

УДК 519.21

И.Я. УСАР, Е.А. ЛЕБЕДЕВ

СИСТЕМЫ С ПОВТОРНЫМИ ВЫЗОВАМИ И ПЕРЕМЕННОЙ ИНТЕНСИВНОСТЬЮ ВХОДЯЩЕГО ПОТОКА

Ключевые слова: *система с повторными вызовами, стационарный режим, пороговая стратегия, оптимизация.*

Результаты для систем с повторными вызовами представляют один из важных разделов теории массового обслуживания [1]. Подробный обзор соответствующих результатов можно найти в [2, 3]. Системы с повторными вызовами широко используются в качестве математической модели для реальных систем в экономике, практике проектирования компьютерных сетей, современных системах мобильной связи, для описания посадки воздушных судов и др. [4–6], что объясняет интенсивное развитие за последние десятилетия теории этих систем.

Характерная особенность рассматриваемых систем заключается в том, что в случае занятости всех приборов прибывшие требования попадают на виртуальную орбиту и потом снова через случайный промежуток времени повторяют по-

© И.Я. Усар, Е.А. Лебедев, 2013

пытку получить обслуживание. Отметим, что в рамках моделей систем с повторными вызовами можно ставить и решать задачи оптимального выбора параметров системы, чему и посвящена настоящая статья. В ней рассмотрена система обслуживания с повторными вызовами типа $M_Q / M / m / \infty$, в которой интенсивность входящего потока λ_j зависит от j — количества источников повторных вызовов. Время обслуживания на каждом из m приборов показательное с параметром μ . Если все приборы заняты, то требование переходит на орбиту и повторяет попытку получить обслуживание через случайное время, которое имеет показательное распределение с параметром ν . Интенсивности обслуживания и повторных вызовов являются постоянными. Символ ∞ в кодировке системы обозначает емкость орбиты.

Для поиска стационарного распределения процесса обслуживания в системе $M_Q / M / m / \infty$ предложен подход, состоящий из двух этапов: на первом находят явные формулы стационарного распределения в векторно-матричной форме для конечной орбиты, на втором — стационарные вероятности для бесконечной орбиты аппроксимируются вероятностями, полученными на первом этапе.

МАРКОВСКАЯ МОДЕЛЬ ПРОЦЕССА ОБСЛУЖИВАНИЯ И ПОСТАНОВКА ОПТИМИЗАЦИОННОЙ ЗАДАЧИ

В качестве модели процесса обслуживания рассмотрим двухмерную цепь Маркова $Q(t) = (Q_1(t), Q_2(t))$ с непрерывным временем в фазовом пространстве $S = I \times J$, $I = \{0, 1, \dots, m\}$, $J = \{0, 1, \dots\}$, где $Q_1(t)$, $Q_2(t)$ — количество занятых приборов и источников повторных вызовов соответственно. Инфинитезимальные характеристики $q_{(i,j)(i',j')}$ цепи $Q(t)$ заданы следующими соотношениями: — если $i = 0, 1, \dots, m-1$, $j \in J$, то

$$q_{(i,j)(i',j')} = \begin{cases} \lambda_j & \text{при } (i', j') = (i+1, j), \\ i\mu & \text{при } (i', j') = (i-1, j), \\ j\nu & \text{при } (i', j') = (i+1, j-1), \\ -(\lambda_j + i\mu + j\nu) & \text{при } (i', j') = (i, j), \\ 0 & \text{в остальных случаях;} \end{cases} \quad (1)$$

— если $i = m$, $j \in J$, то

$$q_{(m,j)(i',j')} = \begin{cases} \lambda_j & \text{при } (i', j') = (m, j+1), \\ m\mu & \text{при } (i', j') = (m-1, j), \\ -(\lambda_j + m\mu) & \text{при } (i', j') = (m, j), \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (2)$$

Выясним условия существования стационарного режима для процесса $Q(t)$.

Лемма 1. Пусть $\lambda = \limsup_j \lambda_j < \infty$. Тогда при $\frac{\lambda}{m\mu} < 1$ цепь $Q(t)$ эргодическая и ее предельное распределение совпадает с единственным стационарным.

Доказательство. В качестве тест-функций Ляпунова рассмотрим функции вида

$$\varphi(i, j) = ai + j, \quad (i, j) \in S. \quad (3)$$

Для указанных тест-функций средний перенос

$$y_{ij} = \sum_{(i',j') \neq (i,j)} q_{(i,j)(i',j')} (\varphi(i', j') - \varphi(i, j))$$

составит

$$y_{ij} = \begin{cases} \lambda_j a - i\mu a + j\nu(a-1), & 0 \leq i \leq m-1, \\ \lambda_j - m\mu a, & i = m. \end{cases}$$

При $\frac{\lambda}{m\mu} < 1$ для любого $a \in \left(\frac{\lambda}{m\mu}, 1\right)$ существует такое $\varepsilon > 0$, что $y_{ij} < -\varepsilon$ для

всех $(i, j) \in S$ за исключением конечного числа состояний $(i, j) \in S$. Таким образом, для тест-функций (3) выполняются условия теоремы Твиди из [2].

Лемма доказана.

Переменный характер интенсивности входящего потока в моделях типа $M_Q / M / m / \infty$ дает возможность ставить и решать для них различные оптимизационные задачи. Рассмотрим класс пороговых стратегий, которые задаются числами $0 = H_0 \leq H_1 \leq \dots \leq H_{N-1} < H_N = \infty$, $H' = (H_1, H_2, \dots, H_{N-1})$, где N — фиксированное число. Если в момент времени $t \geq 0$ количество источников повторных вызовов $Q_2(t) \in [H_{i-1}, H_i)$, $i = 1, \dots, N$, то будем говорить, что система с повторными вызовами функционирует в i -м режиме и интенсивность входящего потока равна h_i . Другие параметры от режима не зависят. Выбор пороговой стратегии означает фиксацию зависимости λ_j от числа источников повторных вызовов: $\lambda_j = h_i$, $j \in [H_{i-1}, H_i)$, $i = 1, \dots, N$. Индекс H , $Q(t) = Q(t, H)$, ..., присвоим соответствующему процессу обслуживания и его характеристикам.

Пусть $S_1(t, H)$ — количество вызовов, обслуживание которых завершено в системе за время t ; $S_2(t, H)$ — количество первичных вызовов, которые получили отказ в обслуживании и стали повторными; $S_3(t, H)$ — количество переключений интенсивности входящего потока. Если существуют пределы $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H)$, то обозначим их $S_i(H)$, $i = 1, 2, 3$.

Рассмотрим оптимизационную задачу

$$W(H) = C_1 S_1(H) - C_2 S_2(H) - C_3 S_3(H) \rightarrow \max, \quad (4)$$

$$0 = H_0 \leq H_1 \leq \dots \leq H_{N-1} < H_N = \infty, \quad H_i \in \{0, 1, \dots\}, \quad i = 1, 2, \dots, N-1,$$

где C_1 — прибыль, связанная с обслуживанием одного вызова; C_2 — штраф за отказ в обслуживании первичного вызова и перевод его на орбиту; C_3 — штраф за переключение интенсивности входящего потока.

Решением задачи (4) является такая пороговая стратегия H , которая максимизирует средний доход от работы системы. Подобные оптимизационные задачи для одноканальных систем с повторными вызовами рассмотрены в [7, 8].

В условиях существования стационарного режима (условия леммы 1) предельные функционалы $S_i(H)$, $i = 1, 2, 3$, тоже существуют и их можно выписать, подставив стационарные вероятности π_{ij} , $(i, j) \in I \times J$:

$$S_1(H) = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=1}^m i \mu \pi_{ij}(H), \quad S_2(H) = \sum_{i=1}^N h_i \sum_{j=H_{i-1}}^{H_i-1} \pi_{mj}(H),$$

$$S_3(H) = \sum_{i=1}^{N-1} \left(h_i \pi_{mH_{i-1}}(H) + \nu H_i \sum_{k=0}^{m-1} \pi_{kH_i} \right).$$

Таким образом, для решения оптимизационной задачи необходимы эффективные алгоритмы расчета стационарного распределения для системы типа $M_Q / M / m / \infty$.

СТАЦИОНАРНЫЕ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ СИСТЕМЫ С КОНЕЧНОЙ ОРБИТОЙ

Система с повторными вызовами и конечной орбитой имеет ограничение N на максимально возможное количество источников повторных вызовов. Инфинитези-

мальные характеристики $q_{(i,j)(i',j')}^{(N)}$ для процесса обслуживания $Q^{(N)}(t) = (Q_1^{(N)}(t), Q_2^{(N)}(t))$ совпадают с (1) при $i=0, 1, \dots, m-1$ и $j=0, 1, \dots, N$, а также с (2) при $i=m$ и $j=0, 1, \dots, N-1$.

Если $i=m$ и $j=N$, то

$$q_{(m,N)(i',j')}^{(N)} = \begin{cases} m\mu & \text{при } (i', j') = (m-1, N), \\ -m\mu & \text{при } (i', j') = (m, N), \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Цепь Маркова $Q^{(N)}(t)$ принимает значение в конечном множестве состояний $S^{(N)} = I \times J^{(N)}$, $J^{(N)} = \{0, 1, \dots, N\}$, и является эргодической. Обозначим ее стационарное распределение $\pi_{ij}^{(N)}$, $(i, j) \in S^{(N)}$.

Поскольку интенсивность входящего потока зависит от количества повторных вызовов, для поиска стационарных вероятностей невозможно использование производящих функций. В рассматриваемом случае на основании теоремы о равенстве потоков вероятностей через границу замкнутого контура в стационарном режиме преобразуем систему уравнений Колмогорова к виду, который позволит выписать стационарные вероятности в явном векторно-матричном виде.

Чтобы сформулировать основной результат, введем обозначения. Пусть $A(j)$, $j=0, 1, \dots, N-1$, — трехдиагональная матрица вида

$$A(j) = \begin{pmatrix} a_0^{(0)} & a_0^{(+)} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ a_1^{(-)} & a_1^{(0)} & a_1^{(+)} & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_2^{(-)} & a_2^{(0)} & a_2^{(+)} & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & a_{m-2}^{(-)} & a_{m-2}^{(0)} & a_{m-2}^{(+)} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & a_{m-1}^{(-)} & a_{m-1}^{(0)} \end{pmatrix},$$

где $a_i^{(0)} = \lambda_j + i\mu + j\nu$, $i=0, 1, \dots, m-1$; $a_i^{(+)} = -\lambda_j$, $i=0, 1, \dots, m-2$; $a_i^{(-)} = -i\mu$, $i=1, 2, \dots, m-1$;

$$B = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}, \quad C = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

являются матрицами размерности $(m \times m)$.

Обозначим треугольную матрицу

$$D(N) = \begin{pmatrix} \mu & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -(N\nu + \lambda_N) & 2\mu & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -N\nu & -(N\nu + \lambda_N) & 3\mu & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -N\nu & -N\nu & -N\nu & \dots & -(N\nu + \lambda_N) & (m-1)\mu \end{pmatrix},$$

а также векторы

$$\pi^{(N)}(j) = (\pi_{0j}^{(N)}, \pi_{1j}^{(N)}, \dots, \pi_{m-1j}^{(N)}),$$

$$G^{(N)}(j) = \frac{\pi^{(N)}(j)}{\pi_{0N}^{(N)}} = (G_{0j}^{(N)}, G_{1j}^{(N)}, \dots, G_{m-1j}^{(N)}).$$

Обозначим $(m-1)$ -мерный вектор, состоящий из единиц, $\bar{1}(m-1)$; $(m-1)$ -мерный вектор, i -я компонента которого равна единице, а остальные равны нулю, $e_i(m-1)$; $\bar{1}, e_i$ — аналогичные векторы размерности m .

Теорема 1. Если $\lambda_j > 0, j=0, 1, \dots, N$, то стационарные вероятности $\pi_{ij}^{(N)}, (i, j) \in S^{(N)}$, имеют следующий вид:

$$\begin{pmatrix} \pi_{1N}^{(N)} \\ \pi_{2N}^{(N)} \\ \dots \\ \pi_{m-1N}^{(N)} \end{pmatrix} = \pi_{0N}^{(N)} D^{-1}(N)(N\nu\bar{1}(m-1) + \lambda_N e_1(m-1)), \quad j=0, 1, \dots, N-1; \quad (5)$$

$$\pi_{mN}^{(N)} = \frac{\pi_{0N}^{(N)}}{m\mu} G^{(N)}(N)(N\nu\bar{1} + \lambda_N e_m), \quad j=0, 1, \dots, N-1;$$

$$\pi_j^{\prime(N)} = \frac{\pi_{0N}^{(N)} N! \nu^{N-j}}{j!} G^{(N)}(N) T(N-1) \times \dots \times T(j), \quad j=0, 1, \dots, N-1; \quad (6)$$

$$\pi_{mj}^{(N)} = \frac{\pi_{0N}^{(N)} N! \nu^{N-j}}{\lambda_j j!} G^{(N)}(N) T(N-1) \times \dots \times T(j+1) \bar{1}, \quad j=0, 1, \dots, N-1, \quad (7)$$

где

$$\pi_{0N}^{(N)} = \left\{ G^{(N)}(N) \left(\bar{1} + N! \sum_{j=0}^{N-1} \frac{\nu^{N-j}}{j!} T(N-1) \times \dots \times T(j+1) \left[T(j) + \frac{1}{\lambda_j} \right] \bar{1} + \frac{1}{m\mu} (N\nu\bar{1} + \lambda_N e_m) \right) \right\}^{-1}, \quad (8)$$

$$G^{(N)}(N) = \begin{pmatrix} 1 \\ D^{-1}(N)(N\nu\bar{1}(m-1) + \lambda_N e_1(m-1)) \end{pmatrix}, \quad (9)$$

$$T(j) = \left[B + \frac{m\mu}{\lambda_j} C \right] A^{-1}(j), \quad j=0, 1, \dots, N-1.$$

Доказательство. Для удобства обозначим $\pi_{ij}^{(N)} = \tilde{\pi}_{ij}, G_{ij}^{(N)} = \tilde{G}_{ij}, (i, j) \in S^{(N)}$. Для каждого $k=0, 1, \dots, m-1$ разобьем $S^{(N)}$ на два подмножества: $E_k = \{(0, N), (1, N), \dots, (k, N)\}$ и $\bar{E}_k = S^{(N)} \setminus E_k$. В силу равенства потоков вероятностей через замкнутый контур в стационарном режиме [6] имеем

$$\begin{aligned} N\nu\tilde{\pi}_{0N} + N\nu\tilde{\pi}_{1N} + \dots + N\nu\tilde{\pi}_{k-1N} + (N\nu + \lambda_N)\tilde{\pi}_{kN} = \\ = (k+1)\mu\tilde{\pi}_{k+1N}, \quad k=0, 1, \dots, m-1. \end{aligned} \quad (10)$$

Для $\tilde{G}_{ij} = \frac{\tilde{\pi}_{ij}}{\tilde{\pi}_{0N}}$, $(i, j) \in S^{(N)}$, первые $(m-1)$ уравнения из системы (10) имеют вид

$$\begin{pmatrix} \tilde{G}_{1N} \\ \dots \\ \tilde{G}_{m-1N} \end{pmatrix} = D^{-1}(N)(N\nu\bar{1}(m-1) + \lambda_N e_1(m-1)),$$

что дает (9). Из (10) при $k = m-1$ получаем

$$\tilde{G}_{mN} = \frac{1}{m\mu} \tilde{G}'(N)(N\nu\bar{1} + \lambda_N e_m). \quad (11)$$

Найдем \tilde{G}_{mj} при условии, что $j = 0, 1, \dots, N-1$. Разобьем $S^{(N)}$ на два подмножества: $S_j^{(N)} = \{(\alpha, \beta) \in S^{(N)} : \beta \leq j\}$ и $\bar{S}_j^{(N)} = S^{(N)} \setminus S_j^{(N)}$. Снова используя равенство потоков вероятностей через замкнутый контур, имеем $\lambda_j \tilde{\pi}_{mj} = (j+1)\nu\tilde{\pi}_{0j+1} + \dots + (j+1)\nu\tilde{\pi}_{m-1j+1}$, откуда получаем

$$\tilde{G}_{mj} = \frac{(j+1)\nu}{\lambda_j} \tilde{G}'(j+1)\bar{1}, \quad j = 0, 1, \dots, N-1. \quad (12)$$

Рассмотрим $m \times N$ замкнутых контуров, которые содержат одну точку (i, j) из области $\tilde{S}^{(N)} = \{0, 1, \dots, m-1\} \times \{0, 1, \dots, N-1\}$. Соответствующие уравнения для \tilde{G}_{ij} , $(i, j) \in \tilde{S}^{(N)}$, имеют вид

$$(\lambda_j + j\nu)\tilde{G}_{0j} = \mu\tilde{G}_{1j}, \quad i = 0, \quad (13)$$

$$(\lambda_j + i\mu + j\nu)\tilde{G}_{ij} = (j+1)\nu\tilde{G}_{i-1j+1} + \lambda_j\tilde{G}_{i-1j} + (i+1)\mu\tilde{G}_{i+1j}, \quad i = 1, 2, \dots, m-2. \quad (14)$$

При $i = m-1$ с учетом (12) получаем

$$\begin{aligned} (\lambda_j + (m-1)\mu + j\nu)\tilde{G}_{m-1j} = \\ = (j+1)\nu\tilde{G}_{m-2j+1} + \lambda_j\tilde{G}_{m-2j} + \frac{(j+1)m\mu\nu}{\lambda_j} \tilde{G}'(j+1)\bar{1}. \end{aligned} \quad (15)$$

Представим систему (13)–(15) в векторно-матричном виде

$$\begin{aligned} \tilde{G}'(j) &= (j+1)\nu\tilde{G}'(j+1) \left[B + \frac{m\mu}{\lambda_j} C \right] A^{-1}(j) = \\ &= (j+1)\nu\tilde{G}'(j+1)T(j), \quad j = 0, 1, \dots, N-1. \end{aligned} \quad (16)$$

Подставляя правую часть (16) в (12), имеем

$$\tilde{G}_{mj} = \frac{N! \nu^{N-j}}{j! \lambda_j} \tilde{G}'(N)T(N-1) \times \dots \times T(j+1)\bar{1}, \quad j = 0, 1, \dots, N-1.$$

Условие нормировки для стационарных вероятностей $\tilde{\pi}_{ij}$, $(i, j) \in S$, позволяет найти $\tilde{\pi}_{0N}$. Это дает формулу (8). Соотношения (5)–(7) являются прямым следствием (11)–(16).

Теорема доказана.

Очевидно, формулы (5)–(9) представляют собой эффективную рекуррентную процедуру для вычисления стационарного распределения.

Если справедливы условия леммы 1 и $N \rightarrow \infty$, то стационарные вероятности $\pi_{ij}^{(N)}$, $(i, j) \in S^{(N)}$, сходятся к соответствующим вероятностям системы типа $M_Q / M / m / \infty$.

СЛЕДСТВИЯ ДЛЯ СЛУЧАЯ ДВУХ ОБСЛУЖИВАЮЩИХ ПРИБОРОВ

Рассмотрим систему типа $M_Q / M / 2 / \infty$. В этом классе моделей можно провести более подробный анализ и получить явные формулы.

Положим, не нарушая общности, $\mu = 1$ и

$$A_i(j) = \begin{cases} \prod_{k=i}^{j-1} \frac{1 + \rho_k + \lambda_{k+1} + (k+1)v}{\rho_k [(\lambda_k + kv)^2 + kv]}, & i < j, \\ 1, & i = j, \end{cases}$$

где $\rho_k = \frac{\lambda_k}{2\mu} = \frac{\lambda_k}{2}$ — загрузка системы первичными требованиями, когда $Q_2(t) = k$.

Следствие 1. При условиях $\lambda_j > 0$, $j = 0, 1, \dots$, и $\limsup_j \lambda_j / 2 < 1$ для системы с повторными вызовами типа $M_Q / M / 2 / \infty$ стационарные вероятности имеют вид

$$\begin{aligned} \pi_{0j} &= \frac{R_j}{j!v^j}, \quad \pi_{1j} = \frac{(\lambda_j + jv)R_j}{j!v^j}, \\ \pi_{2j} &= \frac{(1 + \lambda_{j+1} + (j+1)v)R_j}{\lambda_j j!v^j} \cdot \frac{\rho_j [(\lambda_j + jv)^2 + jv]}{1 + \rho_j + \lambda_{j+1} + (j+1)v}, \end{aligned} \quad (17)$$

где

$$\begin{aligned} R_j &= \left\{ \sum_{i=0}^j \frac{(1 + \lambda_i + iv)A_i(j)}{i!v^i} + \sum_{i=j+1}^{\infty} \frac{1 + \lambda_i + iv}{i!v^i} A_j(i) + \right. \\ &\left. + \sum_{i=0}^{j-1} \frac{(1 + \lambda_{i+1} + (i+1)v)A_{i+1}(j)}{\lambda_i i!v^i} + \sum_{i=j}^{\infty} \frac{1 + \lambda_{i+1} + (i+1)v}{\lambda_i i!v^i} A_j(i+1) \right\}^{-1}. \end{aligned} \quad (18)$$

Доказательство. Сначала изучим модель $M_Q / M / 2 / N$, где N — максимально возможное количество источников повторных вызовов. Применим к этой системе результаты теоремы 1, которая дает явные формулы для стационарных вероятностей. Действительно, в данном случае

$$B = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad C = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad A(j) = \begin{pmatrix} \lambda_j + jv & -\lambda_j \\ -1 & 1 + \lambda_j + jv \end{pmatrix}$$

и

$$T(j) = \frac{1}{\rho_j [(\lambda_j + jv)^2 + jv]} \begin{pmatrix} 1 + \rho_j & (1 + \rho_j)(\lambda_j + jv) \\ 1 & \lambda_j + jv \end{pmatrix}, \quad j = 0, 1, \dots, N-1.$$

Из формул (5)–(9) после соответствующих преобразований получаем

$$\pi_{0j}^{(N)} = \pi_{0N}^{(N)} \frac{N!v^{N-j} A_j(N)}{j!}, \quad \pi_{1j}^{(N)} = \pi_{0N}^{(N)} \frac{N!v^{N-j} (\lambda_j + jv) A_j(N)}{j!},$$

$$\pi_{2j}^{(N)} = \pi_{0N}^{(N)} \frac{N! \nu^{N-j} (1 + \lambda_{j+1} + (j+1)\nu) A_{j+1}(N)}{\lambda_j j!}, \quad j=0, 1, \dots, N-1,$$

$$\pi_{1N}^{(N)} = \pi_{0N}^{(N)} (\lambda_N + N\nu), \quad \pi_{2N}^{(N)} = \pi_{0N}^{(N)} \frac{(\lambda_N + N\nu)^2 + N\nu}{2},$$

$$\pi_{0N}^{(N)} = \left\{ 1 + \lambda_N + N\nu + N! \sum_{j=0}^{N-1} \frac{\nu^{N-j} (1 + \lambda_j + j\nu) A_j(N)}{j!} + \right.$$

$$\left. + N! \sum_{j=0}^{N-1} \frac{\nu^{N-j} (1 + \lambda_{j+1} + (j+1)\nu) A_{j+1}(N)}{\lambda_j j!} + \frac{1}{2} ((\lambda_N + N\nu)^2 + N\nu) \right\}^{-1}.$$

Переходя к пределу в этих формулах при $N \rightarrow \infty$, получаем

$$R_j \equiv \lim_{N \rightarrow \infty} \pi_{0N}^{(N)} N! \nu^N A_j(N) = \left\{ \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^{N-1} \frac{(1 + \lambda_i + i\nu) A_i(N)}{i! \nu^i A_j(N)} + \right.$$

$$\left. + \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^{N-1} \frac{(1 + \lambda_{i+1} + (i+1)\nu) A_{i+1}(N)}{\lambda_i i! \nu^i A_j(N)} \right\}^{-1}.$$

Если $i, j < N$, то

$$\frac{A_i(N)}{A_j(N)} = \begin{cases} A_i(j), & \text{если } i < j, \\ A_i(i) = 1, & \text{если } i = j, \\ A_j^{-1}(i), & \text{если } i > j, \end{cases}$$

и поэтому

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \pi_{0N}^{(N)} N! \nu^N A_j(N) = \left\{ \sum_{i=0}^j \frac{(1 + \lambda_i + i\nu) A_i(j)}{i! \nu^i} + \sum_{i=j+1}^{\infty} \frac{1 + \lambda_i + i\nu}{i! \nu^i A_j(i)} + \right.$$

$$\left. + \sum_{i=0}^{j-1} \frac{(1 + \lambda_{i+1} + (i+1)\nu) A_{i+1}(j)}{\lambda_i i! \nu^i} + \sum_{i=j}^{\infty} \frac{1 + \lambda_{i+1} + (i+1)\nu}{\lambda_i i! \nu^i A_j(i+1)} \right\}^{-1}.$$

Из этих соотношений получаем (17), (18). Следствие доказано.

Изучим скорость сходимости стационарных вероятностей для систем $M_Q / M / 2 / N$ и $M_Q / M / 2 / \infty$. Анализируя явный вид формул для π_{ij} и $\pi_{ij}^{(N)}$, получаем следующий результат.

Следствие 2. Пусть для системы $M_Q / M / 2 / \infty$ справедливы условия следствия 1. Тогда для любого j имеем

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (N-2)! \nu^N A_j(N) |\pi_{0j} - \pi_{0j}^{(N)}| = \frac{1}{2j! \nu^{j-2} \theta_j^2},$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (N-2)! \nu^N A_j(N) |\pi_{1j} - \pi_{1j}^{(N)}| = \frac{\lambda_j + j\nu}{2j! \nu^{j-2} \theta_j^2},$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (N-2)! \nu^N A_{j+1}(N) |\pi_{2j} - \pi_{2j}^{(N)}| = \frac{1 + \lambda_{j+1} + (j+1)\nu}{2\lambda_j j! \nu^{j-2} \theta_j^2},$$

где

$$\theta_j = \sum_{i=0}^j \frac{(1+\lambda_i + i\nu)A_i(j)}{i!v^i} + \sum_{i=0}^{j-1} \frac{(1+\lambda_{i+1} + (i+1)\nu)A_{i+1}(j)}{\lambda_i i!v^i} + \\ + \sum_{i=j+1}^{\infty} \frac{1+\lambda_i + i\nu}{i!v^i} A_j(i) + \sum_{i=j}^{\infty} \frac{1+\lambda_{i+1} + (i+1)\nu}{\lambda_i i!v^i} A_j(i+1).$$

Рассмотрим пример системы типа $M_Q / M / 2 / 20$, функционирующей в двух режимах, выбор которых определяется порогом $H \in \{1, 2, \dots, 19\}$. Зафиксированы следующие параметры системы: $h_1 = 2,5$; $h_2 = 0,5$; $\mu = 1$; $\nu = 0, 1$. Коэффициенты качества равны: $C_1 = 6$, $C_2 = 2$, $C_3 = 4$.

Программа, написанная на основе полученных формул, дает следующие значения целевого функционала:

$$W(1) = 3,29487; W(2) = 3,42729; W(3) = 3,53285; W(4) = 3,61861; \\ W(5) = 3,68956; W(6) = 3,74924; W(7) = 3,80022; W(8) = 3,84437; \\ W(9) = 3,88309; W(10) = 3,91744; W(11) = 3,94823; W(12) = 3,97605; \\ W(13) = 4,00132; W(14) = 4,02418; W(15) = 4,04396; W(16) = 4,05742; \\ W(17) = 4,05189; W(18) = 3,97815; W(19) = 3,61672.$$

Таким образом, максимум целевой функции 4,05742 достигается для порога $H = 16$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Коваленко И.Н., Коба Е.В. К классификации СМО с повторением вызовов // Кибернетика и системный анализ. — 2010. — № 3. — С. 84–91.
2. Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial Queues. — London: Chapman and Hall, 1997. — 317 p.
3. Artalejo J.R., Gomez-Corral A. Retrial Queueing Systems. — Berlin: Springer, 2008. — 317 p.
4. Artalejo J.R., Falin G.I. Standard and retrial queueing systems: A comparative analysis // Revista Matematica Complutense. — 2002. — 15. — P. 101–129.
5. Anisimov V.V., Artalejo J.R. Analysis of Markov multiserver retrial queues with negative arrivals // Queuing Systems. — 2001. — 39. — P. 157–182.
6. Уолрэнд Дж. Введение в теорию сетей массового обслуживания. — М.: Мир, 1993. — 336 с.
7. Клименок В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами // Автоматика и вычислительная техника. — 1990. — № 1. — С. 25–30.
8. Дудин А.Н., Клименок В.И. Оптимизация динамического управления входной нагрузкой в узле информационно-вычислительной сети // Там же. — 1991. — № 2. — С. 25–31.

Поступила 13.12.2012