

Вотякова Л. А., Дьогтєва І. О.

Математична модель одноканальної системи масового обслуговування із зростаючим надходженням вимоги

Вотякова Леся Андріївна, кандидат фізико-математичних наук, доцент

Дьогтєва Ірина Оксентіївна, аспірант

Вінницький державний педагогічний університет імені Михайла Коцюбинського, м. Вінниця, Україна

Анотація. В роботі представлена математична модель одноканальної системи масового обслуговування, для якої час надходження вимоги складається з двох етапів.

Ключові слова: система масового обслуговування, ланцюг Маркова, перехідні ймовірності, показниковий розподіл

Вимоги практики вже майже півстоліття висувають перед теорією масового обслуговування велике число постановок задач [1]. Кожна нова постановка має за мету побудову математичної моделі, яка б відображала істинний характер досліджуваних явищ. Найбільш ефективним у цьому плані виявився інструментарій, розроблений в теорії випадкових процесів і особливо марковських [2].

Процеси, у яких переходи визначаються вкладеним ланцюгом Маркова, а час перебування у кожному стані показниково розподілена випадкова величина, виявились придатними для описання функціонування найрізноманітніших систем [1-5].

Новизна запропонованої тут математичної моделі у характері вхідного потоку [3-4]. Якщо стандартний підхід передбачає, що вхідний потік є рекурентний, то в нашій роботі час надходження вимоги складається з часу підготовки вимоги і часу власне надходження (транспортування) її, причому тривалість кожного стану є показниково розподілена випадкова величина.

Зрозуміло, що за цих умов функціонування такої системи описується марковським процесом, а тому при знаходженні основних ймовірнісних характеристик були використані методи теорії марковських процесів.

Нехай на обслуговуючий пристрій надходить рекурентний потік вимог. Час надходження вимоги має функцію розподілу

$$F(t) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } t \leq 0, \\ 1 - \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\lambda_2 t} + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\lambda_1 t}, & \text{якщо } t > 0, \end{cases} \quad (1)$$

де $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$ ($\lambda_1 \neq \lambda_2$). Якщо вимога надходить в момент, коли обслуговуючий пристрій вільний, то вона негайно потрапляє на обслуговування і обслуговується час η із функцією розподілу

$$G(t) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } t \leq 0, \\ 1 - e^{-\mu t}, & \text{якщо } t > 0, \end{cases} \quad (2)$$

причому випадкова величина η не залежить від вхідного потоку. Якщо ж вимога надходить в момент, поки пристрій зайнятий, то вона втрачається.

Оскільки час надходження вимоги є сумою двох незалежних випадкових величин ξ_1 і ξ_2 , то будемо вважати, що ξ_1 – час підготовки вимоги до відправлення (має показниковий розподіл з параметром λ_1), ξ_2 – час надходження вимоги (має показниковий розподіл з параметром λ_2). У зв'язку з цим функціону-

вання системи можна описати у такий спосіб. Система може перебувати у станах:

e_1 – система вільна, йде підготовка до відправлення вимоги, перебуває у цьому стані час ξ_2 і переходить із ймовірністю одиниця в другий стан;

e_2 – система вільна, вимога обслуговується, перебуває у цьому стані час $\min(\xi_1, \eta)$ (вважаємо, що відправник дістає інформацію про прибуття вимоги і починає готувати наступну) і переходить в стан e_1 з ймовірністю

$$p_{31} = P(\eta < \xi_1) = \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \quad (3)$$

або у стан e_4 з ймовірністю

$$p_{34} = P(\xi_1 < \eta) = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \mu}; \quad (4)$$

e_4 – вимога продовжує обслуговуватись, перебуває у цьому стані час $\min(\xi_2, \eta)$ і переходить у стан e_2 з ймовірністю

$$p_{42} = P(\eta < \xi_2) = \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} \quad (5)$$

або у стан e_3 з ймовірністю

$$p_{43} = P(\xi_2 < \eta) = \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu}. \quad (6)$$

Час перебування системи у станах e_1, e_2, e_3, e_4 має показниковий розподіл відповідно з параметрами $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_1 + \mu, \lambda_2 + \mu$.

Таким чином, функціонування досліджуваної системи масового обслуговування описується марковським процесом $\xi(t)$, множиною станів якого є множина $\{e_1, e_2, e_3, e_4\}$, граф його можливих переходів має вигляд

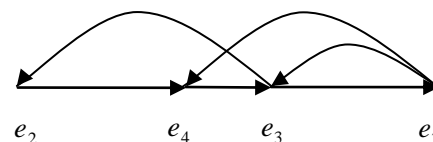


Рис. 1

Той факт, що в момент часу t процес перебуває у стані e_i ($i = \overline{1,4}$) будемо записувати так: $\xi(t) = i$, зокрема згідно з нашим припущенням $\xi(0) = 1$. Переходи здійснюються згідно з вкладеним ланцюгом Маркова, який задається такою матрицею:

$$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} & 0 & 0 & \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \mu} \\ 0 & \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} & \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu} & 0 \end{pmatrix}. \quad (7)$$

Основними характеристиками процесу $\xi(t)$ є ймовірності того, що процес у момент часу t знаходиться у стані e_j за умови, що у початковий момент він знаходиться у стані e_i . Позначимо їх

$$P_{ij}(t) = P(\xi(t) = j | \xi(0) = i).$$

Скориставшись формулою повної ймовірності, складемо систему функціональних рівнянь

$$\begin{aligned} P_{11}(t + \Delta t) &= P_{11}(t)P(\xi_1 > \Delta t) + P_{13}(t)P(\eta < \Delta t)P(\xi_1 > \Delta t) + o(\Delta t), \\ P_{12}(t + \Delta t) &= P_{11}(t)P(\xi_1 < \Delta t) + P_{12}(t)P(\xi_2 > \Delta t) + P_{14}(t)P(\eta < \Delta t)P(\xi_2 > \Delta t) + o(\Delta t), \\ P_{13}(t + \Delta t) &= P_{12}(t)P(\xi_2 < \Delta t) + P_{13}(t)P(\eta > \Delta t)P(\xi_1 > \Delta t) + P_{14}(t)P(\eta > \Delta t)P(\xi_2 < \Delta t) + o(\Delta t), \\ P_{14}(t + \Delta t) &= P_{13}(t)P(\eta > \Delta t)P(\xi_1 < \Delta t) + P_{14}(t)P(\eta < \Delta t)P(\xi_2 < \Delta t) + o(\Delta t). \end{aligned} \quad (8)$$

Звідки дістанемо систему лінійних диференціальних рівнянь:

$$\begin{cases} P_{11}'(t) = -\lambda_1 P_{11}(t) + \mu P_{13}(t), \\ P_{12}'(t) = \lambda_1 P_{11}(t) - \lambda_2 P_{12}(t) + \mu P_{14}(t), \\ P_{13}'(t) = \lambda_2 P_{12}(t) - (\lambda_1 + \mu) P_{13}(t) + \lambda_2 P_{14}(t), \\ P_{14}'(t) = \lambda_1 P_{13}(t) - (\lambda_2 + \mu) P_{14}(t). \end{cases} \quad (9)$$

Її характеристичне рівняння:

$$\begin{vmatrix} x + \lambda_1 & 0 & -\mu & 0 \\ -\lambda_1 & x + \lambda_2 & 0 & -\mu \\ 0 & -\lambda_2 & x + \lambda_2 + \mu & -\lambda_2 \\ 0 & 0 & -\lambda_1 & x + \lambda_2 + \mu \end{vmatrix} = x^4 + 2(\lambda_1 + \lambda_2 + \mu)x^3 +$$

$$+ ((\lambda_1 + \lambda_2 + \mu)^2 + \lambda_1 \lambda_2 + \lambda_1 \mu + \lambda_2 \mu)x^2 + (\lambda_1^2 \lambda_2 + \lambda_1 \lambda_2^2 + 3\lambda_1 \lambda_2 \mu + \lambda_1^2 \mu + \lambda_1 \mu^2 + \lambda_2 \mu^2)x = 0.$$

Очевидно, що $x_1 = 0$, $x_2 = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \mu)$ – корені цього рівняння. Ще два корені рівняння дістанемо з рівняння $x^2 + (\lambda_1 + \lambda_2 + \mu)x + \lambda_1 \lambda_2 + \lambda_1 \mu + \lambda_2 \mu = 0$,

$$\text{тобто } x_{3,4} = \frac{1}{2}(-(\lambda_1 + \lambda_2 + \mu) \pm \sqrt{\lambda_1^2 + \lambda_2^2 + \mu^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 - 2\lambda_1 \mu - 2\lambda_2 \mu}).$$

Тоді загальний розв'язок системи (9) подається у вигляді:

$$\begin{aligned} P_{11}(t) &= c_{11} + c_{12}e^{x_2 t} + c_{13}e^{x_3 t} + c_{14}e^{x_4 t}, \\ P_{12}(t) &= c_{21} + c_{22}e^{x_2 t} + c_{23}e^{x_3 t} + c_{24}e^{x_4 t}, \\ P_{13}(t) &= c_{31} + c_{32}e^{x_2 t} + c_{33}e^{x_3 t} + c_{34}e^{x_4 t}, \\ P_{14}(t) &= c_{41} + c_{42}e^{x_2 t} + c_{43}e^{x_3 t} + c_{44}e^{x_4 t}. \end{aligned} \quad (10)$$

Оскільки $\text{Re } x_k < 0$ для $k = 2, 3, 4$, то існують границі $\lim_{t \rightarrow +\infty} P_{1k}(t) = c_{k1}$ ($k = 1, 4$), які позначимо відповідно $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$ (стаціонарні ймовірності).

Стаціонарні характеристики π_k ($k = 1, 4$) можна знайти за формулами:

$$\pi_k = \frac{p_k m_k}{p_1 m_1 + p_2 m_2 + p_3 m_3 + p_4 m_4}, \quad (11)$$

де p_1, p_2, p_3, p_4 – стаціонарні ймовірності вкладеного ланцюга Маркова, що задається матрицею (7),

$m_1 = \frac{1}{\lambda_1}, m_2 = \frac{1}{\lambda_2}, m_3 = \frac{1}{\lambda_3}, m_4 = \frac{1}{\lambda_4}$ – середній час, який процес $\xi(t)$ проводить відповідно у станах e_1, e_2, e_3, e_4 . Стаціонарні ймовірності вкладеного ланцюга Маркова є розв'язок системи:

$$\begin{cases} p_1 = p_3 \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu}, \\ p_2 = p_1 + p_4 \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu}, \\ p_3 = p_2 + p_4 \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu}, \\ p_4 = p_3 \frac{\lambda}{\lambda_1 + \mu}, \\ p_1 + p_2 + p_3 + p_4 = 1, \end{cases} \quad (12)$$

яку розв'яжемо графо-аналітичним методом [6].

За графом переходів вкладеного ланцюга Маркова побудуємо нижні решітки кожної вершини і для них знайдемо індекси:

для першої вершини

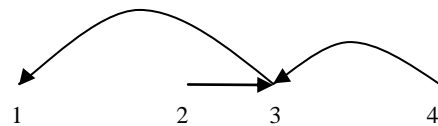


Рис. 2

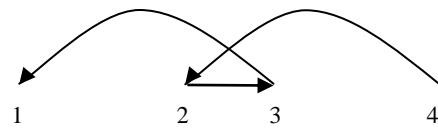


Рис. 3

$$I_1 = \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \cdot \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \cdot \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} = \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu}, \quad (13)$$

для другої вершини

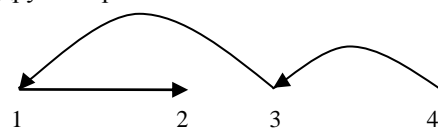


Рис. 4

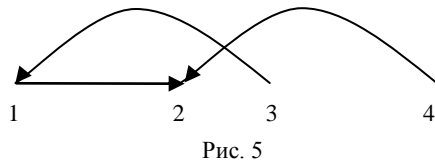


Рис. 5

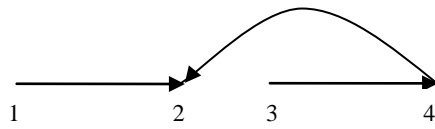


Рис. 6

$$I_2 = \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \cdot \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \cdot \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} \cdot \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \mu} = \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} \cdot \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu}$$

для третьей вершины

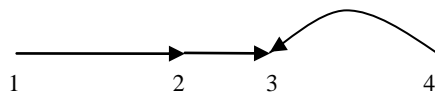


Рис. 7

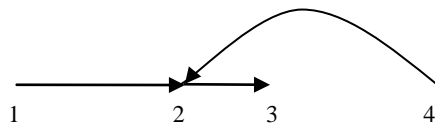


Рис. 8

$$I_3 = \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} = 1,$$

для четвертой вершины

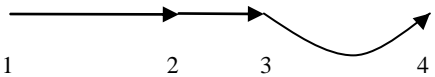


Рис. 9

$$I_4 = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \mu}.$$

Тоді $p_k = \frac{I_k}{I}$, де

$$I = I_1 + I_2 + I_3 + I_4 = 2 + \frac{\mu}{\lambda_2 + \mu} + \frac{\mu}{\lambda_1 + \mu} + \frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \mu},$$

точніше

$$\begin{aligned} p_1 &= \frac{\lambda_2 \mu + \mu^2}{2\lambda_1 \lambda_2 + 3\lambda_1 \mu + 3\lambda_2 \mu + 3\mu^2}, \\ p_2 &= \frac{\lambda_1 \mu + \mu^2 + \lambda_2 \mu}{2\lambda_1 \lambda_2 + 3\lambda_1 \mu + 3\lambda_2 \mu + 3\mu^2}, \\ p_3 &= \frac{\lambda_1 \lambda_2 + \lambda_1 \mu + \mu^2 + \lambda_2 \mu}{2\lambda_1 \lambda_2 + 3\lambda_1 \mu + 3\lambda_2 \mu + 3\mu^2}, \\ p_4 &= \frac{\lambda_1 \lambda_2 + \lambda_1 \mu}{2\lambda_1 \lambda_2 + 3\lambda_1 \mu + 3\lambda_2 \mu + 3\mu^2}. \end{aligned} \quad (18)$$

Скориставшись формулою (11), маємо

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \frac{1}{\Lambda} (\lambda_2^2 \mu + \lambda_2 \mu^2), \\ \pi_2 &= \frac{1}{\Lambda} (\lambda_1^2 \mu + \lambda_1 \mu^2 + \lambda_1 \lambda_2 \mu), \\ \pi_3 &= \frac{1}{\Lambda} (\lambda_1 \lambda_2^2 + \lambda_1 \lambda_2 \mu), \pi_4 = \frac{1}{\Lambda} \lambda_1^2 \lambda_2, \end{aligned} \quad (19)$$

де

$$\Lambda = \lambda_1^2 \lambda_2 + \lambda_1 \lambda_2^2 + 2\lambda_1 \lambda_2 \mu + \lambda_1 \mu^2 + \lambda_1^2 \mu + \lambda_2^2 \mu + \lambda_2 \mu^2.$$

Нарешті, врахувавши, що

$$\begin{aligned} P_{11}(0) &= 1, P_{12}(0) = P_{13}(0) = P_{14}(0) = 0, P_{11}'(0) = -\lambda_1, \\ P_{12}'(0) &= \lambda_1, P_{13}'(0) = P_{14}'(0) = 0, P_{11}''(0) = \lambda_1^2, \\ P_{12}''(0) &= -\lambda_1^2 - \lambda_1 \lambda_2, P_{13}''(0) = \lambda_1 \lambda_2, P_{14}''(0) = 0, \end{aligned}$$

маємо чотири системи для визначення

$$c_{ik} (i = 1, 4, k = 2, 3, 4)$$

$$\begin{cases} c_{12} + c_{13} + c_{14} = 1 - \pi_1, \\ x_2 c_{12} + x_3 c_{13} + x_4 c_{14} = -\lambda_1, \\ x_2^2 c_{12} + x_3^2 c_{13} + x_4^2 c_{14} = \lambda_1^2, \end{cases} \quad (20)$$

$$\begin{cases} c_{22} + c_{23} + c_{24} = -\pi_2, \\ x_2 c_{22} + x_3 c_{23} + x_4 c_{24} = \lambda_1, \\ x_2^2 c_{22} + x_3^2 c_{23} + x_4^2 c_{24} = -\lambda_1^2, \end{cases} \quad (21)$$

$$\begin{cases} c_{32} + c_{33} + c_{34} = -\pi_3, \\ x_2 c_{32} + x_3 c_{33} + x_4 c_{34} = 0, \\ x_2^2 c_{32} + x_3^2 c_{33} + x_4^2 c_{34} = 0, \end{cases} \quad (22)$$

$$\begin{cases} c_{42} + c_{43} + c_{44} = -\pi_4, \\ x_2 c_{42} + x_3 c_{43} + x_4 c_{44} = 0, \\ x_2^2 c_{42} + x_3^2 c_{43} + x_4^2 c_{44} = \lambda_1 \lambda_2. \end{cases} \quad (23)$$

Таким чином, побудовані перехідні ймовірнісні характеристики, які повністю описують функціонування одноканальної системи з двоетапним надходженням вимоги.

ЛІТЕРАТУРА (REFERENCES TRANSLATED AND TRANSLITERATED)

1. Гнеденко Б.В., Коваленко И. Н. Введения в теорию массового обслуживания. – М.: Наука, 1966. – 431с.
 Gnedenko B.V., Kovalenko I. N. Vvedeniya v teoriyu massovogo obsluzhivaniya [Introduction to queuing theory]. – М.: Nauka, 1966. – 431 s.
 2. Боровков А.А. Вероятностные методы в теории массового обслуживания. – М.: Наука, 1972. – 368с.
 Borovkov A.A. Veroyatnostnyye metody v teorii massovogo obsluzhivaniya [Probabilistic methods in queuing theory]. – М.: Nauka, 1972. – 368 s.
 3. Породников В.Д., Шаташвили А.Д. Об одной системе с изменяющимся входным потоком и групповым обслуживани-

ем // Тез. докл. XXI школы-коллоквиум по т. в. и м. ст.: Тбилиси, 1987. – с.37.
 Porodnikov V.D., Shatashvili A.D. Ob odnoy sisteme s izmenyayushchimsya vkhodnym potokom i gruppovym obsluzhivaniyem [About one of a system with a variable input stream and group maintenance] // Tez. dokl. XXI shkoly-kollokvium po t. v. i m. st.: Tbilisi, 1987. – s. 37.
 4. Породников В.Д., Шаташвили А.Д. Исследование систем массового обслуживания с переключаемым режимом работы, зависящий от длины очереди // В кн. Эргодическая теория марковских процессов. Всесоюзная школа-семинар, т. докладов Кедвел, 1987. – с. 44-45.

Porodnikov V.D., Shatashvili A.D. Issledovaniye sistem massovogo obsluzhivaniya s pereklyuchayemym rezhimom raboty, zavislyashchiy ot dliny ocheredi [A study of queuing systems with switched-mode, depending on the length of the queue] // V kn. Ergodicheskaya teoriya markovskikh protsessov. Vsesoyuznaya shkola-seminar, t. dokladov Kedvel, 1987. – s. 44-45.

5. Philippe Nain Basic elements of queuing theory. Application to the Modelling of Computer Systems. The University of Massachusetts, 1998. – 110 p.

6. Вотякова Л.А. Напівгрупи напівстохастичних матриць та їх застосування. Канд. дис. – К.: 2004. – 148.

Votyakova L.A. Napivhrupy napivstokhastichnykh matryts ta yikh zastosuvannya [Semigroups half of stochastic matrices and their applications]. Kand. dys. – K.: 2004. – 148.

Votiakova L.A., Dohtieva I.O.

A mathematical model of a single-channel queuing system with increasing intake of applications

Abstract. Mathematical model of queuing system with the receipt of requests consisting of two stages is constructed.

Keywords: queuing system, Markov chain, transition probabilities, exponent distribution

Вотякова Л.А., Дёгтева І.А.

Математическая модель одноканальной системы массового обслуживания с возрастающим поступлением заявок

Аннотация. В работе представлена математическая модель одноканальной системы массового обслуживания, для которой время поступления требования состоит из двух этапов.

Ключевые слова: система массового обслуживания, цепь Маркова, переходные вероятности, показательное распределение