

УДК 519.21

*Ф. Д. Коришков*

### **СТАЦИОНАРНЫЙ РЕЖИМ ОДНОКАНАЛЬНОЙ СМО С ОТКАЗАМИ**

Для одноканальной системы массового обслуживания (СМО) с ординарным пуассоновским входящим потоком и показательным обслуживанием (СМО типа  $M| M| 1| 0$ ) известны вероятности состояний в стационарном режиме [1,2].

В данной работе получены вероятности состояний в стационарном режиме для одноканальной СМО с рекуррентным входящим потоком и рекуррентным обслуживанием (СМО типа  $G| G| 1| 0$ ).

Для нахождения функции восстановления  $H(t)$  использованы определения и формулы, приведенные в [3,4]. Нахождение  $H(t)$  для произвольных рекуррентных потоков трудная задача. Приведены примеры вычисления стационарных вероятностей состояний для некоторых СМО с эрланговским входящим потоком второго порядка и эрланговским обслужива-

нием произвольного порядка.

Пусть

$A(t)$  – ф. р. (функция распределения) длительности промежутка между заявками входящего потока интенсивности  $\lambda$ ;

$B(t)$  – ф. р. длительности обслуживания интенсивности  $\mu$ ;

$b(t)$  – плотность распределения длительности обслуживания;

$\rho = \lambda / \mu$  – нагрузка СМО (допускается  $\rho > 1$ );

$p_0, p_1$  – соответственно вероятности состояний СМО, когда в ней нет заявок или одна заявка на обслуживании;

$p_k(t)$  – вероятность поступления  $k$  заявок за промежуток времени  $t$ ;

$P(z, t)$  – производящая функция числа поступлений заявок за промежуток времени  $t$  в рекуррентном потоке, определяемом ф.р.  $A(t)$ ;

$\sum_k p_k(t) = P^{\square}_z(z, t)|_{z=1} = H(t)$  – среднее число заявок, поступивших за промежуток времени  $t$ .

Найдем среднее число заявок, получивших отказ, пока не закончилось обслуживание заявки. Разобьем большой промежуток времени  $(0, T)$  на  $n$  частей точками  $t_1, t_2, t_3, \dots$

$H(t_k) (B(t_{k+1}) - B(t_k)) = H(t_k) \Delta B(t_k)$  – среднее число заявок, получивших отказ за промежуток времени  $t$ , если обслуживание не закончилось за промежуток времени  $(0, t)$ .

При  $T \rightarrow \infty$  получаем среднее число заявок, получивших отказ, пока не закончилось обслуживание заявки.

Суммируя по всем  $k$  при  $\Delta t_k = (t_{k+1} - t_k) \rightarrow 0$ , получаем среднее число заявок, получивших отказ за промежуток времени  $(0, T)$ , если не закончилось обслуживание заявки:

$$\int_0^{\infty} H(t) dB(t) = \int_0^{\infty} H(t) b(t) dt.$$

$$\int_0^T H(t) dB(t).$$

Тогда вероятность отказа (числитель – среднее число заявок, получивших отказ, пока одна заявка находилась на обслуживании, знаменатель – сумма среднего числа заявок, получивших отказ, и заявок, находящейся на обслуживании).

$$P_{\text{отк}} = \frac{\int_0^{\infty} H(t) dB(t)}{1 + \int_0^{\infty} H(t) dB(t)}.$$

Найдем  $p_1$ .

$\lambda T$  – число заявок, поступивших за длительный промежуток времени  $(0, T)$ ;

$\lambda T (1 - p_{\text{отк}})$  – среднее число обслуженных заявок за время  $(0, T)$ ;

$\lambda T (1 - p_{\text{отк}}) \cdot (1/\mu)$  – среднее время, затраченное на обслуживание этих заявок.

Разделив последнее выражение на  $T$ , получаем

$$p_1 = \rho (1 - p_{\text{отк}}); \quad p_0 = 1 - p_1.$$

*Примеры.* Система  $E_2|E_2|1|0$ .

$A(t) = 1 - e^{-\lambda t} - \lambda t e^{-\lambda t}$  – ф.р. эрланговского потока второго порядка интенсивности  $\lambda/2$ ;

$b(t) = 1 - e^{-\mu t} - \mu t e^{-\mu t}$  – ф.р. эрланговского обслуживания второго порядка интенсивности  $\mu/2$ ;

$\rho = (\lambda / \mu)$  – нагрузка системы;

$H(t) = (\lambda t / 2) + (e^{-2\lambda t}) / 4 - 1 / 4$  – среднее число заявок, поступивших за промежуток времени  $(0, t)$  в эрланговском потоке второго порядка.

Среднее число заявок, получивших отказ, пока не закончилось

Обслуживание, равно

$$\int_0^{\infty} H(t)dB(t) = \int_0^{\infty} \left( \frac{\lambda t}{2} + \frac{1}{4} e^{-2\lambda t} - \frac{1}{4} \right) \mu^2 t e^{-\mu t} dt = \frac{\lambda \mu^2}{2} \cdot \frac{2}{\mu^3} + \frac{\mu^2}{4} \cdot \frac{1}{(2\lambda + \mu)^2} - \frac{\mu^2}{4} \cdot \frac{1}{\mu^2} =$$

$$= \rho + \frac{1}{4(2\rho + 1)^2} - \frac{1}{4} = \frac{\rho^2(4\rho + 3)}{(2\rho + 1)^2};$$

$$P_{\text{отк}} = \frac{\rho + \frac{1}{4(2\rho + 1)^2} - \frac{1}{4}}{1 + \rho + \frac{1}{4(2\rho + 1)^2} - \frac{1}{4}} = \frac{4\rho + (2\rho + 1)^{-2} - 1}{4\rho + (2\rho + 1)^{-2} + 3} = \frac{\rho^2(4\rho + 3)}{4\rho^3 + 7\rho^2 + 4\rho + 1}.$$

Тогда

$$P_1 = \frac{4\rho}{4\rho + (2\rho + 1)^{-2} + 3} = \frac{4\rho^3 + 4\rho^2 + \rho}{4\rho^3 + 7\rho^2 + 4\rho + 1};$$

$$P_0 = \frac{(2\rho + 1)^{-1} + 3}{4\rho + (2\rho + 1)^{-2} + 3} = \frac{3\rho^2 + 3\rho + 1}{4\rho^3 + 7\rho^2 + 4\rho + 1}.$$

Система  $E_2\{E_k|1\}0$ .

$b(t) = (\mu^k t^{k-1} \cdot e^{-\mu t}) / (k-1)!$  - плотность распределения эрланговского обслуживания  $k$ -го порядка интенсивности  $\mu/k$

$\rho = (k\lambda / 2\mu)$  - загрузка системы.

Среднее число заявок, получивших отказ, пока не закончилось обслуживание, равно

$$\int_0^{\infty} \left( \frac{\lambda t}{2} + \frac{1}{4} e^{-2\lambda t} - \frac{1}{4} \right) \frac{\mu(\mu t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\mu t} dt = \rho + \frac{1}{4 \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^k} - \frac{1}{4};$$

$$P_{\text{отк}} = \frac{4\rho \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^k + 1 - \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^k}{4\rho \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^k + 1 + 3 \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^k}.$$

$$\text{Тогда } P_1 = \frac{4\rho}{4\rho + \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^{-k} + 3}; \quad P_0 = \frac{\left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^{-k} + 3}{4\rho + \left( \frac{4\rho}{k} + 1 \right)^{-k} + 3}.$$

#### Литература

1. Гнеденко Б.В., Коваленко И.Н. Введение в теорию массового обслуживания. - М.: Наука, 1987. - 338 с.
2. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания. - М.: Машиностроение, 1979. - 432 с.
3. Коваленко И.Н., Сарманов О.В. Краткий курс теории случайных процессов. - Киев: Вища шк., 1978. - 264 с.
4. Риордан Дж. Вероятностные системы обслуживания. - М.: Связь, 1966. - 184 с.

#### Summary

Stationary state probabilities of the loss single serve model are calculated.