

Положение процесса с независимыми приращениями в момент выхода из интервала

Пусть $\xi(t)$, $t \geq 0$, $\xi(0) = 0$, — однородный процесс с независимыми приращениями с характеристической функцией

$$Me^{-s\xi(t)} = e^{tk(s)},$$

где

$$k(s) = s^2b/2 - as - \int_{-\infty}^{\infty} (e^{-sx} - 1 + sx/(1+x^2)) \Pi\{dx\}.$$

Для фиксированных T, x , $0 < x < T$, положим $\tau_x^T = \inf\{t: \xi(t) \in \bar{C}(-x, T-x)\}$. В предположении, что процесс $\xi(t)$ имеет скачки только в одну сторону, распределение случайной величины $\xi(\tau_x^T)$ хорошо изучено (см., например, [1—4]). Так, в работах [2—4] в предположении $\Pi\{[x, \infty)\} = 0$, $x > 0$, получены явные формулы для вероятностей $P\{\xi(\tau_x^T) < z\}$, $z \leq -x$, $P\{\xi(\tau_x^T) = T-x\}$. Указанные результаты обобщены в [5] для случая, когда $\Pi\{[x, \infty)\}$, $x > 0$, — экспоненциальный полином по x . В настоящей статье мы получим явные представления для функций $P\{\xi(\tau_x^T) < z\}$, $z \leq -x$, $P\{\xi(\tau_x^T) > T-x+u\}$, $u \geq 0$, при гораздо более слабых ограничениях на исходный процесс.

1. В дальнейшем предполагается, что выполнены условия:

А) $M\xi^2(1) = b + \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \Pi\{dx\} < \infty$;

Б) $M\xi(1) = m \neq 0$.

Введем необходимые для дальнейшего изложения обозначения. Пусть τ^x , γ^x (τ_{-x} , γ_{-x}), $x \geq 0$, — соответственно момент первого достижения и величина перескока уровня $x(-x)$ процессом $\xi(t)$;

$$\Gamma_+(\lambda, x, y) = M\{e^{-\lambda\tau^x}, \gamma^x < y\}, \quad \Gamma_-(\lambda, x, y) = M\{e^{-\lambda\tau_{-x}}, \gamma_{-x} < y\};$$

θ_λ — показательно распределенная с параметром λ случайная величина, независимая от $\xi(t)$;

$$\xi^+(t) = \sup_{0 \leq u \leq t} \xi(u), \quad \xi^-(t) = \inf_{0 \leq u \leq t} \xi(u);$$

$$F_+(\lambda, x) = P\{\xi^+(\theta_\lambda) < x\}, \quad F_-(\lambda, x) = P\{\xi^-(\theta_\lambda) < x\};$$

$$\Phi(\lambda, x, y) = P\{\xi^+(\theta_\lambda) < x, \xi(\theta_\lambda) < y\};$$

$$M(x) = \Pi\{[-\infty, -x]\}, \quad x > 0; \quad N(x) = \Pi\{[x, \infty)\}, \quad x > 0.$$

Доказательство основного результата основывается на свойствах функций $F_\pm(\lambda, x)$, $\Phi(\lambda, x, y)$ при $\lambda \downarrow 0$. При этом различают случаи $m > 0$ и $m < 0$. Вследствие полной аналогии рассмотрим только один из них, например первый.

Итак, пусть $m > 0$. Прежде всего заметим, что для любого фиксированного $x > 0$ $P\{\tau_{-x} < \infty\} = q_x < 1$, $P\{\tau^x < \infty\} = 1$ (см., например, [6]). Далее, из результатов работы [7] (см. также [8, с. 446]) следует

$$\Gamma_+(\lambda, x, y) = Me^{-\lambda\tau^x} - \lambda^{-1} \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{x+y-t} N(x-z+y-t) dF_-(\lambda, t) dF_+(\lambda, z),$$

$$\Gamma_-(\lambda, x, y) = Me^{-\lambda\tau_{-x}} - \lambda^{-1} \int_{-x}^0 \int_0^\infty M(y+x+z+t) dF_+(\lambda, t) dF_-(\lambda, z), \quad (1)$$

$$\Phi(\lambda, x, y) = \lambda^{-1} F_+(\lambda, y) + \lambda^{-1} \int_y^x F_-(\lambda, y-z) dF_+(\lambda, z), \quad y < x.$$

Лемма 1. При $m > 0$ справедливы следующие утверждения:

1) случайная величина $\xi^- = \xi^-(\infty)$ имеет собственное распределение $F_-(x) = P\{\xi^- < x\}$;

2) определена функция $F_+(x) = \int_0^\infty P\{\xi^+(t) < x\} dt$, причем $\lim_{x \rightarrow \infty} x^{-1} F_+(x) = 1/m$;

3) существует такая постоянная $C > 0$, что $F_+(x) \leq C(x+1)$, $x \geq 0$.

Доказательство. Утверждение 1 хорошо известно (см., например, [6]). Утверждение 3 очевидным образом следует из 2 и монотонности $F_+(x)$ по x .

Первая часть утверждения 2 следует из того, что при $m > 0$ и фиксированном $x > 0$ $M\tau^x < \infty$, а $F_+(x) = \int_0^\infty P\{\xi^+(t) < x\} dt = M\tau^x$. Для доказательства второй части воспользуемся формулой [9]

$$\lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \int_{-0}^\infty e^{-sx} dF_+(\lambda, x) = [\psi(s)]^{-1} c, \quad (2)$$

где $c = \int_0^\infty e^{-u} M\tau^u du < \infty$; $\psi(s) = t^{-1} \ln Me^{-s\xi^*(t)}$; $\xi^*(t)$, $t \geq 0$, $\xi^*(0) = 0$, — монотонно возрастающий процесс с независимыми приращениями. В работе [9] установлено, что

$$\psi(s) = msc \int_0^\infty e^{-sx} dQ(x). \quad (3)$$

Здесь $Q(x)$ — собственная функция распределения, $Q(x) = \lim_{u \rightarrow \infty} P\{\gamma^u < x\}$.

Очевидно, $\lambda^{-1} F_+(\lambda, x) \uparrow F_+(x)$ при $\lambda \downarrow 0$, и по теореме Лебега о монотонной сходимости имеем

$$\begin{aligned} \lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \int_{-0}^\infty e^{-sx} dF_+(\lambda, x) &= \lim_{\lambda \downarrow 0} (-\lambda^{-1} F_+(\lambda, +0) + s \int_0^\infty e^{-sx} (\lambda^{-1} F_+(\lambda, x)) dx = \\ &= -F_+(\lambda, +0) + s \int_0^\infty e^{-sx} F_+(x) dx = \int_{-0}^\infty e^{-sx} dF_+(x). \end{aligned}$$

Отсюда с учетом (2), (3) получаем

$$\int_{-0}^\infty e^{-sx} dF_+(x) = \left(ms \int_0^\infty e^{-sx} dQ(x) \right)^{-1}. \quad (4)$$

Если через $\omega(s)$ обозначить правую часть равенства (4), то $\lim_{s \downarrow 0} \omega(s) = 1/s$. Поэтому из (4) и тауберовой теоремы ([10, с. 510]) следует $F_+(x) \sim x/m$, $x \rightarrow \infty$. Лемма доказана.

Из соотношений (1) при $\lambda \downarrow 0$ с учетом леммы 1 имеем

$$\Gamma_+(x, y) = \lim_{\lambda \downarrow 0} \Gamma_+(\lambda, x, y) = 1 - \int_{-0}^x \int_{-\infty}^{+0} N(x-z+y-t) dF_-(t) dF_+(z),$$

$$\Gamma_-(x, y) = \lim_{\lambda \downarrow 0} \Gamma_-(\lambda, x, y) = q_x - \int_{-x}^{+0} \int_{-0}^\infty M(y+x+z+t) dF_+(t) dF_-(z), \quad (5)$$

$$\Phi(x, y) = \lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \Phi(\lambda, x, y) = F_+(y) + \int_y^x F_-(y-z) dF_+(z), \quad y < x.$$

Лемма 2. При $T > 0$

$$\sup_{x > 0} \int_0^{\infty} y \Gamma_-(T+x, dy) < \infty.$$

Доказательство. Используя свойство функции $M(x)$ ($M(x_1) > M(x_2)$ при $x_1 < x_2$) и представление для $\Gamma_-(T+x, y)$, находим

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} y \Gamma_-(T+x, dy) &= - \int_{-T-x}^{+0} \int_{-0}^{\infty} y dy M(T+x+y+z+t) dF_+(t) dF_-(z) = \\ &= \int_{-T-x}^{+0} \int_{-0}^{\infty} \int_{-0}^{\infty} M(T+x+y+z+t) dy dF_+(t) dF_-(z) \leq \int_{-0}^{\infty} \int_{T+t}^{\infty} M(y) dy dF_+(t) = \\ &= \int_{-0}^{\infty} F_+(t) M(T+t) dt - F_+(+0) \int_T^{\infty} M(y) dy < \infty. \end{aligned}$$

Последнее неравенство следует из леммы 1 и того, что $\int_0^{\infty} t M(T+t) dt < \infty$ при $T > 0$.

2. Теорема. При $z \leq -x$, $u \geq 0$ имеют место следующие представления:

$$P \{ \xi(\tau_x^T) < z \} = \int_{-x}^{T-x} M(x+y-z) dH(T, x, y),$$

$$P \{ \xi(\tau_x^T) > T+u \} = \int_{-x}^{T-x} N(T+u-x-y) dH(T, x, y),$$

где

$$H(T, x, y) = \Phi(T-x, y) -$$

$$\begin{aligned} &- \sum_{n=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \Gamma_-(x, du_1) \Gamma_+(T+u_1, du_2) \dots \Gamma_-(T+u_{2n}, du_{2n+1}) \times \\ &\times \Phi(T+u_{2n+1}, y+x+u_{2n+1}) + \sum_{n=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \Gamma_+(T-x, du_1) \Gamma_-(T+u_1, du_2) \times \\ &\times \Gamma_+(T+u_2, du_3) \dots \Gamma_-(T+u_{2n}, du_{2n+2}) \Phi(T+u_{2n+2}, y+x+u_{2n+2}). \quad (6) \end{aligned}$$

Доказательство. Прежде всего покажем, что ряды в (6) сходятся равномерно по y при $-x \leq y \leq T-x$. Ввиду полной аналогии рассмотрим только первый из них. Обозначим через J_n общий член этого ряда. Очевидно, $J_n \geq 0$.

Пусть $m > 0$. Тогда из представления для $\Phi(x, y)$ и леммы 1 следует оценка $\Phi(x, y) \leq F_+(x) \leq C(x+1)$, $x \geq 0$. Используя лемму 2, получаем

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} \Gamma_+(T+u, du_1) \int_0^{\infty} \Gamma_-(T+u_1, du_2) \Phi(T+u_2, y+x+u_2) &\leq \\ &\leq C \int_0^{\infty} \Gamma_+(T+u_1, du_1) \int_0^{\infty} (T+u_2+1) \Gamma_-(T+u_1, du_2) \leq \\ &\leq C \left(T+1 + \sup_{u_1 > 0} \int_0^{\infty} u_2 \Gamma_-(T+u_1, du_2) \right) = M < \infty. \quad (7) \end{aligned}$$

Очевидно, при $x > 0$ $P \{ \tau_{-T-x} < \infty \} \leq P \{ \tau_{-T} < \infty \} = q_T < 1$. Поэтому

$$\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \Gamma_+(T+u, du_1) \Gamma_-(T+u_1, du_2) \leq q_T. \quad (8)$$

Теперь из (7) и (8) легко следует оценка $0 \leq \mathcal{J}_n \leq q_T^{n-1} M$, которая доказывает требуемое.

Далее, в [11] получены представления

$$M \{ e^{-\lambda \tau_x^T}, \xi(\tau_x^T) < z \} = \lambda^{-1} \int_{-x}^{T-x} M(x+y+z) dH_\lambda(T, x, y),$$

$$M \{ e^{-\lambda \tau_x^T}, \xi(\tau_x^T) > T-x+u \} = \lambda^{-1} \int_{-x}^{T-x} N(T+u-x-y) dH_\lambda(T, x, y), \quad (9)$$

где

$$\begin{aligned} H_\lambda(T, x, y) = & \Phi(\lambda, T-x, y) - \sum_{n=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \Gamma_-(\lambda, x, du_1) \times \\ & \times \Gamma_+(\lambda, T+u_1, du_2) \dots \Gamma_-(\lambda, T+u_{2n}, du_{2n+1}) \Phi(\lambda, T+u_{2n+1}, y+x+u_{2n+1}) + \\ & + \sum_{n=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \Gamma_+(\lambda, T-x, du_1) \Gamma_-(\lambda, T+u_1, du_2) \times \dots \\ & \dots \times \Gamma_-(\lambda, T+u_{2n+1}, du_{2n+2}) \Phi(\lambda, T+u_{2n+2}, y+x+u_{2n+2}). \quad (10) \end{aligned}$$

Пусть $\mathcal{J}_n(\lambda)$ — общий член первого ряда в (10). Очевидно, $\lambda^{-1} \mathcal{J}_n(\lambda) \geq 0$ при $\lambda > 0$. Поэтому

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{\infty} \mathcal{J}_n &= \sum_{n=0}^{\infty} \lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \mathcal{J}_n(\lambda) \leq \lim_{\lambda \downarrow 0} \sum_{n=0}^{\infty} \lambda^{-1} \mathcal{J}_n(\lambda) \leq \\ &\leq \overline{\lim}_{\lambda \downarrow 0} \sum_{n=0}^{\infty} \lambda^{-1} \mathcal{J}_n(\lambda) \leq \sum_{n=0}^{\infty} \overline{\lim}_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \mathcal{J}_n(\lambda) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathcal{J}_n. \end{aligned}$$

Отсюда следует $\lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} \sum_{n=0}^{\infty} \mathcal{J}_n(\lambda) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathcal{J}_n$. Аналогичный результат справедлив и для второго ряда в (10). Таким образом, $\lim_{\lambda \downarrow 0} \lambda^{-1} H_\lambda(T, x, y) = H(T, x, y)$. Теперь из (9) при $\lambda \downarrow 0$ следует доказательство теоремы.

1. Боровков А. А. Вероятностные процессы в теории массового обслуживания.— М.: Наука, 1972.— 368 с.
2. Печерский Е. А. Некоторые тождества, связанные с выходом случайного блуждания из отрезка и полунтервала.— Теория вероятностей и ее применения, 1974, 19, № 1, с. 104—119.
3. Королюк В. С., Супрун В. Н., Шуренко В. М. Метод потенциала в граничных задачах для процессов с независимыми приращениями и скачками одного знака.— Там же, 1976, 21, № 2, с. 253—259.
4. Королюк В. С. Граничные задачи для сложных пуассоновских процессов.— Киев: Наук. думка, 1975.— 138 с.
5. Братийчук Н. С. Граничные задачи для случайных процессов с независимыми приращениями.— В кн.: Асимптотические задачи для случайных процессов. Киев, 1977, с. 3—27. (Препринт / АН УССР, Ин-т математики; 77-24).
6. Рогозин Б. А. О распределении некоторых функционалов, связанных с граничными задачами для процессов с независимыми приращениями.— Теория вероятностей и ее применения, 1966, 11, № 4, с. 656—670.
7. Гусак Д. В., Королюк В. С. Распределение функционалов от однородных процессов с независимыми приращениями.— Теория вероятностей и мат. статистика, 1970, вып. 1, с. 55—73.
8. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов: В 3-х т.— М.: Наука, 1973.— Т. 2. 636 с.
9. Могульский А. А. О величине первого перескока для процессов с независимыми приращениями.— Теория вероятностей и ее применения, 1976, 21, № 3, с. 486—496.
10. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения: В 2-х т.— М.: Мир, 1967.— Т. 2. 752 с.

Ин-т математики АН УССР, Киев

Получено 05.10.84