

АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА ЛІЧИЛЬНОГО ПРОЦЕСУ У СХЕМІ МАКСИМУМУ

We establish the exact asymptotic behavior of the logarithm of counting process in the max-scheme.

Получена точная асимптотика логарифма считающего процесса в схеме максимума.

Розглянемо послідовність (ξ_n) , $n \geq 1$, незалежних однаково розподілених випадкових величин (н. о. р. в. в.) з функцією розподілу $F(x) = \mathbf{P}(\xi_n < x)$. Нехай

$$z_n = \max_{1 \leq i \leq n} \xi_i, \quad N(t) = \min(n \geq 1: z_n \geq t).$$

За аналогією з теорією відновлення процес $N(t)$ будемо називати лічильним процесом для послідовності (z_n) . Неважко зрозуміти, що процес $N(t)$ має в кожній точці геометричний розподіл

$$\mathbf{P}(N(t) = k) = q(1 - q)^{k-1}, \quad k = 1, 2, \dots, \quad q = 1 - F(t).$$

Відомо, що він має незалежні прирости. Цей процес вивчався у роботах [1–3], де можна знайти деякі інші властивості лічильного процесу у схемі максимуму.

Досить повний огляд результатів та методів дослідження узагальнених лічильних процесів (чи узагальнених процесів відновлення) наведено у монографії [4].

У даній роботі встановлено одне твердження типу закону повторного логарифма (ЗПЛ) для лічильного процесу у схемі максимуму. Зрозуміло, що цей результат тісно пов'язаний із ЗПЛ для схеми максимуму.

ЗПЛ для сум незалежних випадкових величин (н. в. в.) Бернуллі вперше встановлений Хінчиним [5]. У подальшому ЗПЛ для сум довільних н. в. в. інтенсивно досліджувався (див., наприклад, [6]).

Для схеми максимуму ЗПЛ вивчався у роботах [7–11]. Наведемо один із основних результатів по цій тематиці (див. [9]).

Нехай F має додатну похідну $F'(x)$ для всіх достатньо великих x і функції $f(x)$ та $g(x)$ визначено рівностями

$$f(x) = \frac{1 - F(x)}{F'(x)}, \quad g(x) = f(x) \ln \ln \left\{ \frac{1}{1 - F(x)} \right\}.$$

Якщо

$$\lim_{t \rightarrow \infty} g'(t) = 0, \tag{1}$$

то виконується наступний ЗПЛ для схеми максимуму: майже напевно (м. н.)

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n - a_n}{f(a_n) \ln \ln n} = 1, \tag{2}$$

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n - a_n}{f(a_n) \ln \ln n} = 0, \quad (3)$$

де

$$a_n = F^{-1} \left(1 - \frac{1}{n} \right), \quad F^{-1}(y) = \inf \{x : F(x) \geq y\} \quad - \text{функція, обернена до } F(x).$$

Покладемо

$$R(x) = -\ln(1 - F(x)) \quad \text{або} \quad F(x) = 1 - \exp(-R(x)).$$

Нещодавно у роботі [11] при умові, що хоча б одна із функцій $f(x)$ та $h(x) = f(R^{-1}(x))$ правильно змінюється, рівність (3) було посилено таким чином:

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n - a_n}{f(a_n) \ln \ln \ln n} = -1. \quad (4)$$

Наша мета полягає в тому, щоб, ґрунтуючись на рівностях типу (2)–(4), дослідити асимптотичну поведінку лічильного процесу.

Сформулюємо основний результат даної роботи.

Теорема. *Нехай функція розподілу $F(x)$ є неперервною, строго монотонно зростаючою і для всіх $x \in \mathbb{R}$ $F(x) < 1$. Тоді м. н.*

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - R(t)}{\ln \ln R(t)} = 1, \quad (5)$$

$$\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - R(t)}{\ln R(t)} = -1. \quad (6)$$

Доведення. Спочатку розглянемо випадок $F(x) = 1 - \exp(-x)$, $x > 0$. Для цього випадку рівності (5), (6) запишуться так: м. н.

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln \ln t} = 1, \quad (7)$$

$$\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln t} = -1. \quad (8)$$

При доведенні рівностей (7), (8) нам знадобиться допоміжне твердження, встановлене в роботі [11].

Лема. *Нехай (ξ_i) – послідовність н. в. в. з функцією розподілу $F(x) = 1 - \exp(-x)$, $x > 0$. Тоді м. н.*

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n - \ln n}{\ln \ln n} = 1, \quad (9)$$

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n - \ln n}{\ln \ln \ln n} = -1. \quad (10)$$

Почнемо із доведення рівності (8). Вона буде встановлена, якщо покажемо, що для будь-якого досить малого $\epsilon > 0$

$$\mathbf{P} \left(\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln t} \leq -1 + \epsilon \right) = 1, \quad (11)$$

$$\mathbf{P} \left(\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln t} \leq -1 - \epsilon \right) = 0. \quad (12)$$

Введемо позначення

$$\{g_1(t) \leq g_2(t), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\},$$

яке означає, що існує послідовність (t_n) , $t_n \uparrow \infty$, для якої $g_1(t_n) \leq g_2(t_n) \forall n \geq 1$.

Покладемо

$$A(c) = \left\{ \frac{\ln N(t) - t}{\ln t} \leq c, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}.$$

Нехай $\delta > 0$. Тоді

$$A(c - \delta) \subset \left\{ \liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln t} \leq c \right\} \subset A(c + \delta).$$

Тому рівності (11), (12) виконуються для будь-якого $\epsilon > 0$ тоді і тільки тоді, коли

$$\mathbf{P}(A(-1 + \epsilon)) = 1 \quad \forall \epsilon > 0, \quad (13)$$

$$\mathbf{P}(A(-1 - \epsilon)) = 0 \quad \forall \epsilon > 0. \quad (14)$$

Зрозуміло, що

$$\begin{aligned} A(-1 + \epsilon) &= \{ \ln N(t) \leq t + (-1 + \epsilon) \ln t, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \} = \\ &= \{ N(t) \leq \hat{r}(t), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \}, \end{aligned}$$

де $\hat{r}(t) = \exp(t + (-1 + \epsilon) \ln t)$.

Нехай $r = r(t) = [\hat{r}(t)]$ — ціла частина числа $\hat{r}(t)$. Оскільки

$$\{N(t) \leq \hat{r}(t)\} = \{N(t) \leq r(t)\},$$

а для цілого r

$$\{N(t) \leq r\} = \{Z_r \geq t\},$$

то

$$\begin{aligned} A(-1 + \epsilon) &= \{N(t) \leq r(t), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\} = \\ &= \{Z_{r(t)} \geq t, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\} = \\ &= \left\{ \frac{Z_{r(t)} - \ln r(t)}{\ln \ln r(t)} \geq \frac{t - \ln r(t)}{\ln \ln r(t)}, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}. \end{aligned}$$

Неважко бачити, що при $t \rightarrow \infty$

$$\ln r(t) = t + (-1 + \epsilon) \ln t + o(1),$$

$$\ln \ln r(t) = \ln t + o(1).$$

Тому

$$\frac{t - \ln r(t)}{\ln \ln r(t)} = 1 - \epsilon + o(1), \quad t \rightarrow \infty,$$

а отже,

$$A(-1 + \epsilon) = \left\{ \frac{Z_{r(t)} - \ln r(t)}{\ln \ln r(t)} \geq 1 - \epsilon + o(1), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}.$$

Якщо t змінюється від 1 до ∞ , то $r(t)$ пробігає всі натуральні числа більші за 1. Звідси та з рівності (9) випливає (13).

Застосовуючи подібні міркування до події $A(-1 - \epsilon)$, одержуємо

$$A(-1 - \epsilon) = \left\{ \frac{Z_{r(t)} - \ln r(t)}{\ln \ln r(t)} \geq 1 + \epsilon + o(1), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}.$$

Так само, як і вище, звідси та з (9) маємо рівність (14).

Перейдемо до доведення рівності (7). За аналогією з $A(c)$ введемо подію

$$B(c) = \left\{ \frac{\ln N(t) - t}{\ln \ln t} > c, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}.$$

Тоді для $1 > \epsilon > 0$ маємо

$$B(1 - \epsilon) = \{N(t) > \hat{m}(t), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\},$$

де $\hat{m}(t) = \exp(t + (1 - \epsilon) \ln \ln t)$.

Нехай $m = m(t) = [\hat{m}(t)]$. Далі, скориставшись рівностями

$$\{N(t) > \hat{m}(t)\} = \{N(t) > m(t)\}$$

та

$$\{N(t) > m\} = \{Z_m < t\},$$

запишемо подію $B(1 - \epsilon)$ таким чином:

$$\begin{aligned} B(1 - \epsilon) &= \{N(t) > m(t), \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\} = \\ &= \{Z_{m(t)} < t, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty\} = \\ &= \left\{ \frac{Z_{m(t)} - \ln m(t)}{\ln \ln \ln m(t)} < \frac{t - \ln m(t)}{\ln \ln \ln m(t)}, \text{ н. ч. п., } t \uparrow \infty \right\}. \end{aligned} \quad (15)$$

Оскільки при $t \rightarrow \infty$

$$\ln m(t) = t + (1 - \epsilon) \ln \ln t + o(1),$$

$$\ln \ln \ln m(t) = \ln \ln t + o(1),$$

то

$$\frac{t - \ln m(t)}{\ln \ln \ln m(t)} = -1 + \epsilon + o(1).$$

Звідси та з рівностей (15) маємо

$$B(1 - \epsilon) = \left\{ \frac{Z_{m(t)} - \ln m(t)}{\ln \ln \ln m(t)} < -1 + \epsilon + o(1), \text{ н. ч. р., } t \uparrow \infty \right\}.$$

Із останнього зображення та співвідношення (10) отримуємо

$$\mathbf{P}(B(1 - \epsilon)) = 1 \quad \forall \epsilon > 0,$$

а отже,

$$\mathbf{P} \left(\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln \ln t} > 1 - \epsilon \right) = 1 \quad \forall \epsilon > 0. \quad (16)$$

Так само, ґрунтуючись на співвідношенні (10), доводимо рівності

$$\mathbf{P} \left(\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\ln N(t) - t}{\ln \ln t} > 1 + \epsilon \right) = \mathbf{P}(B(1 + \epsilon)) = 0 \quad \forall \epsilon > 0. \quad (17)$$

Із (16), (17) одержуємо (7).

Перехід від рівностей (7), (8) до загального випадку зробити неважко. Дійсно, відомо (див., наприклад, [9]), що в умовах теореми 1 в. в. $\tau_i^e = R(\xi_i)$, $i \geq 1$, мають стандартний експоненціальний розподіл, $\mathbf{P}(\tau_i^e < x) = 1 - \exp(-x)$. Нехай

$$z_n^e = \max_{1 \leq i \leq n} \tau_i^e, \quad N^e(t) = \min(n \geq 1: z_n^e \geq t).$$

Тоді

$$\begin{aligned} N(t) &= \min(n \geq 1: z_n \geq t) = \min(n \geq 1: R(z_n) \geq R(t)) = \\ &= \min(n \geq 1: z_n^e \geq R(t)) = N^e(R(t)). \end{aligned}$$

Звідси та з (7), (8) вже безпосередньо впливають рівності (5), (6).

Терему доведено.

1. Resnick S. I. Invers of extremal processes // Adv. Appl. Probab. – 1974. – 6, № 2. – P. 392–406.
2. Shorrock R. V. On discrete time extremal processes // Adv. Appl. Probab. – 1974. – 6, № 3. – P. 580–592.
3. Resnick S. I. Extreme values, regular variation and point processes. – Berlin: Springer, 1987. – 320 p.
4. Буддигін В. В., Індлекофер К. Х., Клесов О. І., Штайнебах Й. Г. Псевдорегулярні функції та узагальнені процеси відновлення. – Київ: ТВіМС, 2012. – 441 с.
5. Khintchin A. Uber einen Satz der Wahrscheinlichkeitsrechnung // Fund. math. – 1924. – 6, № 1. – P. 9–12.
6. Петров В. В. Суммы независимых случайных величин. – М.: Наука, 1972. – 416 с.
7. Pickands J. Sample sequences of maxima // Ann. Math. Statist. – 1967. – 38, № 5. – P. 1570–1574.
8. Pickands J. An iterated logarithm law for the maximum in a stationary Gaussian sequence // Z. Wahrscheinlichkeitstheor. und verw. Geb. – 1969. – 12, № 3. – S. 344–355.
9. De Haan L., Hordijk A. The rate of growth of sample maxima // Ann. Math. Statist. – 1972. – 43. – P. 1185–1196.
10. de Haan L., Ferreira A. Extreme values theory: an introduction. – Berlin: Springer, 2006.
11. Акбау К. С., Мацак І. К. Одне уточнення закону повторного логарифма для схеми максимуму // Укр. мат. журн. – 2012. – 64, № 8. – С. 1132–1137.

Одержано 22.11.12,
після доопрацювання – 18.03.13