk}$ ,  $k \geq 0$ , обладает следующими свойствами: а)  $M\alpha_{nk} = 0$ ; б) равномерно ограничена с вероятностью единица; в) удовлетворяет условию р. с. п. с функцией перемешивания  $\bar{\varphi}_n(k) \leq \varphi_n(k)$ ,  $k \geq 0$  (см. [3, с. 437]) и выполняется (6); г)  $D\left(n^{-1/2} \sum_{k=1}^n \alpha_{nk}\right) \rightarrow \sigma^2$  при  $n \rightarrow \infty$ . Последнее свойство следует из условий (2), (3), (6), (7).

Таким образом, для сумм стационарно связанных случайных величин, удовлетворяющих условию р. с. п., справедлива центральная предельная теорема, т. е.  $n^{-1/2} \sum_{k=1}^n \alpha_{nk} \xrightarrow{cl} N(0, \sigma^2)$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Доказательство этого факта проводится аналогично доказательству теоремы 20.1 работы [4].

Используя (9), (10) и результаты работы [5], нетрудно видеть, что при  $n \rightarrow \infty$

$$n^{-1} \sum_{k=1}^n c_n(x_n(k)) \xrightarrow{p} c, \quad n^{-1} \sum_{k=1}^n m_n^2(x_n(k)) \xrightarrow{p} r^2.$$

Из условия (5) следует, что с вероятностью единица  $\sum_{k=1}^n o_n(x_n(k), |\lambda|^{\alpha/n}) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Если  $1 < \alpha < 2$ , то с вероятностью единица  $n^{-2/\alpha} \sum_{k=1}^n m_n^2(x_n(k)) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ , и согласно (8)  $n^{-1/\alpha} \sum_{k=1}^n (m_n(x_n(k)) - m_n) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Таким образом, при  $1 < \alpha < 2$  получим утверждение 1). Если  $\alpha = 2$ , то  $\lim_{n \rightarrow \infty} M e^{i\lambda \xi_n} = M \exp \{i\lambda \gamma - \lambda^2(c - r^2/2)\} = \exp \{-\lambda^2(c + (\sigma^2 - r^2)/2)\}$ , где  $\gamma$  — случайная величина с нормальным распределением  $N(0, \sigma^2)$  и  $2c \geq r^2$  (следствие представления (1) и условий (2) — (4)).

Пусть теперь  $x_n(k)$ ,  $k \geq 0$ , — однородная эргодическая цепь Маркова с фазовым пространством  $X$ , удовлетворяющая условию р. с. п. с функцией перемешивания  $\varphi_n(k)$ ,  $k \geq 0$ ,  $\pi_n(\cdot)$  — стационарное распределение,  $\rho_n(\cdot)$  — произвольное начальное распределение цепи.

**Теорема 2.** Если выполняются условия (1)–(7), то  
1) в случае  $1 < \alpha < 2$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M_{\rho_n} e^{i\lambda \xi_n} = e^{-|\lambda|^\alpha c}, \quad \lambda \in R;$$

2) в случае  $\alpha = 2$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M_{\rho_n} e^{i\lambda \xi_n} = \exp \{ -\lambda^2 (c + (\sigma^2 - r^2)/2) \}, \quad \lambda \in R,$$

$$\text{где } M_{\rho_n} e^{i\lambda \xi_n} = \int_X M \{ e^{i\lambda \xi_n} / x_n(0) = x \} \rho_n(dx).$$

Доказательство проводится аналогично работе [11].

**З а м е ч а н и е 1.** Аналогично теоремам 1, 2 можно доказать теорему о слабой сходимости конечномерных распределений случайного процесса

$$\xi_n(t) = n^{-1/\alpha} \sum_{k=1}^{[nt]} (\xi_n(k, x_n(k)) - m_n), \quad t \in [0, 1],$$

к конечномерным распределениям однородного процесса с независимыми приращениями  $\xi_0(t)$ ,  $t \in [0, 1]$ , с кумулянтной  $A(\lambda)$  при  $n \rightarrow \infty$ , где

$$A(\lambda) = \begin{cases} -|\lambda|^\alpha c, & 1 < \alpha < 2, \\ -\lambda^2 (c + (\sigma^2 - r^2)/2), & \alpha = 2, \quad \lambda \in R. \end{cases}$$

Обозначим через  $p_n(x, A)$ ,  $x \in X$ ,  $A \in B_X$ , переходную вероятность один шаг, а  $p_n^{(k)}(x, A)$ ,  $x \in X$ ,  $A \in B_X$ , — за  $k$  шагов цепи  $x_n(\cdot)$ .

**З а м е ч а н и е 2.** Пусть при каждом  $n = 1, 2, \dots$  цепь Маркова  $x_n(k)$ ,  $k \geq 0$ , удовлетворяет следующим условиям: а) существует конечная мера  $\mu_n(\cdot)$  на множествах  $A \in B_X$ ,  $\mu_n(X) > 0$ , целое число  $k_n \geq 1$  и положительное число  $\varepsilon$  такие, что для всех  $x \in X$   $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n^{(k_n)}(x, A) \leq 1 - \varepsilon$ , если  $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mu_n(A) \leq \varepsilon$ ; б) цепь  $x_n(\cdot)$  имеет один эргодический класс и апериодична. Тогда  $x_n(\cdot)$  удовлетворяет условию р. с. п. из [6] и выполняет условие (6).

**З а м е ч а н и е 3.** Используя результаты работы [7], нетрудно видеть что если:

а)  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n(x, A) = p(x, A)$  равномерно по  $x \in X$ ,  $A \in B_X$ , где  $p(x, A)$  переходная вероятность некоторой однородной цепи Маркова  $x(\cdot)$ , имеющей стационарное распределение  $\pi(\cdot)$ , которой соответствует один эргодический класс;

б)  $\lim_{k \rightarrow \infty} \sup_{x \in X} \sup_{A \in B_X} |p^{(k)}(x, A) - \pi(A)| = 0$ , то условия (2), (7) будут выполнены и

$$h = \sum_{k=1}^{\infty} \iint_X (m(x) - m)(m(y) - m) p^{(k)}(x, dy) \pi(dx).$$

Этот ряд сходится в силу условия б).

**З а м е ч а н и е 4.** Если  $x_n(k)$ ,  $k \geq 0$ , — эргодическая цепь Маркова такая, что  $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sup_{x, y \in X} \sup_{A \in B_X} |p_n(x, A) - p_n(y, A)| < 1$ , то она удовлетворяет условию р. с. п. и выполняется (6).

**З а м е ч а н и е 5.** Условия слабой сходимости мер в метрическом пространстве (2) и почти всюду по мере  $\pi(\cdot)$  непрерывности функций  $m(x)$  и  $c(x)$  можно заменить условием равномерной сходимости мер произвольном измеримом пространстве  $(X, B_X)$ , т. е.  $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{A \in B_X} |\pi_n(A) - \pi(A)| = 0$ .

1. Анисимов В. В., Черняк А. И. Некоторые предельные теоремы для стационарных последовательностей и цепей Маркова.— Докл. АН УССР. Сер. А, 1983, № 8, с. 60—63.
2. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов. Т. 1.— М. : Наука, 1971.— 664 с.
3. Ибрагимов И. А., Линник Ю. В. Независимые и стационарно связанные величины.— М. : Наука, 1965.— 524 с.
4. Биллингсли П. Сходимость вероятностных мер.— М. : Наука, 1977.— 351 с.
5. Анисимов В. В., Черняк А. И. Сходимость сумм случайных величин, удовлетворяющих условию равномерно сильного перемешивания.— Докл. АН УССР. Сер. А, 1983, № 10, с. 3—5.
6. Дуб Дж. Вероятностные процессы.— М. : Изд-во иностр. лит., 1956.— 607 с.
7. Анисимов В. В. Асимптотическое укрупнение квазиэргодических марковских процессов.— Докл. АН УССР. Сер. А, 1982, № 1, с. 3—6.