

ИССЛЕДОВАНИЕ СЕТЕЙ С СИСТЕМАМИ СО МНОГИМИ ОЧЕРЕДЯМИ ОБСЛУЖИВАНИЯ РАЗНОТИПНЫХ ЗАЯВОК РАЗЛИЧНЫХ КЛАССОВ

М. А. Маталыцкий

*Гродненский государственный университет имени Янки Купалы
Гродно, Беларусь
Ченстоховский университет технологий
Ченстохова, Польша
E-mail: a.pankov@grsu.by*

1. ВВЕДЕНИЕ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассмотрим открытую сеть массового обслуживания (МО), которая состоит из n систем обслуживания (СМО), в i -й СМО для обслуживания формируются m_i очередей, $i = \overline{1, n}$. Состояние очереди α i -й СМО характеризуется вектором

$$\bar{k}_{i\alpha} = (k_{i\alpha 11}, k_{i\alpha 21}, \dots, k_{i\alpha r_1 1}, k_{i\alpha 12}, k_{i\alpha 22}, \dots, k_{i\alpha r_2 2}, \dots, \\ k_{i\alpha 1g}, k_{i\alpha 2g}, \dots, k_{i\alpha r_g g}, \dots, k_{i\alpha 1h}, k_{i\alpha 2h}, \dots, k_{i\alpha r_h h}),$$

где $k_{i\alpha cg}$ – число заявок типа c класса g в очереди α i -й СМО, $i = \overline{1, n}$, $\alpha = \overline{1, m_i}$, $c = \overline{1, r_g}$, $g = \overline{1, h}$, состояние i -й СМО – вектором

$$\bar{k}_i = (\bar{k}_{i1}, \bar{k}_{i2}, \dots, \bar{k}_{im_i}), \quad i = \overline{1, n},$$

а состояние сети – вектором

$$k = (\bar{k}_1, \bar{k}_2, \dots, \bar{k}_n).$$

Пространство состояний очереди α i -й СМО $X_{i\alpha}$ – некоторое подмножество точек с целочисленными неотрицательными координатами $(r_1 + r_2 + \dots + r_n)$ -мерного евклидова пространства, пространство состояний i -й СМО $X_i = X_{i1} \times X_{i2} \times \dots \times X_{im_i}$, пространство состояний сети $X = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_n$.

Опишем кратко различные объекты и процессы, для которых сети с различными классами заявок многих типов могут применяться в качестве стохастических моделей.

1. Процессы обработки исков и премий в страховых компаниях.

Пусть h – количество видов (классов) страхования; к ним относятся, например, страхование жизни, имущества, профессий и т. д. Через r обозначим количество типов заявок в каждом виде страхования. Обычно $r = 2$, при этом под обслуживанием заявок понимается обработка в каждом виде страхования премий ($c = 1$) или исков ($c = 2$) клиентов, заключивших с компанией договора страхования. Премии и иски

различных видов могут обрабатываться одними и теми же страховщиками компании (СМО), но в ряде случаев – разными.

2. Обслуживание клиентов в банках.

Заявками в данном случае являются различные договора клиентов банков. Это могут быть договора-депозиты в валюте (первый класс заявок) и договора-депозиты в рублях (второй класс заявок), поэтому обычно $h = 2$. Договоры первого класса делятся на $r_1 = 10$ типов в зависимости от промежутков времени, на которые они заключены: короткие (1 мес.), доходные (3 мес.), сберегательные-плюс (6 мес.), ветеранские (12 мес.), профессиональные (18 мес.), срочные, рождественские, новогодние, юбилейные (24 мес.), долгосрочные (60 мес.). Примерно на такое же количество типов делятся и договоры второго класса: короткие (10 дн.), краткосрочные (30 дн.), рождественские (60 дн.), праздничные (90 дн.), юбилейные (180 дн.), годовые (360 дн.). Данные взяты в АКБ «Инфобанк».

Договоры различных классов и типов могут обслуживаться одними и теми же сотрудниками банков (СМО).

3. Медицинское обслуживание.

В медицинских учреждениях могут лечиться (обслуживаться) пациенты (заявки) различных видов (классов), например больные сахарным диабетом (класс 1), кардиобольные (класс 2), онкобольные (класс 3) и т. д. Больные первого класса делятся на больных сахарным диабетом первого и второго типов, т. е. $r_1 = 2$. Больных второго класса можно разделить на следующие типы: больные, перенесшие инфаркты; больные, страдающие пороками сердца; больные с кардитами (воспалительными заболеваниями сердца), т. е. $r_2 = 3$. Больных третьего класса условно можно разделить на больных с опухолями желудка, кишечника, печени, почек, т. е. $r_3 = 4$. Количество типов больных в каждом классе может быть увеличено, но это не влияет в данном случае на математические исследования, т. к. они проведены для произвольных h и r_g , $g = \overline{1, h}$.

Пациенты различных классов и типов могут посещать как одних и тех же врачей (СМО), так и разных.

4. Производство изделий.

В данном случае заявками служат заготовки по производству изделий, h – количество видов (классов) производимых изделий; каждая заготовка для изделия может быть нескольких типов и проходить различные этапы (СМО) обработки (обслуживания).

Будем предполагать, что состояние сети $k(t)$ является эргодическим неприводимым марковским процессом. Введем для удобства следующие обозначения:

$$\Sigma_1 = \sum_{i,j=1}^n \sum_{\alpha=1}^{m_i} \sum_{\beta=1}^{m_j} \sum_{c=1}^{r_\alpha} \sum_{s=1}^{r_\beta} \sum_{g,q=1}^h,$$

$$\Sigma_2 = \sum_{i=1}^n \sum_{\alpha=1}^{m_i} \sum_{c=1}^{r_\alpha} \sum_{g=1}^h, \quad \Sigma_3 = \sum_{j=1}^n \sum_{\beta=1}^{m_j} \sum_{s=1}^{r_\beta} \sum_{q=1}^h,$$

очевидно, что $\Sigma_1 = \Sigma_2 \Sigma_3$. Тогда из уравнений глобального равновесия следует:

$$\Sigma_1 P(k + I_{i\alpha c g} - I_{j\beta s q}) \lambda(k + I_{i\alpha c g} - I_{j\beta s q}, k) \mu(k_{j\beta s q}) +$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_3 [P(k + I_{j\beta sq}) \lambda(k + I_{j\beta sq}, k) + P(k - I_{j\beta sq}) \lambda(k - I_{j\beta sq}, k) \mu(k_{j\beta sq})] = \\
& = P(k) [\sum_1 \lambda(k, k + I_{i\alpha cg} - I_{j\beta sq}) \mu(k_{j\beta sq}) + \\
& + \sum_3 [\lambda(k, k + I_{j\beta sq}) + \lambda(k, k - I_{j\beta sq}) \mu(k_{j\beta sq})]], \quad (1)
\end{aligned}$$

где $P(k)$ – вероятность состояния сети k в стационарном режиме, $I_{i\alpha cg}$ – вектор размерности $n \sum_{i=1}^n m_i \sum_{g=1}^h r_g$ с нулевыми компонентами, за исключением компоненты с номером $n \sum_{g=1}^h r_g \left(\sum_{j=1}^{i-1} m_j + \alpha - 1 \right) + c$, которая равна 1, $\lambda(k, z)$ – интенсивность переходов сети из состояния k в состояние z , $u(x) = \begin{cases} 1, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ – функция Хевисайда.

Наша цель – установить условия эргодичности процесса $k(t)$ и определить его финальное стационарное распределение.

2. ФОРМУЛИРОВКА И ДОКАЗАТЕЛЬСТВО РЕЗУЛЬТАТА

Рассмотрим случай, когда в сеть поступает простейший поток заявок с параметром λ ; в очередь α i -й СМО каждая заявка типа c класса g входящего потока независимо от других поступает с вероятностью $p_{0i\alpha cg}(k)$, зависящей от состояния сети k , $\sum_2 p_{0i\alpha cg}(k) = 1$, $k \in X$. После завершения обслуживания в очереди α i -й СМО, когда состояние сети равно k , заявка типа c класса g переходит с вероятностью $p_{i\alpha cgj\beta sq}(k)$ в очередь β j -й СМО как заявка типа s класса q и с вероятностью $p_{i\alpha cg0}(k)$ уходит из сети,

$$\sum_3 p_{i\alpha cgj\beta sq}(k) + p_{i\alpha cg0}(k) = 1, \quad i = \overline{1, n}, \quad \alpha = \overline{1, m_i}, \quad c = \overline{1, r_g}, \quad g = \overline{1, h}, \quad k \in X. \quad (2)$$

Времена обслуживания заявок в очередях имеют показательное распределение и пусть $\mu_{i\alpha cg}(k_{i\alpha cg})$ – интенсивность обслуживания заявок типа c класса g в α -й очереди i -й СМО, когда в этой очереди находятся $k_{i\alpha cg}$ заявок типа c класса g , $i = \overline{1, n}$, $\alpha = \overline{1, m_i}$, $c = \overline{1, r_g}$, $g = \overline{1, h}$. В этом случае система уравнений для вероятностей состояний сети имеет вид

$$\begin{aligned}
\frac{dP(k, t)}{dt} = & - [\lambda + \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})] P(k, t) + \\
& + \sum_3 [\mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1) p_{j\beta sq0}(k + I_{j\beta sq}) P(k + I_{j\beta sq}, t) + \\
& + u(k_{j\beta sq}) [\lambda p_{0j\beta sq}(k - I_{j\beta sq}) P(k - I_{j\beta sq}, t) + \\
& + \sum_2 \mu_{i\alpha cg}(k_{i\alpha cg} + 1) p_{i\alpha cgj\beta sq}(k + I_{i\alpha cg} - I_{j\beta sq}) P(k + I_{i\alpha cg} - I_{j\beta sq}, t)]], \quad (3)
\end{aligned}$$

поэтому для интенсивностей переходов между состояниями сети справедливы следующие соотношения:

$$\begin{aligned}\lambda(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}, k) &= \mu_{iacg}(k_{iacg} + 1) p_{iacg j\beta sq}(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}), \\ \lambda(k, k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) &= \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) p_{j\beta sq iacg}(k).\end{aligned}$$

Теорема. Стационарные вероятности состояний сети имеют форму произведения:

$$P(k) = P(I_0) \prod_{i=1}^n \prod_{\alpha=1}^{m_i} \prod_{c=1}^{r_c} \prod_{g=1}^h \frac{e_{iacg}(1) e_{iacg}(2) \dots e_{iacg}(k_{iacg})}{\mu_{iacg}(1) \mu_{iacg}(2) \dots \mu_{iacg}(k_{iacg})}, \quad (4)$$

где произведение в правой части равно 1 при $k_{iacg} = 0$, $e_{iacg}(k_{iacg})$ удовлетворяют системе уравнений

$$\begin{aligned}& [\sum_2 e_{iacg}(k_{iacg} + 1) p_{iacg j\beta sq}(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) + \lambda p_{0 j\beta sq}(k - I_{j\beta sq})] u(k_{j\beta sq}) = \\ & = [\sum_2 p_{j\beta sq iacg}(k) + p_{j\beta sq 0}(k)] e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}), \quad j = \overline{1, n}, \quad \beta = \overline{1, m_j}, \quad s = \overline{1, r_q}, \quad q = \overline{1, h},\end{aligned} \quad (5)$$

которая, предполагается, имеет единственное решение, $I_0 - n \sum_{i=1}^n m_i \sum_{g=1}^h r_g$ -вектор с нулевыми компонентами.

Стационарное распределение $P(k)$ существует и единственно при условии эргодичности марковского процесса $k(t)$, которое выполняется, если существует сумма бесконечного ряда

$$\Theta = \prod_{i=1}^n \prod_{\alpha=1}^{m_i} \prod_{c=1}^{r_c} \prod_{g=1}^h \frac{e_{iacg}(1) e_{iacg}(2) \dots e_{iacg}(k_{iacg})}{\mu_{iacg}(1) \mu_{iacg}(2) \dots \mu_{iacg}(k_{iacg})} < \infty. \quad (6)$$

Доказательство. Из (3) следует

$$\begin{aligned}P(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) &= P(k) \frac{e_{iacg}(k_{iacg} + 1) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) \mu_{iacg}(k_{iacg} + 1)}, \\ P(k + I_{j\beta sq}) &= P(k) \frac{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1)}{\mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1)}, \quad P(k - I_{j\beta sq}) = P(k) \frac{\mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})}.\end{aligned} \quad (7)$$

Стационарные вероятности состояний сети, как видно из (3), удовлетворяют системе уравнений

$$\begin{aligned}& \sum_1 \mu_{iacg}(k_{iacg} + 1) p_{iacg j\beta sq}(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) P(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) \mu(k_{j\beta sq}) + \\ & + \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1) p_{j\beta sq 0}(k + I_{j\beta sq}) P(k + I_{j\beta sq}) + \\ & + \sum_3 \lambda p_{0 j\beta sq}(k - I_{j\beta sq}) P(k - I_{j\beta sq}) \mu(k_{j\beta sq}) = \\ & = [\lambda + \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})] P(k).\end{aligned} \quad (8)$$

Подставив выражения (7) в систему (8), будем иметь

$$\begin{aligned}& \sum_1 p_{iacg j\beta sq}(k + I_{iacg} - I_{j\beta sq}) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) \frac{e_{iacg}(k_{iacg} + 1)}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} u(k_{j\beta sq}) + \\ & + \sum_3 p_{j\beta sq 0}(k + I_{j\beta sq}) e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1) +\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \lambda \sum_3 p_{0j\beta sq}(k - I_{j\beta sq}) \frac{\mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} u(k_{j\beta sq}) = \\
& = \lambda + \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}).
\end{aligned} \quad (9)$$

Но, используя (5), имеем

$$\begin{aligned}
& \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) u(k_{j\beta sq}) \left[\sum_2 p_{i\alpha cgj\beta sq}(k + I_{i\alpha cg} - I_{j\beta sq}) \frac{e_{i\alpha cg}(k_{i\alpha cg} + 1)}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} + \right. \\
& \left. + \lambda \frac{p_{0j\beta sq}(k - I_{j\beta sq})}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} \right] = \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) [\sum_2 p_{j\beta sq i\alpha cg}(k) + p_{j\beta sq 0}(k)] = \\
& = \sum_1 p_{j\beta sq i\alpha cg}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) + \sum_3 p_{j\beta sq 0}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}),
\end{aligned}$$

то есть

$$\begin{aligned}
& \sum_1 p_{i\alpha cgj\beta sq}(k + I_{i\alpha cg} - I_{j\beta sq}) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) \frac{e_{i\alpha cg}(k_{i\alpha cg} + 1)}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} u(k_{j\beta sq}) + \\
& + \lambda \sum_3 \frac{p_{0j\beta sq}(k - I_{j\beta sq}) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})}{e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})} u(k_{j\beta sq}) = \\
& = \sum_1 p_{j\beta sq i\alpha cg}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) + \sum_3 p_{j\beta sq 0}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}).
\end{aligned} \quad (10)$$

Кроме того, заменив в (5) $k_{j\beta sq}$ на $k_{j\beta sq} + 1$ и взяв в обеих частях этого равенства сумму $\sum_3$, получим

$$\sum_3 p_{j\beta sq 0}(k + I_{j\beta sq}) e_{j\beta sq}(k_{j\beta sq} + 1) = \lambda \sum_3 p_{0j\beta sq}(k) = \lambda. \quad (11)$$

Перепишем выражение (2) в виде

$$\sum_2 p_{j\beta sq i\alpha cg}(k) + p_{j\beta sq 0}(k) = 1.$$

Умножив это равенство на $\mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq})$ и взяв сумму $\sum_3$ в обеих частях, получаем

$$\begin{aligned}
& \sum_1 p_{j\beta sq i\alpha cg}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) + \\
& + \sum_3 p_{j\beta sq 0}(k) \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}) = \sum_3 \mu_{j\beta sq}(k_{j\beta sq}).
\end{aligned} \quad (12)$$

Таким образом, из (10) – (12) вытекает, что при выполнении соотношений (4) (5) выражение (9) превращается в тождество.

Покажем, что условие (6) является условием эргодичности случайного процесса $k(t)$. Воспользуемся эргодической теоремой Фостера [1], согласно которой достаточно проверить, что система уравнений

$$\sum_{z \in X} x(z) \frac{\lambda(z, k)}{\lambda(z)} = x(k), \quad \lambda(z) > 0, \quad k \in X, \quad (13)$$

где $\lambda(z)$ – интенсивность выхода из состояния z , имеет нетривиальное решение $x(k)$, $k \in X$, такое, что $\sum_{k \in X} |x(k)| < \infty$. Действительно, беря $x(k) = \lambda(k)P(k)$, где $P(k)$

определяется соотношением (4), получим, что (13) удовлетворяется, т. к.

$$\sum_{z \in X} P(z) \lambda(z, k) = P(k) \lambda(k) = P(k) \sum_{m \in X} \lambda(k, m), \quad k \in X,$$

совпадают с уравнениями глобального равновесия (1), которым, как мы проверили, удовлетворяют вероятности $P(k)$, $k \in X$. Сходимость ряда

$$\sum_{k \in X} |x(k)| = \sum_{k \in X} \lambda(k) P(k)$$

следует из ограниченности $\lambda(k)$ и сходимости ряда (6). Значит, при выполнении условия (6) процесс $k(t)$ эргодичен. Поэтому финальное распределение является единственным стационарным распределением и, следовательно, совпадает с $\{P(k), k \in X\}$, где $P(k)$ определяется (4). Теорема доказана.

Отметим, что аналогичные результаты для сетей МО с разнотипными заявками одного класса получены в [2, 3].

ЛИТЕРАТУРА

1. Foster F. G. On stochastic matrices associated with certain queueing process // *Annals of Mathematical Statistic*. 1953. V. 24. N. 2. P. 355–360.
2. Маталыцкий М. А. Исследование сетей с многолинейными системами обслуживания и разнотипными заявками // *Автоматика и телемеханика*. 1996. № 9. С. 79–92.
3. Маталыцкий М. А. Сети массового обслуживания в стационарном и переходном режимах: Монография. Гродно: ГрГУ, 2001. 211 с.