

## О НЕСТАЦИОНАРНОМ РАСПРЕДЕЛЕНИИ ЧИСЛА ТРЕБОВАНИЙ В СИСТЕМЕ M/G/1—EPS

С.Ф.Яшков

Институт проблем передачи информации им. А.А.Харкевича РАН  
127994, Москва, ГСП-4, Б.Каретный пер., д.19.

E-mail:yashkov@iitp.ru

Получена 21.12.2009

**Аннотация**—В дополнение к существующим, выводится еще одна формула для нестационарного распределения числа требований в системе M/G/1 с эгалитарным разделением процессора.

### 1. ВВЕДЕНИЕ

В [1,2] решена проблема нахождения нестационарного распределения числа требований  $L(t)$  в момент  $t$  в системе M/G/1 с эгалитарным разделением процессора (EPS). (При дисциплине EPS каждое из  $n > 0$  требований, содержащихся в системе, обслуживается с (переменной) скоростью  $1/n$ .) До появления [1,2] эта задача считалась не поддающейся аналитическому решению, к которому удалось прийти только благодаря развитию метода “разложения на элементы задержки”, введенного в [3]. При нулевом начальном условии решение имеет удивительно простой вид

$$g_0(z, s) \triangleq \int_0^\infty e^{-st} \mathbb{E} [z^{L(t)} | L(0) = 0] dt = \frac{1}{s + \lambda(1-z)(1-\pi(s))}, \quad \operatorname{Re} s > 0, |z| \geq 1. \quad (1.1)$$

Здесь  $g_0(z, s)$  есть преобразование Лапласа по  $t$  (аргумент  $s$ ) производящей функции (с аргументом  $z$ ) числа требований  $L(t)$  в момент  $t$ ,  $t \in [0, \infty)$ , а  $\pi(s)$  — минимальное положительное решение функционального уравнения Кендалла–Такача для преобразования Лапласа–Стилтьеса (ПЛС) распределения периода занятости [4]

$$\pi(s) = \beta(s + \lambda - \lambda\pi(s)). \quad (1.2)$$

(В (1.2)  $\beta(s)$  есть ПЛС распределения времени обслуживания, а  $\lambda$  — интенсивность входящего потока, см. начало следующего раздела.)

Позднее для вывода (1.1) (среди прочих результатов) в [5,6] был использован другой (более традиционный) метод введения дополнительных переменных. Дополнительными переменными служили достигнутые длительности обслуживания (возраст) каждого из  $L(t) > 0$  требований, присутствующих в системе. В частности, в [5] приведено доказательство одного из основных результатов (формула (3.30)). (В качестве следствия этой формулы можно получить равенство (1.1).) Такие же дополнительные переменные использовались также в [7], в которой рассматривался нестационарный режим усложненной системы M/G/1—EPS с дополнительным пуассоновским процессом катастроф (см. также по этому поводу [6]). Однако более простой способ получения нестационарного распределения числа требований заключается

в использовании дополнительных переменных, имеющих смысл остаточной длительности обслуживания каждого из  $L(t) > 0$  требований (ср. с [2,3,8], а также с книгой [9]). Этому вопросу (применительно к системе M/G/1—EPS) и посвящена данная статья.

## 2. РЕЗУЛЬТАТ И ЕГО ДОКАЗАТЕЛЬСТВО

Рассмотрим систему обслуживания M/G/1 с дисциплиной эгалитарного разделения процессора (EPS), при которой каждое из  $n > 0$  из присутствующих в системе требований обслуживается одновременно с другими со скоростью  $1/n$ . В моменты поступлений новых требований или ухода из системы полностью обслуженных требований происходят скачки скорости обслуживания. На вход системы поступает пуассоновский поток требований интенсивности  $\lambda$ , требуемые длительности обслуживания (длины) распределены произвольно с функцией распределения  $B(x)$  ( $B(0+) = 0$ ,  $B(\infty) = 1$ ). Математическое ожидание этой функции распределения есть  $\beta_1 < \infty$ , а ПЛС имеет вид  $\beta(s) = \int_0^{+\infty} e^{-sx} dB(x)$ .

Пусть  $R_i(t)$  при  $1 \leq i \leq L(t)$  есть остаточное время обслуживания  $i$ -го из  $L(t) \geq 1$  требований системы EPS в момент  $t$ . Тогда  $X_0(t) = \{L(t), R_i(t), i = 1, \dots, L(t); t \geq 0\}$  будет кусочно-линейным марковским процессом с дискретным вмешательством случая. Пространство состояний процесса  $X_0(t)$  состоит из множеств  $\{\emptyset\}, \{x_1\}, \{x_1, x_2\}$  и т.д. Здесь  $x_i \geq 0, 1 \leq i \leq n, n = 1, 2, \dots$ . Нумерация требований предполагается случайной. Также дополнительно предполагается для простоты, что случайный вектор  $(R_1(t), R_2(t), \dots, R_{L(t)}(t))$  является абсолютно непрерывным. (Это означает, в частности, что функция распределения  $B(\cdot)$  имеет плотность  $\beta(\cdot)$ .) При  $L(t) = 0$  дополнительные переменные, естественно, отсутствуют.

Процесс  $X_0(t)$  характеризуется функциями

$$P_n(t; x_1, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n = \mathbf{P}\{L(t) = n; R_i(t) \in [x_i, x_i + dx_i), i = 1, 2, \dots, n\}, \quad n = 1, 2, \dots$$

и  $P_n(t) = \mathbf{P}\{L(t) = n\}, \quad n = 0, 1, 2, \dots$ . Отметим, что

$$P_n(t) = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty P_n(t; x_1, \dots, x_n) dx_1, \dots, dx_n.$$

Введем обозначение  $p_n(s; x_1, \dots, x_n)$  для преобразования Лапласа (ПЛ) по  $t$  функции  $P_n(t; x_1, \dots, x_n)$ . Положим также  $P_{00}(t) = \mathbf{P}\{L(t) = 0 | L(0) = 0\}$ , а ПЛ по  $t$  этой функции будем обозначать в дальнейшем через  $\tilde{p}_{00}(s)$ .

Справедлива

**Теорема 2.1.** *При нулевом начальном условии ПЛ  $p_n(s; x_1, \dots, x_n)$  имеет вид*

$$p_n(s; x_1, \dots, x_n) = \tilde{p}_{00}(s)(s + \lambda)^n \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{\lambda}{s + \lambda} B(x_i)\right), \quad n = 1, 2, \dots \quad (2.1)$$

**Доказательство.** В [3, 2] выведена система дифференциальных уравнений с частными производными первого порядка, описывающих эволюцию процесса  $X_0(t)$  (при нулевых начальных условиях). Функция  $P_n(t; x_1, \dots, x_n)$  удовлетворяет этой системе уравнений

$$\frac{\partial P_1(t; x)}{\partial t} - \frac{\partial P_1(t; x)}{\partial x} + \lambda[P_1(t; x) - P_{00}(t)\beta(x)] - \frac{1}{2}[P_2(t; 0, x) + P_2(t; x, 0)] = 0, \quad (2.2)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial P_n(t; x_1, \dots, x_n)}{\partial t} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial P_n(t; x_1, \dots, x_n)}{\partial x_i} + \lambda P_n(t; x_1, \dots, x_n) - \\ & - \frac{\lambda}{n} \sum_{i=1}^n P_{n-1}(t; x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \beta(x_i) - \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} P_{n+1}(t; x_1, \dots, x_{i-1}, 0, x_i, \dots, x_n) = 0. \end{aligned} \quad (2.3)$$

(В последнем уравнении  $n = 2, 3, \dots$ )

Опущенные детали вывода этой системы уравнений содержатся в [3, 2]. Однако в указанных работах уравнения решаются только для стационарного случая, а нестационарный режим изучается с помощью случайной замены времени – специального преобразования исследуемого случайного процесса, см. [2, 5]. (Именно случайная замена времени дала возможность впервые получить (1.1).) Далее мы действуем, в сущности, также как в [5, 6, 8] с очевидными отличиями (где это необходимо), обусловленными различным видом дополнительных переменных. Переписывая равенства (2.2), (2.3) в терминах ПЛ по  $t$ , приходим к уравнениям

$$-\frac{\partial p_1(s; x)}{\partial x} + (s + \lambda)p_1(s; x) - \lambda \tilde{p}_{00}(s)\beta(x) - \frac{1}{2}[p_2(s; 0, x) + p_2(s; x, 0)] = 0, \quad (2.4)$$

$$\begin{aligned} & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial p_n(s; x_1, \dots, x_n)}{\partial x_i} + (s + \lambda)p_n(s; x_1, \dots, x_n) - \\ & - \frac{\lambda}{n} \sum_{i=1}^n p_{n-1}(s; x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \beta(x_i) - \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} p_{n+1}(s; x_1, \dots, x_{i-1}, 0, x_i, \dots, x_n) = 0. \end{aligned} \quad (2.5)$$

Функция

$$p_n(s; x_1, \dots, x_n) = C(s)(s + \lambda)^n \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{\lambda}{s + \lambda} B(x_i)\right), \quad n = 1, 2, \dots \quad (2.6)$$

удовлетворяет системе уравнений (2.4), (2.5) и является ее решением (мы не занимались обоснованием единственности решения). Подставляя (2.6) в (2.4) и принимая во внимание, что  $\tilde{p}_{00}(s) = (s + \lambda - \lambda\pi(s))^{-1}$  (см., например, [2]) (здесь  $\pi(s)$  есть минимальное положительное решение известного функционального уравнения Кендалла–Такача – см. (1.2) – для распределения периода занятости в системе M/G/1 с любой консервативной дисциплиной) получаем утверждение (2.1) теоремы 2.1.

□

*Замечание 2.1.* Преобразование Лапласа  $\tilde{p}_{00}(s)$  вероятности нахождения системы в свободном от требований состоянии является решением функционального уравнения

$$\tilde{p}_{00}(s) = \int_0^\infty e^{-st} P_{00}(t) dt = \frac{1}{s + \lambda - \lambda\beta(1/\tilde{p}_{00}(s))}, \quad (2.7)$$

см. [5, Corollary 3.2]. Это уравнение тесно связано с известным функциональным уравнением Кендалла–Такача для периода занятости (1.2) [4].

К равенству (1.1) для нестационарного распределения числа требований  $L(t)$  в момент  $t$  в системе M/G/1 с эгалитарным разделением процессора, полученному в терминах двойных преобразований, можно, в частности, прийти теперь, используя теорему 2.1 в качестве отправного пункта. Хорошо известные (геометрические) стационарные вероятности состояний системы M/G/1–EPS нетрудно получить при  $t \rightarrow \infty$  и  $\rho < 1$  в качестве другого следствия теоремы с помощью классических тауберовых теорем.

## 3. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Методом введения дополнительных переменных, имеющих смысл остаточных длительностей обслуживания, выведено выражение для совместной нестационарной плотности вероятности наличия в системе M/G/1—EPS  $n > 0$  требований в момент  $t$ , остаточные длительности обслуживания которых принадлежат бесконечно малым окрестностям точек  $x_1, \dots, x_n$ . Эти результаты дополняют известные из работ [2, 5, 6, 7, 8] формулы.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Yashkov, S.F., The Non-Stationary Distribution of Numbers of Calls in the M/G/1 Processor-Sharing Queue, *Proc. 3rd Int. Symp. on Systems Analysis and Simulation*, Berlin: Akademie, 1988, vol. 2, reprinted in *Advances in Simulation*, Lukar, P.A. and Schmidt, B., Eds., Berlin: Springer, 1988, vol. 2, pp. 158–162.
2. Yashkov, S.F., *Analiz ocheredei v EVM* (Analysis of Queues in Computers), Moscow: Radio i Svyaz', 1989.
3. Yashkov, S.F., A Derivation of Response Time Distribution for an M/G/1 Processor-Sharing Queue, *Problems of Control and Info. Theory*, 1983, vol. 12, no. 2, pp. 133–148.
4. Takács, L. *Introduction to the Theory of Queues*, Oxford: Oxford Univ. Press, 1962.
5. Yashkov, S.F. and Yashkova, A.S., Processor Sharing: A Survey of the Mathematical Theory, *Autom. Remote Control*, 2007, vol. 68, No. 9, pp. 1662–1731.
6. Yashkov, S.F., A Note on Application of the Method of Supplementary Variables to the Analysis of a Processor Sharing System, *Autom. Remote Control*, 2008, vol. 69, No. 9, pp. 1622–1629.
7. Li, Q.-L. and Lin, C., The M/G/1 Processor Sharing Queue with Disasters, *Computers & Math. with Appl.*, 2006, vol. 51, nos. 6-7, pp. 987–998.
8. Tikhonenko, O.M., Analysis Queueing System with Non-Homogenous Requests and Processor Sharing Discipline, *Izv. Natsion. Akad. Nauk Belarusi, ser. Phys.-Math.*, 2002, no. 3, pp. 105–111.
9. Jaiswal, N.K., *Priority Queues*, New York: Academic, 1968.

*Статью представил к публикации член редколлегии В.И.Венец*