

**Литература.** 1. В. Э. Лесневский. // Докл. НАН Беларуси. 44-4 (2000), с.34-36. 2. N. Lazakovich, V. Lesnevski, S. Stashulenok. // J. Electrotechn. Math. Vol. 6, No. 1, (2001), 1-28. 3. Е. Б. Розин. Тез. докл. международн. мат. конф. "Еругинские чтения-IX." Витебск, 2003. с.125-126

**ПРИМЕНЕНИЕ СЕТИ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ С  
ОГРАНИЧЕННЫМ ВРЕМЕНЕМ ОЖИДАНИЯ В ОЧЕРЕДЯХ ПРИ  
РЕШЕНИИ ОДНОЙ ЗАДАЧИ СТРАХОВАНИЯ**

*Романюк Т.В., ГрГУ, г. Гродно*

Пусть страховая компания, состоящая из  $n-1$  отдела и центрального отделения, в котором производится расчет, заключила со страхователями  $K$  разнотипных договоров страхования:  $K_i$  договоров  $i$ -о типа,  $i = \overline{1, n-1}$ ,  $\sum_{i=1}^{n-1} K_i = K$ .

Иск при предъявлении проходит две стадии обработки – стадию оценки в соответствующем типе иска отделе и стадию выплаты в центральном отделении. Оценкой исков в  $i$ -м отделе занимаются  $m_i$  сотрудников компании (оценщиков),  $i = \overline{1, n-1}$ ; выплатой –  $m_n$  сотрудников. Предположим, что вероятность предъявления иска типа  $i$  в  $i$ -й отдел на интервале времени  $[t, t + \Delta t]$  равна  $\mu_{oi}(t)\Delta t + o(\Delta t)$ , где  $\mu_{oi}(t)$  – кусочно-постоянная функция времени с двумя интервалами постоянства, характеризующая интенсивность поступления исков:

$$\mu_{oi}(t) = \begin{cases} \mu_{oi}, & t \in [0, T/2], \\ \mu_{oi}^*, & t \in (T/2, T]. \end{cases}$$

Времена обработки исков оценщиками в  $i$ -м отделе и времена их обработки сотрудниками в центральном отделении распределены по показательному закону со средним значением  $\mu_i^{-1}$ ,  $i = \overline{1, n-1}$ , и  $\mu_n^{-1}$  соответственно. В некоторых случаях оценка исков типа  $i$  может быть осуществлена в одном из  $n-2$ -х непрофильных отделов, например при наличии очереди в  $i$ -м отделе некоторые из страхователей могут предъявить иски для оценки в менее нагруженные отделы, осуществляющие оценку исков смежного типа. Поэтому предположим, что суммарное время пребывания страхователя, подающего иск, в очереди  $i$ -о отдела и время, необходимое ему для обращения в другой отдел, распределено также по показательному закону с параметром  $\nu_i$ , т.е. страхователь не дож-

давшись обслуживанию в  $i$ -м отделе с вероятностью  $q_j$  предъявляет иск в  $j$ -й отдел,  $i, j = 1, n-1$ .

Состояние компании в момент времени  $t$  можно описать вектором  $k(t) = (k_1(t), k_2(t), \dots, k_n(t))$ , где  $k_i(t)$  и  $k_n(t)$  — число исков, находящихся соответственно в  $i$ -м отделе,  $i = 1, n-1$ , и центральном отделении. Качество функционирования компании (средние затраты компании на интервалах времени  $[0, T/2]$  и  $(T/2, T]$  соответственно) можно описать функционалом

$$W(T) = W(T, m_1, \dots, m_n) = \frac{1}{T} \int_0^T \left[ K \sum_{i=1}^n (d_i n_i(t) + E_i I_i) \right] dt, \quad (1)$$

где  $d_i, E_i$  — стоимостные коэффициенты;  $n_i(t) = M \left\{ \frac{k_i(t)}{K} \right\}$ ,  $I_i = \frac{m_i}{K}$ ,  $i = 1, n$ . Нас будет интересовать задача определения числа оценщиков исков на интервалах времени  $[0, T/2]$  и  $(T/2, T]$ , минимизирующего средние затраты (1) при ограничениях на среднее число исков, находящихся на стадиях обработки.

Вероятностной моделью процесса обработки исков может служить замкнутая сеть МО с ограниченным временем ожидания заявок (исков) в очередях [1], состоящая из центральной СМО  $S_n$  (центральное отделение),  $n-1$  периферийной СМО  $S_1, S_2, \dots, S_{n-1}$  (отделы оценки) и системы  $S_0$ , соответствующей внешней среде (источник поступления исков),  $m_0 = K$ . Вероятности переходов заявок между СМО следующие:  $p_{0i} = 1$  для заявок типа  $i$ ,  $p_{in} = p_{n0} = 1$ ,  $i = 1, n-1$ ,  $p_{ij} = 0$  в остальных случаях;  $q_j \neq 0$ ,  $i \neq j$ ,  $\sum_{j=1}^{n-1} q_j = 1$ ,  $i, j = 1, n-1$ ,  $q_j = 0$  в иных случаях. Доказано следующее утверждение.

**Теорема.** Плотность распределения вероятностей вектора относительно

ных переменных  $\xi(t) = \left( \frac{k_1(t)}{K}, \frac{k_2(t)}{K}, \dots, \frac{k_n(t)}{K} \right)$  удовлетворяет с точностью  $O(\varepsilon^2)$

где  $\varepsilon = \frac{1}{K}$ , уравнению Фоккера-Планка-Колмогорова

$$\frac{\partial p(x,t)}{\partial t} = -\sum_{j=1}^n \frac{\partial}{\partial x_j} (A_j(x)p(x,t)) + \frac{\varepsilon}{2} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2}{\partial x_j \partial x_j} (B_j(x)p(x,t)), \quad (2)$$

$$\text{где } A_i(x) = \sum_{j=1}^n [\mu_j p_{ji}^* \min(l_j, x_j) + (x_j - l_j) \nu_j q_{ji}^* u(x_j - l_j)] + \mu_{oi}(t) \left(1 - \sum_{k=1}^n x_k\right), \quad (3)$$

$$p_{ji}^* = \begin{cases} -1 + p_{ij}, & i = j, i, j = \overline{1, n}, \\ 1, & i \neq j, i = n, \\ 0, & i \neq j, i = \overline{1, n-1}; \end{cases} \quad q_{ji}^* = \begin{cases} -1 + q_{ij}, & i = j, j \neq n \\ q_{jn}, & i \neq j, i, j \neq n, \\ 0, & i = n \text{ или } j = n; \end{cases}$$

$$B_{ii}(x) = \sum_{j=1}^n [\mu_j p_{ji}^* \min(l_j, x_j) + (x_j - l_j) \nu_j q_{ji}^* u(x_j - l_j)] + \mu_{oi}(t) \left(1 - \sum_{k=1}^n x_k\right),$$

$$B_{ij}(x) = -2\mu_i p_{ij} \min(l_i, x_i) - 2(x_i - l_i) \nu_i q_{ij} u(x_i - l_i).$$

Из уравнения (2), как показано в [3], следует, что математические ожидания компонент вектора  $n(t) = (n_1(t), n_2(t), \dots, n_n(t))$  с той же точностью определяются из системы уравнений

$$\frac{dn_i(t)}{dt} = A_i(n(t)) = \sum_{j=0}^n [\mu_j p_{ji}^* \min(l_j, n_j(t)) + (n_j(t) - l_j) \nu_j q_{ji}^* u(n_j(t) - l_j)] + \mu_{oi}(t) \left(1 - \sum_{k=1}^n n_k(t)\right), \quad (4)$$

$i = \overline{1, n}$ . Правые части уравнений (4) являются кусочно-разрывными функциями.

С помощью разбиения фазового пространства можно определить явную форму системы (4) в областях непрерывности ее правой части:

$$\frac{dn_i(t)}{dt} = \sum_{j \in \Omega_0(t)} [\mu_j p_{ji}^* l_j + (n_j(t) - l_j) \nu_j q_{ji}^*] + \sum_{j \in \Omega_1(t)} \mu_j p_{ji}^* n_j(t) + \mu_{oi}(t) \left(1 - \sum_{k=1}^n n_k(t)\right), \quad (5)$$

где  $\sum_{j \in \Omega_0(t)} = \sum_{j \in \Omega_0(t)}$ ,  $\sum_{j \in \Omega_1(t)} = \sum_{j \in \Omega_1(t)}$ ,  $\Omega_0(t) = \{j : l_j < n_j(t) \leq 1\}$ ,  $\Omega_1(t) = \{j : 0 \leq n_j(t) \leq l_j\}$  — непересекающиеся множества индексов компонент вектора  $n(t)$ .

Например, при  $n=3$  в области  $A_1 : \Omega_0(t) = \{1, 2\}$ ,  $\Omega_1(t) = \{3\}$ ,  $t \in [0, T]$  общее решение системы (5) на полуинтервале  $[0, T/2]$  имеет вид  $\sum_{j=0}^4 \alpha_{ij} t^j e^{-\alpha_{ij} t}$ , где  $\alpha_{ij} = 0$ ,  $l_0 = 1$ . Таким образом, поставленная выше задача определения числа оценщиков при существовании очередей в отделах по оценке на интервале вре-

мени  $[0, T/2]$  может быть представлена в виде:

$$\begin{cases} W_1(T, m_1, m_2, m_3) = \frac{-2}{T} \int_0^{T/2} \left[ K \sum_{i=1}^n (d_i n_i(t) + E_i I_i) \right] dt \rightarrow \min_{m_1, m_2, m_3}, \\ \frac{2}{T} \int_0^{T/2} K n_i(t) dt > m_i, \quad i = 1, 2, \\ \frac{2}{T} \int_0^{T/2} K n_3(t) dt \leq m_3, \quad t \in [0, T/2], \end{cases}$$

Функционал  $W_1(T, m_1, m_2, m_3)$  представляет собой линейную функцию от  $m_i = K l_i$ ,  $i = \overline{1, 3}$ , т.е.  $W_1(T, m_1, m_2, m_3) = \sum_{j=0}^4 g_j m_j$ . Ограничения оптимизационных

задач в свою очередь могут быть представлены в виде  $\sum_{q,j=0}^4 a_{jq} m_q > 0$ ,  $i = \overline{1, 3}$ . На

втором полуинтервале  $(T/2, T]$  результаты имеют аналогичный вид. Таким образом, на каждом из рассматриваемых интервалов времени получаем задачу линейного программирования.

**Литература.** 1. Ковалев Е.А. Сети массового обслуживания с ограниченным временем ожидания в очередях//Автоматика и вычислительная техника.—1985.—№2.— С. 50-55. 2. Матальцкий М.А., Романюк Т.В. Приближенные методы анализа сетей с центральной системой обслуживания и их применения. Монография. — Гродно: ГрГУ, 2003. —200 с. 3. М е д е в е в Г. А. Замкнутые системы массового обслуживания и их оптимизация// Известия АН СССР. Техническая кибернетика. — 1978. — №6. — С. 199-203.

### АППРОКСИМАЦИЯ СТОХАСТИЧЕСКИХ ИНТЕГРАЛОВ В АЛГЕБРЕ ОБОБЩЕННЫХ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ ДЛЯ НЕОДНОРОДНОГО МНОГОМЕРНОГО СЛУЧАЯ.

*Русина Т.И., БГТУ, Брест*

Проблемы теории стохастических дифференциальных уравнений связаны с проблемой умножения обобщенных функций. Такие уравнения содержат произведение обобщенных на недостаточно гладкие функции. В сообщении [1] анонсирована конструкция алгебры обобщенных случайных процессов, которая позволила с единых позиций исследовать решения стохастических уравнений различных классов (см. напр.[2, 3]) с помощью решений соответствующих уравнений в дифференциалах в этой алгебре. При этом исследование ассоциированных решений уравнений в дифференциалах сводится к исследованию