

М. Е. Зюков

Предельная теорема для случайных блужданий с ограниченными в одну сторону скачками

В данной работе предельная теорема для непрерывных снизу случайных блужданий, подчиненных условию положительности, доказанная в [1], распространяется на случай блужданий с ограниченными снизу скачками.

Такого типа теоремы рассматривались, например, в [2]. Отличие настоящей работы состоит в том, что в явном виде находятся переходные вероятности однородного марковского процесса, каковым является случайное блуждание, подчиненное условию положительности, и уже для него доказывается предельная теорема.

1. Пусть α_t , $t \geq 0$, — однородный непрерывный справа случайный процесс с независимыми приращениями с фазовым пространством $\{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ и производящей функцией

$$M\theta^{\alpha_t - \alpha_0} = e^{ta(\theta)}, \quad t \geq 0, \quad 0 < \theta \leq 1,$$

где $a(\theta) = \sum_{k=-c}^{\infty} a_k \theta^k$, $c > 0$, $a_{-c} > 0$, $a_0 < 0$, $a_k \geq 0$, $k > -c$; $a(1) = 0$.

Рассмотрим функционалы на траекториях процесса α_t :

$$\tau_k = \inf \{t : \alpha_t - \alpha_0 \leq -k\}, \quad k \geq 0,$$

если $\alpha_t - \alpha_0 > -k$ для всех $t \geq 0$, то, по определению, $\tau_k = \infty$. На множестве траекторий, для которых $\tau_k < \infty$, определим $T_k = -k - (\alpha_{\tau_k} - \alpha_0)$.

Для нахождения совместного распределения τ_k и T_k рассмотрим вложенную цепь Маркова η_n , $n \geq 0$, процесса $\alpha_t - \alpha_0$, $t \geq 0$. Очевидно, η_n — случайное блуждание с ограниченными снизу скачками, причем производящая функция величины скачка имеет вид $p(\theta) = 1 - \frac{a(\theta)}{a_0}$, $0 < \theta \leq 1$.

На траекториях η_n определяем функционалы

$$\tau_k^* = \inf \{n : \eta_n \leq -k\}, \quad k \geq 0, \quad T_k^* = -k - \eta_{\tau_k^*}, \quad \text{если } \tau_k^* < \infty.$$

Из результатов [3] следует, что

$$M(z^{\tau_k^*}, T_k^* = 0) = \sum_{i=1}^v \frac{1}{(n_i - 1)!} \left(\frac{\mu^{k+c-1}}{\psi_i(\mu)} \right)_{\mu=\mu_i(z)}^{(n_i-1)}. \quad (1)$$

Если $1 \leq l \leq c-1$, то

$$M(z^{\tau_k^*}, T_k^* = l) = \sum_{i=1}^v \frac{1}{(n_i - 1)!} \left(\frac{\sum_{j=l}^{c-1} \varphi_j(z) \mu^{k+c+l-j-2}}{\psi_i(\mu)} \right)_{\mu=\mu_i(z)}^{(n_i-1)}, \quad (2)$$

где $\mu_i(z)$ — корни уравнения $1 - zp(\mu) = 0$, $0 < z < 1$, в круге $|\mu| < 1$ кратности n_i , $1 \leq i \leq v$ ($n_1 + \dots + n_v = c$), $\varphi_j(z)$, $0 \leq j \leq c-1$ с точностью до знака — элементарные симметрические функции этих корней,

$$\psi_i(\mu) = \prod_{i \neq j} (\mu - \mu_j(z))^{n_j}, \quad 1 \leq i \leq v.$$

Так как $\tau_k = \sum_{i=1}^{\tau_k^*} \zeta_i$, где ζ_i , $i \geq 1$, — независимые показательно распределенные с параметром $-a_0$ случайные величины, то используя (1) и (2), легко подсчитать, что

$$M(e^{-s\tau_k}; \tau_k < \infty) = \sum_{i=1}^v \frac{\prod_{j=1}^{\tau_k^*} (1 - \lambda_j(s))^{n_j}}{(n_i - 1)!} \left(\frac{\lambda^{k+c-1}}{(1-\lambda)\psi_i(\lambda)} \right)_{\lambda=\lambda_i(s)}^{(n_i-1)}, \quad s > 0, \quad (3)$$

а $M(e^{-s\tau_k}; T_k = l)$, $0 \leq l \leq c-1$, имеют вид (1) и (2), где $\mu_i(z)$ заменены на $\lambda_i(s)$ — корни уравнения

$$a(\lambda) = s, \quad s > 0, \quad (4)$$

в круге $|\lambda| < 1$.

2. Обозначим исходный процесс α_t , $t \geq 0$, в поглощающем экране в нуле через β_t , $t \geq 0$, т. е., если $\beta_0 = k > 0$, то

$$\beta_t - \beta_0 = \begin{cases} \alpha_t - \alpha_0, & t < \tau_k, \\ -k, & t \geq \tau_k. \end{cases}$$

Очевидно β_t — однородная цепь Маркова с поглощением в нуле. Обозначим ее переходные вероятности $\beta_{kr}(t)$, $k, r \geq 0$, $t \geq 0$.

Пусть $\beta_0 = k > 0$; положим

$$\Phi_h(t, \theta) = \sum_{r=1}^{\infty} \beta_{hr}(t) \theta^r, \quad 0 \leq \theta \leq 1.$$

Используя строгую марковость процесса α_t легко показать, что

$$\Phi_h(t, \theta) = \theta^k e^{ta(\theta)} - \sum_{j=0}^{c-1} \theta^{-j} \int_0^t e^{(t-u)a(\theta)} P \{ \tau_h \in du; T_h = j \}. \quad (5)$$

Из (5), учитывая вид $M(e^{-st}; T_h = j)$, $0 \leq j \leq c-1$, имеем

$$\begin{aligned} \tilde{\Phi}_h(s, \theta) &= \int_0^{\infty} e^{-st} \Phi_h(t, \theta) dt = \\ &= \left[\theta^k - \theta^{1-c} \sum_{i=1}^v \frac{\prod_{j=1}^v (1 - \lambda_j(s))^{n_j}}{(n_i - 1)!} \left(\frac{\lambda^{k+c-1}}{(\theta - \lambda) \psi_i(\lambda)} \right)_{\lambda=\lambda_i(s)}^{(n_i-1)} \right] (s - a(\theta))^{-1}. \quad (6) \end{aligned}$$

Обозначим $A_t = \{ \alpha_u > 0, u \leq t \}$, $t > 0$. Рассмотрим процесс $\alpha_u(A_t)$, $u \leq t$ (по поводу обозначений и определения этого процесса смотри [1]). Поступая так же, как в упомянутой работе, можно показать, что для фиксированного $t > 0$ $\alpha_u(A_t)$, $u \leq t$ — цепь Маркова в фазовом пространстве $\{1, 2, \dots\}$ с переходной вероятностью

$$P \{ \alpha_u(A_t) = r / \alpha_v(A_t) = k \} = \frac{P \{ \tau_r > t - u \}}{P \{ \tau_k > t - v \}} \beta_{kr}(u - v),$$

где $0 \leq v \leq u \leq t$; $k, r > 0$.

Лемма. Если наибольший общий делитель тех k , для которых $\alpha_k > 0$, равен 1, $a'(1) = 0$ и $a(\theta) \sim C(1 - \theta)^\alpha$ при $\theta \rightarrow 1 - 0$, $1 < \alpha \leq 2$, $C \neq 0$, то для любого $z \geq 0$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{P \{ \tau_r > t \}}{P \{ \tau_k > t + z \}} = \frac{q_r}{q_k}, \quad k, r > 0,$$

где

$$\begin{aligned} q_k &= k + c - 1 - \sum_{i=2}^v \left\{ \frac{n_i}{1 - \lambda_i(0)} + \frac{\prod_{j=2}^v (1 - \lambda_j(0))^{n_j}}{(n_i - 1)!} \sum_{m=0}^{n_i-1} C_{n_i-1}^m \sum_{n=0}^m C_m^n \times \right. \\ &\quad \left. \times \prod_{p=0}^{m-1-n} (k - p) \prod_{q=0}^{n-1} (c - 1 - q) \lambda_i^{k+c-1-m}(0) u_i^{(n_i-1-m)}(\lambda_i(0)) \right\}, \end{aligned}$$

$u_i(\lambda) = [(1 - \lambda) \psi_i(\lambda)]^{-1}$, $\lambda_i(0)$, $2 \leq i \leq v$ — корни уравнения $a(\lambda) = 0$ в круге $|\lambda| < 1$ кратности $n_1 + \dots + n_v = c - 1$.

Доказательство. В [3] установлено, что при $s > 0$ уравнение (4) имеет в круге $|\lambda| < 1$ простой действительный положительный корень $\lambda_1(s)$, причем модули всех остальных корней (4) в этом круге меньше $\lambda_1(s)$.

Из условия леммы следует, что при $s \rightarrow 0$

$$1 - \lambda_1(s) \sim \left(\frac{s}{C} \right)^{1/\alpha}. \quad (7)$$

Из (3), учитывая (7), имеем $\int_0^{\infty} e^{-st} P\{\tau_k > t\} dt \sim q_k C^{-1/\alpha} s^{1/\alpha-1}$ при $s \rightarrow 0$

и по тауберовой теореме [4]

$$P\{\tau_k > t\} \sim \frac{q_k C^{-1/\alpha}}{\Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)} t^{-1/\alpha} \text{ при } t \rightarrow \infty,$$

что доказывает лемму.

Обозначим $\alpha_{kr}^*(t) = \frac{q_r}{q_k} \beta_{kr}(t)$, $k, r > 0$, $t \geq 0$. Очевидно, $\alpha_{kr}^*(t)$ — переходные вероятности однородной цепи Маркова α_i^* , $t \geq 0$, в фазовом пространстве $\{1, 2, \dots\}$. Поэтому справедлива теорема.

Теорема 1. В условиях леммы переходные вероятности цепи Маркова $\alpha_u(A_i)$, $u \leq t$, при $t \rightarrow \infty$ сходятся к переходным вероятностям однородной цепи Маркова α_u^* , $u \geq 0$, с переходными вероятностями $\alpha_{kr}^*(u)$.

Ясно, что процесс α_u^* , $u \geq 0$, следует интерпретировать как $\alpha_u(A)$, $u \geq 0$, где $A = \{\alpha_u > 0, u \geq 0\}$. Следует отметить, что в нашем случае $P\{\tau_k < \infty\} = 1$, $k \geq 0$, и, стало быть, $P(A) = 0$.

3. Пусть $\alpha_0^* = k > 0$; обозначим $\Phi_k^*(t, \theta) = \sum_{r=1}^{\infty} \alpha_{kr}^*(t) \theta^r$, $0 \leq \theta \leq 1$. Из вида $\alpha_{kr}^*(t)$ имеем

$$\begin{aligned} \bar{\Phi}_k^*(s, \theta) &= \int_0^{\infty} e^{-st} \Phi_k(t, \theta) dt = \frac{1}{q_k} \left[\theta \frac{\partial \bar{\Phi}_k(s, \theta)}{\partial \theta} + \right. \\ &+ \left(c - 1 - \sum_{i=2}^v \frac{n_i}{1 - \lambda_i(0)} \right) \bar{\Phi}_k(s, \theta) - \\ &- \prod_{j=2}^v (1 - \lambda_j(0))^{n_j} \sum_{i=2}^v \frac{1}{(n_i - 1)!} \sum_{m=0}^{n_i-1} C_{n_i-1}^m \sum_{n=0}^m C_m^n \prod_{q=0}^{n-1} (c - 1 - q) \times \\ &\times u_i^{(n_i-1-m)} (\lambda_i(0)) \lambda_i^{c-1-m}(0) \theta^{m-n} \frac{\partial^{(m-n)} \bar{\Phi}_k(s, \lambda_i(0) \theta)}{\partial \theta^{m-n}} \Big], \end{aligned}$$

где $\bar{\Phi}_k^*(s, \theta)$ определяется по формулам (6).

Имеет место следующая теорема.

Теорема 2. Если $\alpha_0^* = [x\sigma\sqrt{n}]$, $x > 0$, $M\alpha_1 = 0$, $D\alpha_1 = \sigma^2$ ($0 < \sigma < \infty$), то конечномерные распределения процессов $\eta_n(t) = \frac{\alpha_{nt}^*}{\sigma\sqrt{n}}$, $t \geq 0$, сходятся к конечномерным распределениям процесса w_t^* , $t \geq 0$, двойное преобразование Лапласа которого имеет вид

$$\int_0^{\infty} e^{-st} M_x e^{-\lambda w_t^*} dt = \frac{e^{-\lambda x}}{s - \frac{1}{2} \lambda^2} + \frac{\lambda}{x} \frac{e^{-x\sqrt{2s}} - e^{-\lambda x}}{\left(s - \frac{1}{2} \lambda^2\right)^2}. \quad (8)$$

Действительно, переходя к пределу при $n \rightarrow \infty$ в равенстве

$$\int_0^{\infty} e^{-st} M e^{-\frac{\lambda}{\sigma\sqrt{n}} \alpha_{nt}^*} dt = \frac{1}{n} \bar{\Phi}_{[x\sigma\sqrt{n}]}^* \left(\frac{s}{n}, e^{-\frac{\lambda}{\sigma\sqrt{n}}} \right).$$

и учитывая, что $|\lambda_i(0)| < 1$, $2 \leq i \leq v$, а при $n \rightarrow \infty$

$$1 - \lambda_1\left(\frac{s}{n}\right) \sim \sigma (2s)^{\frac{1}{2}} n^{-\frac{1}{2}}, \quad a\left(e^{-\frac{\lambda}{\sigma\sqrt{n}}}\right) \sim \lambda^2 (2n)^{-1},$$
$$a'\left(e^{-\frac{\lambda}{\sigma\sqrt{n}}}\right) \sim \lambda \sigma n^{-\frac{1}{2}},$$

получаем (8).

Процесс w_t^* , $t \geq 0$, изучен в [1]. Его можно определить как $w_t(A)$, где $A = \{w_u > 0, u \geq 0\}$, w_t — стандартный винеровский процесс, выходящий из положительного состояния x ; w_t^* — диффузионный процесс с фазовым пространством $(0, \infty)$, со сносом y^{-1} и диффузией 1, граничная точка нуль — отталкивающая.

ЛИТЕРАТУРА

1. Е ж о в И. И., К о р о л ю к В. С. Предельные теоремы для одного класса условных марковских процессов: Препринт 78.3.— Киев: Ин-т математики АН УССР, 1978.— 48 с.
2. I g l e h a r t D. L. Functional central limit theorems for random walks conditioned to stay positive.— Ann. of Prob. 1974, 2, №4, p. 608—619.
3. З ю к о в М. Е. Распределение некоторых функционалов для случайного блуждания с ограниченными снизу скачками.— Укр. мат. журн., 1979, 31, №5, с. 543—547.
4. Ф е л л е р В. Введение в теорию вероятностей и ее применения. Т. 2.— М.: Мир, 1967.— 752 с.

Институт математики
АН УССР

Поступила в редакцию 5.VII 1978 г.
после переработки — 28.II 1979 г.