

АНАЛИЗ СЕТИ С МНОГОЛИНЕЙНЫМИ СИСТЕМАМИ И ОГРАНИЧЕННЫМ ВРЕМЕНЕМ ОЖИДАНИЯ ЗАЯВОК РАЗЛИЧНЫХ ТИПОВ

В. В. Наumenко, М. А. Маталыцкий

Гродненский государственный университет им. Я. Купалы

Гродно, Беларусь

E-mail: victornn86@gmail.com

В работе проведен анализ открытой марковской сети с ограниченным временем ожидания разнотипных заявок, многолинейными системами массового обслуживания (СМО) и зависимыми от времени параметрами потока и обслуживания. Для вероятностей состояний сети получена система разностно-дифференциальных уравнений (РДУ) Колмогорова. С помощью метода многомерных производящих функций найдены вероятности состояний. Данная сеть может быть использована при моделировании функционирования сервисного центра информационной сети с учетом ограниченности времен ожидания клиентов в очередях.

Ключевые слова: ограниченное время ожидания, разнотипные заявки, многолинейные СМО, производящая функция, вероятности состояний.

СИСТЕМА РАЗНОСТНО-ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫХ УРАВНЕНИЙ КОЛМОГорова ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ СОСТОЯНИЙ СЕТИ

Описание сетей с разнотипными заявками приведено в работе [1]. Состояние сети в момент времени t описывается вектором

$$k = (k_{11}, k_{12}, \dots, k_{1r}, k_{21}, k_{22}, \dots, k_{2r}, \dots, k_{n1}, k_{n2}, \dots, k_{nr}, t),$$

где k_{ic} – число заявок типа c в системе S_i (в очереди и на обслуживании), обозначим через $k(t)$ состояние сети в момент времени t . Система S_i состоит из m_i идентичных линий обслуживания, заявки при переходе между СМО сети могут менять свой тип. Длительность пребывания заявок типа c в очереди i -ой СМО является случайной величиной, распределенной по экспоненциальному закону с параметром θ_{ic} , и не зависит от других факторов, например, от времени пребывания в очереди других заявок. Заявка, время ожидания которой в очереди S_i истекло, переходит в систему S_j с вероятностью q_{icjs} , $\sum_{j=0}^n \sum_{s=1}^r q_{icjs} = 1$, $q_{icis} = 0$, $i = \overline{0, n}$, $c = \overline{1, r}$. Матрицы $P = \|p_{icjs}\|_{(n+1) \times n}$ и $Q = \|q_{icjs}\|_{n \times (n+1)}$, $c = \overline{1, r}$, $s = \overline{1, r}$ являются матрицами переходов неприводимых марковских цепей.

Будем рассматривать случай, когда параметры входящего потока заявок, обслуживания и длительности пребывания в очереди на обслуживание зависят от времени. На интервале времени $[t, t + \Delta t)$ в сеть поступает заявка с вероятностью $\lambda(t)\Delta t + o(\Delta t)$. Если в

момент времени t на обслуживании в i -й СМО находится заявка типа c , то на интервале $[t, t + \Delta t)$ ее обслуживание закончится с вероятностью $\mu_{ic}(t)\Delta t + o(\Delta t)$, $i = \overline{1, n}$, $c = \overline{1, r}$. Если на интервале времени $[t, t + \Delta t)$ время ожидания заявки в очереди i -й СМО истекло, то она покидает очередь с вероятностью $\theta_{ic}(t)\Delta t + o(\Delta t)$, $i = \overline{1, n}$, $c = \overline{1, r}$.

Пусть $N_{ic}(t)$ – среднее число заявок типа c в системе S_i в момент времени t , $\rho_{ic}(t)$ – среднее число занятых линий обслуживания в системе S_i заявками типа c в момент времени t , $i = \overline{1, n}$, $c = \overline{1, r}$.

Лемма 1. Вероятности состояний рассматриваемой сети удовлетворяют системе РДУ:

$$\begin{aligned} \frac{dP(k, t)}{dt} = & - \left\{ \lambda(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)u(k_{ic}) + \theta_{ic}(t)N_{ic}^{(ou)}(t)u(k_{ic} - m_i)] \right\} P(k, t) + \\ & + \lambda(t) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} u(k_{ic}) P(k - I_{ic}, t) + \\ & + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)u(k_i)p_{ic0c} + \theta_{ic}(t)N_{ic}^{(ou)}(t)u(k_{ic} + 1 - m_i)q_{ic0c}] P(k + I_{ic}, t) + \\ & + \sum_{i,j=1, c,s=1}^n \sum_{c=1}^r (\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)p_{icjs} + \theta_{ic}(t)N_{ic}^{(ou)}(t)q_{icjs}) u(k_{js}) P(k + I_{ic} - I_{js}, t). \end{aligned} \quad (1)$$

НАХОЖДЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ СОСТОЯНИЙ СЕТИ С ПОМОЩЬЮ ПРОИЗВОДЯЩИХ ФУНКЦИЙ

В системе уравнений (1) ограничение на время ожидания в очереди накладывается на все заявки независимо от того, какое место в очереди эти заявки занимают. Однако на практике аналогичное ограничение накладывается, как правило, на последнюю заявку в очереди. В этом случае система уравнений для вероятностей состояний сети принимает вид:

$$\begin{aligned} \frac{dP(k, t)}{dt} = & - \left\{ \lambda(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)u(k_{ic}) + \theta_{ic}(t)u(k_{ic} - m_i)] \right\} P(k, t) + \\ & + \lambda(t) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} u(k_{ic}) P(k - I_{ic}, t) + \\ & + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)u(k_i)p_{ic0c} + \theta_{ic}(t)u(k_{ic} + 1 - m_i)q_{ic0c}] P(k + I_{ic}, t) + \\ & + \sum_{i,j=1, c,s=1}^n \sum_{c=1}^r (\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t)p_{icjs} + \theta_{ic}(t)q_{icjs}) u(k_{js}) P(k + I_{ic} - I_{js}, t). \end{aligned} \quad (2)$$

Предположим, что во всех системах сети число заявок каждого типа больше либо равно числу линий обслуживания в них, т.е.

$$k_{ic}(t) \geq m_i, \quad \forall t > 0, \quad i = \overline{1, n}, \quad c = \overline{1, r}. \quad (3)$$

Тогда (2) имеем:

$$\frac{dP(k, t)}{dt} = - \left\{ \lambda(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t)\rho_{ic}(t) + \theta_{ic}(t)] \right\} P(k, t) + \lambda(t) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} P(k - I_{ic}, t) +$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{ic0c} + \theta_{ic}(t) q_{ic0c}] P(k + I_{ic}, t) + \\
& + \sum_{i,j=1}^n \sum_{c,s=1}^r (\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{icjs} + \theta_{ic}(t) q_{icjs}) P(k + I_{ic} - I_{js}, t),
\end{aligned} \quad (4)$$

количество уравнений в данной системе счетно, когда сеть открыта, и конечно, когда она замкнута.

Обозначим через $\Psi_{nr}(z, t)$, где $z = (z_{11}, \dots, z_{1r}, \dots, z_{n1}, \dots, z_{nr})$, $n \times r$ -мерную производящую функцию:

$$\begin{aligned}
\Psi_{nr}(z, t) &= \sum_{k_{11}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{1r}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{n1}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{nr}=0}^{\infty} P(k_{11}, \dots, k_{1r}, \dots, k_{n1}, \dots, k_{nr}, t) z_{11}^{k_{11}} \dots z_{1r}^{k_{1r}} \dots z_{n1}^{k_{n1}} \dots z_{nr}^{k_{nr}} = \\
&= \sum_{k_{11}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{1r}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{n1}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{nr}=0}^{\infty} P(k, t) \prod_{i=1}^n \prod_{c=1}^r z_{ic}^{k_{ic}},
\end{aligned} \quad (5)$$

при этом мы считаем, что $P(k_{11}, \dots, k_{1r}, \dots, k_{n1}, \dots, k_{nr}, t) = 0$, когда $0 \leq k_{ic}(t) \leq m_i$, в силу того, что мы предположили, что выполняется неравенство (3).

Лемма 2. Если в начальный момент времени сеть МО находится в состоянии $(x_{11}, \dots, x_{1r}, x_{21}, \dots, x_{2r}, \dots, x_{n1}, \dots, x_{nr}, 0)$, $x_{ic} \geq m_i$, $i = \overline{1, n}$, $c = \overline{1, r}$, то выражение для производящей функции (5) можно записать в виде

$$\begin{aligned}
\Psi_{nr}(z, t) &= C_n(z) \exp \left\{ \int \left[- \left[\lambda(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) + \theta_{ic}(t)] \right] + \right. \right. \\
&+ \lambda(t) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} z_{ic} + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{ic0c} + \theta_{ic}(t) q_{ic0c}] \frac{1}{z_{ic}} + \\
&\left. \left. + \sum_{i,j=1}^n \sum_{c,s=1}^r (\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{icjs} + \theta_{ic}(t) q_{icjs}) \frac{z_{js}}{z_{ic}} \right] dt \right\},
\end{aligned} \quad (6)$$

где

$$\begin{aligned}
C_n(z) &= \exp \left\{ \int \left[\left[\lambda(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) + \theta_{ic}(t)] \right] + \right. \right. \\
&+ \lambda(t) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} z_{ic} + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{ic0c} + \theta_{ic}(t) q_{ic0c}] \frac{1}{z_{ic}} + \\
&\left. \left. + \sum_{i,j=1}^n \sum_{c,s=1}^r (\mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) p_{icjs} + \theta_{ic}(t) q_{icjs}) \frac{z_{js}}{z_{ic}} \right] dt \right|_{t=0} \left\{ \prod_{l=1}^n \prod_{d=1}^r z_{ld}^{k_{ld}} \right\}.
\end{aligned}$$

Введем следующие обозначения:

$$\Lambda(t) = \int \lambda(t) dt, \quad M(t) = \int \mu_{ic}(t) \rho_{ic}(t) dt, \quad \Theta(t) = \int \theta_{ic}(t) dt.$$

Тогда с их учетом, получим, что (6) примет вид:

$$\begin{aligned}
\Psi_{nr}(z, t) &= \exp \left\{ - \left[\Lambda(t) - \Lambda(0) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [M_{ic}(t) - M_{ic}(0) + \Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)] \right] \right\} \times \\
&\times \exp \left\{ (\Lambda(t) - \Lambda(0)) \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r p_{0cic} z_{ic} \right\} \times
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \exp \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r \left[(M_{ic}(t) - M_{ic}(0)) p_{ic0c} + (\Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)) q_{ic0c} \right] \frac{1}{z_{ic}} \right\} \times \\ & \times \exp \left\{ \sum_{i,j=1}^n \sum_{c,s=1}^r \left[(M_{ic}(t) - M_{ic}(0)) p_{icjs} + (\Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)) q_{icjs} \right] \frac{z_{js}}{z_{ic}} \right\} \prod_{l=1}^n \prod_{d=1}^r z_{ld}^{k_{ld}}. \end{aligned} \quad (7)$$

Преобразуем (7) к виду, удобному для нахождения вероятностей состояний сети, разложив входящие в него экспоненты в ряд Маклорена. Тогда справедливо следующее утверждение

Теорема. Выражение для производящей функции (7) имеет вид

$$\begin{aligned} \Psi_{nr}(z, t) &= a_0(t) \sum_{l_1=0}^{\infty} \dots \sum_{l_n=0}^{\infty} \sum_{u_1=0}^{\infty} \dots \sum_{u_n=0}^{\infty} \sum_{w_1=0}^{\infty} \dots \sum_{w_r=0}^{\infty} \prod_{i=1}^n \prod_{c=1}^r \prod_{j=1}^n \prod_{s=1}^r \left\{ \frac{p_{0cic}^{l_i}}{l_i! u_i! w_i!} \times \right. \\ & \times [\Lambda(t) - \Lambda(0)]^{l_i} \left[(M_{ic}(t) - M_{ic}(0)) p_{ic0c} + (\Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)) q_{ic0c} \right]^{u_i} \times \\ & \times \left[(M_{ic}(t) - M_{ic}(0)) p_{icjs} + (\Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)) q_{icjs} \right]^{w_i} z_{ic}^{x_{ic} + l_i - u_i + W} \Big\}, \end{aligned} \quad (8)$$

$$a_0(t) = \exp \left\{ - \left[\Lambda(t) - \Lambda(0) + \sum_{i=1}^n \sum_{c=1}^r [M_{ic}(t) - M_{ic}(0) + \Theta_{ic}(t) - \Theta_{ic}(0)] \right] \right\},$$

где $W = \sum_{i=1}^n w_i$.

Вероятности состояний сети можно найти как коэффициенты разложения функции $\Psi_{nr}(z, t)$ в многократный ряд (8) по степеням $z_{ic}^{k_{ic}}$, при условии, что в начальный момент времени сеть находится в состоянии $(x_{11}, \dots, x_{1r}, x_{21}, \dots, x_{2r}, \dots, x_{n1}, \dots, x_{nr}, 0)$, $i = \overline{1, n}$, $c = \overline{1, r}$.

Если предположить, что заявки равномерно выбираются на обслуживание, то среднее число занятых линий обслуживания в системе S_i заявками типа c в момент времени t можно найти в виде

$$\rho_{ic}(t) = \frac{N_{ic}(t)}{\sum_{c=1}^r N_{ic}(t)} m_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad c = \overline{1, r},$$

а $N_{ic}(t)$ удовлетворяет системе неоднородных обыкновенных дифференциальных уравнений

$$\begin{aligned} \frac{dN_{ic}(t)}{dt} &= \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \sum_{s=1}^r \left[m_j (\mu_{js}(t) p_{jsic} - \theta_{js}(t) q_{jsic}) \frac{N_{js}(t)}{\sum_{l=1}^r N_{jl}(t)} \right] + m_i (\theta_{ic}(t) - \mu_{ic}(t)) \frac{N_{ic}(t)}{\sum_{c=1}^r N_{ic}(t)} + \\ &+ \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \sum_{s=1}^r \theta_{js}(t) q_{jsic} N_{js}(t) - \theta_{ic}(t) N_{ic}(t) + \lambda(t) p_{0cic}, \quad i = \overline{1, n}, \quad c = \overline{1, r}. \end{aligned}$$

ЛИТЕРАТУРА

1. Маталыцкий, М. А. Исследование сетей с многолинейными системами обслуживания и разнотипными заявками / М. А. Маталыцкий // Автоматика и телемеханика. 1996. № 9. С. 79–92.