

## Предельное распределение для процессов с полумарковским вмешательством случая

Рассмотрим полумарковский процесс  $x_t$  с произвольным пространством состояний  $(X, \mathcal{B})$ ,  $\mathcal{B}$  —  $\sigma$ -алгебра множеств на  $X$ , счетно порождена.

Обозначим  $\tau = \inf \{t > 0, x_0 \neq x_t\}$ ,  $F_x(t) = P_x \{\tau \leq t\}$ ,  $\varphi_x(s) = \int_0^\infty e^{-st} dF_x(t)$ ,

где  $P_x$  — условная вероятность при условии  $x_0 = x$ . Вложенная цепь Маркова  $x_{\tau_k}$  эргодическая из стационарным распределением  $\pi(\cdot)$ , т. е.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n P^k(x, A) = \pi(A) \quad \forall x \in X, A \in \mathcal{B},$$

$$P^k(x, A) = P_x \{x_{\tau_k} \in A\}.$$

В дальнейшем будем предполагать эргодичность вложенной цепи.

Пусть  $g(x, y)$  — измеримое ограниченное отображение  $(X \times R^+, \mathcal{B} \times \mathcal{B}^+) \rightarrow (R^+, \mathcal{B}^+)$ . Рассмотрим процесс

$$\tilde{x}_t = \begin{cases} g(x_0, t), & t > \tau, \\ g(x_{\tau_k}, t - \tau_k), & \tau_k \leq t < \tau_{k+1}, \quad k = 1, 2, 3, \dots \end{cases}$$

Тогда согласно построению  $\tilde{x}_t$  — процесс с марковским вмешательством случая  $\tau$ .

Целью настоящей работы является изучение предельного распределения  $\frac{1}{t} \int_0^t \tilde{x}_u du$  без условия конечности средних времен  $\tau$ . Следует отметить, что эта задача в случае, когда  $x_t$  — полумарковский процесс с конечным числом состояний, рассмотрена в [1], а в однородном при  $g(x, t) = g(x) =$  в [2]. Имеет место следующая теорема.

**Теорема.** Пусть существуют  $\alpha \in (0, 1)$  и медленно сменяющаяся в нуле функция  $L(s)$  такие, что

$$\frac{1 - \varphi_x(s)}{s^\alpha L(s)} \xrightarrow{s \rightarrow 0} a(x) \text{ в среднем по мере } \pi(\cdot), \quad (1)$$

$$\int_X a(x) \pi(dx) > 0, \quad (2)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t g(x, u) du = b(x), \quad (3)$$

$$\int_X b(x) \pi(dx) > 0, \quad (4)$$

где  $g(x, u) > 0$  — ограниченная измеримая функция.

Тогда для всех точек непрерывности  $y$  функции распределения  $G$ ,  $x$   $\pi$ -почти всюду

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_x \left\{ \frac{1}{t} \int_0^t \tilde{x}_u du \leq y \right\} = G(y)$$

при  $\lambda > \inf_{u,v} g(u, v)$ , где

$$\int_0^\infty \frac{1}{\lambda + x} dG(x) = \frac{\int_{\tilde{X}} a(y) (b(y) + \lambda)^{\alpha-1} \pi(dy)}{\int_{\tilde{X}} a(y) (b(y) + \lambda)^\alpha \pi(dy)}.$$

Доказательство. Обозначим  $\xi_t = \int_0^t \tilde{x}_u du$ . Рассмотрим совместное распределение  $(\xi_t, \eta_{t/t}, x_t \in B)$ , где  $\eta_{t/t} = t - \sup_k \{\tau_k < t\}$  — прошедшее время после последнего скачка процесса.

По формуле полной вероятности имеем

$$\begin{aligned} M_x (e^{-\lambda \xi_t}, \eta_{t/t} > v, x_t \in B) &= \sum_{k=0}^\infty M_x (e^{-\lambda \xi_t}, \eta_{t/t} > v, x_t \in B, \tau_k \leq t < \tau_{k+1}) = \\ &= \sum_{k=0}^\infty \int_0^t \int_{\tilde{X}} M_x (e^{-\lambda \xi_u}, \tau_k \in du, x_{\tau_k} \in dy) \times \\ &\times M_y (e^{-\lambda \xi_{t-u}}, \eta_{t/t} > tv, \tau > t-u, x_{t-u} \in B) = \\ &= \sum_{k=0}^\infty \int_0^{t-tv} \int_{\tilde{X}} M_x (e^{-\lambda \xi_u}, \tau_k \in du, x_{\tau_k} \in dy) M_y (e^{-\lambda \xi_{t-u}}, \tau > t-u, x_{t-u} \in B) = \\ &= \sum_{k=0}^\infty \int_0^{t(1-v)} \int_B M_x (e^{-\lambda \xi_u}, \tau_k \in du, x_{\tau_k} \in dy) M_y (e^{-\lambda \xi_{t-u}}, \tau > t-u). \end{aligned} \quad (5)$$

Обозначим

$$M_x (e^{-\lambda \xi_{\tau_k}}, \tau_k \in du, x_{\tau_k} \in dy) = \Phi_\lambda^{k*} (x, du, dy), \quad (6)$$

$$R_\lambda (x, du, dy) = \sum_{k=0}^\infty \Phi_\lambda^{k*} (x, du, dy). \quad (7)$$

Тогда (5) в обозначениях (6), (7) примет вид

$$\begin{aligned} M_x (e^{-\lambda \xi_t}, \eta_{t/t} > v, x_t \in B) &= \\ &= \int_0^{t(1-v)} \int_{\tilde{X}} R_\lambda (x, du, dy) e^{-\lambda \int_0^{t-u} g(y, z) dz} P_y \{\tau > t-u\} \end{aligned} \quad (8)$$

Будем искать предел, когда параметр  $\lambda$  равен  $\lambda/t_m$ . Тогда из (8) будем иметь

$$\begin{aligned} M_x (e^{-\frac{\lambda}{t_m} \xi_{t_m}}, \eta_{t_m/t_m} > v, x_{t_m} \in B) &= \\ &= \int_0^{1-v} \int_{\tilde{X}} R_{\lambda/t_m} (x, t_m, du, dy) e^{-\frac{\lambda}{t_m} \int_0^{t_m(1-u)} g(y, z) dz} P_y \{\tau > t_m(1-u)\} \end{aligned} \quad (9)$$

Рассмотрим преобразование Лапласа ядра восстановления (7) при фиксированном  $A$ . В результате получим

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-su} M_x(e^{-\lambda \zeta_k u}, \tau_k \in du, x_{\tau_k} \in A) &= \sum_{k=0}^{\infty} M_x(e^{-\lambda \zeta_k \tau_k - s \tau_k}, x_{\tau_k} \in A) = \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \int_A M_x(e^{-\lambda \zeta_k \tau_k - s \tau_k} /_{x_{\tau_k}=y}) P^k(x, dy). \end{aligned} \quad (10)$$

Найдем теперь предел выражения (10) при условии, что  $\lambda = \lambda/t_m$ ,  $s = s/t_m$ ,  $t_m \rightarrow \infty$ ,  $m \rightarrow \infty$ :

$$\sum_{k=0}^{\infty} \int_A M_x(e^{-\frac{\lambda}{t_m} \zeta_k \tau_k - \frac{s}{t_m} \tau_k} /_{x_{\tau_k}=y}) P^k(x, dy) = R^m(x, A). \quad (11)$$

Обозначим

$$q_m(x, y) = M_x(e^{-\frac{\lambda}{t_m} \zeta_k \tau_k - \frac{s}{t_m} \tau_k} /_{x_{\tau_k}=y}).$$

Согласно предположениям  $q_m(x, y) \uparrow 1$  при  $m \rightarrow \infty$ .

Используя теорему 3 из [3] для (11) имеем

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \sup_A |\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon} R^m(x, A) - \Pi(A)| = 0 \quad \text{П-почти всюду,} \quad (12)$$

как только  $\lambda > \inf_{y,z} g(y, z)$  и  $\varepsilon_m = P_{\Pi} [1 - q_m(x_{\tau_0}, x_{\tau_1})]$ , т. е.

$$\varepsilon_m = M_{\Pi}(1 - e^{-\frac{\lambda}{t_m} \zeta_k \tau_k - \frac{s}{t_m} \tau_k}) = \int_X [1 - M_y(e^{-\frac{\lambda}{t_m} \zeta_k \tau_k - \frac{s}{t_m} \tau_k})] \Pi(dy).$$

Вследствие того, что

$$P_x \{\zeta_k \tau_k > t\} = P_x \left\{ \int_0^{\tau_k} g(x, u) du > t \right\} = P_x \{\tau > h^{-1}(t)\},$$

где

$$h(t) = \int_0^t g(x, u) du, \quad h^{-1}(t) \rightarrow \infty, \quad t \rightarrow \infty$$

и

$$\frac{h^{-1}(t)}{t} = \frac{h^{-1}(t)}{h(h^{-1}(t))} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{1}{b(x)},$$

из (1) при  $t \rightarrow \infty$  имеем

$$\begin{aligned} P_x \{\tau > h^{-1}(t)\} &\sim \frac{a(x) (h^{-1}(t))^{-\alpha} L(1/h^{-1}(t))}{\Gamma(1-\alpha)} \sim \\ &\sim a(x) b(x)^{\alpha} t^{-\alpha} L(1/t) [\Gamma(1-\alpha)]^{-1}. \end{aligned}$$

Таким образом,

$$1 - M_y(e^{-\frac{s}{t_m} \tau_k - \frac{\lambda}{t_m} \zeta_k \tau_k}) \sim t^{\alpha} (s + \lambda b(y))^{\alpha} L\left(\frac{1}{t}\right) a(y)$$

и, следовательно,

$$\varepsilon_m \sim t_m^{-\alpha} L\left(\frac{1}{t_m}\right) \int_X \Pi(dx) a(x) (s + \lambda b(x))^{\alpha}, \quad t \rightarrow \infty. \quad (13)$$

Тогда из (12) и (13) получаем

$$t_m^{-\alpha} L\left(\frac{1}{t_m}\right) \int_0^{\infty} R_{\lambda/t_m}(x, t_m du, B) e^{-su} \rightarrow \Pi(B) \left[ \int_X \Pi(dz) a(z) (s + \lambda b(z))^{\alpha} \right]^{-1},$$

откуда  $x$   $\Pi$ -почти везде имеет место слабая сходимость

$$t_m^{-\alpha} L \left( \frac{1}{t_m} \right) \int_0^\infty R_{\lambda/t_m}(x, t_m du, B) \rightarrow \Pi(B) \mu_\lambda(du)$$

для всех  $B \in \mathfrak{B}$ .

Обозначим

$$\mu_n(x, du, dy) = t_n^{-\alpha} L \left( \frac{1}{t_n} \right) R_{\lambda/t_n}(x, t_n du, dy),$$

$$\mu_\lambda(du, dy) = \mu_\lambda(dy) \Pi(dy),$$

$$f_n(u, y) = \frac{e^{-\frac{\lambda}{t_n} \int_0^{t_n(1-u)} g(y, z) dz} P_y \{ \tau > t_n(1-u) \}}{t_n^{-\alpha} L \left( \frac{1}{t_n} \right)},$$

$$f(u, y) = \frac{1}{\Gamma(1-\alpha)} e^{-\lambda b(y)(1-u)} (1-u)^{-\alpha} a(y),$$

Из (1) и (2), используя теорему Егорова имеем  $\forall \varepsilon > 0 \exists D \in \mathfrak{B}; \Pi(D) > 1 - \varepsilon$  и

$$\sup_{x \in D} \left| \frac{1 - \varphi_x(s)}{s^\alpha L(s)} - a(x) \right| \xrightarrow{s \rightarrow 0} 0, \quad \sup_{x \in D} a(x) < \infty. \quad (14)$$

Отсюда можно выбрать последовательность множеств  $D_j$  таких, что  $D_j \subset D_{j+1}$  и  $\Pi \left( \bigcup_n D_n \right) = 1$ , на которых имеет место (14):  $D_0 = X - \bigcup_n D_n$

Из (1), (14) также следует, что

$$\frac{1 - F_y(ut)}{t^{-\alpha} L \left( \frac{1}{t} \right)} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} a(y) \frac{u^{-\alpha}}{\Gamma(1-\alpha)} \quad (15)$$

равномерно по  $u \in [a, b], y \in D_j, \forall 0 < a \leq b < \infty$ .

Покажем, что

$$\int_B \int_0^{1-v} \mu_n(x, du, dy) f_n(u, y) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_B \int_0^{1-v} \mu_\lambda(du, dy) f(u, y) \quad (16)$$

для  $x$   $\Pi$ -почти всех,  $0 < v \leq 1, B \subset D_j$ . Действительно

$$\int_B \int_0^{1-v} \mu_n(x, du, dy) f(u, y) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_B \int_0^{1-v} \mu_\lambda(du, dy) f(u, y). \quad (17)$$

Доказательство (17) можно провести следующим образом:  $f(u, y)$  аппроксимируем последовательностью ступенчатых функций по  $y$ , а по  $u$  это будут непрерывные функции. Далее воспользуемся слабой сходимостью  $\mu_n(x, du, dy)$  к  $\mu_\lambda(du, dy)$  по  $du$ , а после этого перейдем к пределу по ступенчатым функциям.

Поскольку выполнено (15) и

$$\frac{1}{t_n} \int_0^{t_n(1-u)} g(y, z) dz \rightrightarrows (1-u)b(y), \quad y \in D_j, \quad u \in [0, 1-v],$$

то  $f_n(u, y) \rightrightarrows f(u, y)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерна по  $y \in D_j$ , и, следовательно?

$$\int_B \int_0^{1-v} (f_n(u, y) - f(u, y)) \mu_n(x, du, dy) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty, \quad (18)$$

так как при достаточно большом  $n$  меры  $\mu_n(x, [0, \infty), X) < \infty$  равномерно по  $x$ . Из (18) и (17) легко получается (16).

Далее, так как  $P_x(x_t \in D_0) = 0$  и вследствие того, что  $\eta_t/t$  — собственная случайная величина [2], имеем

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow \infty} M_x \left( e^{-\frac{\lambda x_t}{t}} \right) &= \lim_{t \rightarrow \infty} \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \lim_{n \rightarrow \infty} M_x \left( e^{-\frac{\lambda x_t}{t}}, \frac{\eta_t}{t} > \varepsilon, x_t \in D_n \right) = \\ &= \frac{1}{\Gamma(1-\alpha)} \int_0^1 \int_X e^{-\lambda b(y)(1-u)} (1-u)^{-\alpha} a(y) \Pi(dy) \mu_\lambda(du) = \int_0^\infty e^{-\lambda y} dG(y). \end{aligned}$$

Преобразование  $\int_0^\infty \frac{1}{\lambda + x} dG(x)$  ищется как и в работе [1]. Теорема доказана.

1. *Елейко Я. И.* Предельное распределение временных средних для процессов с марковским вмешательством случая // Укр. мат. журн.— 1987.— 39, № 6.— С. 779—782.
2. *Ружевич И. А.* Одна предельная теорема для полумарковского процесса в нерегулярном случае // Первый всемир. конгр. о-ва мат. статистики и теории вероятностей им. Бернулли: Тез. докл.— М.: Наука, 1982.— 2.— 626 с.
3. *Шуренков В. М.* Асимптотика потенциала обрывающейся эргодической цепи Маркова // Некоторые вопросы теории случайных процессов.— Киев: Ин-т математики АН УССР, 1984.— С. 122—133.