

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ И НАУКИ  
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ  
ТОМСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ

**МАТЕРИАЛЫ**  
**IV Международной молодежной**  
**научной конференции**  
**«МАТЕМАТИЧЕСКОЕ**  
**И ПРОГРАММНОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ**  
**ИНФОРМАЦИОННЫХ,**  
**ТЕХНИЧЕСКИХ**  
**И ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ»**

**Томск, 20–21 мая 2016 г.**

*Под общей редакцией*  
*кандидата технических наук И.С. Шмырина*

Томск  
Издательский Дом Томского государственного университета  
2016

$$F_2(z, w, \varepsilon) = \Phi_2(w) \{R(z) + j\varepsilon w f_2(z)\} + O(\varepsilon^2).$$

В работе получено предельное при  $\varepsilon \rightarrow 0$  выражение для  $F_2(z, w, \varepsilon)$ , имеющее вид:

$$F_2(z, w) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} F_2(z, w, \varepsilon) = R(z) \exp \left\{ \frac{(ju)^2}{2} \left[ \frac{\lambda + \kappa}{\mu} \right] \right\},$$

где  $\kappa = \frac{\lambda}{\mu} \int_0^{\infty} [A(z) - R(z)] dz$ . Следовательно, асимптотика второго порядка характеристической функции числа заявок в системе примет вид

$$h_2(u) = \exp \left\{ ju \frac{\lambda}{\mu} + \frac{(ju)^2}{2} \left[ \frac{\lambda + \kappa}{\mu} \right] \right\}.$$

Тогда для характеристической функции суммарного объёма заявок в системе GI/M/∞ можно записать

$$h_2(u) = \exp \left\{ ju \frac{\lambda}{\mu} a_1 + \frac{(ju)^2}{2} \left[ \frac{\lambda + \kappa}{\mu} \right] a_2 \right\}. \quad (11)$$

Таким образом, асимптотическое приближение характеристической функции суммарного объёма находившихся в системе заявок имеет нормальное распределение.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Тихоненко О.М. Моделирование процессов и систем обработки информации: курс лекций / О.М. Тихоненко. – Минск: БГУ, 2008. – 148 с.
2. Назаров А.А. Теория массового обслуживания: учебное пособие / А.А. Назаров, А.Ф. Терпугов. – 2-е изд., испр. – Томск: Изд-во НТЛ, 2010. – 228 с.
3. Назаров А.А. Методы асимптотического анализа в теории массового обслуживания / А.А. Назаров, С.П. Моисеева. – Томск: Изд-во НТЛ, 2006. 112 с.
4. Моисеева С.П. Разработка методов исследования математических моделей немарковских систем обслуживания с неограниченным числом приборов и непуассоновскими входящими потоками: Дис. ... докт. физ.-мат. наук: 05.13.18 / Светлана Петровна Моисеева. – Томск, 2014. – 280 с.

## АСИМПТОТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ СИСТЕМЫ MMPP/GI/∞ С ОБСЛУЖИВАНИЕМ ТРЕБОВАНИЙ СЛУЧАЙНОГО ОБЪЁМА

**Е.Ю. Лисовская, С.П. Моисеева**  
Томский государственный университет  
ekaterina\_lisovs@mail.ru, smoiseeva@mail.ru

### Введение

Системы массового обслуживания (СМО) требований случайного объёма имеют свое применение в задачах проектирования информационных и телекоммуникационных систем, где информация передается порциями в виде сообщений случайного объёма. Как было замечено в работах [1,4,8] задачи исследования таких систем играют большую роль при моделировании современных информационно-вычислительных систем. Однако аналитических решений при дисциплине обслуживания FIFO не было получено, поскольку для построения корректного марковского процесса необходимо учитывать объёмы тех заявок, которые находятся в системе.

В работах [1,4–6] были исследованы СМО требований случайного объёма с дисциплиной обслуживания LIFO и ограничением на суммарный объём требований. Оказалось, что в этом случае можно получить алгоритмы, пригодные для численных расчетов стационарных характеристик.

Целью данной работы является исследование многолинейной системы массового обслуживания ММРР/ГІ/∞ со случайным объёмом требований методом асимптотического анализа в условии высокой интенсивности входящего потока.

### Постановка задачи

Рассмотрим систему массового обслуживания (СМО) с неограниченным числом приборов, на вход которой поступает марковский модулированный поток (ММРР-поток), управляемый цепью Маркова  $k(t)$ , заданной матрицей инфинитезимальных характеристик  $Q = \|q_{ij}\|$  и диагональной матрицей условных интенсивностей  $\Lambda$ . Продолжительность обслуживания заявки имеет произвольную функцию распределения, одинаковую для всех приборов  $B(x)$ . Предполагаем, что каждое требование характеризуется некоторым случайным объёмом  $v > 0$ ,  $G(y) = P\{v < y\}$  — функция распределения случайной величины  $v$ . Объёмы различных требований независимы. По окончании обслуживания заявка покидает систему и «уносит» свой объём.

Пусть  $i(t)$  — число заявок, находящихся на обслуживании в системе в момент  $t$ ,  $V(t)$  — полная сумма объёмов требований, находящихся в системе в момент времени  $t$ . Поставим задачу нахождения характеристик двумерного случайного процесса  $\{i(t), V(t)\}$ . Отметим, что исследуемый процесс не является марковским, поэтому для его исследования будем использовать метод динамического просеивания (метод просеянного потока) [2,3].

Построим просеянный поток для рассматриваемой СМО ММРР/ГІ/∞. Для этого зафиксируем некоторый момент времени  $T$ . Полагаем, что заявка входящего потока, поступившая в систему в момент времени  $t < T$  с вероятностью  $S(t) = 1 - B(T - t)$  формирует событие просеянного потока, а с вероятностью  $1 - S(t)$  эта заявка не рассматривается.

Обозначим  $n(t)$  — число событий просеянного потока, наступивших до момента времени  $t$ . Тогда, если в начальный момент  $t_0 < T$  система была свободна, то для момента времени  $T$  для любых  $m$  выполняется равенство  $P\{i(T) = m\} = P\{n(T) = m\}$ .

Следует отметить, что использование метода просеянного потока позволяет более точно определить характеристики процесса  $V(t)$ , так как в просеянном потоке присутствуют только те заявки, которые не закончат обслуживание к моменту времени  $T$ .

### Дифференциальное уравнение Колмогорова в матричном виде

Введем обозначение  $P(k, n, z, t) = P\{k(t) = k, n(t) = n, V(t) < z\}$  — распределение вероятностей трехмерного Марковского процесса, где  $k(t)$  — состояние управляющей цепи Маркова в момент времени  $t$ ,  $n(t)$  — число событий просеянного потока, наступивших до момента времени  $t$ ,  $V(t)$  — суммарный объём требований, находящихся в просеянном потоке в момент времени  $t$ . Для этого распределения составим  $\Delta t$ -методом прямую систему дифференциальных уравнений Колмогорова. По формуле полной вероятности запишем равенство

$$P(k, n, z, t + \Delta t) = P(k, n, z, t)(1 - \lambda_k \Delta t)(1 - q_{kk} \Delta t) + P(k, n, z, t)\lambda_k \Delta t(1 - S(t)) + \\ + \lambda_k \Delta t S(t) \int_0^z P(k, n-1, z-y, t) dG(y) + \sum_{v \neq k} q_{vk} \Delta t P(v, n, z, t) + o(\Delta t),$$

$$k = \overline{1, K}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad z > 0,$$

откуда получаем систему дифференциальных уравнений Колмогорова

$$\frac{\partial P(k, n, z, t)}{\partial t} = \lambda_k S(t) \left[ \int_0^z P(k, n-1, z-y, t) dG(y) - P(k, n, z, t) \right] + \sum_v q_{vk} P(v, n, z, t), \quad (1)$$

$$k = \overline{1, K}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad z > 0.$$

Введем частичные характеристические функции вида:

$$H(k, u_1, u_2, t) = M \left\{ \exp(ju_1 n(t) + ju_2 V(t)) \right\} = \sum_{n=0}^{\infty} e^{ju_1 n} \int_0^{\infty} e^{ju_2 z} P(k, n, z, t) dz,$$

$$k = \overline{1, K}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad z > 0.$$

Учитывая, что

$$\begin{aligned} & \sum_{n=0}^{\infty} e^{ju_1 n} \int_0^{\infty} e^{ju_2 z} \int_0^z P(k, n-1, z-y, t) dG(y) dz = \\ & = e^{ju_1} \sum_{n=0}^{\infty} e^{ju_1 (n-1)} \int_0^{\infty} e^{ju_2 y} \cdot e^{ju_2 (z-y)} \int_0^z P(k, n-1, z-y, t) dG(y) dz = \\ & = e^{ju_1} \int_0^{\infty} e^{ju_2 y} \left[ \sum_{n=0}^{\infty} e^{ju_1 (n-1)} \int_0^{\infty} e^{ju_2 (z-y)} P(k, n-1, z-y, t) dz \right] dG(y) = \\ & = e^{ju_1} \int_0^{\infty} e^{ju_2 y} H(k, u_1, u_2, t) dG(y) = e^{ju_1} H(k, u_1, u_2, t) \int_0^{\infty} e^{ju_2 y} dG(y) = \\ & = e^{ju_1} H(k, u_1, u_2, t) G^*(u_2), \end{aligned}$$

где  $G^*(u_2)$  обозначено как  $G^*(u_2) = \int_0^{\infty} e^{ju_2 y} dG(y)$ , можно записать следующую систему уравнений:

$$\frac{\partial H(k, u_1, u_2, t)}{\partial t} = \lambda_k S(t) H(k, u_1, u_2, t) \left[ e^{ju_1} G^*(u_2) - 1 \right], \quad k = \overline{1, K}.$$

Запишем данную систему в виде матричного уравнения

$$\frac{\partial \mathbf{H}(u_1, u_2, t)}{\partial t} = \mathbf{H}(u_1, u_2, t) \left[ \mathbf{\Lambda} S(t) \left( e^{ju_1} G^*(u_2) - 1 \right) + \mathbf{Q} \right] \quad (2)$$

с начальным условием

$$\mathbf{H}(u_1, u_2, t_0) = \mathbf{r}, \quad (3)$$

где

$$\mathbf{H}(u_1, u_2, t) = \left[ H(1, u_1, u_2, t), H(2, u_1, u_2, t), \dots, H(K, u_1, u_2, t) \right]$$

$$\mathbf{\Lambda} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_K \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} & \dots & q_{1K} \\ q_{21} & q_{22} & \dots & q_{2K} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ q_{K1} & q_{K2} & \dots & q_{KK} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{r} = [r(1), r(2), \dots, r(K)].$$

Здесь и далее  $\mathbf{r}$  — вектор-строка стационарного распределения управляющей цепи Маркова, определяемая системой линейных уравнений

$$\begin{cases} \mathbf{r}\mathbf{Q} = 0 \\ \mathbf{r}\mathbf{e} = 1 \end{cases}, \quad (4)$$

$\mathbf{e}$  — единичный вектор-столбец.

### Метод асимптотического анализа

Так как прямое решение уравнения (2) не представляется возможным, то для решения задачи (2)–(3) воспользуемся методом асимптотического анализа [3] в условии неограниченно растущей интенсивности входящего потока [2]. Обозначим  $\Lambda = N\Lambda^1$ ,  $\mathbf{Q} = N\mathbf{Q}^1$ , где  $N \rightarrow \infty$ . Тогда уравнение (2) примет вид

$$\frac{1}{N} \frac{\partial \mathbf{H}(u_1, u_2, t)}{\partial t} = \mathbf{H}(u_1, u_2, t) \left[ \Lambda^1 S(t) (e^{ju_1} G^*(u_2) - 1) + \mathbf{Q}^1 \right] \quad (5)$$

с начальным условием

$$\mathbf{H}(u_1, u_2, t_0) = \mathbf{r}. \quad (6)$$

Асимптотический анализ первого порядка проведем в виде доказательства следующей теоремы.

**Теорема.** *Асимптотическая характеристическая функция распределения вероятностей процесса  $\{k(t), n(t), V(t)\}$  первого порядка имеет вид*

$$\mathbf{H}(u_1, u_2, t) = \mathbf{r} \exp \left\{ N\lambda [ju_1 + ju_2 a_1] \int_{t_0}^t S(\tau) d\tau \right\}, \text{ где вектор-строка } r \text{ определяется систе-}$$

*мой линейных уравнений* **Ошибка! Источник ссылки не найден.**, а  $\lambda$  — выражением  $\lambda = \mathbf{r} \cdot \Lambda \cdot \mathbf{e}$ ,  $a_1$  — математическое ожидание случайной величины, определяемой функцией распределения объема требований  $G(y)$ .

Доказательство.

Выполним в выражениях (5) и (6) замены

$$\varepsilon = \frac{1}{N}, \quad u_1 = \varepsilon w_1, \quad u_2 = \varepsilon w_2, \quad \mathbf{H}(u_1, u_2, t) = \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t, \varepsilon). \quad (7)$$

Тогда задача (5)–(6) примет вид

$$\varepsilon \frac{\partial \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t, \varepsilon)}{\partial t} = \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t, \varepsilon) \left[ \Lambda^1 S(t) (e^{ju_1} G^*(\varepsilon w_2) - 1) + \mathbf{Q}^1 \right], \quad (8)$$

с начальным условием

$$\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t_0, \varepsilon) = \mathbf{r}, \quad (9)$$

Найдем асимптотическое при  $\varepsilon \rightarrow 0$  решение задачи (8)–(9), то есть  $\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t, \varepsilon)$ .

*Этап 1.* Положим в (8)  $\varepsilon \rightarrow 0$ , получим  $\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t) \mathbf{Q}^1 = 0$ . Сравнивая это равенство с первым уравнением **Ошибка! Источник ссылки не найден.**, можем сделать вывод, что  $\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t)$  может быть представлена в виде

$$\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t) = \mathbf{r} \Phi_1(w_1, w_2, t), \quad (10)$$

где  $\Phi_1(w_1, w_2, t)$  — некоторая скалярная функция, в силу (9), удовлетворяющая условию  $\Phi_1(w_1, w_2, t_0) = 1$ .

Этап 2. Умножим (8) на вектор  $\mathbf{e}$ , подставим (10), поделим результат на  $\varepsilon$  и выполним предельный переход при  $\varepsilon \rightarrow 0$ . Тогда с учётом того, что  $\mathbf{Q}^1 \mathbf{e} = 0$  и  $\mathbf{r} \mathbf{e} = 1$ , получим следующее дифференциальное уравнение относительно функции  $\Phi_1(w_1, w_2, t)$ :

$$\frac{\partial \Phi_1(w_1, w_2, t)}{\partial t} = \Phi_1(w_1, w_2, t) [\lambda S(t)(jw_1 + jw_2 a_1)]. \quad (11)$$

Здесь и далее  $a_1 = \int_0^{\infty} y dG(y)$  — математическое ожидание случайной величины, определяемой функцией распределения объёма требований  $G(y)$ ,  $\lambda = \mathbf{r} \cdot \mathbf{\Lambda} \cdot \mathbf{e}$ . Решение (11) с учётом начального условия дает

$$\Phi_1(w_1, w_2, t) = \exp \left\{ \lambda (jw_1 + jw_2 a_1) \int_{t_0}^t S(\tau) d\tau \right\}.$$

Подставляя данное выражение в (10), получаем

$$\mathbf{F}_1(w_1, w_2, t) = \mathbf{r} \exp \left\{ \lambda (jw_1 + jw_2 a_1) \int_{t_0}^t S(\tau) d\tau \right\}.$$

В силу замен (7) можно записать асимптотическое при  $\varepsilon \rightarrow 0$  равенство:

$$\begin{aligned} \mathbf{H}(u_1, u_2, t) &= \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t, \varepsilon) \approx \mathbf{F}_1(w_1, w_2, t) = \mathbf{r} \Phi_1(w_1, w_2, t) = \\ &= \mathbf{r} \exp \left\{ \lambda \left[ j \frac{u_1}{\varepsilon} + j \frac{u_2}{\varepsilon} a_1 \right] \int_{t_0}^t S(\tau) d\tau \right\} = \mathbf{r} \exp \left\{ N \lambda [ju_1 + ju_2 a_1] \int_{t_0}^t S(\tau) d\tau \right\}. \end{aligned}$$

*Теорема доказана.*

Следствие. При  $t = T$  для характеристической функции процесса  $\{i(t), V(t)\}$  в стационарном режиме получим

$$H(u_1, u_2) = \exp \{ N \lambda b_1 [ju_1 + ju_2 a_1] \}.$$

Здесь и далее

$$b_1 = \int_{-\infty}^T S(\tau) d\tau = \int_{-\infty}^T (1 - B(T - \tau)) d\tau = \int_0^{\infty} (1 - B(\tau)) d\tau$$

определяет математическое ожидание случайной величины с функцией распределения  $B(x)$ .

### Заключение

Для бесконечнолинейной системы массового обслуживания требований случайного объёма была получена асимптотическая характеристическая функция первого порядка двумерного распределения вероятностей числа занятых приборов и суммарного объёма требований, находящихся в системе.

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 16-31-00292 мол\_а.

### ЛИТЕРАТУРА

1. Александров А.М., Кац Б.А. Обслуживание потоков неоднородных требований // Изв. АН СССР. Технич. Кибернетика, 1973. №2. С. 47–53.
2. Моисеев А.Н., Назаров А.А. Бесконечнолинейные системы и сети массового обслуживания. – Томск: Изд-во НТЛ, 2015. – 240с.
3. Назаров А.А., Моисеева С.П. Метод асимптотического анализа в теории массового обслуживания. Томск: Изд-во НТЛ, 2006. – 112с.

4. Печинкин А.В., Печинкина О.А. Система  $M_k|G|1|n$  с дисциплиной обслуживания LIFO с прерыванием и ограничением на суммарный объём требований // Вестник Российского ун-та дружбы народов. Сер. Прикладная математика и информатика, 1996. №1. С. 86-93.

5. Печинкин А.В. Система  $M|G|1|n$  с дисциплиной обслуживания LIFO и ограничением на суммарный объём требований // Автоматика и телемеханика, 1998. №4. С. 106–116.

6. Печинкин А.В. Система обслуживания с дисциплиной LIFO и ограничением на суммарный объём требований // Вестник Российского ун-та дружбы народов. Сер. Прикладная математика и информатика, 1996. №2. С. 85-99.

7. Лисовская Е.Ю., Моисеева С.П. Исследование суммарного объёма требований в бесконечнолинейной системе массового обслуживания вида  $M|G|1|\infty$  // Информационно-телекоммуникационные технологии и математическое моделирование высокотехнологичных систем : материалы Российской конференции с международным участием. Москва, РУДН, 18–22 апреля 2016 г. – Москва : РУДН, 2016. – С. 28–30.

8. Тихоненко О.М. Модели массового обслуживания в системах обработки информации. – Минск: Университетское, 1990.

9. Колбасова В.А., Лисовская Е.Ю. Исследование суммарного объёма требований в СМО вида  $G|G|1|\infty$  методом асимптотического анализа // Научное творчество молодежи. Математика. Информатика : материалы XX Всероссийской научно-практической конференции (28-29 апреля 2016 г.) / сост. Ю.А. Наумкина. – Томск : Изд-во Том. ун-та, 2016. – Ч.1. – С. 97–101.

## ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ОБОБЩЁННОГО СИНХРОННОГО ПОТОКА ВТОРОГО ПОРЯДКА

**Л.А. Нежелская, Е.Ф. Сидорова**

*Томский государственный университет*

*ludne@mail.ru, katusha\_sidorova@mail.ru*

### Введение

В настоящее время теория массового обслуживания представляет собой одну из наиболее интенсивно развивающихся ветвей теории вероятностей и имеет широкое практическое применение в разнообразных направлениях исследований: в экономике, в планировании и организации процессов производства и потребления, в логистике, технике, транспорте, военном деле, а также в других сферах деятельности [1].

Бурное развитие информационных технологий и компьютерных наук привело к появлению важной сферы приложений теории массового обслуживания — проектированию и разработке информационно-вычислительных систем, компьютерных и телекоммуникационных сетей связи и т.д.

Зачастую работы по теории массового обслуживания направлены на определение стационарных характеристик систем обслуживания, для которых параметры входящих потоков заранее известны. В реальных ситуациях данные параметры изменяются с течением времени, и при этом в большинстве случаев подобные изменения носят случайный характер, что приводит к рассмотрению дважды стохастических потоков событий [2]. Двойная случайность (стохастика) подразумевает, во-первых, случайность моментов времени наступления событий потока, и, во-вторых, определение интенсивности потока как случайного процесса. Дважды стохастические потоки событий можно разделить на два класса, а именно:

- 1) потоки, интенсивность которых есть непрерывный случайный процесс;
- 2) потоки, для которых интенсивность — кусочно-постоянный случайный процесс с конечным числом состояний.

Потоки второго класса носят название МС-потоков (Markov chain) [3]. Заметим, что обобщённый синхронный поток второго порядка относится именно к МС-потокам и представляет собой актуальную математическую модель реальных потоков случайных событий.

В настоящей статье построена имитационная модель обобщённого синхронного потока второго порядка, а также проведен ряд экспериментов с целью получения численных результатов, подтверждающих работоспособность построенной модели.