

# ЭФФЕКТИВНЫЙ АЛГОРИТМ РАСЧЕТА ХАРАКТЕРИСТИК ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ СИСТЕМЫ *BMAP/RH/c* С ПОВТОРНЫМИ ВЫЗОВАМИ

В. Мушко

*Белорусский государственный университет*

Минск, Беларусь

[vmushko@tut.by](mailto:vmushko@tut.by)

Приведены результаты численных экспериментов для многолинейной системы массового обслуживания (СМО) с групповым марковским входным потоком, фазовым обслуживанием и повторными вызовами, исследованной с использованием альтернативного метода построения процесса, описывающего изменение состояний системы, состоящего в отслеживании числа приборов, занятых на каждой фазе обслуживания, вместо учета фазы, на которой находится каждый занятый прибор.

**Ключевые слова:** многолинейная система, групповой марковский входной поток, фазовое обслуживание, повторные вызовы.

## 1. ВВЕДЕНИЕ

Рассматривается многолинейная система, в которой время обслуживания вызова на каждом приборе имеет распределение фазового типа (Phase-type, *RH*-type, [1]). Поток вызовов, входящий в систему, является групповым марковским входным потоком (Batch Markovian Arrival Process, *BMAP*, [2]). Если в момент прибытия группы первичных вызовов в системе имеются свободные обслуживающие приборы, то первичные вызовы занимают их. Вызовы, для которых не нашлось свободных обслуживающих приборов, направляются в некоторую виртуальную динамическую область, называемую орбитой, и пытаются получить обслуживание позже. Каждый вызов, находящийся на орбите, совершает повторные попытки попасть на обслуживание через интервалы времени, имеющие экспоненциально распределенную длину, независимо от других вызовов. Если в момент повтора имеется один или несколько свободных приборов, то вызов занимает один из них и покидает систему после обслуживания. Если в момент повтора все приборы заняты, то повторный вызов возвращается на орбиту. Вызовы с орбиты являются абсолютно настойчивыми.

В работах [3, 4] для исследования этой системы вводится многомерный процесс  $\zeta_t = \{i_t, n_t, \nu_t, \eta_t^{(1)}, \dots, \eta_t^{(n)}\}$ ,  $t \geq 0$ , где  $\eta_t^{(l)}$  – номер фазы обслуживания, на которой находится  $l$ -й прибор в момент времени  $t$ ,  $t \geq 0$ ,  $l = \overline{0, c}$ . Положительной осо-

бенностью подхода, используемого в [3, 4], является относительная простота аналитических результатов. Основным недостатком – необходимость работы с матрицами большой размерности. Так, размерность матриц, участвующих в вычислениях векторов стационарных вероятностей, равна  $J_1 = \tilde{W} \frac{1 - M^{c+1}}{1 - M}$ . Например, для  $c = 15$ ,  $M = 2$ ,  $\tilde{W} = 2$  имеем  $J_1 = 131070$ . Расчеты с матрицами таких размерностей практически невозможны на персональных компьютерах.

В работе [5] применен альтернативный метод исследования многолинейной системы с фазовым обслуживанием и повторными вызовами, предложенный в [6, 7]. В соответствии с этим методом вместо "наблюдения" за номером фазы каждого занятого прибора "отслеживается" число приборов, занятых на каждой фазе обслуживания. Метод из [6, 7] позволяет значительно сократить размерность  $J_1$ . Для тех же параметров системы размерность матриц равна 272 и вычисляется следующим образом:  $J_2 = \tilde{W} \binom{c+M}{M}$ .

Примеры многолинейных систем с фазовым типом обслуживания, исследованные с применением этих методов, можно найти в работах [8, 9, 10].

## 2. ЧИСЛЕННЫЕ ЭКСПЕРИМЕНТЫ

С использованием инфраструктуры пакета прикладных программ "SIRIUS++" [11] была разработана программа, реализующая алгоритм вычисления стационарного распределения вероятностей и стационарных характеристик функционирования системы. Для иллюстрации работы программы приведем результаты двух численных экспериментов.

### Эксперимент 1.

Пусть число приборов  $s$  равно 9. Индивидуальная интенсивность  $\alpha$  повторных вызовов равна 111.

Кривая  $M$  на рисунках 1 – 2 соответствует модели СМО, когда в систему поступает стационарный пуассоновский поток с интенсивностью  $\lambda = 11.126$ .

Кривая  $M_x$  соответствует модели СМО, когда в систему поступает групповой стационарный пуассоновский поток, который определяется параметрами

$$D_0 = -5, D = 5, D_k = Dq^{k-1}(1 - q)/(1 - q^{k^*}), k = \overline{1, k^*}, q = 0.8, k^* = 4.$$

Средняя интенсивность  $\lambda$  поступления вызовов равна 11.126. Средняя интенсивность  $\lambda_b$  поступления группы вызовов равна 5.

Кривая  $BMAP$  соответствует модели СМО, когда в систему поступает групповой марковский входной поток, который определяется параметрами

$$D_0 = \begin{bmatrix} -13.33652 & 0.58866 & 0.61739 \\ 0.69276 & -2.4469 & 0.423 \\ 0.68235 & 0.41443 & -1.63565 \end{bmatrix}, D = \begin{bmatrix} 11.548588 & 0.363178 & 0.218704 \\ 0.3843 & 0.865978 & 0.080862 \\ 0.285213 & 0.04255 & 0.211111 \end{bmatrix},$$

$$D_k = Dq^{k-1}(1 - q)/(1 - q^{k^*}), k = \overline{1, k^*}, q = 0.8, k^* = 4.$$

Средняя интенсивность  $\lambda$  поступления вызовов равна 11.126. Средняя интенсивность  $\lambda_b$  поступления группы вызовов равна 5. Квадрат коэффициента вариации  $c_{var}$  интервала времени между поступлениями соседних групп вызовов равен 4. Коэффициент корреляции  $c_{cor}$  двух последовательных интервалов времени между прибытиями соседних групп вызовов равен 0.1.

Время обслуживания вызова на каждом приборе имеет распределение фазового типа, которое характеризуется неприводимым представлением  $(\beta, S)$ , где

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}, S = \begin{pmatrix} -24.724898 & 24.724898 \\ 0 & -24.724898 \end{pmatrix}.$$

Средняя интенсивность  $\mu$  обслуживания равна 12.362.

Рисунки 1 – 2 представляют зависимость среднего числа  $L_0$  вызовов на орбите и вероятности  $P_{hit}$  того, что произвольный вызов немедленно получит обслуживание после прибытия, от средней интенсивности поступления группы вызовов, коэффициента корреляции двух последовательных интервалов времени между прибытиями соседних групп вызовов и загрузки системы  $\rho$ , принимающей значения из множества  $\{0.1, 0.2, \dots, 0.8\}$ . Загрузка системы варьируется за счет изменения параметра  $S$ .

Очевидно, что средняя интенсивность поступления группы вызовов и коэффициент корреляции существенным образом влияют на характеристики системы. А предположение о том, что входной поток является стационарным пуассоновским, влечет за собой слишком оптимистичные прогнозы относительно значений вероятностно-временных характеристик системы.

### Эксперимент 2.

Целью данного эксперимента является сравнение времени работы программы, реализующей алгоритм вычисления стационарных характеристик системы, изложенный в [3, 4], и реализации того же алгоритма, предложенного в [5].

Численные результаты, приведенные ниже, были получены на ПЭВМ AMD Athlon™ 64 3700+, 2.21 ГГц, 2 ГБ ОЗУ, работающей под управлением ОС Microsoft Windows XP.

Пусть  $BMAP$ -поток определяется матрицами следующего вида:

$$D_0 = \begin{bmatrix} -7 & 0.000006 \\ 0.000005 & -0.3 \end{bmatrix}, \quad D = \begin{bmatrix} 6.8909925 & 0.1090015 \\ 0.2289013 & 0.0710937 \end{bmatrix},$$

$$D_k = Dq^{k-1}(1-q)/(1-q^k), \quad k = \overline{1, k^*}, \quad q = 0.8, \quad k^* = 3.$$

Средняя интенсивность  $\lambda$  поступления вызовов равна 8.963. Средняя интенсивность  $\lambda_b$  поступления группы вызовов равна 4.839. Квадрат коэффициента вариации  $c_{var}$  интервала времени между поступлениями соседних групп вызовов равен 10.343. Коэффициент корреляции  $c_{cor}$  двух последовательных интервалов времени между прибытиями соседних групп вызовов равен 0.1.

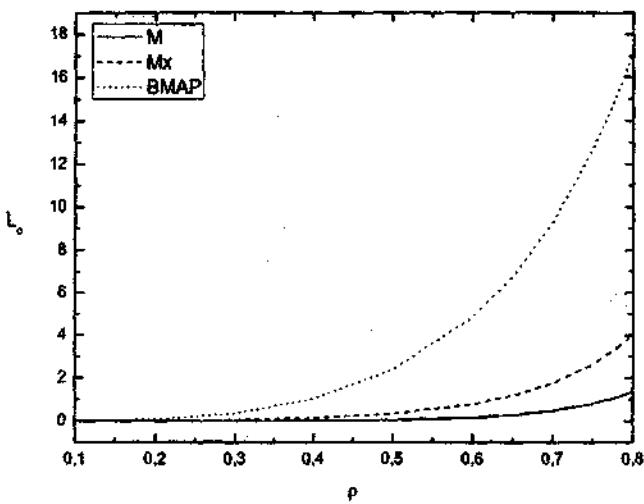


Рис. 1. Зависимость среднего числа  $L_0$  вызовов на орбите от загрузки системы  $\rho$

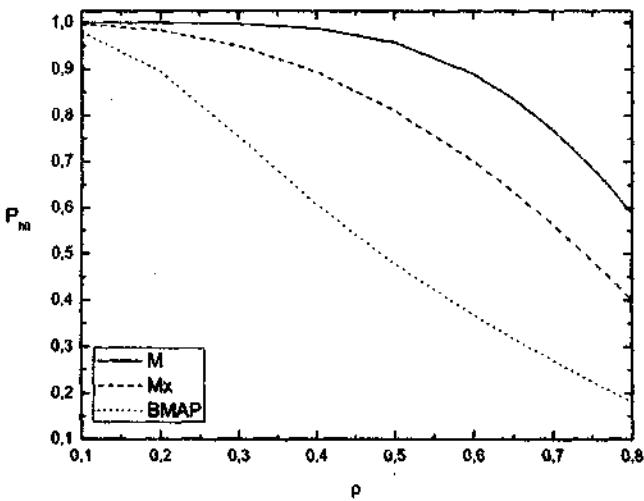


Рис. 2. Зависимость вероятности  $P_{hit}$  того, что произвольный вызов немедленно получит обслуживание после прибытия, от загрузки системы  $\rho$

Индивидуальная интенсивность  $\alpha$  повторных вызовов равна 90.

Время обслуживания вызова на каждом приборе имеет распределение фазового типа, которое характеризуется неприводимым представлением  $(\beta, S)$ , где

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}, S = \begin{pmatrix} -1.9918642 & 1.9918642 \\ 0 & -1.9918642 \end{pmatrix}.$$

Средняя интенсивность  $\mu$  обслуживания равна 0.996.

Число  $c$  приборов принимает значения из множества  $\{1, 2, \dots, 21\}$ . Загрузка системы остается постоянной (равной 0.3) за счет изменения параметра  $S$ .

Для расчета характеристик системы из [3, 4] при  $c = 7$  понадобилось 32 часа 17 минут. В то время как для системы из [5], время счета составило всего 3 минуты (см. Таблицу 1). Таким образом, метод из [6, 7] дает возможность проводить анализ систем с большим числом приборов.

*Таблица 1 Сравнение времени работы программ*

$c$	$J_2$	Time	$J_1$	Time
1	6	0h0m0s	6	0h0m0s
2	12	0h0m1s	14	0h0m2s
3	20	0h0m5s	30	0h0m14s
4	30	0h0m13s	62	0h2m9s
5	42	0h0m37s	126	0h19m13s
6	56	0h1m22s	254	2h46m52s
7	72	0h2m52s	510	32h16m26s
8	90	0h5m35s		
9	110	0h10m17s		
10	132	0h17m48s		
11	156	0h29m13s		
12	182	0h48m15s		
13	210	1h17m51s		
14	240	1h45m47s		
15	272	2h43m33s		
16	306	3h52m45s		
17	342	5h21m16s		
18	380	8h45m59s		
19	420	12h26m18s		
20	462	16h35m1s		
21	506	21h58m24s		

### 3. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе приведены результаты численных экспериментов для многолинейной системы с фазовым типом обслуживания и повторными вызовами, исследованной с применением альтернативного метода построения процесса, описывающего изменение состояний системы. Использование данного метода позволяет значительно сократить размерность матриц, участвующих в вычислениях векторов стационарных вероятностей, тем самым решая в некоторой степени проблему, связанную с переполнением

памяти ПЭВМ, не ориентированных на проведение значительных вычислительных работ.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Neuts M. Matrix-geometric solutions in stochastic models. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1981.
2. Lucantoni D. M. New results on the single server queue with a batch Markovian arrival process // Communications in Statistics-Stochastic Models. 1991. V. 7. P. 1–46.
3. Breuer L., Dudin A. N., Klimenok V. I. A retrial BMAP/PH/N system // Queueing Systems. 2002. V. 40. P. 433–457.
4. Breuer L., Klimenok V. I., Birukov A. A., Dudin A. N., Krieger U. Modeling the access to a wireless network at hot spots // European Transactions on Telecommunications. 2005. V. 16. P. 309–316.
5. Мушки В. В. Многолинейная система с фазовым типом обслуживания и повторными вызовами // Теория вероятностей, случайные процессы, математическая статистика и приложения: сб. науч. ст. Междунар. науч. конф., Минск, 15-17 сент. 2008 г. / редкол.: Н.Н. Труш (отв. ред.) [и др.]. – Минск: Изд. центр БГУ, 2008. С. 226–233.
6. Ramaswami V. Independent Markov process in parallel // Communications in Statistics-Stochastic Models. 1985. V. 1. № 3. P. 419–432.
7. Ramaswami V., Lucantoni D. M. Algorithm for the multi-server queue with phase-type service // Communications in Statistics-Stochastic Models. 1985. V. 1. № 3. P. 393–417.
8. Krieger U. R., Wagner D. Analysis and application of an MMPP/PH/n/m multi-server model // Performance of Distributed Systems and Integrated Communication Networks / Eds. T. Hasegawa, H. Takagi and Y. Takahashi. North-Holland: Elsevier Science Publisher B.V., 1992. – P. 323–342.
9. Орловский Д. С. Система обслуживания BMAP/PH/N/0 с рандомизированной стратегией принятия заявок // Труды 60-й научной сессии, посвященной Дню радио: В 2 т. (Москва 17-19 мая 2005 г.) / РНТОРЭС им. А.С. Попова. М., 2005. Т. 2. – С. 310–312.
10. Mushko V. V. Efficient implementation of algorithm for calculating the stationary distribution for  $M/PH/c$  system with addressed strategy of retrials // Proc. of 13-th Int. Conf. on Analytical and Stochastic Modelling Techniques and Applications (Bonn 28-31 May 2006) / Ed. Al-Begain K. Bonn, 2006. – P. 124–129.
11. Dudin A. N., Klimenok V. I., Tsarenkov G. V. Software "SIRIUS++" for performance evaluations of modern communication networks // Modelling and Simulation 2002: Proc. of the 16-th European Simulation Multiconference (Darmstadt 3-5 June 2002) / Eds. K. Amborski and H. Meuth. Netherlands: SCS, 2002. – P. 489–493.