

1. Постановка задачи и построение математической модели

1.1. Постановка задачи на содержательном уровне

Рассмотрим систему массового обслуживания следующего вида (Рис. 1).

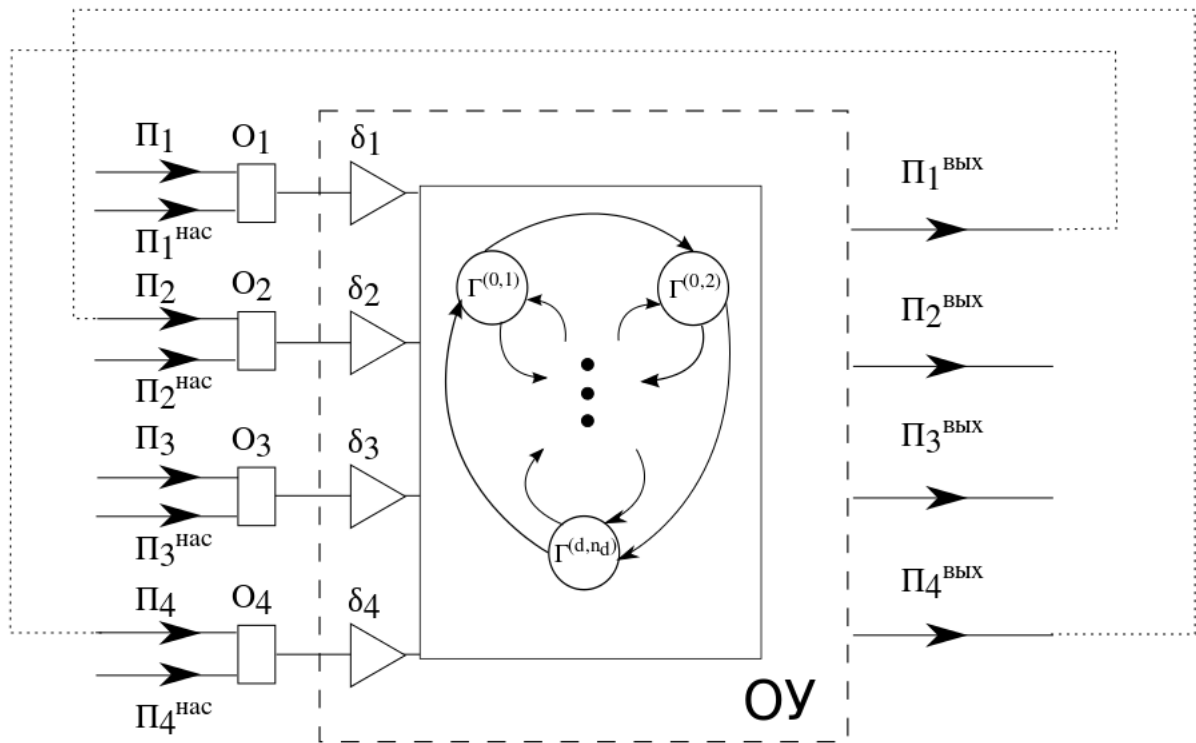


Рис. 1. Структурная схема системы обслуживания

Пусть в систему с одним обслуживающим устройством поступают потоки Π_1 , Π_2 , Π_3 и Π_4 . Требования по потоку Π_j становятся в соответствующую очередь O_j с неограниченной вместимостью, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$. Для $j \in \{1, 2, 3\}$ дисциплина очереди O_j , поддерживаемая устройством δ_j , имеет тип FIFO (First In First Out). Таким образом, для обслуживания из соответствующей очереди выбирается то требование, которое пришло раньше. Дисциплина очереди O_4 будет описана ниже. Входные потоки Π_1 и Π_3 формируются внешней средой, которая, будем предполагать, имеет только одно состояние, то есть вероятностная структура потоков не меняется с течением времени. Требования потоков Π_1 и Π_3 формируют независимые между собой неординарные пуассоновские потоки, то есть стационарные, без последствия и ординарные потоки групп требований. Интенсивности соответствующих простейших потоков для Π_1 и Π_3 будем обозначать λ_1 и λ_3 , а распределение числа заявок в груп-

пе по потоку Π_j будем описывать производящей функцией

$$f_j(z) = \sum_{\nu=1}^{\infty} p_{\nu}^{(j)} z^{\nu} \quad (1)$$

которая предполагается аналитической при любом z таком, что $|z| < (1 + \varepsilon)$, $\varepsilon > 0$. Величина $p_{\nu}^{(j)}$ определяет вероятность того, что по потоку Π_j число требований в группе равно ν , $j \in \{1, 3\}$. Обслуженные требования потока Π_1 поступают на повторное обслуживание, формируя при этом поток Π_4 . Потоки Π_2 и Π_3 являются конфликтными, что означает запрет на одновременное обслуживание требований этих потоков и, следовательно, исследование системы не может быть сведено к задаче с меньшим числом потоков.

В каждый момент времени обслуживающее устройство находится в одном из конечного множества состояний $\Gamma = \{\Gamma^{(k,r)} : k = 0, 1, \dots, d; r = 1, 2, \dots, n_k\}$ с заданными натуральными числами d, n_0, n_1, \dots, n_d . В каждом состоянии $\Gamma^{(k,r)}$ обслуживающее устройство находится в течение времени $T^{(k,r)}$. Введем множества $\Gamma^I, \Gamma^{II}, \Gamma^{III}$ и Γ^{IV} следующим образом. В состоянии $\gamma \in \Gamma^I$ обслуживаются только требования из очередей O_1, O_2 и O_4 . В состоянии $\gamma \in \Gamma^{II}$ обслуживаются только требования из очередей O_2 и O_4 . В состоянии $\gamma \in \Gamma^{III}$ обслуживаются только требования из очередей O_1, O_3 и O_4 . В состоянии $\gamma \in \Gamma^{IV}$ обслуживаются только требования из очередей O_3 и O_4 . Тогда множество Γ есть объединение $\Gamma = \Gamma^I \cup \Gamma^{II} \cup \Gamma^{III} \cup \Gamma^{IV}$ непересекающихся подмножеств. Также в дальнейшем нам понадобятся множества $^1\Gamma = \Gamma^I \cup \Gamma^{III}$, $^2\Gamma = \Gamma^I \cup \Gamma^{II}$, $^3\Gamma = \Gamma^{III} \cup \Gamma^{IV}$.

Смена состояний обслуживающего устройства осуществляется по следующему правилу. Множество состояний $C_k = \{\Gamma^{(k,r)} : r = 1, 2, \dots, n_k\}$ будем называть k -м циклом, $k = 1, 2, \dots, d$ (Рис. 2). При $k = 0$ состояние вида $\Gamma^{(0,r)}$ будем называть состоянием продления, $r = 0, 1, \dots, n_0$. Положим $r \oplus_k 1 = r + 1$ для $r < n_k$ и $r \oplus_k 1 = 1$ при $r = n_k$, $k = 0, 1, \dots, d$. В цикле C_k выделим подмножества C_k^O выходных, C_k^I входных и $C_k^N = C_k \setminus (C_k^O \cup C_k^I)$ нейтральных состояний. Тогда после состояния $\Gamma^{(k,r)} \in C_k \setminus C_k^O$ обслуживающее устройство переходит в состояние $\Gamma^{(k,r \oplus_k 1)}$ того же цикла C_k . При $\Gamma^{(k,r)}$ принадлежащем множеству C_k^O прибор переходит в состояние $\Gamma^{(k,r \oplus_k 1)}$, если число требований в очереди O_3 в момент переключения больше заданного порога L . В противном случае, то есть если число требований в очереди O_3 меньше либо равно L , то новое состояние прибора будет состоянием продления $\Gamma^{(0,r_1)}$, где $r_1 = h_1(\Gamma^{(k,r)})$ и $h_1(\cdot)$ — заданное отображение множества $\bigcup_{k=1}^d C_k^O$ во множество $\{1, 2, \dots, n_0\}$. После состояния $\Gamma^{(0,r)}$ выбирается состояние того же вида $\Gamma^{(0,r_2)}$, если число требований в очереди O_3 меньше или равно L , где $r_2 = h_2(r)$ и $h_2(\cdot)$ — заданное отображение множества $\{1, 2, \dots, n_0\}$ на себя; в противном случае включается

входное состояние $\Gamma^{(k,r_3)} \in C_k^I$, где $\Gamma^{(k,r_3)} = h_3(r)$ и $h_3(\cdot)$ — заданное отображение множества $\{1, 2, \dots, n_0\}$ на множество $\bigcup_{k=1}^d C_k^I$. Считается, что все состояния продления $\Gamma^{(0,r)}$ принадлежат множеству ${}^2\Gamma$, а также верны соотношения $C_k^O \subset {}^2\Gamma$ и $C_k^I \subset {}^3\Gamma$.

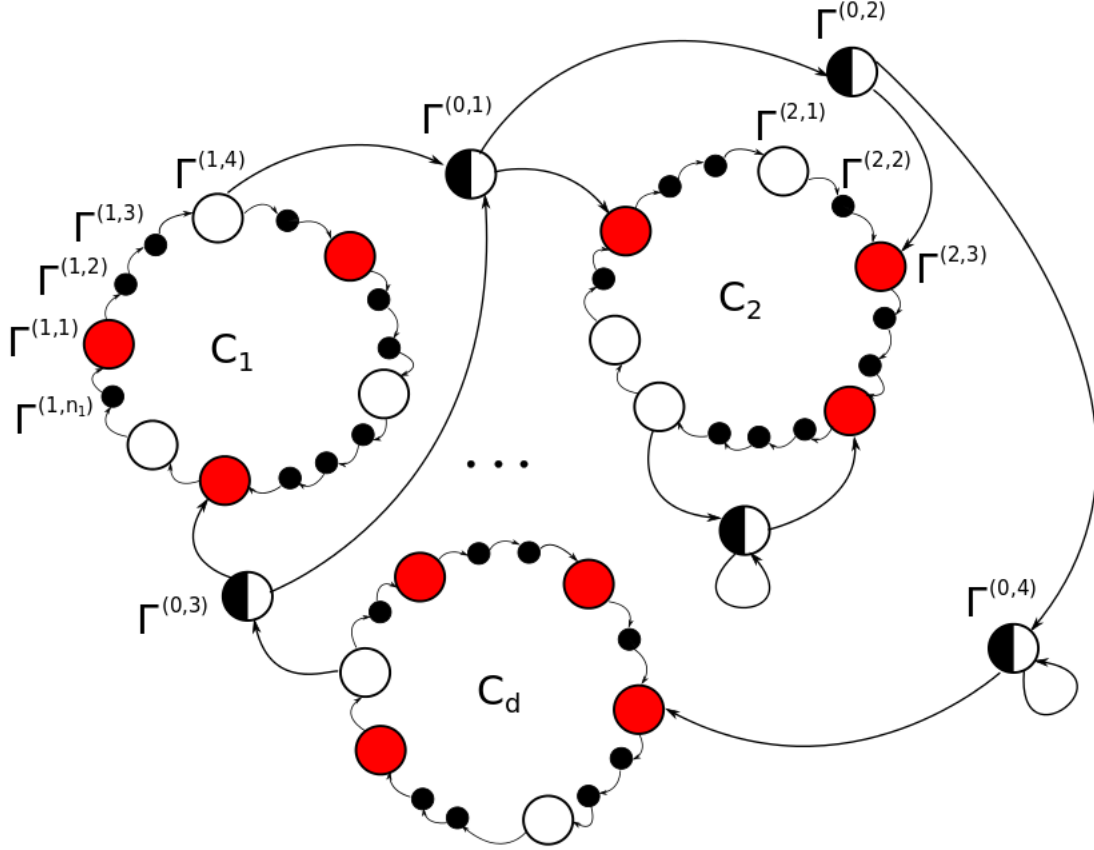


Рис. 2. Класс графов переходов. Незакрашенные вершины являются выходными вершинами, красным отмечены входные вершины, черным — нейтральные, наполовину закрашенным вершинам соответствуют состояния продления

Таким образом, смена состояний обслуживающего устройства задается соотношением:

$$h(\Gamma^{(k,r)}, x) = \begin{cases} \Gamma^{(k,r \oplus_k 1)}, & \text{если } \Gamma^{(k,r)} \in C_k \setminus C_k^O; \\ \Gamma^{(k,r \oplus_k 1)}, & \text{если } \Gamma^{(k,r)} \in C_k^O \text{ и } x > L; \\ \Gamma^{(k, h_1(\Gamma^{(k,r)}))}, & \text{если } \Gamma^{(k,r)} \in C_k^O \text{ и } x \leq L; \\ \Gamma^{(0, h_2(r))}, & \text{если } k = 0 \text{ и } x \leq L; \\ h_3(r), & \text{если } k = 0 \text{ и } x > L. \end{cases} \quad (2)$$

Рассмотрим введенные обозначения на примере Рис. 2. Примерами входных состояний являются $\Gamma^{(1,1)} \in C_1^I$ и $\Gamma^{(2,3)} \in C_2^I$, выходных состояний — $\Gamma^{(1,4)} \in C_1^O$ и $\Gamma^{(2,1)} \in C_2^O$,

нейтральных состояний — $\Gamma^{(1,2)}, \Gamma^{(1,3)}, \Gamma^{(1,n_1)} \in C_1^N$ и $\Gamma^{(2,2)} \in C_2^N$. Состояния продления представлены на графе вершинами $\Gamma^{(0,1)}, \Gamma^{(0,2)}, \Gamma^{(0,3)}$ и $\Gamma^{(0,4)}$. Далее, отображение $h_1(\cdot)$ на графе задано таким образом, что оно переводит, например, выходное состояние $\Gamma^{(1,4)}$ в число 1 — номер состояния продления $\Gamma^{(0,1)}$, то есть $h_1(\Gamma^{(1,4)}) = 1$. Аналогично $h_2(1) = 2$, $h_2(2) = 4$ и $h_2(3) = 1$. Примером отображения $h_3(\cdot)$ является $h_3(2) = \Gamma^{(2,3)}$.

Предполагается, что длительности обслуживания различных требований могут быть зависимыми и иметь различные законы распределения, поэтому вместо классического способа, состоящего в указании функции распределения длительности обслуживания произвольного требования, будут использованы потоки насыщения. Потоки насыщения $\Pi_j^{\text{нас}}$, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$, определяются как виртуальные выходные потоки при условии максимального использования ресурсов обслуживающего устройства, а для $j \in \{1, 2, 3\}$ еще и при условии максимальной загрузки соответствующих очередей. Поток насыщения $\Pi_j^{\text{нас}}$, $j \in \{1, 2, 3\}$, будет содержать неслучайное число $\ell_{k,r,j}$ требований, обслуженных в течение времени $T^{(k,r)}$, если $\Gamma^{(k,r)} \in {}^j\Gamma$, и будет содержать 0 требований в противном случае: $\Gamma^{(k,r)} \notin {}^j\Gamma$. Пусть Z_+ — множество целых неотрицательных чисел. Тогда, при условии, что в очереди O_4 находится $x \in Z_+$ требований, поток насыщения $\Pi_4^{\text{нас}}$ определим как поток, содержащий все x требований. Наконец, при состоянии обслуживающего устройства $\Gamma^{(k,r)}$ каждое требование из очереди O_4 с вероятностью $p_{k,r}$ и независимо от других завершает обслуживание и отправляется в очередь O_2 потока Π_2 . С вероятностью $1 - p_{k,r}$ требование очереди O_4 остается в ней до следующего такта. На следующем такте процесс повторяется.

В качестве наглядной физической интерпретации можно привести тандем из двух перекрестков (рис. 3). В качестве потоков требований, формируемых внешней средой,

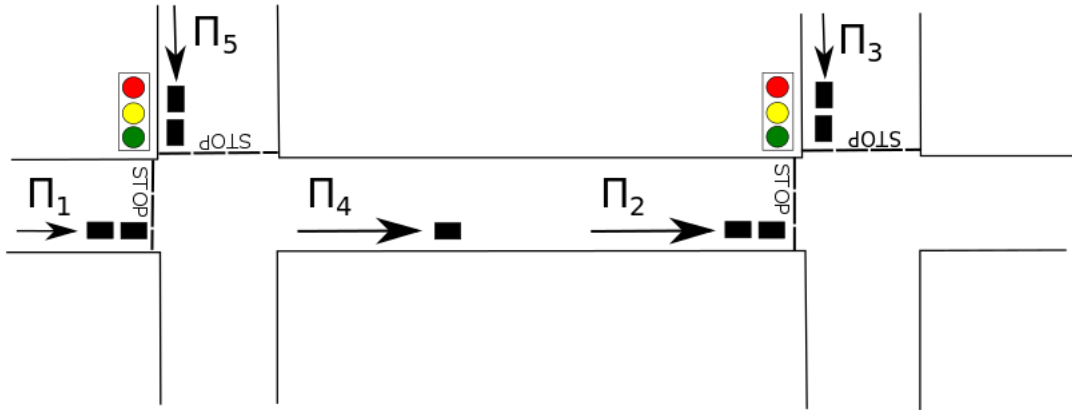


Рис. 3. Пример: тандем перекрестков

выступают потоки прибывающих на перекрестки машин: конфликтные потоки Π_1 , Π_5 на первом перекрестке, а также поток Π_3 на втором. Каждая машина из потока Π_1 , проезжая первый перекресток, становится в очередь O_4 потока Π_4 и затем с некой

вероятностью ($p_{k,r}$ для состояния $\Gamma^{(k,r)}$ обслуживающего устройства) доезжает до следующего перекрестка, или же не успевает это сделать и остается в очереди O_4 до следующего такта обслуживания. В случае, если машина из очереди O_4 успевает доехать до второго перекрестка, она становится в очередь O_2 и ждет своей очереди для его прохождения.

Предполагается, что светофор на первом перекрестке имеет лишь два состояния $\{g_{1,1}, g_{1,2}\}$: в состоянии $g_{1,1}$ машины потока Π_1 пропускаются фиксированное количество времени $\tilde{T}^{(1,1)}$ («зеленый» свет для Π_1); в состоянии $g_{1,2}$ — простаивают в течение времени $\tilde{T}^{(1,2)}$ («красный» свет для Π_1). Светофор на втором перекрестке обслуживает по алгоритму с продлением: дополнительно к состоянию обслуживания потока Π_3 (состояние $g_{2,1}$), также имеется два состояния обслуживания потока Π_2 (состояния $\{g_{2,2}, g_{2,3}\}$). Первое из них включается всегда после завершения обслуживания потока Π_3 , а второе включается, если после очередного такта обслуживания потока Π_2 длина очереди O_3 не превосходит уровня L . Длительности пребывания светофора на втором перекрестке в каждом из состояний суть $\tilde{T}^{(2,1)}$, $\tilde{T}^{(2,2)}$ и $\tilde{T}^{(2,3)}$.

Рассматривая тандем из двух перекрестков как единую систему массового обслуживания и предполагая наблюдение за ней только в (дискретные) моменты переключения состояния хотя бы одного из светофоров, может быть показано, что количество различных состояний у полученной системы конечно. Действительно, положим, например, за состояние объединенной системы вектор $(g^{(1)}, g^{(2)}, s, t)$, где $g^{(1)} \in \{g_{1,1}, g_{1,2}\}$ — состояние 1-го перекрестка, $g^{(2)} \in \{g_{2,1}, g_{2,2}, g_{2,3}\}$ — состояние 2-го перекрестка, $s \in \{0, 1, 2\}$ — номер последнего сменившего состояние перекрестка (принимает значение 0 в случае, если сменили состояние оба перекрестка) и $t \in \{0, 1, 2, \dots, T\}$ — количество времени, оставшееся у продолжающего обслуживание с прошлого такта перекрестка (принимает значение 0, если принимает значение 0 величина s). Здесь T — максимальная длительность нахождения каждого из светофоров в одном состоянии. Тогда количество различных состояний не трудно посчитать и оно не будет превышать величины $2 \times 3 \times 3 \times T$.

В завершение построения примера отметим, что при прохождении перекрестков машины предполагаются движущимися только в прямом направлении, то есть перемешивания конфликтных потоков не допускается. Таким образом, поток Π_5 не представляет интереса для дальнейшего исследования системы и может быть отброшен и, следовательно, построенный пример целиком удовлетворяет структурной схеме на рис. 1.

Теперь продемонстрируем на конкретном числовом примере выделение циклов и состояний продления. Пусть изменение состояний перекрестков и время пребывания (в секундах для определенности) в каждом из состояний задается графами на рис. 4. За начальное состояние объединенной системы примем $\Gamma_0 = (g_{1,1}, g_{2,1}, 0, 0)$, то

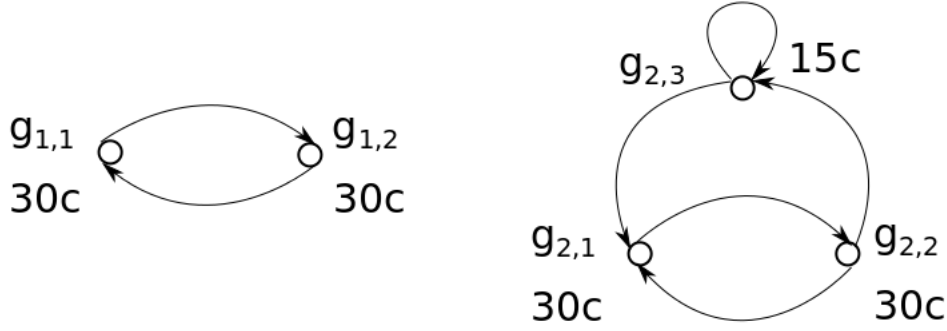


Рис. 4. Числовой пример тандема перекрестков. Левый граф соответствует первому перекрестку, правый — второму

есть первый перекресток находится в состоянии $g_{1,1}$, второй — в состоянии $g_{2,1}$, и оба только начали свою работу в своем состоянии (этот факт моделируется равенствами $s = 0$ и $t = 0$). Следующая смена состояний случится у обоих перекрестков одновременно и приведет к следующему состоянию $(g_{1,2}, g_{2,2}, 0, 0)$. Далее смена состояний произойдет также у первого и второго перекрестков, однако второй перекресток может перейти как в состояние $g_{2,1}$, так и в состояние продления $g_{2,3}$. Таким образом следующим состоянием тандема будет либо опять $(g_{1,1}, g_{2,1}, 0, 0)$, либо $(g_{1,1}, g_{2,3}, 0, 0)$. Продолжая рассуждения аналогичным образом, получим следующий список всех возможных состояний системы:

$$\begin{aligned}
(g_{1,1}, g_{2,1}, 0, 0) &= \Gamma^{(1,1)}, & (g_{1,2}, g_{2,2}, 0, 0) &= \Gamma^{(1,2)}, & (g_{1,1}, g_{2,3}, 0, 0) &= \Gamma^{(0,1)}, \\
(g_{1,1}, g_{2,3}, 15, 2) &= \Gamma^{(0,2)}, & (g_{1,2}, g_{2,3}, 0, 0) &= \Gamma^{(0,3)}, & (g_{1,2}, g_{2,3}, 15, 2) &= \Gamma^{(0,4)}, \\
(g_{1,2}, g_{2,1}, 15, 2) &= \Gamma^{(4,1)}, & (g_{1,1}, g_{2,1}, 15, 1) &= \Gamma^{(4,2)}, & (g_{1,1}, g_{2,2}, 15, 2) &= \Gamma^{(4,3)}, \\
(g_{1,2}, g_{2,2}, 15, 1) &= \Gamma^{(4,4)}, & (g_{1,2}, g_{2,3}, 15, 2) &= \Gamma^{(0,5)}, & (g_{1,2}, g_{2,1}, 0, 0) &= \Gamma^{(3,1)}, \\
(g_{1,1}, g_{2,2}, 0, 0) &= \Gamma^{(3,2)}, & (g_{1,1}, g_{2,1}, 15, 2) &= \Gamma^{(2,1)}, & (g_{1,2}, g_{2,1}, 15, 1) &= \Gamma^{(2,2)}, \\
(g_{1,2}, g_{2,2}, 15, 2) &= \Gamma^{(2,3)}, & (g_{1,1}, g_{2,2}, 15, 1) &= \Gamma^{(2,4)}.
\end{aligned}$$

В соответствии с приведенными выше обозначениями, множества C_1, C_2, C_3, C_4 , а также множество состояний продления строятся однозначным образом. Множествами входных состояний будут $C_1^I = \{\Gamma^{(1,1)}\}$, $C_2^I = \{\Gamma^{(2,1)}\}$, $C_3^I = \{\Gamma^{(3,1)}\}$ и $C_4^I = \{\Gamma^{(4,1)}\}$. Множествами выходных состояний будут $C_1^O = \{\Gamma^{(1,2)}\}$, $C_2^O = \{\Gamma^{(2,4)}\}$, $C_3^O = \{\Gamma^{(3,2)}\}$ и $C_4^O = \{\Gamma^{(4,4)}\}$. Функции $h_1(\cdot)$, $h_2(\cdot)$ и $h_3(\cdot)$ задаются поточечно:

$$h_1(\Gamma^{(1,2)}) = 1, \quad h_1(\Gamma^{(2,4)}) = 2, \quad h_1(\Gamma^{(3,2)}) = 3, \quad h_1(\Gamma^{(4,4)}) = 5,$$

$$h_2(1) = 2, \quad h_2(2) = 3, \quad h_2(3) = 4, \quad h_2(4) = 1, \quad h_2(5) = 1,$$

$$h_3(1) = \Gamma^{(2,1)}, \quad h_3(2) = \Gamma^{(3,1)}, \quad h_3(3) = \Gamma^{(4,1)} \quad h_3(4) = \Gamma^{(1,1)}, \quad h_3(5) = \Gamma^{(1,1)}.$$

Этим завершается построение числового примера.

1.2. Представление рассматриваемой системы обслуживания в виде кибернетической управляющей системы

Описанная в предыдущем разделе на содержательном уровне система массового обслуживания должна рассматриваться как кибернетическая управляющая система обслуживания (см. [3]). Схема управляющей системы приведена на рис. 1. На схеме присутствуют следующие блоки: 1) внешняя среда с одним состоянием; 2) входные полюса первого типа — входные потоки $\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3, \Pi_4$; 3) входные полюса второго типа — потоки насыщения $\Pi_1^{\text{нас}}, \Pi_2^{\text{нас}}, \Pi_3^{\text{нас}}, \Pi_4^{\text{нас}}$; 4) внешняя память — очереди O_1, O_2, O_3, O_4 ; 5) устройство по переработке информации внешней памяти — устройства по поддержанию дисциплины очереди $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$; 6) внутренняя память обслуживающего устройства — обслуживающее устройство (ОУ); 7) устройство по переработке информации во внутренней памяти — граф смены состояний; 8) выходные полюса $\Pi_1^{\text{вых}}, \Pi_2^{\text{вых}}, \Pi_3^{\text{вых}}, \Pi_4^{\text{вых}}$. Координатой блока является номер этого блока на схеме.

Для задания информации блоков введем следующие величины и элементы, а также укажем множества их возможных значений. В качестве дискретной временной шкалы выберем последовательность $\tau_0 = 0, \tau_1, \tau_2, \dots$ моментов смены состояний обслуживающего устройства. Обозначим Γ_i из множества Γ состояние обслуживающего устройства в течение времени $(\tau_{i-1}; \tau_i]$, количество $\varkappa_{j,i} \in Z_+$ требований в очереди O_j в момент времени τ_i , количество $\eta_{j,i} \in Z_+$ требований, поступивших в очередь O_j по потоку Π_j в течение времени $(\tau_i; \tau_{i+1}]$, количество $\xi_{j,i} \in Z_+$ требований по потоку насыщения $\Pi_j^{\text{нас}}$ в течение времени $(\tau_i; \tau_{i+1}]$, количество $\bar{\xi}_{j,i} \in Z_+$ реально обслуженных требований по потоку Π_j в течение времени $(\tau_i; \tau_{i+1}]$, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$.

Закон изменения состояния обслуживающего устройства будем предполагать заданным соотношением

$$\Gamma_{i+1} = h(\Gamma_i, \varkappa_{3,i}), \quad (3)$$

где отображение $h(\cdot, \cdot)$ определено в (2). Для определения длительности T_{i+1} состояния обслуживающего устройства в течение времени $(\tau_i; \tau_{i+1}]$ удобно ввести функцию $h_T(\cdot, \cdot)$:

$$T_{i+1} = h_T(\Gamma_i, \varkappa_{3,i}) = T^{(k,r)}, \quad \text{где } \Gamma^{(k,r)} = \Gamma_{i+1} = h(\Gamma_i, \varkappa_{3,i}).$$

Функциональная зависимость

$$\bar{\xi}_{j,i} = \min\{\varkappa_{j,i} + \eta_{j,i}, \xi_{j,i}\}, \quad j \in \{1, 2, 3\}, \quad (4)$$

между величиной $\bar{\xi}_{j,i}$ и величинами $\varkappa_{j,i}$, $\eta_{j,i}$, $\xi_{j,i}$ реализует стратегию механизма обслуживания требований. Далее, поскольку

$$\varkappa_{j,i+1} = \varkappa_{j,i} + \eta_{j,i} - \bar{\xi}_{j,i}, \quad j \in \{1, 2, 3\},$$

то из (4) следует соотношение

$$\varkappa_{j,i+1} = \max\{0, \varkappa_{j,i} + \eta_{j,i} - \xi_{j,i}\}, \quad j \in \{1, 2, 3\}. \quad (5)$$

Из формулировки поставленной задачи (см. также структурную схему на рис. 1) следуют соотношения для потока Π_4 :

$$\eta_{4,i} = \min\{\xi_{1,i}, \varkappa_{1,i} + \eta_{1,i}\}, \quad \varkappa_{4,i+1} = \varkappa_{4,i} + \eta_{4,i} - \eta_{2,i}, \quad \xi_{4,i} = \varkappa_{4,i}. \quad (6)$$

Нелокальное описание входных потоков и потоков насыщения состоит в указании некоторых свойств условных распределений выделенных дискретных компонент $\eta_i = (\eta_{1,i}, \eta_{2,i}, \eta_{3,i}, \eta_{4,i})$ и $\xi_i = (\xi_{1,i}, \xi_{2,i}, \xi_{3,i}, \xi_{4,i})$ маркированных точечных процессов $\{(\tau_i, \nu_i, \eta_i); i \geq 0\}$ и $\{(\tau_i, \nu_i, \xi_i); i \geq 0\}$ при фиксированных значениях метки $\nu_i = (\Gamma_i; \varkappa_{1,i}, \varkappa_{2,i}, \varkappa_{3,i}, \varkappa_{4,i})$. Введем функции $\varphi_1(\cdot, \cdot)$, $\varphi_3(\cdot, \cdot)$ из разложений

$$\sum_{x=0}^{\infty} z^x \varphi_j(x, t) = \exp\{\lambda_j t (f_j(z) - 1)\},$$

где $f_j(z)$ определены в (1), $j \in \{1, 3\}$. Функция $\varphi_j(x, t)$ есть вероятность поступления $x = 0, 1, \dots$ требований по потоку Π_j за время $t \geq 0$. Положим $\varphi_j(x, t)$ равной нулю при $x < 0$. Функцию $\psi(\cdot, \cdot, \cdot)$ зададим формулой

$$\psi(k; x, u) = C_x^k u^k (1 - u)^{x-k}.$$

По своему смыслу $\psi(k; x, u)$ есть вероятность поступления k требований по потоку Π_2 при условии, что очередь O_4 содержит x требований и обслуживающее устройство находится в состоянии $\Gamma^{(k,r)}$, так что $u = p_{k,r}$. При нарушении условия $0 \leq k \leq x$ положим $\psi(k; x, u)$ равной нулю.

Пусть $a = (a_1, a_2, a_3, a_4) \in Z_+^4$ и $x = (x_1, x_2, x_3, x_4) \in Z_+^4$. Тогда из постановки задачи на содержательном уровне следует, что при фиксированном значении метки $\nu_i = (\Gamma^{(k,r)}; x_1, x_2, x_3, x_4)$ вероятность $\varphi(a, k, r, x)$ одновременного выполнения равенств $\eta_{1,i} = a_1$, $\eta_{2,i} = a_2$, $\eta_{3,i} = a_3$, $\eta_{4,i} = a_4$ есть

$$\varphi_1(a_1, h_T(\Gamma^{(k,r)}, x_3)) \times \psi(a_2, x_2, p_{\tilde{k}, \tilde{r}}) \times \varphi_3(a_3, h_T(\Gamma^{(k,r)}, x_3)) \times \delta_{a_4, \min\{\tilde{\ell}(\tilde{k}, \tilde{r}, 1), x_1 + a_1\}}, \quad (7)$$

где $0 \leq a_2 \leq x_2$, $\Gamma^{(\bar{k}, \bar{r})} = h(\Gamma^{(k,r)}, x_3)$, $\delta_{i,j}$ есть символ Кронекера

$$\delta_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{если } i = j \\ 0, & \text{если } i \neq j, \end{cases},$$

и для $j \in \{1, 2, 3\}$

$$\tilde{\ell}(k, r, j) = \begin{cases} \ell_{k,r,j}, & \text{если } \Gamma^{(k,r)} \in {}^j\Gamma, \\ 0, & \text{если } \Gamma^{(k,r)} \notin {}^j\Gamma. \end{cases}$$

Пусть $b = (b_1, b_2, b_3, b_4)$. Из содержательной постановки задачи следует, что вероятность $\zeta(b, k, r, x)$ выполнения равенств $\xi_{1,i} = b_1$, $\xi_{2,i} = b_2$, $\xi_{3,i} = b_3$, $\xi_{4,i} = b_4$ при фиксированном значении метки $\nu_i = (\Gamma^{(k,r)}; x_1, x_2, x_3, x_4)$ есть

$$\delta_{b_1, \tilde{\ell}(\bar{k}, \bar{r}, 1)} \times \delta_{b_2, \tilde{\ell}(\bar{k}, \bar{r}, 2)} \times \delta_{b_3, \tilde{\ell}(\bar{k}, \bar{r}, 3)} \times \delta_{b_4, x_4}. \quad (8)$$

Из формулы (8) следует для $j \in \{1, 2, 3\}$, что вероятность события $\xi_{j,i} = 0$ равна 1 в случае $h(\Gamma^{(k,r)}, x_3) \notin {}^j\Gamma$ и что вероятность события $\xi_{j,i} = \ell_{\bar{k}, \bar{r}}$ равна 1, если $\Gamma^{(\bar{k}, \bar{r})} = h(\Gamma^{(k,r)}, x_3) \in {}^j\Gamma$.

Содержательный смысл следующей теоремы состоит в том, что сформулированные выше функциональные связи и вероятностные свойства введенных объектов непротиворечивы и могут быть реализованы на некотором общем вероятностном пространстве.

Теорема 1.1. Пусть $\gamma_0 = \Gamma^{(k,r)} \in \Gamma$ и $x_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0}, x_{4,0}) \in Z_+^4$ фиксированы. Тогда существует вероятностное пространство $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P}(\cdot))$ и заданные на нем случайные величины $\eta_{j,i} = \eta_{j,i}(\omega)$, $\xi_{j,i} = \xi_{j,i}(\omega)$, $\bar{\xi}_{j,i} = \bar{\xi}_{j,i}(\omega)$, $\varkappa_{j,i} = \varkappa_{j,i}(\omega)$ и случайные элементы $\Gamma_i = \Gamma_i(\omega)$, $i \geq 0$, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$, такие, что $\Gamma_0(\omega) = \gamma_0$ и $\varkappa_0(\omega) = x_0$, выполняются соотношения (3), (5), (6) и для любых a, b , $x^t = (x_{1,t}, x_{2,t}, x_{3,t}, x_{4,t}) \in Z_+^4$ и векторов $\eta_i = (\eta_{1,i}, \eta_{2,i}, \eta_{3,i}, \eta_{4,i})$, $\xi_i = (\xi_{1,i}, \xi_{2,i}, \xi_{3,i}, \xi_{4,i})$, $\varkappa_i = (\varkappa_{1,i}, \varkappa_{2,i}, \varkappa_{3,i}, \varkappa_{4,i})$ верно равенство

$$\mathbf{P} \left(\left\{ \omega : \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \middle| \bigcap_{t=0}^i \left\{ \omega : \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \varphi(a, k_i, r_i, x^i) \times \zeta(b, k_i, r_i, x^i), \quad (9)$$

где функции $\varphi(\cdot, \cdot, \cdot, \cdot)$ и $\zeta(\cdot, \cdot, \cdot, \cdot)$ определяются формулами (7) и (8) соответственно.

Доказательство. В соответствии с теоремой Ионеску Тулчи (см. [13]) для доказательства достаточно задать на $(\Omega_0, \mathcal{F}_0)$ вероятностную меру $P_0(\cdot)$ и далее, считая для $0 < i \leq n$ и каждого набора элементарных исходов $(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1})$ задан-

ной на $(\Omega_i, \mathcal{F}_i)$ вероятностную меру $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}; \cdot)$, задать на $(\Omega_{n+1}, \mathcal{F}_{n+1})$ меру $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n; \cdot)$, причем для любого множества $B \in \mathcal{F}_i$ функции $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}; B)$ должны быть измеримыми функциями от $(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1})$. Тогда для $\Omega = \prod_{i=0}^{\infty} \Omega_i$ и $\mathcal{F} = \bigotimes_{i=0}^{\infty} \mathcal{F}_i$ на (Ω, \mathcal{F}) будет существовать единственная вероятностная мера $\mathbf{P}(\cdot)$ такая, что для любого $i \geq 0$ верно равенство

$$\mathbf{P}\{\omega: \omega_0 \in A_0, \omega_1 \in A_1, \dots, \omega_i \in A_i\} = P_i(A_0 \times A_1 \times \dots \times A_i), \quad (10)$$

где

$$P_i(A_0 \times A_1 \times \dots \times A_i) = \int_{A_0} P_0(d\omega_0) \int_{A_1} P(\omega_0; d\omega_1) \dots \int_{A_i} P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}; d\omega_i), \quad (11)$$

для любого A_i из \mathcal{F}_i .

Итак, за описание элементарного исхода $\omega_i \in \Omega_i$ для произвольного $i \geq 0$ примем набор $\omega_i = (\omega_{1,i}, \omega_{2,i}, \omega_{3,i})$, $\omega_{j,i} \in Z_+$. Таким образом, $\Omega_i = Z_+^3$ и в качестве σ -алгебры \mathcal{F}_i возьмем множество всех подмножеств множества Ω_i : $\mathcal{F}_i = 2^{\Omega_i}$. Пусть $\Gamma(\tilde{k}, \tilde{r}) = h(\Gamma^{(k,r)}, x_{3,0})$. Тогда поскольку множество Ω_0 счетно, определим вероятностную меру $P_0(\cdot)$ на измеримом пространстве $(\Omega_0, \mathcal{F}_0)$ ее значениями на одноточечных множествах:

$$P_0(\{(a_1, a_2, a_3)\}) = \varphi_1(a_1, h_T(\Gamma^{(k,r)})) \times \psi(a_2, x_{2,0}, p_{\tilde{k}, \tilde{r}}) \times \varphi_2(a_1, h_T(\Gamma^{(k,r)})). \quad (12)$$

Для $j \in \{1, 2, 3\}$ определим величины

$$\Gamma_0 = \gamma_0, \quad \varkappa_{j,0} = x_{j,0}, \quad \xi_{j,0}(\omega_0) = \tilde{l}(\tilde{k}, \tilde{r}, j), \quad \eta_{j,0} = \omega_{j,0}, \quad (13)$$

и

$$\varkappa_{4,0} = x_{4,0}, \quad \xi_{4,0} = x_{4,0}, \quad \eta_{4,0} = \min\{\xi_{1,0}, x_{1,0} + \eta_{1,0}\}. \quad (14)$$

Теперь, предполагая заданными на $(\Omega_i, \mathcal{F}_i)$ вероятностные меры $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}; \cdot)$, заданными величины Γ_i , $\varkappa_{j,i}$, $\xi_{j,i}$, $\eta_{j,i}$, $i \in \{0, 1, \dots, n\}$, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$ и фиксируя набор $(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n)$, определим на $(\Omega_{n+1}, \mathcal{F}_{n+1})$ меру $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n; \cdot)$. Положим для $j \in \{1, 2, 3\}$

$$\Gamma_{n+1} = \Gamma^{(k^*, r^*)} = h(\Gamma_n, \varkappa_{3,n}), \quad \varkappa_{j,n+1} = \max\{0, \varkappa_{j,n} + \eta_{j,n} - \xi_{j,n}\}, \quad (15)$$

$$\varkappa_{4,n+1} = \varkappa_{4,n} + \eta_{4,n} - \eta_{2,n}, \quad \xi_{j,n+1} = \tilde{l}(k^*, r^*, j), \quad (16)$$

$$\eta_{j,n+1} = \omega_{j,n+1}, \quad \eta_{4,n+1} = \min\{\xi_{1,n+1}, \varkappa_{1,n+1} + \eta_{1,n+1}\}, \quad \xi_{4,n+1} = \varkappa_{4,n+1}. \quad (17)$$

Тогда, по аналогии с построением вероятностной меры $P_0(\cdot)$, зададим меру $P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n; \cdot)$ на одноточечных множествах $\{(a_1, a_2, a_3)\}$:

$$P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n; \{(a_1, a_2, a_3)\}) = \varphi_1(a_1, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})) \times \psi(a_2, x_{2,n}, p_{k^*, r^*}) \times \varphi_2(a_3, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})). \quad (18)$$

Вероятностное пространство $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P}(\cdot))$ построено.

Теперь докажем, что введенные с помощью (13) – (17) случайные элементы $\Gamma_i(\omega)$ и случайные величины $\varkappa_{j,i}(\omega)$, $\eta_{j,i}(\omega)$, $\xi_{j,i}(\omega)$, $i \geq 0$, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$ удовлетворяют условиям теоремы. Из формулы (15) следует, что случайные элементы Γ_i удовлетворяют соотношению (3), а случайные величины $\varkappa_{j,i}$ для $j \in \{1, 2, 3\}$ удовлетворяют соотношению (5). Из формулы (16) заключаем, что $\varkappa_{4,i}$ удовлетворяет (6). Далее, из (14) и (17) следует справедливость соотношений (6) для величин $\eta_{4,i}$ и $\xi_{4,i}$.

Перейдем к доказательству равенства (9). Для этого найдем явное выражение для условной вероятности $\mathbf{P}(\{\omega: \eta_i = a, \xi_i = b\} | \bigcap_{t=0}^i \{\omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\})$. Пусть $\Gamma^{(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i)} = h(\Gamma^{(k_i, r_i)}, x^i)$. Распишем по определению условной вероятности:

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left(\{\omega: \eta_i = a, \xi_i = b\} \middle| \bigcap_{t=0}^i \{\omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\} \right) = \\ & = \mathbf{P} \left(\{\omega: \eta_i = a, \xi_i = b\} \cap \bigcap_{t=0}^i \{\omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\} \right) / \mathbf{P} \left(\bigcap_{t=0}^i \{\omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\} \right). \end{aligned} \quad (19)$$

Далее из (10), (11) и того факта, что Γ_i и \varkappa_i не зависят от ω_i (этот факт следует из (13) – (16)), получим выражение для знаменателя последней дроби

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left(\bigcap_{t=0}^i \{\omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\} \right) = \\ & = \sum_{\substack{\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}: \\ \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t, \forall 0 \leq t \leq i-1}} P_0(\omega_0) \times P(\omega_0; \{\omega_1\}) \times \dots \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-2}; \{\omega_{i-1}\}). \end{aligned} \quad (20)$$

Преобразуем множество $\{\eta_i = a, \xi_i = b\} \cap \{\Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i\}$, учитывая соотноше-

ния (13) – (17):

$$\begin{aligned}
& \{\eta_i = a, \xi_i = b\} \cap \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} = \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \cap \\
& \cap \left\{ \eta_{j,i} = a_j, j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \left\{ \xi_{j,i} = b_j, j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \left\{ \xi_{4,i} = b_4 \right\} \cap \left\{ \eta_{4,i} = a_4 \right\} = \\
& = \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \cap \left\{ \omega_{j,i} = a_j, j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \left\{ b_j = \tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, j), j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \\
& \cap \left\{ b_4 = x_{4,i} \right\} \cap \left\{ a_4 = \min \left\{ \tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, 1), x_{1,i} + a_1 \right\} \right\}.
\end{aligned}$$

Тогда для числителя (19) имеем:

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P} \left(\left\{ \omega: \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \cap \bigcap_{t=0}^i \left\{ \omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \\
& = \mathbf{P} \left(\left\{ \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \cap \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \cap \bigcap_{t=0}^{i-1} \left\{ \omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \\
& = \delta_{b_4, x_{4,i}} \times \delta_{a_4, \min\{\tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, 1), x_{1,i} + a_1\}} \times \prod_{j=1}^3 \delta_{b_j, \tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, j)} \times \\
& \times \mathbf{P} \left(\left\{ \omega_{j,i} = a_j, j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \cap \bigcap_{t=0}^{i-1} \left\{ \omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) \quad (21)
\end{aligned}$$

И по аналогии со знаменателем (см. (20)), распишем последнюю вероятность:

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P} \left(\left\{ \omega_{j,i} = a_j, j \in \{1, 2, 3\} \right\} \cap \left\{ \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \cap \bigcap_{t=0}^{i-1} \left\{ \omega: \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \\
& = \sum_{\substack{\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}: \\ \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t, \forall 0 \leq t \leq i-1}} P_0(\omega_0) \times P(\omega_0; \{\omega_1\}) \times \dots \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-2}; \{\omega_{i-1}\}) \times \\
& \quad \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}; \{(a_1, a_2, a_3)\}) = \\
& = \varphi_1(a_1, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})) \times \psi(a_2, x_{2,n}, p_{\tilde{k}, \tilde{r}}) \times \varphi_2(a_3, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})) \times \\
& \times \sum_{\substack{\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1}: \\ \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t, \forall 0 \leq t \leq i-1}} P_0(\omega_0) \times P(\omega_0; \{\omega_1\}) \times \dots \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-2}; \{\omega_{i-1}\}). \quad (22)
\end{aligned}$$

Подставляя (20), (21) и (22) в (19), получим:

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P} \left(\left\{ \omega : \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \middle| \bigcap_{t=0}^i \left\{ \omega : \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \\
& = \delta_{b_4, x_{4,i}} \times \delta_{a_4, \min\{\tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, 1), x_{1,i} + a_1\}} \times \prod_{j=1}^3 \delta_{b_j, \tilde{\ell}(\tilde{k}_i, \tilde{r}_i, j)} \times \varphi_1(a_1, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})) \times \\
& \quad \times \psi(a_2, x_{2,n}, p_{\tilde{k}, \tilde{r}}) \times \varphi_2(a_3, h_T(\Gamma_n, x_{3,n})) \times \\
& \quad \times \sum_{\substack{\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1} : \\ \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t, \forall 0 \leq t \leq i-1}} P_0(\omega_0) \times P(\omega_0; \{\omega_1\}) \times \dots \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-2}; \{\omega_{i-1}\}) / \\
& \quad / \sum_{\substack{\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-1} : \\ \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t, \forall 0 \leq t \leq i-1}} P_0(\omega_0) \times P(\omega_0; \{\omega_1\}) \times \dots \times P(\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_{i-2}; \{\omega_{i-1}\})
\end{aligned}$$

и после сокращения одинаковых сумм получаем в точности (9). \square

Следствие 1.1. В условиях предыдущей теоремы верно равенство

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P} \left(\left\{ \omega : \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \middle| \bigcap_{t=0}^i \left\{ \omega : \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t \right\} \right) = \\
& = \mathbf{P} \left(\left\{ \omega : \eta_i = a, \xi_i = b \right\} \middle| \left\{ \omega : \Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)}, \varkappa_i = x^i \right\} \right) \quad (23)
\end{aligned}$$

Доказательство. Действительно, из (9) видно, что вероятность, стоящая в левой части равенства (23), равна величине $\varphi(a, k_i, r_i, x^i) \times \zeta(b, k_i, r_i, x^i)$, зависящей только от значений $(\Gamma^{(k_i, r_i)}, x^i)$ пары (Γ_i, \varkappa_i) и не зависящей от значений остальных пар $(\Gamma_t, \varkappa_t)_{0 \leq t \leq i-1}$. Таким образом, знание о значениях пар $(\Gamma_t, \varkappa_t)_{0 \leq t \leq i-1}$ не влияет на значение вероятности $\mathbf{P}(\{\omega : \eta_i = a, \xi_i = b\} | \bigcap_{t=0}^i \{\omega : \Gamma_t = \Gamma^{(k_t, r_t)}, \varkappa_t = x^t\})$, следовательно, (23) верно. \square

Таким образом, кибернетический подход позволил построить математическую модель управляющей системы обслуживания в виде последовательности случайных величин и случайных элементов, конструктивно заданных на некотором вероятностном пространстве. Выберем для дальнейшего исследования состояния обслуживаемого устройства и длины всех очередей.

1.3. Марковское свойство последовательности

$$\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$$

Теперь перейдем к вопросу о марковости последовательности $\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$. Введем следующие события:

$$A_i(k_i; r_i; x^i) = \{\Gamma_i = \Gamma^{(k_i, r_i)} \varkappa_i = x^i\}, \quad B_i(a; b) = \{\eta_i = a, \xi_i = b\} \quad (24)$$

В новых обозначениях равенство (23) переписывается следующим образом:

$$\mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) = \mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| A_i(k_i; r_i; x^i) \right. \right) \quad (25)$$

Сформулируем и докажем теорему о марковости последовательности $\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$.

Теорема 1.2. Пусть $\Gamma_0 = \Gamma^{(k, r)} \in \Gamma$ и $\varkappa_0 = x^0 \in Z_+^4$ фиксированы. Тогда последовательность $\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$ является однородной счетной цепью Маркова.

Доказательство. Для доказательства достаточно показать, что

$$\mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) = \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| A_i(k_i; r_i; x^i) \right. \right) \quad (26)$$

Распишем левую часть равенства (26). Учитывая то, что сумма $\cup_{a,b} B_i(a; b)$ по всем a и b из Z_+^4 непересекающихся событий $B_i(a; b)$ есть достоверное событие $= \Omega$, получим

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) &= \\ &= \sum_{a,b} \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \cap B_i(a; b) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) = \\ &= \sum_{a,b} \mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) \times \\ &\quad \times \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| B_i(a; b) \cap \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) \quad (27) \end{aligned}$$

Из равенства (25) следует, что вероятность $\mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right)$ не зависит от предыстории $\bigcap_{t=0}^{i-1} A_t(k_t; r_t; x^t)$. Далее, из соотношений (3), (5) и (6) можно заметить, что случайный элемент Γ_{i+1} и случайный вектор \varkappa_{i+1} функционально выражается через Γ_i , \varkappa_i , η_i и ξ_i . Следовательно, вероятность $\mathbf{P}(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) | B_i(a; b) \cap \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t))$ не зависит от предыстории. Таким образом

$$\mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) = \mathbf{P} \left(B_i(a; b) \left| A_i(k_i; r_i; x^i) \right. \right)$$

и

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| B_i(a; b) \cap \bigcap_{t=0}^i A_t(k_t; r_t; x^t) \right. \right) = \\ = \mathbf{P} \left(A_{i+1}(k_{i+1}; r_{i+1}; x^{i+1}) \left| B_i(a; b) \cap A_i(k_i; r_i; x^i) \right. \right) \end{aligned}$$

откуда заключаем верность (26). \square

Убедившись в марковости последовательности $\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$, приведем формулу для вычисления ее переходных вероятностей.

Теорема 1.3. Пусть, как и раньше, $x, \tilde{x} \in Z_+^4$ и $\Gamma^{(k,r)}, \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})} = h(\Gamma^{(k,r)}, x_3) \in \Gamma$. Тогда переходные вероятности однородной счетной марковской цепи $\{(\Gamma_i, \varkappa_i); i \geq 0\}$ вычисляются по следующей формуле:

$$\mathbf{P} \left(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} \left| \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x \right. \right) = \varphi(a, k, r, x), \quad (28)$$

где компоненты вектора a находятся из соотношений

$$a_j = \tilde{x}_j - x_j + \tilde{\ell}(\tilde{k}, \tilde{r}, j), \quad j \in \{1, 2, 3\} \quad (29)$$

$$a_4 = \tilde{x}_4 - x_4 + \tilde{x}_2 - x_2 + \tilde{\ell}(\tilde{k}, \tilde{r}, 2). \quad (30)$$

В случае, если $\Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})} \neq h(\Gamma^{(k,r)}, x_3)$, переходная вероятность равна нулю.

Доказательство. Для нахождения переходной вероятности $\mathbf{P}(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} | \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x)$ воспользуемся формулой полной вероятности. Выделим из множества событий вида $\{\eta_i = a; \xi_i = b\}$, $a, b \in Z_+^4$, полную группу несовместных событий, при условии наступления события $\{\Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x\}$, вероятности которых будут положительны. Из определения функций $\varphi_j(x, t)$, $j \in \{1, 3\}$, следует, что они

положительны тогда и только тогда, когда $x \in Z_+^4$. Аналогично, $\psi(s, m, u) > 0$ только в случае $0 \leq s \leq m$. Тогда из формул (9), (7) и (8) следует, что вероятность $\mathbf{P}(\eta_i = a, \xi_i = b | \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x)$ положительна тогда и только тогда, когда

$$b_4 = x_4, \quad b_j = \tilde{\ell}(\tilde{k}, \tilde{r}, j), \quad j \in \{1, 2, 3\}, \quad (31)$$

и

$$a_4 = \min \{ \tilde{\ell}(\tilde{k}, \tilde{r}, 1), x_1 + a_1 \}, \quad 0 \leq a_2 \leq x_4. \quad (32)$$

В следствии вышесказанного, распишем по формуле полной вероятности:

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} \mid \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x \right) &= \\ &= \sum_{\substack{a_1, a_3 \in Z_+ \\ 0 \leq a_2 \leq x_4}} \mathbf{P} \left(\eta_i = a; \xi_i = b \mid \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x \right) \times \\ &\times \mathbf{P} \left(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} \mid \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x, \eta_i = a; \xi_i = b \right), \end{aligned}$$

где a_4 находится из (32), а вектор b — из (31).

Теперь найдем такие a_1, a_2 и a_3 , при которых зануляются вероятности $\mathbf{P}(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} | \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x, \eta_i = a; \xi_i = b)$. Из (5) и (6) получаем следующие условия на a_1, a_2, a_3 и дополнительное условие на a_4 :

$$\begin{aligned} a_j &= \tilde{x}_j - x_j + b_j, \quad j \in \{1, 2, 3\}, \\ a_4 &= \tilde{x}_4 - x_4 + a_2. \end{aligned} \quad (33)$$

Компонуя все воедино и полагая компоненты вектора a удовлетворяющим соотношениям (33), получим выражение

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left(\Gamma_{i+1} = \Gamma^{(\tilde{k}, \tilde{r})}, \varkappa_{i+1} = \tilde{x} \mid \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x \right) &= \\ &= \mathbf{P} \left(\eta_i = a; \xi_i = b \mid \Gamma_i = \Gamma^{(k,r)}, \varkappa_i = x \right) = \varphi(a, k, r, x) \times \psi(b, k, r, x), \end{aligned} \quad (34)$$

которое при условии, что вектор b находится из (31), превращается в формулу (28). Что и требовалось доказать. \square

Литература

1. Zorine, A. V. Study of queues' sizes in tandem intersections under cyclic control in random environment / A. V. Zorine // Modern Probabilistic Methods for Analysis of

Telecommunication Networks. Communications in Computer and Information Science. — 2013. V. 356. — P. 206–215.

2. Zorine, A. V. On the conditions for the existence of a stationary mode in a tandem of queuing systems with cyclic control in a random environment / A. V. Zorine // Automatic Control and Computer Sciences. — 2013. V. 47. — P. 183–191.

3. Зорин, А. В. Устойчивость тандема систем обслуживания с бернуллиевским немгновенным перемещением требований / А. В. Зорин // Теория вероятностей и математическая статистика. — 2011. — Вып. 84. — С. 163–176.

4. Федоткин, М. А. Оптимальное управление конфликтными потоками и маркированные точечные процессы с выделенной дискретной компонентой. 1 / М. А. Федоткин // Литовский математический сборник. — 1988. — Т. 28. — № 4. — С. 783–784.

5. Федоткин, М. А. Оптимальное управление конфликтными потоками и маркированные точечные процессы с выделенной дискретной компонентой. 2 / М. А. Федоткин // Литовский математический сборник. — 1989. — Т. 29. — № 1. — С. 148–159.

6. Федоткин, М. А. Нелокальный способ задания управляемых случайных процессов / М. А. Федоткин // Математические вопросы кибернетики. — М.: Наука. — 1998. — Вып. 7. — С. 333–344.

7. Федоткин, М. А. Процессы обслуживания и управляющие системы / М. А. Федоткин // Математические вопросы кибернетики. — М.: Наука. — 1996. — Вып. 6. — С. 51–70.

8. Федоткин, М. А. Управление процессами обслуживания / М. А. Федоткин // Вестник Нижегородского госуниверситета им. Н.И. Лобачевского “Математическое моделирование и оптимальное управление”. — 2001. — Вып. 2(24). — С. 169–188.

9. Хинчин, А. Я. Работы по математической теории массового обслуживания / А. Я. Хинчин // М.: Государственное издательство физико-математической литературы. — 1963. — 236 с.

10. Колмогоров, А. Н. Основные понятия теории вероятностей / А. Н. Колмогоров // М.: Наука. — 1974. — 120 с.

11. Колмогоров, А. Н. Элементы теории функций и функционального анализа / А. Н. Колмогоров, С. В. Фомин // М.: Физматлит. — 2006. — 572 с.

12. Гнеденко, Б. В. Курс теории вероятностей / Б. В. Гнеденко // М.: Издательство ЛКИ. — 2007. — 448 с.

13. Ширяев, А. Н. Вероятность / А. Н. Ширяев // М.: Наука. — 1980. — 576 с.

14. Кемени, Дж. Счетные цепи Маркова / Дж. Кемени, Дж. Снелл, А. Кнепп // М.: Наука. — 1987. — 416 с.