

РЕДЕЮЩИЕ ПОЛУМАРКОВСКИЕ ПРОЦЕССЫ

Пусть задан полумарковский процесс $\xi(t)$ с конечным числом состояний m , матрицей переходных вероятностей вложенной цепи Маркова $A = \|p_{ij}\|$, $i, j = \overline{1, m}$; временем пребывания τ_{ij} в состоянии i при условии следующего попадания в j с функцией распределения $F_{ij}(t)$.

Процесс $\bar{\xi}(t)$ строится следующим образом:

а) $\bar{\xi}(0) = \xi(0)$;

б) если $\xi(t)$ находится в состоянии i , а $\bar{\xi}(t)$ — в состоянии j , то процесс $\bar{\xi}(t)$ находится в состоянии j до конца времени пребывания процесса $\xi(t)$ в состоянии i . Если процесс $\xi(t)$ переходит в состояние j , то процесс $\bar{\xi}(t)$ остается в состоянии j , если же процесс $\xi(t)$ переходит в состояние $k \neq j$, то у процесса $\bar{\xi}(t)$ появляется возможность перейти в состояние k с вероятностью $1 - q$ или же остаться в состоянии j с вероятностью q .

Рассматривается поведение процесса $\bar{\xi}(t)$ при $q \rightarrow 1$. Процесс $\bar{\xi}(t)$ является полумарковским процессом с тем же множеством состояний. Для расчета его вложенной цепи Маркова введем следующие обозначения:

$\xi_n, \bar{\xi}_n$ — состояния вложенных цепей Маркова на их n -м шаге;

A_k^l — событие, заключающееся в том, что первый переход цепи

$\bar{\xi}$ произойдет в момент k -го попадания цепи ξ в состояние j ;

\bar{A}_l^i — событие, заключающееся в том, что в момент l -го попадания цепи ξ в состояние j цепь $\bar{\xi}$ продолжает оставаться в состоянии i .

Тогда

$$\begin{aligned} \bar{P}_{ij} &= P\{\bar{\xi}_1 = j / \bar{\xi}_0 = i\} = P\{\bar{\xi}_1 = j / \xi_0 = i\} = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} P\{A_k^j, \bar{A}_e^l, l = \overline{1, k-1} / \xi_0 = i\} = P\{A_1^j / \xi_0 = i\} + \\ &+ \sum_{k=2}^{\infty} P\{A_k^j / \bar{A}_{k-1}^j\} \prod_{l=2}^{k-1} P\{\bar{A}_e^l / \bar{A}_{l-1}^j\} P\{\bar{A}_1^j / \xi_0 = i\}. \end{aligned}$$

Поскольку $P \{A_i^t/\xi_0 = i\} \leq 1 - q$ для всех i и j , то

$$P \{A_i^t/\xi_0 = i\} \xrightarrow{q \rightarrow 1} 0, P \{\bar{A}_i^t/\xi_0 = i\} \xrightarrow{q \rightarrow 1} 1.$$

Поэтому

$$\lim_{q \rightarrow 1} \bar{P}_{ij} = \lim_{q \rightarrow 1} \sum_{k=2}^{\infty} P \{A_k^i/\bar{A}_{k-1}^i\} \prod_{l=2}^{k-1} P \{\bar{A}_l^i/\bar{A}_{l-1}^i\}.$$

Введем в рассмотрение величину v_k^i , равную числу попаданий цепи ξ в состояние i между $k-1$ -м и k -м попаданиями в j . Величины v_k^i независимы, одинаково распределены и имеют конечные математические ожидания [2]

$$Mv_k^i = \frac{q_i}{q_j}.$$

Введем также величину v_k , равную числу шагов между $k-1$ -м и k -м попаданиями в состояние j . Величины v_k независимы, одинаково распределены и имеют конечные математические ожидания [2]

$$Mv_k = \frac{1}{q_j}.$$

Поскольку

$$P \{\bar{A}_l^i/\bar{A}_{l-1}^i\} = M_j q^{v_l - v_l^i},$$

$$P \{A_l^i/\bar{A}_{l-1}^i\} = \frac{1-q}{q} M_j q^{v_l - v_l^i},$$

то

$$\lim_{q \rightarrow 1} \bar{P}_{ij} = \lim_{q \rightarrow 1} M_j q^{v_l - v_l^i} \frac{1-q}{q \cdot (1 - M_j q^{v_l - v_l^i})} = \lim_{q \rightarrow 1} \frac{1-q}{1 - M_j q^{v_l - v_l^i}}.$$

Раскрывая по правилу Лопиталья эту неопределенность (дифференцирование под знаком математического ожидания возможно из за равномерной сходимости по q), получаем

$$\lim_{q \rightarrow 1} \bar{P}_{ij} = \frac{1}{M_j (v_l - v_l^i)} = \frac{q_j}{1 - q_i}.$$

В последнем преобразовании был сделан предельный переход под знаком математического ожидания по теореме Беппо—Леви. Таким образом, имеет место следующее утверждение.

Теорема 1. Переходные вероятности вложенной цепи Маркова процесса $\xi(t)$ в пределе имеют вид

$$\lim_{q \rightarrow 1} \bar{P}_{ij} = \frac{q_j}{1 - q_i}.$$

Рассмотрим время пребывания процесса $\bar{\xi}(t)$ в состоянии i . Если обозначить его через $\bar{\tau}_i$, то событие $\{\bar{\tau}_i > t\}$ наступит тогда и только тогда, когда в моменты попаданий процесса $\xi(s)$, $0 \leq s < t$

в состоянии $j \neq i$ процесс $\bar{\xi}(s)$ остается в состоянии i . Исходя из этого:

$$P\{\bar{\tau}_i > t\} = M_i q^{N(t) - N_i(t)},$$

где $N(t)$ — число скачков процесса $\xi(\cdot)$ за время t ; $N_i(t)$ — число попаданий в состояние i за время t .

В случае существования $m_{ij} = M\tau_{ij}$ имеет место соотношение

$$N(t) \sim \frac{t}{\sum_{k=1}^m q_k m_k}, \text{ где } m_k = \sum_{l=1}^m p_{kl} m_{kl}.$$

Кроме того, во всех случаях

$$N_i(t) \sim q_i N(t),$$

поэтому при нормировке $1 - q$

$$\lim_{q \rightarrow 1} P\{(1 - q)\bar{\tau}_i > t\} = \exp\left\{-t \frac{1 - q_i}{\sum_{k=1}^m q_k m_k}\right\}.$$

Таким образом, получена следующая теорема.

Теорема 2. В случае существования $m_{ij} = M\tau_{ij}$ процесс $\bar{\xi}(t)$ в пределе является марковским.

В оставшихся случаях предполагаем, что величины τ_{ij} зависят лишь от индекса i . Схема рассуждений выглядит следующим образом:

а) полумарковский процесс $\xi(t)$ рассматриваем как процесс восстановления, время восстановления которого равно времени возвращения из i -го состояния в i -е;

б) с помощью доказываемой ниже леммы получаем асимптотику хвоста времени восстановления;

в) на основании этой асимптотики получаем асимптотику числа восстановлений, т. е. величины $N_i(t)$, и, следовательно, величины $N(t) - N_i(t)$;

г) при соответствующих нормировках находим предельное распределение величины $\bar{\tau}_i$.

Лемма. Если $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ — независимые одинаково распределенные случайные величины, ν — не зависящая от них целочисленная величина с производящей функцией $P(s)$ и конечным математическим ожиданием $M\nu = P'(1)$ и

$$P\{\xi_i > t\} \sim t^{-\alpha} L(t),$$

где $0 < \alpha \leq 1$, $L(t)$ — медленно меняющаяся функция, то

$$P\left\{\sum_{k=1}^{\nu} \xi_k > t\right\} \sim t^{-\alpha} M\nu L(t).$$

Доказательство. Воспользуемся следующей тауберовой теоремой [1]:

$$1 - F(x) \sim x^{-\alpha} L(x) \iff 1 - \varphi(s) \sim s^\alpha L\left(\frac{1}{s}\right) c(\alpha),$$

где $0 < \alpha \leq 1$, $\varphi(s) = Me^{-s\xi}$.

Поскольку

$$Me^{-s \sum_{k=1}^v \xi_k} = P(\varphi(s)),$$

то из того, что

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{1 - P(\varphi(s))}{1 - \varphi(s)} = \lim_{s \rightarrow 0} \frac{P'(\varphi(s))\varphi'(s)}{\varphi'(s)} = P'(1) = Mv,$$

т. е.

$$1 - P(\varphi(s)) \sim s^\alpha C(\alpha) MvL\left(\frac{1}{s}\right),$$

следует утверждение леммы.

Из того, что время возвращения τ_{ii} равно

$$\tau_{ii} = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^{v_k} \tau_{kl}^l,$$

где v_k^l — число попаданий в состояние k между двумя попаданиями в i , и из леммы следует

$$P\{\tau_{ii} > t\} \sim \sum_{k=1}^m Mv_k^k P\{\tau_k > t\}.$$

Рассмотрим 2 случая.

1. Оценка для $P\{\tau_{ii} > t\}$ имеет вид

$$P\{\tau_{ii} > t\} = 1 - P\{t\} \sim t^{-1} L(t).$$

В данном случае

$$N_i(t) \stackrel{p}{\sim} \frac{t}{\int_0^t x dP(x)},$$

поэтому

$$N(t) - N_i(t) \stackrel{p}{\sim} (1 - q_i) f(t) + o(f(t));$$

$$\lim_{q \rightarrow 1} P\left\{\bar{\tau}_i > f^{-1}\left(\frac{t}{1-q}\right)\right\} = e^{-t(1-q)}.$$

2. Если у времени возвращения хвост распределения имеет вид

$$1 - P(t) \sim qt^{-\alpha} L(t), \quad 0 < \alpha < 1,$$

то

$$P\left\{(1 - P(t)) N_i(t) \geq \frac{2-\alpha}{\alpha} x^{-\alpha}\right\} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} G_\alpha(x),$$

где $G_\alpha(x)$ — устойчивое распределение с параметром α [1].

Если функция $f(q)$ удовлетворяет условию

$$\frac{\alpha}{2-\alpha} q_i L\left(\frac{1}{f(q)}\right) f^\alpha(q) \sim 1 - q,$$

то с помощью несложных преобразований и предельных переходов под знаком интеграла по теореме Лебега получим

$$\begin{aligned} \lim_{q \rightarrow 1} P\left\{\bar{\tau}_i > \frac{t}{f(q)}\right\} &= \lim_{q \rightarrow 1} M_i q^N \left(\frac{t}{f(q)}\right)^{-N_i} \left(\frac{t}{f(q)}\right) = \\ &= \int_0^\infty e^{-(1-q)t} \left(\frac{t}{z}\right)^\alpha dG_\alpha(z), \end{aligned}$$

т. е.

$$f(q) \bar{\tau}_i \xrightarrow[q \rightarrow 1]{\text{сл}} \left(\frac{\xi}{1-q_i}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \eta_\alpha,$$

где ξ — показательная распределенная со средним 1, η_α — устойчивая с параметром α , ξ и η_α независимы.

Таким образом, получено следующее утверждение.

Теорема 3. Если у времени возвращения хвост распределения имеет вид $1 - P(t) \sim t^{-1} L(t)$, то существует функция $f(\cdot)$, такая, что

$$\lim_{q \rightarrow 1} P\left\{\bar{\tau}_i > f^{-1}\left(\frac{t}{1-q}\right)\right\} = e^{-t(1-q)},$$

т. е. предельный процесс будет марковским. Если же хвост распределения имеет вид $1 - P(t) \sim t^{-1} \alpha L(t)$, где $0 < \alpha < 1$, то существует нормировка $f(q)$ такая, что

$$f(q) \bar{\tau}_i \xrightarrow[q \rightarrow 1]{\text{сл}} \left(\frac{\xi}{1-q_i}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \eta_\alpha.$$

Одним из возможных обобщений рассмотренной выше схемы является следующее. В моменты перехода процесса $\xi(t)$ из состояния i в какое-либо другое состояние j процесс $\xi(t)$ остается в состоянии i , в котором он пребывал до этого, с вероятностью $\alpha_j = q^{\alpha_j}$, и переходит в состояние j с вероятностью $1 - \alpha_j$. В начальный момент времени $\xi(0) = \xi(0)$. Рассматривается поведение процесса $\xi(t)$ при $q \rightarrow 1$. В этом случае имеют место следующие аналоги теорем 1, 2 и 3.

Теорема 4. Переходные вероятности вложенной цепи Маркова процесса $\xi(t)$ в пределе имеют вид

$$\lim_{q \rightarrow 1} \bar{p}_{ij} = \frac{a_j q_j}{\sum_{r \neq i} a_r q_r}.$$

Теорема 5. При выполнении условий теоремы 2 процесс $\xi(t)$ в пределе является марковским, и время его пребывания в состоя-

нии i имеет предельную функцию распределения $P_i(t)$:

$$1 - P_i(t) = \exp \left\{ -t \frac{\sum_{k=1}^m a_k q_k}{\sum_{k=1}^m q_k m_k} \right\}.$$

Теорема 6. При выполнении условий теоремы 3 существуют соответственно функция $f(\cdot)$ и нормировка $f(q)$ такая, что

$$\lim_{q \rightarrow 1} P \left\{ \bar{\tau}_i > f^{-1} \left(\frac{t}{1-q} \right) \right\} = e^{-t \sum_{k=1}^m a_k q_k},$$

$$f(q) \bar{\tau}_i \xrightarrow[q \rightarrow 1]{\text{сл}} \left(\frac{\xi}{\sum_{k=1}^m q_k a_k} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \eta_{\alpha}.$$

Обе задачи при соответствующей переформулировке сводятся к задаче нахождения асимптотики времени пребывания полумарковского процесса в заданном множестве состояний, когда вероятность выхода из множества стремится к нулю. Впервые эта задача была рассмотрена В. С. Королюком. Он показал, что при известных ограничениях время пребывания во множестве состояний будет иметь в пределе показательное распределение, с чем согласуются результаты данной работы.

В заключение автор выражает глубокую благодарность В. С. Королюку за постановку задачи и внимание к работе.

ЛИТЕРАТУРА

1. Феллер В. Введение в теорию вероятности и ее приложения, т. 2. М., «Мир», 1967.
2. Чжун Кай-лай. Однородные цепи Маркова. М., «Мир», 1964.
3. Королюк В. С. Об асимптотическом поведении времени пребывания полумарковского процесса в подмножестве состояний. УМЖ, 1969, 21, 6.

О. К. Zakusylo

THE RARING SEMI-MARKOV PROCESSES

S u m m a r y

Limit distributions of the occupation times for semi-Markov processes with finite number of states are investigated.

Поступила в редколлегию 15.XII.1970.