

**Ю. И. Мажуга, канд. физ.-мат. наук (НСЦ ПИКОМ)**

# ОПЕРАТОРНЫЕ МЕТОДЫ В ЗАДАЧЕ ОЦЕНКИ АСИМПТОТИКИ МОМЕНТА ПЕРВОГО ДОСТИЖЕНИЯ ДЛЯ ПРОЦЕССА РОЖДЕНИЯ И ГИБЕЛИ

Estimates for the exponential asymptotics of the moment of the first reaching a certain level  $n$  are found for the birth and death process.

Знайдено оцінки експоненціальної асимптотики моменту першого досягнення деякого рівня  $n$  для процесу народження та смерті.

В настоящей статье изучается асимптотическое поведение момента первого достижения некоторого "высокого" уровня  $n$  для процесса рождения и гибели. Известно [1], что при достаточно общих предположениях распределение этого момента сходится к показательному распределению. Доказаны неравенства, оценивающие скорость этой сходимости. Основные результаты получены с использованием операторного подхода в эргодической теории марковских процессов. Основы этого подхода изложены в работах [2 – 4]. Ранее задача оценки распределения момента первого достижения для процесса рождения и гибели решалась А. Д. Соловьевым методами обращения преобразования Лапласа [5]. Аналогичные результаты для дискретного процесса рождения и гибели приведены в работе Н. В. Карташова [6].

Пусть  $x = x(t)$ ,  $t \geq 0$ , — процесс рождения и гибели со значениями в пространстве  $E = \{0, 1, 2, \dots\}$  и интенсивностями переходов  $\lambda_i$ ,  $\mu_i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$ , причем  $\mu_0 = 0$ .

Предположим, что для всех  $i$   $\lambda_i > 0$ ,  $\mu_i > 0$  (кроме  $\mu_0$ ) и определим момент  $\zeta_n = \inf \{t > 0: x(t) = n\}$ , т. е.  $\zeta_n$  — момент первого достижения  $n$ -го уровня. Для исследования асимптотического поведения момента используем следующие обозначения:

$$\begin{aligned} \theta_0 &= 1, \quad \theta_k = \lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{k-1} / (\mu_1 \mu_2 \dots \mu_k), \quad k > 0, \\ \kappa_n &= \lambda_0 \sum_{0 < i \leq n} 1 / (\mu_i \theta_i), \\ \rho_n &= (1 + \sum_{0 \leq k \leq i < n} \theta_k / (\lambda_i \theta_i))^{-1}, \\ \sigma_n &= \sum_{0 \leq k \leq i < m \leq t < n} \theta_k \theta_m / (\lambda_i \theta_i \lambda_t \theta_t), \\ \omega_n &= \rho_n + \rho_n^2 \sigma_n, \quad m_n = (1 + \rho_n^2 - \omega_n) / \rho_n. \end{aligned} \tag{1}$$

Справедлива следующая теорема.

**Теорема 1.** Если  $\omega_n < 1$ , то выполняется равенство

$$\sup_{t \geq 0} |P_0\{\zeta_n / m_n > t\} - \exp(-t)| \leq 4\lambda_0 \omega_n / (\rho_n \kappa_n (1 - \omega_n)), \tag{2}$$

где  $P_0(\cdot)$  означает условную вероятность при условии  $x(0) = 0$ .

**Доказательство.** Рассмотрим вспомогательный процесс  $x_n = x_n(t)$ , заданный на множестве  $E_n = \{0, 1, 2, \dots, n\}$ . Обозначим  $A_n = \|a_{ij}\|_{i,j=0}^n$  инфинитезимальный оператор процесса  $x_n(t)$ :

$$A_n = \begin{pmatrix} -\lambda_0 & \lambda_0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \frac{\mu_1}{0} & -(\lambda_1 + \mu_1) & \lambda_1 & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & \cdot & 0 & \mu_{n-1} & -(\lambda_{n-1} + \mu_{n-1}) & \lambda_{n-1} \\ 1 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & -1 \end{pmatrix}.$$

Очевидно, что распределения момента  $\zeta_n$  при условии  $x(0) = x_n(0) = 0$  для процессов  $x$  и  $x_n$  будут одинаковыми. Поэтому для исследования предельного поведения величины  $\zeta_n$  достаточно рассмотреть марковский процесс  $x_n(t)$ ,  $t \geq 0$ .

Вычислим стационарное распределение  $\pi_n$ ,  $\pi_n = (\pi_k^{(n)}, 0 \leq k \leq n)$ . Для этих вероятностей справедлива система алгебраических уравнений

$$\pi_n A_n = 0, \quad \pi_n \mathbf{1} = 1, \quad (3)$$

где  $\mathbf{1} = (1, 1, \dots, 1)$  — единичный вектор. Решая систему, получаем

$$\pi_k^{(n)} = \rho_n \theta_k \sum_{k \leq i < n} 1 / (\lambda_i \theta_i), \quad 0 \leq k < n, \quad \pi_n^{(n)} = \rho_n. \quad (4)$$

Выберем в качестве банахова пространства  $\mathcal{M}$  пространство векторов-строк  $v$  с нормой  $\|v\| = \sum_{0 \leq i \leq n} |v_i|$ .

**Определение.** Мера  $\beta \in \mathcal{M}$  является значением  $\beta = vR$  обобщенного потенциала  $R$  процесса  $x(t)$ , если  $\beta$  является решением системы

$$\beta A = -v(I - \Pi), \quad \beta \mathbf{1} = 0,$$

где  $A$  — инфинитезимальный оператор процесса,  $\Pi$  — стационарный проекtor, построенный по мере  $\pi$ ,  $v \in D_R$  ( $D_R$  — область определения  $R$ ).

В рассматриваемом случае система уравнений для вычисления потенциала  $R = \|R_{ij}\|_{i,j=0}^n$  принимает вид

$$\beta A_n = v \Pi_n - v, \quad \beta \mathbf{1} = 0,$$

где  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n)$ ,  $v = (v_0, v_1, \dots, v_n)$ ,

$$\Pi_n = \begin{pmatrix} \pi_0^{(n)} & \pi_1^{(n)} & \cdots & \pi_n^{(n)} \\ \pi_0^{(n)} & \pi_1^{(n)} & \cdots & \pi_n^{(n)} \end{pmatrix}$$

или, более подробно,

$$\begin{aligned} -\lambda_0 \beta_0 + \mu_1 \beta_1 + \beta_n &= N_0 \pi_0^{(n)} - v_0, \\ \lambda_{k-1} \beta_{k-1} - (\lambda_k + \mu_k) \beta_k + \mu_{k+1} \beta_{k+1} &= N_0 \pi_k^{(n)} - v_k, \\ \lambda_{n-2} \beta_{n-2} - (\lambda_{n-1} + \mu_{n-1}) \beta_{n-1} &= N_0 \pi_{n-1}^{(n)} - v_{n-1}, \\ \lambda_{n-1} \beta_{n-1} - \beta_n &= N_0 \pi_n^{(n)} - v_n, \\ \sum_{0 \leq k \leq n} \beta_k &= 0, \end{aligned} \quad (5)$$

причем  $\beta = vR$ ,  $N_0 = \sum_{0 \leq k \leq n} v_k$ . Решая систему (5), получаем

$$\beta_k = \beta_n \theta_k \sum_{k \leq i < n} 1 / (\lambda_i \theta_i) + N_0 \theta_k \sum_{k \leq i < n} P_{i+1} / (\lambda_i \theta_i) - \theta_k \sum_{k \leq i < n} N_{i+1} / (\lambda_i \theta_i),$$

$$\beta_n = \rho_n \left( \sum_{0 \leq k \leq i < n} (\theta_k N_{i+1}) / (\lambda_i \theta_i) - N_0 \sum_{0 \leq k \leq i < n} (\theta_k P_{i+1}) / (\lambda_i \theta_i) \right), \quad (6)$$

где

$$N_i = \sum_{i \leq l \leq n} v_l, \quad P_i = \sum_{i \leq l \leq n} \pi_l^{(n)}.$$

Рассмотрим марковский процесс  $\tilde{x}_n(t)$ , полученный из  $x_n(t)$  путем сокращения времени жизни до  $\zeta_n$ . Обозначим  $B_n = \|b_{ij}\|_{i,j=0}^n$  инфинитезимальный оператор процесса  $\tilde{x}_n$ . Нетрудно показать, что  $b_{n-1n} = 0$ , а  $b_{ij} = a_{ij}$  при всех остальных  $i, j$ . Определим разность операторов  $C = \Theta\Theta' = A_n - B_n$ . Тогда элементы факторизации  $\Theta$  и  $\Theta'$  можно выбрать в виде

$$\Theta = \begin{pmatrix} 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & \lambda_{n-1} \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \Theta' = \begin{pmatrix} 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

В дальнейшем нам понадобятся величина

$$\delta = \|\Theta R \Theta'\| = \lambda_{n-1} |R_{nn-1}| \quad (7)$$

и вектор-функция

$$g = R\Theta'(I + \Theta R \Theta')^{-1} \Theta 1 = \lambda_{n-1} / (1 + \lambda_{n-1} R_{nn-1}) \begin{pmatrix} R_{0n-1} \\ R_{1n-1} \\ \vdots \\ R_{nn-1} \end{pmatrix}. \quad (8)$$

Значит, для вычисления  $\delta$  и  $g$  достаточно найти координату  $\beta_{n-1}$  вектора  $\beta$ . Так как по определению потенциала  $\beta = v R$ , то  $\beta_{n-1} = \sum_{0 \leq i \leq n} v_i R_{in-1}$  и  $\lambda_{n-1} \beta_{n-1} = \lambda_{n-1} \times \sum_{0 \leq i \leq n} v_i R_{in-1}$ . Выражение для  $\lambda_{n-1} \beta_{n-1}$  получается из соотношений (5), (6):

$$\begin{aligned} \lambda_{n-1} \beta_{n-1} &= \beta_n + \rho_n N_0 - v_n = \rho_n \left( 1 - \sum_{0 \leq k \leq i < n} (\theta_k P_{i+1}) / (\lambda_i \theta_i) \right) \times \\ &\times \sum_{0 \leq i \leq n} v_i - v_n + \rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < n} \theta_k / (\lambda_i \theta_i) \sum_{i < m \leq n} v_m. \end{aligned}$$

Меняя порядок суммирования в первом и последнем слагаемых, после несложных преобразований находим

$$\lambda_{n-1} \beta_{n-1} = \rho_n^2 (1 - \sigma_n) \sum_{0 \leq i \leq n} v_i - v_n + \rho_n \sum_{0 < i \leq n} v_i \sum_{0 \leq k \leq i < l} \theta_k / (\lambda_i \theta_i).$$

Из последнего равенства имеем

$$\begin{aligned} \lambda_{n-1} R_{0n-1} &= \rho_n^2 (1 - \sigma_n), \\ \lambda_{n-1} R_{ln-1} &= \rho_n^2 (1 - \sigma_n) + \rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < l} \theta_k / (\lambda_i \theta_i), \quad l = \overline{1, n-1}, \\ \lambda_{n-1} R_{nn-1} &= \rho_n^2 (1 - \sigma_n) - \rho_n. \end{aligned} \quad (9)$$

Следовательно,

$$\delta = \rho_n + \rho_n^2 \sigma_n - \rho_n^2 < \omega_n < 1. \quad (10)$$

Нам потребуется дополнительно вспомогательный результат.

**Лемма.** Пусть  $\alpha \in \mathcal{M}$ ,  $\|R\Theta'\| < \infty$ ,  $\mathbf{1} \in D_\Theta$ ,  $\delta < 1$  и норма в  $\mathcal{M}$  удовлетворяет условию  $\|\nu_1\| \leq \|\nu_1 + \nu_2\|$  при  $\nu_i \in \mathcal{M}^*$ , где  $\mathcal{M}^*$  — конус неотрицательных мер из  $\mathcal{M}$ ,  $D_\Theta$  — область определения  $\Theta$ . Если существует такое число  $a > 0$ , что  $\alpha(\cdot) \leq a\pi(\cdot)$ , то

$$\sup_{t \geq 0} |P_\alpha\{\zeta / m > t\} - \exp(-t)| \leq 2a\pi|g|, \quad (11)$$

где  $\zeta$  — момент обрыва марковского процесса  $x_t$ ,  $\alpha$  — начальное распределение,  $\pi$  — стационарное распределение этого процесса,  $m = M_\pi \zeta$ .

**Доказательство** этого утверждения следует из неравенства

$$\sup_{t \leq T} |P_\alpha\{\zeta > t\} - \exp(-t/m)| \leq 2 \sup_{t \leq T} |\alpha Q_t g|,$$

полученного в теореме 1 [4], экспессивности меры  $\pi$  и простой оценки

$$\sup_{t \geq 0} |\alpha Q_t g| \leq \sup_{t \geq 0} \alpha Q_t |g| \leq \sup_{t \geq 0} a\pi Q_t |g| \leq a\pi|g|,$$

где  $Q_t = Q_t(x, \cdot) = P_x(x_t \in \cdot, \zeta > t)$  — соответствующее семейство полустохастических ядер. Лемма доказана.

Полагая теперь  $x_t \in x_n(t)$ ,  $\zeta = \zeta_n$ ,  $\alpha = (1, 0, \dots, 0)$ ,  $\pi = \pi_n$ ,  $m = m_n$  и учитывая оценку (10), замечаем, что в рассматриваемом случае все условия леммы выполняются. Исходя из условия  $\alpha \leq a\pi_n$ , полагаем

$$a = 1/\pi_0^{(n)} = 1/\left(\rho_n \theta_n \sum_{0 \leq i < n} \frac{1}{\lambda_i \theta_i}\right) = \lambda_0 / (\rho_n \kappa_n). \quad (12)$$

Используя (8) и (9), имеем оценку

$$\pi|g| \leq \lambda_{n-1} / (1 + \lambda_{n-1} R_{nn-1}) \sum_{0 \leq i \leq n} \pi_i^{(n)} |R_{in-1}| \leq$$

$$\leq (\rho_n^2 \sigma_n - \rho_n^2 + \rho_n^2 + \rho_n^2 \sigma_n) / (1 - \omega_n) = 2\rho_n^2 \sigma_n / (1 - \omega_n) \leq 2\omega_n / (1 - \omega_n). \quad (13)$$

Осталось вычислить величину  $m_n$ . Для этого воспользуемся представлением (18) [4]:

$$m_n^{-1} = \pi_n \Theta'(I + \Theta R \Theta')^{-1} \Theta \mathbf{1} = \lambda_{n-1} \pi_{n-1}^{(n)} (1 + \lambda_{n-1} R_{nn-1})^{-1} = \rho_n / (1 + \rho_n^2 - \omega_n).$$

Таким образом, подставляя в правую часть неравенства (11) выражения для  $a$  и  $\pi|g|$ , используя соотношение (12) и оценку (13), получаем неравенство (2). Терема доказана.

**Следствие 1.** Если  $\lambda_0 \rightarrow 0$ , а уровень  $n$  и процесс  $x(t)$  фиксированы, то справедливо представление

$$\sup_{t \geq 0} |P_0\{\zeta_n / m_n > t\} - \exp(-t)| = O(\lambda_0), \quad \lambda_0 \rightarrow 0. \quad (14)$$

**Доказательство.** Очевидно, (14) следует из соотношений (1) и (2), если

заметить, что  $\rho_n \sim C_1 \lambda_0$ , а  $\omega_n \sim C_2 \lambda_0$ , где  $C_1$  и  $C_2$  — некоторые постоянные.

**Следствие 2.** Если процесс  $x$  фиксированный (ч.e меняется в схеме серий) и эргодический, а  $n \rightarrow \infty$ , то  $\rho_n \rightarrow 0$ ,  $\omega_n \rightarrow 0$ , и выполняется соотношение:

$$\sup_{t \geq 0} |P_0\{\zeta / m_n > t\} - \exp(-t)| = O(\omega_n), \quad n \rightarrow 0. \quad (15)$$

**Доказательство.** Так как процесс эргодический, то  $\sum_{0 \leq k \leq i < \infty} \theta_k / (\lambda_i \theta_i) = \infty$

[5]. Следовательно,  $\sum_{0 \leq k \leq i < \infty} \theta_k / (\lambda_i \theta_i) \rightarrow \infty$ , а

$$\rho_n = (1 + \sum_{0 \leq k \leq i < n} \theta_k / (\lambda_i \theta_i))^{-1} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Кроме того, из (9) вытекает

$$\rho_n^2 \sigma_n = \sum_{0 < m < n} \pi_m^{(n)} \left( \rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < m} \frac{\theta_k}{\lambda_i \theta_i} \right).$$

Заметим, что  $\rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < m} \theta_k / (\lambda_i \theta_i) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ , при любом  $m$ , а  $\pi_m^{(n)} \rightarrow \pi_m$ ,

$n \rightarrow \infty$ , где  $\pi_m = \theta_m / \left( \sum_{0 \leq k < \infty} \theta_k \right)$ . Следовательно, по теореме Лебега

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{0 \leq m < \infty} \pi_m \left( \rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < m} \frac{\theta_k}{\lambda_i \theta_i} \right) I_{m < n} = \\ & = \sum_{0 \leq m < \infty} \pi_m \lim_{n \rightarrow \infty} \left( \rho_n \sum_{0 \leq k \leq i < m} \frac{\theta_k}{\lambda_i \theta_i} \right) I_{m < n} = 0, \end{aligned}$$

откуда после несложных преобразований получаем  $\lim_{n \rightarrow \infty} \omega_n = \lim_{n \rightarrow \infty} (\rho_n + \rho_n^2 \sigma_n) = 0$ . Таким образом,  $4\lambda_0 \omega_n / (\rho_n \kappa_n (1 - \omega_n)) \sim 4 \left( \sum_{0 \leq k < \infty} \theta_k \right) \omega_n$ ,  $n \rightarrow \infty$ , и следствие доказано.

**Теорема 2.** Пусть  $\omega_n < 1$ . Тогда

$$\sup_{t \geq 0} |P_{\pi_n}\{\zeta_n / m_n > t\} - \exp(-t)| \leq 4\omega_n / (1 - \omega_n). \quad (16)$$

Доказательство этого утверждения проводится аналогично доказательству теоремы 1. Достаточно только заметить, что величину  $a$  можно выбрать равной единице.

- Гнеденко Б. В., Соловьев А. Д., Белляев Ю. К. Математические методы в теории надежности. — М.: Наука, 1965. — 524 с.
- Карташов Н. В. Оценки геометрической асимптотики марковских моментов на однородных цепях // Теория вероятностей и мат. статистика. — 1987. — Вып. 37. — С. 66—67.
- Мажуга Ю. И. Оценка распределения момента обрыва непрерывного однородного марковского процесса // Там же. — 1988. — Вып. 39. — С. 83—87.
- Мажуга Ю. И. Оценки асимптотики марковских моментов в терминах потенциала необрыгающегося марковского процесса. — Киев, 1988. — С. 3—23. — (Препринт / АН УССР. Ин-т математики; 88.45).
- Вопросы математической теории надежности / Под ред. Б. В. Гнеденко. — М.: Радио и связь, 1983. — 376 с.
- Карташов Н. В. Операторные методы в предельных теоремах для марковских процессов // Теория вероятностей и ее применения. — 1984. — № 4. — С. 792, 793.

Получено 11.10.91