

УДК 519.214

**АППРОКСИМАЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЧИСЛА  
МОНОТОННЫХ ЦЕПОЧЕК ЗАДАННОЙ ДЛИНЫ  
В СЛУЧАЙНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ  
СЛОЖНЫМ РАСПРЕДЕЛЕНИЕМ ПУАССОНА**

А. А. Минаков

*Московский государственный технический университет радиотехники, электроники  
и автоматики (МИРЭА), г. Москва, Россия*

Рассматривается распределение числа монотонных цепочек заданной длины  $s$  в последовательности из  $n$  независимых равномерно распределённых на множестве  $\{0, \dots, N - 1\}$  случайных величин с фиксированным числом исходов  $N$ . С помощью метода Стейна получена оценка расстояния по вариации между распределением числа монотонных цепочек длины  $s$  и сложным пуассоновским распределением. На основании оценки доказана предельная теорема для числа монотонных цепочек при  $n, s \rightarrow \infty$ . В теореме аппроксимирующим распределением является распределение суммы пуассоновского числа независимых случайных величин, имеющих геометрическое распределение.

**Ключевые слова:** *монотонные цепочки, оценка точности сложной пуассоновской аппроксимации, сложное пуассоновское распределение, метод Стейна.*

DOI 10.17223/20710410/28/2

**COMPOUND POISSON APPROXIMATION OF THE NUMBER  
DISTRIBUTION FOR MONOTONE STRINGS OF FIXED LENGTH  
IN A RANDOM SEQUENCE**

A. A. Minakov

*Moscow State Institute of Radio Engineering, Electronics and Automation, Moscow, Russia*

**E-mail:** minak-ski@yandex.ru

We study the number distribution for monotone strings of a length  $s$  in a sequence of  $n$  random independent variables uniformly distributed on the set  $\{0, \dots, N - 1\}$  where  $N$  is a constant. By means of the Stein method we construct an estimate of the variation distance between this distribution and a compound Poisson distribution. As a corollary of this result we prove the limit theorem as  $n, s \rightarrow \infty$  for the number of monotone strings. The approximating distribution is the distribution of the sum of Poisson number of independent random variables with geometric distribution.

**Keywords:** *monotone strings, estimate of the variation distance of the compound Poisson approximation, compound Poisson distribution, Stein method.*

**Введение**

Пусть  $X_1, X_2, \dots, X_n$  — отрезок последовательности, состоящей из независимых случайных величин, каждая из которых имеет равномерное распределение на множестве  $\{0, \dots, N - 1\}$ .

**Определение 1.** Монотонной цепочкой длины  $s$ ,  $s \in \mathbb{N}$ , с началом в  $t$  назовём событие  $E_t = \{X_t \leq X_{t+1} \leq \dots \leq X_{t+s-1}\}$ .

**Определение 2.** Монотонной серией длины  $s$ ,  $s \in \mathbb{N}$ , с началом в  $t$  назовём событие  $Y_t = \{X_{t-1} > X_t \leq X_{t+1} \leq \dots \leq X_{t+s-1} > X_{t+s}\}$ .

Введём случайную величину

$$\xi_n(s) = \sum_{t=1}^n I\{E_t\},$$

равную числу монотонных цепочек длины  $s$ , которые начинаются на отрезке  $X_1, X_2, \dots, X_n$ . Для избежания краевого эффекта и облегчения вычислений предполагаем, что рассматривается бесконечная в обе стороны последовательность  $\{X_a : a \in \mathbb{Z}\}$ . Через  $I\{A\}$  обозначаем индикатор события  $A$ .

В. Л. Гончаров [1] доказал несколько предельных теорем для монотонных серий в двоичной последовательности, рассмотрев чередование событий в ряде независимых опытов, отвечающих схеме Бернулли. J. Wolfowitz [2] доказал условия сходимости распределения числа монотонных серий заданной длины в конечной неповторной последовательности к распределению Пуассона и стандартному нормальному распределению. F. N. David и D. E. Barton [3] доказали условия для пуассоновской аппроксимации числа монотонных серий длины больше заданной в конечной неповторной последовательности. Их результаты обобщил В. G. Pittel [4], который доказал теорему о сходимости распределения числа монотонных серий длины больше заданной к распределению Пуассона. О. Chryssaphinou, S. Papastavridis и E. Vaggelatos [5] доказали теорему об аппроксимации распределения числа монотонных серий заданной длины в стационарной цепи Маркова пуассоновским распределением. Н. М. Меженная [6] доказала многомерную нормальную теорему для числа монотонных серий заданной длины. В данной работе находится оценка расстояния по вариации между распределением числа монотонных цепочек длины  $s$  и сложным пуассоновским распределением.

### 1. Оценка по вариации и предельная теорема

Введём некоторые обозначения. Условимся обозначать  $d(\Phi, \Psi)$  расстояние по вариации между распределениями  $\Phi$  и  $\Psi$ . Для распределений  $\Phi$  и  $\Psi$  на множестве  $\{0, 1, \dots\}$  справедлива следующая формула (теорема Шеффе):

$$d(\Phi, \Psi) = \frac{1}{2} \sum_{m=0}^{\infty} |\Psi\{m\} - \Phi\{m\}|.$$

Распределение случайной величины  $\zeta$  будем обозначать  $L(\zeta)$ .

Пусть  $\Lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots)$  — последовательность неотрицательных действительных чисел, причём сходится ряд  $\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k < \infty$ . Пусть  $\{\theta_1, \theta_2, \dots\}$  — последовательность независимых случайных величин, причём случайная величина  $\theta_k$  имеет распределение Пуассона с параметром  $\lambda_k$ , где  $k \in \mathbb{N}$ . Распределение случайной величины  $\sum_{k=1}^{\infty} k\theta_k$  называется сложным распределением Пуассона, которое будем обозначать  $CP(\Lambda)$ .

Введём несколько определений аналогично работе [6]. Пусть  $A_s$  — число неубывающих цепочек длины  $s$  из символов алфавита  $\{0, \dots, N-1\}$ . Тогда для  $s, N \in \mathbb{N}$  справедлива формула

$$A_s = \binom{s+N-1}{s}. \quad (1)$$

Пусть  $B_s$  — число цепочек длины  $s + 1$ , не являющихся неубывающими, но становящихся таковыми после удаления первого элемента. Тогда для  $s, N \in \mathbb{N}$  справедлива формула

$$B_s = \binom{s+N}{s+1} \frac{s(N-1)}{N+s}.$$

Пусть  $C_s$  — число цепочек длины  $s + 2$ , не являющихся неубывающими, но становящихся таковыми после удаления первого и последнего элементов. Тогда для  $N \geq 3$  и  $s \in \mathbb{N}$  справедлива формула

$$C_s = \binom{s+N-1}{s+2} \frac{N(s^2 + s - 1) - s^2 - s}{N-2}.$$

Далее положим

$$\lambda_\nu = \begin{cases} \frac{nC_{s+\nu-1}}{N^{s+\nu+1}} & \text{для } \nu \in \{1, \dots, s-1\}, \\ \frac{n(2B_{s+\nu-1}N + (2s-2-\nu)C_{s+\nu-1})}{\nu N^{s+\nu+1}} & \text{для } \nu \in \{s, \dots, 2s-2\}, \\ \frac{nA_{2s-1}}{(2s-1)N^{3s-2}} & \text{для } \nu \in \{2s-1\}, \\ 0 & \text{для } \nu \in \{2s, \infty\}. \end{cases} \quad (2)$$

На основе метода Стейна и результатов работы [7] докажем следующую теорему.

**Теорема 1.** Пусть  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  — отрезок последовательности, состоящей из независимых случайных величин, каждая из которых имеет равномерное распределение на множестве  $\{0, \dots, N-1\}$ ,  $N = \text{const} \geq 3$  и все  $\lambda_\nu$  имеют вид (2). Тогда

$$\begin{aligned} d(L(\xi_n(s)), CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots)) &\leq \\ &\leq \exp \left\{ \sum_{k=1}^{2s-1} \lambda_k \right\} \frac{n(6s-5)}{(sN^{-1}+1)^2 N^{2s}} \binom{s+N}{s}. \end{aligned} \quad (3)$$

Из теоремы 1 выведем предельную теорему для случайной величины  $\xi_n(s)$ .

**Теорема 2.** Пусть  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  — отрезок последовательности, состоящей из независимых случайных величин, каждая из которых имеет равномерное распределение на множестве  $\{0, \dots, N-1\}$ , и  $N = \text{const} \geq 3$ . Если  $n, s \rightarrow \infty$  так, что

- 1)  $s/n \rightarrow 0$ ,
- 2)

$$n(s+N)^{N-1} N^{-s-1} ((N-2)!)^{-1} \rightarrow \lambda \in (0, \infty), \quad (4)$$

то  $L(\xi_n(s)) \rightarrow CP(\lambda(1-N^{-1}), \lambda N^{-1}(1-N^{-1}), \lambda N^{-2}(1-N^{-1}), \dots)$ .

Так как  $N$  фиксировано, а  $s \rightarrow \infty$ , число монотонных цепочек длины  $s$ , не содержащих все символы из множества  $\{0, \dots, N-1\}$ , стремится к нулю. В пределе количества монотонных цепочек длины  $s$  в монотонных сериях независимы и имеют геометрическое распределение (с параметром  $1/N$ ). Число таких серий распределено по закону Пуассона (с параметром  $\lambda$ ).

Предельным распределением в теореме 2 является распределение суммы пуассоновского (с параметром  $\lambda$ ) числа независимых случайных величин, имеющих геометрическое распределение (с параметром  $1/N$ ).

## 2. Доказательство теорем

Для доказательства теоремы 1 понадобится следующая теорема о суммах случайных индикаторов [7].

Пусть  $\Gamma$  — произвольный конечный набор индексов;  $I_a$  ( $a \in \Gamma$ ) — случайные индикаторы;  $W = \sum_{a \in \Gamma} I_a$ . Для каждого  $I_a$  разделим некоторым образом множество  $\Gamma$  на четыре непересекающихся множества  $\{a\}$ ,  $\Gamma_a^{vs}$ ,  $\Gamma_a^b$ ,  $\Gamma_a^{vw}$  и положим

$$U_a = \sum_{l \in \Gamma_a^{vs}} I_l, \quad V_a = \sum_{l \in \Gamma_a^b} I_l.$$

Определим набор  $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_{D+1}, 0, \dots)$ , где

$$\lambda_i = i^{-1} \sum_{a \in \Gamma} \mathbf{E} \{I_a I \{I_a + U_a = i\}\}, \quad (5)$$

и величину  $D = \max_a |\Gamma_a^{vs}|$ . Введём обозначение  $\varphi = \sum_{a \in \Gamma} \sum_{i=1}^{|\Gamma_a^{vs}|+1} \varphi_{ai}$ ,

где  $\varphi_{ai} = \mathbf{E} |\mathbf{E} \{I_a I \{I_a + U_a = i\} | (I_b : b \in \Gamma_a^{vw})\} - \mathbf{E} \{I_a I \{I_a + U_a = i\}\}|$ . (6)

**Теорема 3.** При любом выборе непересекающихся множеств  $\{a\}$ ,  $\Gamma_a^{vs}$ ,  $\Gamma_a^b$ ,  $\Gamma_a^{vw}$  справедлива оценка

$$d(L(W), CP(\Lambda)) \leq c_1(\Lambda) \phi + c_2(\Lambda) \sum_{a \in \Gamma} ((\mathbf{E} I_a)^2 + \mathbf{E} I_a \mathbf{E}(U_a + V_a) + \mathbf{E} I_a V_a),$$

где  $\max \{c_1(\Lambda), c_2(\Lambda)\} \leq \exp \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k \right\}$ .

Воспользуемся результатами теоремы 3. В нашем случае  $\Gamma = \{1, 2, \dots, n\}$ ,  $I_a = I \{E_t\} = I \{X_t \leq X_{t+1} \leq \dots \leq X_{t+s-1}\}$ . Выберем множества  $\Gamma_a^{vs}$ ,  $\Gamma_a^b$ ,  $\Gamma_a^{vw}$  следующим образом:

$$\begin{aligned} \Gamma_t^{vs} &= \{k \in \Gamma \setminus \{t\} : |t - k| < s\}, & \Gamma_t^{vw} &= \{k \in \Gamma : |t - k| > 2s - 2\}, \\ \Gamma_t^b &= \Gamma \setminus (\{t\} \cup \Gamma_t^{vs} \cup \Gamma_t^{vw}) = \{k \in \Gamma : s \leq |t - k| \leq 2s - 2\}. \end{aligned}$$

В силу этих определений  $D = \max_a |\Gamma_a^{vs}| = 2s - 2$  и, следовательно,  $D + 1 = 2s - 1$ . В обозначениях теоремы 3 для  $t \in \{1, \dots, n\}$  имеем

$$U_t = \sum_{k=t-s+1, k \neq t}^{t+s-1} I \{E_k\}; \quad (7)$$

$$V_t = \sum_{k=t-2s+2}^{t-s} I \{E_k\} + \sum_{k=t+s}^{t+2s-2} I \{E_k\}. \quad (8)$$

Согласно равенству (6), для  $I_a = I \{E_t\}$  получаем

$$\varphi_{ai} = \mathbf{E} |\mathbf{E} \{I_a I \{I_a + U_a = i\} | (I_b : b \in \Gamma_a^{vw})\} - \mathbf{E} \{I_a I \{I_a + U_a = i\}\}| = 0,$$

и из определения  $\phi$  вытекает

$$\phi = \sum_{a \in \Gamma} \sum_{i=1}^{|\Gamma_a^{vs}|+1} \varphi_{ai} = 0. \quad (9)$$

По формулам (1) и (7) для  $t \in \{1, \dots, n\}$  получаем

$$\mathbf{E}U_t = \sum_{k=t-s+1, k \neq t}^{t+s-1} \mathbf{P}\{E_k\} = (2s-2)A_s N^{-s} = (2s-2) \binom{s+N-1}{s} N^{-s}. \quad (10)$$

По формулам (1) и (8) для  $t \in \{1, \dots, n\}$  нетрудно получить

$$\begin{aligned} \mathbf{E}V_t &= \sum_{k=t-2s+2}^{t-s} \mathbf{P}\{E_k\} + \sum_{k=t+s}^{t+2s-2} \mathbf{P}\{E_k\} = (2s-2)A_s N^{-s} = \\ &= (2s-2) \binom{s+N-1}{s} N^{-s}. \end{aligned} \quad (11)$$

С помощью равенств (10) и (11) получаем

$$\mathbf{E}(U_t + V_t) = (4s-4)A_s N^{-s}. \quad (12)$$

В соответствии со способом разбиения множества  $\Gamma$  случайные величины  $I\{E_t\}$  и  $V_t$  независимы. Следовательно,

$$\mathbf{E}(I\{E_t\}V_t) = \mathbf{P}\{E_t\} \cdot \mathbf{E}V_t. \quad (13)$$

По формуле (5) для любого  $\nu \in \{1, \dots, 2s-1\}$  имеем

$$\lambda_\nu = \nu^{-1} \sum_{t=1}^n \mathbf{E}(I\{E_t\}I\{I\{E_t\} + U_t = \nu\}). \quad (14)$$

Обозначим  $\alpha_t(\nu) \equiv I\{E_t\}I\{I\{E_t\} + U_t = \nu\}$ . При фиксированном  $t$ , согласно (7), случайная величина  $\alpha_t(\nu)$  равна 1 лишь в том случае, когда в отрезке  $(X_{t-s+1}, \dots, X_{t+2s-2})$  длины  $3s-2$  встретились монотонная цепочка длины  $s$  с началом в  $t$  и ещё ровно  $\nu-1$  монотонных цепочек длины  $s$ . Наличие монотонной цепочки длины  $s$  с началом в  $t$  не позволяет без перекрытия с ней расположиться другой монотонной цепочке длины  $s$ . Следовательно, все  $\nu$  цепочек образуют на отрезке  $(X_{t-s+1}, \dots, X_{t+2s-2})$  одну монотонную цепочку длины  $s+\nu-1$ .

Для вычисления выражения (14) при  $\nu \in \{1, \dots, s-1\}$  подсчитаем число событий, при которых случайная величина  $\alpha_t(\nu)$  равна 1. Учитывая наличие монотонной цепочки длины  $s$  с началом в  $t$ , монотонная цепочка длины  $s+\nu-1$  имеет  $\nu$  способов расположения на отрезке последовательности. Если зафиксировать положение монотонной цепочки длины  $s+\nu-1$ , то число таких цепочек равно  $C_{s+\nu-1}$ . Из определения  $C_{s+\nu-1}$  следует, что остаются  $2s-\nu-3$  элемента, которые могут принимать произвольные значения из множества  $\{0, \dots, N-1\}$ . Из (14) получаем равенство (2) при  $\nu \in \{1, \dots, s-1\}$ :

$$\lambda_\nu = \nu^{-1} \sum_{t=1}^n \frac{\nu C_{s+\nu-1} N^{2s-\nu-3}}{N^{3s-2}} = \frac{n C_{s+\nu-1}}{N^{s+\nu+1}}.$$

Для вычисления выражения (14) при  $\nu \in \{s, \dots, 2s-2\}$  подсчитаем число событий, при которых случайная величина  $\alpha_t(\nu)$  равна 1. Всего  $2s-2-\nu$  вариантов расположения монотонной цепочки длины  $s+\nu-1$  на отрезке  $(X_{t-s+1}, \dots, X_{t+2s-2})$ , когда она не начинается и не кончается на концах отрезка. Если зафиксировать положение монотонной цепочки, то число таких цепочек равно  $C_{s+\nu-1}$ . Если же монотонная цепочка длины  $s+\nu-1$  начинается либо заканчивается на концах отрезка  $(X_{t-s+1}, \dots, X_{t+2s-2})$ ,

то в каждом из этих двух случаев число монотонных цепочек длины  $s + \nu - 1$  равно  $B_{s+\nu-1}$ . Из определения  $B_{s+\nu-1}$  следует, что остаются  $2s - \nu - 2$  элемента, которые могут принимать произвольные значения из множества  $\{0, \dots, N - 1\}$ . Из (14) получаем равенство (2) при  $\nu \in \{s, \dots, 2s - 2\}$ :

$$\begin{aligned} \lambda_\nu &= \nu^{-1} \sum_{t=1}^n \frac{2B_{s+\nu-1}N^{2s-\nu-2} + (2s - 2 - \nu)C_{s+\nu-1}N^{2s-\nu-3}}{N^{3s-2}} = \\ &= \frac{n(2B_{s+\nu-1}N + (2s - 2 - \nu)C_{s+\nu-1})}{\nu N^{s+\nu+1}}. \end{aligned}$$

Наконец, вычислим выражение (14) при  $\nu = 2s - 1$ . В этом случае отрезок  $(X_{t-s+1}, \dots, X_{t+2s-2})$  содержит монотонную цепочку длины  $3s - 2$ . Число таких монотонных цепочек равно  $A_{2s-1}$ . Из (14) получаем равенство (2) при  $\nu = 2s - 1$ :

$$\lambda_{2s-1} = \frac{1}{2s-1} \sum_{t=1}^n \frac{A_{2s-1}}{N^{3s-2}} = \frac{nA_{2s-1}}{(2s-1)N^{3s-2}}.$$

На основе результатов теоремы 3 и с помощью выражений (2), (9), (11)–(13) имеем

$$\begin{aligned} &d(L(\xi_n(s)), CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots)) \leq \\ &\leq c_1(\Lambda)\phi + c_2(\Lambda) \sum_{t=1}^n ((\mathbf{P}\{E_t\})^2 + (\mathbf{P}\{E_t\})(\mathbf{E}(U_t + V_t)) + \mathbf{E}(I\{E_t\}V_t)) \leq \\ &\leq \exp\left\{\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k\right\} \sum_{t=1}^n (1 + 4s - 4 + 2s - 2) \left(\binom{s+N-1}{s} N^{-s}\right)^2 = \\ &= \exp\left\{\sum_{k=1}^{2s-1} \lambda_k\right\} \frac{n(6s-5)N^2}{(s+N)^2 N^{2s}} \left(\binom{s+N}{s}\right)^2. \end{aligned}$$

Теорема 1 доказана.

Перейдём к доказательству теоремы 2. Рассмотрим в оценке (3) множитель

$$\begin{aligned} &\exp\left\{\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k\right\} = \\ &= \exp\left\{n \sum_{k=1}^{s-1} \frac{C_{s+k-1}}{N^{s+k+1}} + n \sum_{k=s}^{2s-2} \frac{(2B_{s+k-1}N + (2s-2-k)C_{s+k-1})}{kN^{s+k+1}} + \frac{nA_{2s-1}}{(2s-1)N^{3s-2}}\right\} \end{aligned} \quad (15)$$

и покажем, что при переходе к пределу выражение (15) ограничено. Значит, требуется доказать, что существуют такие числа  $M, n_0, s_0 < \infty$ , что для всех  $n \geq n_0, s \geq s_0$  выполнено неравенство  $\exp\left\{\sum_{k=1}^{2s-1} \lambda_k\right\} < M$ .

Проверим это утверждение. Заметим, что найдётся такое число  $M' < \infty$ , при котором  $\max\{A_s, B_s, C_s\} \leq M'(s+N)^{N-1}$ . Заметим также, что при  $k \in \{s, \dots, 2s-2\}$  найдётся такое число  $M'' < \infty$ , что

$$\frac{2B_{s+k-1}N + (2s-2-k)C_{s+k-1}}{k} \leq M''(s+k-1+N)^{N-1}.$$

Кроме того, из условия (4) теоремы 2 следует, что существуют такие числа  $n_0, s' < \infty$ , что для всех  $n \geq n_0, s \geq s'$  выполнено равенство  $n(s+N)^{N-1}N^{-s-1} < \lambda$ .

Тогда для каждого  $k \in \{1, \dots, 2s-1\}$  найдётся такое  $M_1 < \infty$ , что

$$\begin{aligned} \lambda_k &\leq M_1 n \frac{(s+N+k)^{N-1}}{N^{s+k+1}} = M_1 n \frac{(s+N)^{N-1}}{N^{s+1}} \cdot \frac{(1+k/(s+N))^{N-1}}{N^k} < \\ &< M_1 n \frac{(s+N)^{N-1}}{N^{s+1}} \left( \frac{e^{(N-1)/(s+N)}}{N} \right)^k < \lambda M_1 \left( \frac{e^{(N-1)/(s+N)}}{N} \right)^k. \end{aligned} \quad (16)$$

Выберем  $s_0 = \max\{s', 2N\}$ . Тогда

$$\frac{e^{(N-1)/(s+N)}}{N} \leq \frac{e^{(N-1)/(3N)}}{N} < \frac{e^{1/3}}{3}. \quad (17)$$

Подставив оценки (16) и (17) в (15), для любых  $n \geq n_0$  и  $s \geq s_0$  получим

$$\begin{aligned} \exp \left\{ \sum_{k=1}^{2s-1} \lambda_k \right\} &< \exp \left\{ \lambda M_1 \sum_{k=1}^{2s-1} \left( \frac{e^{1/3}}{3} \right)^k \right\} < \exp \left\{ \lambda M_1 \sum_{k=1}^{\infty} \left( \frac{e^{1/3}}{3} \right)^k \right\} = \\ &= \exp \left\{ \lambda M_1 \frac{e^{1/3}}{3 - e^{1/3}} \right\} < \infty. \end{aligned} \quad (18)$$

Применяя (3) и (18) при условиях теоремы 2, получаем

$$\begin{aligned} &d(L(\xi_n(s)), CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots)) \leq \\ &\leq \exp \left\{ \sum_{k=1}^{2s-1} \lambda_k \right\} \frac{n(6s-5)}{(s+N)^2 N^{2s-2}} \left( \binom{s+N}{s} \right)^2 = O \left( \frac{ns(s+N)^{2N-2}}{N^{2s-2}} \right) = o(1). \end{aligned} \quad (19)$$

Сформулируем лемму из [8] для оценки расстояния по вариации между двумя сложными распределениями Пуассона.

**Лемма 1.** Пусть  $\Lambda^{(1)} = (\lambda_1^{(1)}, \lambda_2^{(1)}, \dots)$  и  $\Lambda^{(2)} = (\lambda_1^{(2)}, \lambda_2^{(2)}, \dots)$ , причём сходятся ряды  $\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k^{(1)} < \infty$  и  $\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k^{(2)} < \infty$ . Тогда  $d(CP(\Lambda^{(1)}), CP(\Lambda^{(2)})) \leq \sum_{k=1}^{\infty} |\lambda_k^{(1)} - \lambda_k^{(2)}|$ .

Воспользуемся леммой 1 и оценим расстояние по вариации между распределениями  $CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots)$  и  $CP(\lambda(1-N^{-1}), \lambda N^{-1}(1-N^{-1}), \lambda N^{-2}(1-N^{-1}), \dots)$ :

$$\begin{aligned} &d(CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots), CP(\lambda(1-N^{-1}), \lambda N^{-1}(1-N^{-1}), \dots)) \leq \\ &\leq \sum_{k=1}^{\infty} |\lambda_k - \lambda N^{-k+1}(1-N^{-1})|. \end{aligned} \quad (20)$$

Теперь докажем, что сумма в правой части (20) стремится к 0 при условиях теоремы 2. Зададим произвольное малое положительное число  $\varepsilon > 0$  и выберем некоторое натуральное число  $k'(\varepsilon)$ , удовлетворяющее условиям

$$\sum_{k=k'(\varepsilon)+1}^{\infty} \lambda N^{-k+1}(1-N^{-1}) < \frac{\varepsilon}{3}; \quad (21)$$

$$\sum_{k=k'(\varepsilon)+1}^{\infty} \lambda_k < \frac{\varepsilon}{3}. \quad (22)$$

Условие (21) выполнить легко: надо взять достаточно большое  $k'(\varepsilon)$ . Докажем условие (22). Из (16) и (17) следует, что существуют такие числа  $n_0, s_0 < \infty$ , что для всех  $n \geq n_0, s \geq s_0$  выполнено неравенство

$$\lambda_k < \lambda M_1 \left( \frac{e^{1/3}}{3} \right)^k.$$

Значит,

$$\sum_{k=1}^{2s-1} k \lambda_k < \lambda M_1 \sum_{k=1}^{2s-1} \left( \frac{e^{1/3}}{3} \right)^k < \lambda M_1 \sum_{k=1}^{\infty} \left( \frac{e^{1/3}}{3} \right)^k = \frac{27 \lambda M_1}{e^{1/3}(1 - e^{1/3})^2} \equiv M_2. \quad (23)$$

Для выполнения условия (22) воспользуемся соотношением (23):

$$\sum_{k=k'(\varepsilon)+1}^{\infty} \lambda_k < \frac{1}{k'(\varepsilon)} \sum_{k=1}^{2s-1} k \lambda_k < \frac{M_2}{k'(\varepsilon)}.$$

Следовательно, взяв достаточно большое число  $k'(\varepsilon)$ , получим выполнение (22). Осталось заметить, что при условиях теоремы 2

$$\sum_{k=1}^{k'(\varepsilon)} \left| \lambda_k - \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \right| \leq \sum_{k=1}^{k'(\varepsilon)} \lambda_k + \sum_{k=1}^{k'(\varepsilon)} \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \rightarrow 0$$

как сумма фиксированного числа величин, стремящихся к нулю. Значит, начиная с некоторого момента,

$$\sum_{k=1}^{k'(\varepsilon)} \left| \lambda_k - \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \right| < \frac{\varepsilon}{3}. \quad (24)$$

Из (21), (22) и (24) следует, что, начиная с некоторого момента,

$$\begin{aligned} & \sum_{k=1}^{\infty} \left| \lambda_k - \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \right| \leq \\ & \leq \sum_{k=1}^{k'(\varepsilon)} \left| \lambda_k - \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \right| + \sum_{k=k'(\varepsilon)+1}^{\infty} \lambda_k + \sum_{k=k'(\varepsilon)+1}^{\infty} \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) < \varepsilon. \end{aligned}$$

В силу произвольности выбора  $\varepsilon > 0$  это означает, что

$$\sum_{k=1}^{\infty} \left| \lambda_k - \lambda N^{-k+1} (1 - N^{-1}) \right| \rightarrow 0. \quad (25)$$

Используя (20) и (25), получаем, что при условиях теоремы 2

$$d(CP(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{2s-1}, 0, 0, \dots), CP(\lambda(1 - N^{-1}), \lambda N^{-1}(1 - N^{-1}), \dots)) \rightarrow 0. \quad (26)$$

Наконец, из (19) и (26) в силу неравенства треугольника для расстояния по вариации при условиях теоремы 2 следует, что

$$d(L(\xi_n(s)), CP(\lambda(1 - N^{-1}), \lambda N^{-1}(1 - N^{-1}), \lambda N^{-2}(1 - N^{-1}), \dots)) \rightarrow 0,$$

а значит, следует и сходимость  $L(\xi_n(s))$  к сложному пуассоновскому распределению  $CP(\lambda(1 - N^{-1}), \lambda N^{-1}(1 - N^{-1}), \lambda N^{-2}(1 - N^{-1}), \dots)$ .

Теорема 2 доказана.

## ЛИТЕРАТУРА

1. *Гончаров В. Л.* Из области комбинаторики // Изв. АН СССР. Сер. матем. 1944. Т. 8. Вып. 1. С. 3–48.
2. *Wolfowitz J.* Asymptotics distribution of runs up and down // Ann. Math. Statist. 1944. V. 15. P. 163–172.
3. *David F. N. and Barton D. E.* Combinatorial Chance. N.Y.: Hafner Publishing Co., 1962.
4. *Pittel B. G.* Limiting behavior of a process of runs // Ann. Probab. 1981. V. 9. No. 1. P. 119–129.
5. *Chryssaphinou O., Papastavridis S., and Vaggelatos E.* Poisson approximation for the non-overlapping appearances of several words in Markov chains // Combinatorics, Probability and Computing. 2001. V. 10. No. 4. P. 293–308.
6. *Межменная Н. М.* Многомерная нормальная теорема для числа монотонных серий заданной длины в равновероятной случайной последовательности // Обозр. прикл. промышл. матем. 2007. Т. 14. Вып. 3. С. 503–505.
7. *Roos V.* Stein's method for compound Poisson approximation: the local approach // Ann. Appl. Probab. 1994. V. 4. No. 4. P. 1177–1187.
8. *Bollobas B, Janson S, and Riordan O.* Sparse random graphs with clustering // Random Structures and Algorithms. 2011. V. 38. P. 269–323.

## REFERENCES

1. *Goncharov V. L.* Iz oblasti kombinatoriki [From the combinatorics]. Proc. of the Academy of Sciences USSR, Ser. Math., 1944, vol. 8, iss. 1, pp. 3–48. (in Russian)
2. *Wolfowitz J.* Asymptotics distribution of runs up and down. Ann. Math. Statist., 1944, vol. 15, pp. 163–172.
3. *David F. N. and Barton D. E.* Combinatorial Chance. N.Y., Hafner Publishing Co., 1962.
4. *Pittel B. G.* Limiting behavior of a process of runs. Ann. Probab., 1981, vol. 9, no. 1, pp. 119–129.
5. *Chryssaphinou O., Papastavridis S., and Vaggelatos E.* Poisson approximation for the non-overlapping appearances of several words in Markov chains. Combinatorics, Probability and Computing, 2001, vol. 10, no. 4, pp. 293–308.
6. *Mezhennaya N. M.* Mnogomernaya normal'naya teorema dlya chisla monotonnykh seriy zadannoy dliny v ravnoveroyatnoy sluchaynoy posledovatel'nosti [Multivariate normal theorem for the number of monotonous series of predetermined length in an equiprobable random sequence]. Obozn. Prikl. Promyshl. Matem., 2007, vol. 14, iss. 3, pp. 503–505. (in Russian)
7. *Roos V.* Stein's method for compound Poisson approximation: the local approach. Ann. Appl. Probab., 1994, vol. 4, no. 4, pp. 1177–1187.
8. *Bollobas B, Janson S, and Riordan O.* Sparse random graphs with clustering. Random Structures and Algorithms, 2011, vol. 38, pp. 269–323.