УДК 681.3+519.2

Ю. М. КРЕНДЕЛЬ, А. А. НЕСТЕРОВ, В. И. РАБИНОВИЧ
(Новосибирск)

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ДВУХ РЕЖИМОВ ОБСЛУЖИВАНИЯ ЗАЯВОК В СИСТЕМАХ СБОРА И ОБРАБОТКИ ДАННЫХ

При разработке систем сбора и обработки экспериментальных данных возникает проблема организации и анализа таких алгоритмов функционирования системы, когда запросы (заявки) на обслуживание источников информации поступают в случайные моменты времени. Случайный характер потока заявок и естественные ограничения на число обслуживающих устройств, пропускную способность каналов связи и объем используемой в системе памяти делают неизбежными потери заявок и задержки в их обслуживании. Функции обслуживания в системах сбора и обработки данных выполняют периферийные устройства, предназначенные для восприятия информации от исследуемых объектов и преобразования ее в форму, удобную для движения внутри системы и обработки, некоторые промежуточные блоки системы и вычислительные машины.

Качество работы системы в целом в значительной степени зависит от того, насколько эффективно выполняются операции обслуживания. При этом как критерии эффективности используются такие показатели: доля потерянных заявок, время задержки при обслуживании, интенсивность потока обслуженных заявок и др. Определить указанные показатели позволяют методы теории массового обслуживания. Ниже рассматриваются две модели, которые отражают алгоритмы обслуживания, используемые в системах сбора и обработки информации. Общим для этих моделей является следующее.

1. Имеется N статистически независимых источников информации, каждый из которых образует пуассоновский поток заявок с интенсивностью λ, одинаковой для всех потоков. (Источникам присвоены номера от 1 до N.)

2. Обслуживание заявок производится одним обслуживающим устройством.

3. Для каждого источника предусмотрена своя ячейка памяти, рассчитанная на запись и хранение одной заявки. При поступлении от какого-либо источника заявка или записывается в принадлежащую этому источнику ячейку, или теряется в зависимости от того, была ли свободна эта ячейка в момент поступления заявки, или занята ранее пришедшей.

4. Потери заявок не вызывают изменений в функционировании системы.

5. Данные, являющиеся результатами обслуживания, передаются в буферные накопители, в основную память системы или на устройства регистрации.

В рассматриваемых моделях определяются:

1) вероятности потери заявки каждым из источников и всей системой в целом; под вероятностью потери заявки источником (всей системой) понимается отношение среднего числа заявок источника (всех источников), потерянных за некоторый промежуток времени T, к среднему числу заявок, пришедших от источника (от всех источников) за этот же промежуток времени при $T \to \infty$;

2) распределение времени задержки обслуживания заявок, принятых в систему;

3) предельная средняя интенсивность обслуженных заявок по каждому из источников.

В первой из рассматриваемых моделей обслуживающее устройство производит циклический опрос индивидуальных ячеек памяти источников в направлении от i-го к $(i+1)$-му $(i=1, 2, \ldots)$. Если при опросе i-й ячейки памяти в ней содержится заявка, то устройство производит обслуживание i-го источника в течение некоторого времени, по окончании которого i-я ячейка освобождается от заявки.

Если же при опросе i-й ячейки она окажется свободной, то устройство также производит обслуживание i-го источника некоторое время, причем заявка, поступившая от i-го источника в течение времени опроса и обслуживания, фиксируется в ячейке.

Будем в дальнейшем говорить об обслуживании i-й ячейки, понимая под этим опрос i-й ячейки и обслуживание i-го источника. После обслуживания i-й ячейки устройство приступает к обслуживанию $(i+1)$-й ячейки. Полагаем время обслуживания i-й ячейки случайным и обозначим его через $t^{(1)}$ и $t^{(0)}$ для случая наличия и отсутствия заявки соответственно. Распределения величин $t^{(1)}$ и $t^{(0)}$ одинаковы для всех i $(i=1, 2, \ldots)$ и не зависят от состояния ячеек памяти других источников.

На переход к обслуживанию $(i+1)$-й ячейки после окончания обслуживания i-й устройство затрачивает постоянное время $t_{\text{п}}$, одинаковое для всех i $(i=1, 2, \ldots)$.

В дальнейшем будем оперировать величинами $T^{(1)}=t^{(1)}+t_{\text{п}}$ и $T^{(0)}=t^{(0)}+t_{\text{п}}$, распределенными с плотностями $\varphi_1(t)$ и $\varphi_0(t)$ соответственно.

Определение характеристик описанной модели является некоторым обобщением задачи, известной в теории массового обслуживания как задачи об обслуживании машин патрулирующим мастером [1—3].

Рассмотрим случайный процесс, определенный в дискретные моменты времени t_m $(m=1, 2, \ldots)$, совпадающие с моментами начала обслуживания ячеек памяти; при этом значением процесса в момент времени t_m будем считать состояние N ячеек памяти, предшествующих той, обслуживание которой начинается в момент t_m. Состояние каждой ячейки памяти будем обозначать символом «1» или «0» в зависимости от наличия или отсутствия заявки в ней в момент начала ее обслуживания. Будем характеризовать состояние рассматриваемой нами системы значениями так определенного случайного процесса в те же моменты времени. Пусть теперь вектор $A_m=(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)$ $(\alpha_i=0, 1;\ i=1, 2, \ldots, N)$ означает состояние системы в момент времени t_m. Нетрудно видеть, что введенный случайный процесс образует цепь Маркова с матрицей переходных вероятностей, определяемой из соотношения

$$P(A_{m+1}=\alpha'_1, \ldots, \alpha'_N / A_m=\alpha_1, \ldots, \alpha_N)=$$
$$=\begin{cases}\alpha'_N+(1-2\alpha'_N)P_l(\alpha_1), & \text{если } \alpha_i=\alpha'_{i-1}\ (i=2, 3, \ldots, N);\\ 0 & \text{в остальных случаях.}\end{cases} \qquad (1)$$

В (1) $P_l(\alpha_1)$ — вероятность того, что $\alpha'_N=0$, если

$$\sum_{j=2}^{N}\alpha_j=l\ (l=0, 1, \ldots, N-1);$$

$$P_l(\alpha_1)=\tilde{\varphi}_0^{N-l-\alpha_1}(\lambda)\,\tilde{\varphi}_1^{l}(\lambda);\quad \tilde{\varphi}_a(\lambda)=\int_0^\infty \exp(-\lambda t)\,\varphi_a(t)\,dt;\quad a=0, 1.$$

Из (1) видно, что вероятности перехода не зависят от m, т. е. марковская цепь стационарна; рассматриваемая цепь является неприводимой и апериодической. А поскольку число состояний цепи конечно (2^N), то все состояния эргодичны, т. е. существуют предельные вероятности

$$\pi(\alpha_1, \ldots, \alpha_N) = \lim_{m\to\infty} P(A_m = \alpha_1, \ldots, \alpha_N),$$

являющиеся решением системы уравнений:

$$\begin{cases} \pi(\alpha_1', \ldots, \alpha_N') = \sum\limits_{(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)} \pi(\alpha_1, \ldots, \alpha_N) P\{(\alpha_1', \ldots, \alpha_N')/(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)\}; \\ \sum\limits_{(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)} \pi(\alpha_1, \ldots, \alpha_N) = 1. \end{cases} \qquad (2)$$

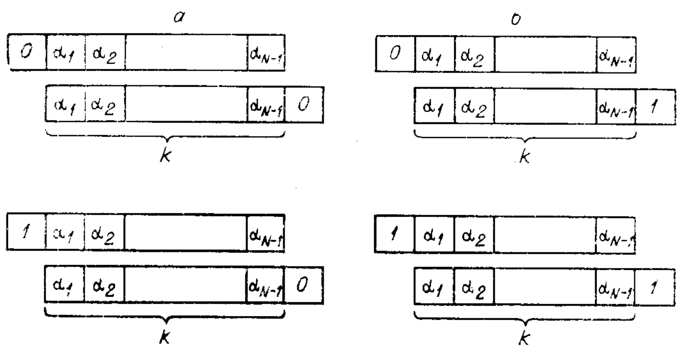
В (2) переходные вероятности определяются по (1). Относительно вероятностей $\pi(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)$ сделаем предположение, которое в дальнейшем будет доказано. Именно, будем считать, что

$$\pi(\alpha_1, \ldots, \alpha_N) = \pi(\alpha_1', \ldots, \alpha_N') = \pi_k,$$

если

$$\sum_{i=1}^{N} \alpha_i = \sum_{i=1}^{N} \alpha_i' = k \qquad (k = 0, 1, \ldots, N).$$

Зафиксируем некоторый вектор $(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)$, такой, что $\sum\limits_{j=1}^{N-1} \alpha_j = k$ и $\alpha_N = 0$



(см. рисунок, *а*). Пользуясь (1) и сделанным предположением, запишем уравнение для определения вероятности получить вектор $(\alpha_1, \ldots, \alpha_N)$:

$$\pi_k = \pi_k P_k(0) + \pi_{k+1} P_k(1),$$

откуда

$$\pi_{k+1} = \pi_k \frac{1 - P_k(0)}{P_k(1)}. \qquad (3)$$

Поступая аналогичным образом для определения вероятности получить вектор $\alpha_1, \ldots, \alpha_N$, у которого $\alpha_N = 1$, будет иметь (см. рисунок, *б*):

$$\pi_k = \pi_{k-1} \frac{1 - P_{k-1}(0)}{P_{k-1}(1)}. \qquad (4)$$

На основании рекуррентных соотношений (3) и (4) можно выразить вероятности π_k через π_0:

$$\pi_k = \pi_0 \prod_{i=1}^{k} \frac{1 - P_{i-1}(0)}{P_{i-1}(1)}. \qquad (5)$$

Вероятность π_0 находится из условия нормировки:

$$\pi_0^{-1} = 1 + \sum_{k=1}^{N} C_N^k \prod_{i=1}^{k} \frac{1 - P_{i-1}(0)}{P_{i-1}(1)}. \qquad (6)$$

Подстановка выражений для π_k ($k=0, 1, \ldots, N$) из (5) и (6) в (2) показывает, что π_k удовлетворяют этой системе. Поскольку же система (2) имеет единственное решение, то это доказывает справедливость сделанного предположения.

Перейдем к определению показателей рассматриваемой системы. Найдем выражение для вычисления вероятности $P_п$ потери заявки конкретным источником. Для этого введем в рассмотрение ряд случайных величин.

Пусть X_k — интервал времени, в течение которого производится обслуживание $(N-1)$ ячеек памяти, которые содержат ровно k единиц ($k=0, 1, \ldots, N-1$); E — интервал времени между окончанием обслуживания i-й ($i=1, 2, \ldots$) ячейки памяти (между началом обслуживания i-й ячейки памяти) и моментом поступления заявки от i-го источника при условии $\alpha_i=1$ — наличия заявки в i-й ячейке (при условии $\alpha_i=0$ — отсутствия заявки в i-й ячейке).

Теперь распределение случайной величины

$$Y_k(L_i) = X_k - E + T^{(1)} + T^{(0)}(1 - L_i)$$

при условии $X_k - E + T^{(0)}(1-\alpha_i) > 0$ является распределением времени, в течение которого заявка в i-й ячейке памяти ожидает окончания своего обслуживания при условии, что она принята на обслуживание.

Найдем условную плотность распределения $f_{Y_k(\alpha_i)}(t/Z_k(\alpha_i)>0)$ при условии, что $Z_k(\alpha_i) = X_k - E + T^{(0)}(1-\alpha_i) > 0$.

Пусть $\alpha_i=1$. Плотность распределения $f_{Z_k(1)}(t)$ величины $Z_k(1)$ определяется из соотношения

$$f_{Z_{k(1)}}(t) = \int_0^\infty f_{X_k}(\tau) f_E(\tau - t)\, d\tau,$$

где

$$f_{X_k}(t) = \varphi_1^{k-1}(t) * \varphi_0^{(N-2-k)}(t);$$

$*$ — знак композиции; $\varphi_a^{(j)}(t)$ — j-кратная свертка функции $\varphi_a(t)$ с тождественной ей функцией; $\varphi_a^{(-1)}(t)$ — дельта-функция в нуле ($a=0,1$); $f_E(t) = \lambda \exp -\lambda t$. Плотность распределения $f_{Y_{k(1)}}(t/Z_k(1)>0)$ величины $Y_k(1)$ при условии, что $Z_k(1)>0$, найдем из выражения

$$f_{Y_{k(1)}}(t/Z_k(1) > 0) = \frac{\int_0^\infty f_{Z_{k(1)}}(\tau)\, \varphi_1(t-\tau)\, d\tau}{\int_0^\infty f_{Z_{k(1)}}(\tau)\, d\tau}. \tag{7}$$

Пусть теперь $\alpha_i=0$. Плотность распределения $f_{Z_{k(0)}}(t)$ величины $Z_k(0)$ определяется как

$$f_{Z_{k(0)}}(t) = f_{Z_{k(1)}}(t) * \varphi_0(t),$$

а плотность распределения $f_{Y_{k(0)}}(t/Z_k(0) > 0)$ найдем из соотношения

$$f_{Y_{k(0)}}(t/Z_k(0) > 0) = \frac{\int_0^\infty f_{Z_{k(0)}}(\tau)\, \varphi_1(t-\tau)\, dt}{\int_0^\infty f_{Z_{k(0)}}(\tau)\, d\tau}. \tag{8}$$

Плотность распределения $f_Y(t)$ времени ожидания заявкой конкретного источника, принятой на обслуживание, окончания своего обслуживания получим, осредняя плотности (7) и (8) по k и беря их с соответствующими весами:

$$f_Y(t)=\sum_{k=0}^{N}\left[f_{Y_k(1)}(t/Z_k(1)>0)\,\pi_{k+1}C_{N-1}^{k}+\right.$$
$$\left.+f_{Y_k(0)}(t/Z_k(0)>0)\,\pi_k C_{N-1}^{k}\right]. \qquad (9)$$

Теперь вероятность потери $P_п$ заявки конкретным источником выразим так:

$$P_п=\frac{\lambda m_Y}{1+\lambda m_Y}, \qquad (10)$$

где $m_Y=\int_0^\infty t f_Y(t)\,dt$ — математическое ожидание времени, в течение которого ячейка памяти занята заявкой.

Заметим, что соотношение (10) определяет также вероятность потери заявки во всей системе вследствие одинаковых интенсивностей заявок от источников.

Плотность распределения времени ожидания заявкой начала своего обслуживания при условии, что она принята в систему, находим из соотношения

$$f_Z(t)=\sum_{k=0}^{N}\left[\frac{f_{Z_k(1)}(t)}{\int_0^\infty f_{Z_k(1)}(\tau)\,d\tau}\,\pi_{k+1}C_{N-1}^{k}+\frac{f_{Z_k(0)}(t)}{\int_0^\infty f_{Z_k(0)}(\tau)\,d\tau}\,\pi_k C_{N-1}^{k}\right]. \qquad (11)$$

Среднее время M между двумя последовательными моментами окончания обслуживания одной и той же ячейки памяти равно математическому ожиданию случайной величины, распределенной с плотностью

$$\varphi(t)=\sum_{k=0}^{N}\varphi_1^{(k-1)}(t)*\varphi_0^{(N-k-1)}(t)\,\pi_k C_N^k.$$

Теперь интенсивности $\beta^{(1)}$ и β потока обслуженных заявок некоторого источника и всей системы в целом равны:

$$\beta^{(1)}=\frac{1}{M}\int_0^\infty f_Z(t)\,dt;\quad \beta=\beta^{(1)}N.$$

Вторая модель характеризуется наличием N-разрядного накопительного регистра. Работа обслуживающего устройства при этом разбивается на этапы. В момент, когда заканчивается m-й этап обслуживания, обслуживающее устройство приступает к $(m+1)$-му этапу, состоящему в следующем. Содержимое накопительного регистра приводится в соответствие с состоянием источников таким образом: в i-й разряд регистра ($i=1, 2, \ldots, N$) записывается «1» или «0» в зависимости от того, содержалась заявка или нет в ячейке памяти, принадлежащей i-му источнику в момент начала $(m+1)$-го этапа обслуживания. При этом ячейки памяти «очищаются» и вновь могут принимать заявки. Затем обслуживающее устройство производит последовательный опрос разрядов накопительного регистра в направлении от 1-го к N-му; при этом после проведения опроса i-го разряда ($i=1, 2, \ldots$) устройство приступает к обслуживанию i-го источника; характер этого обслуживания зависит от состояния (0 или 1), выявленного при опросе i-го разряда. По окончании обслуживания i-го источника устройство производит опрос $(i+1)$-го разряда и т. д.

Будем в дальнейшем говорить об обслуживании i-го разряда (всего регистра), понимая под этим опрос i-го разряда регистра (всех разрядов регистра) и обслуживание i-го источника (всех источников) в соответствии с состоянием i-го разряда (одноименных разрядов).

После завершения обслуживания всего регистра устройство переходит к $(m+2)$-му этапу обслуживания и т. д. Обслуживание разрядов будем характеризовать теми же случайными величинами, которые введены нами при обслуживании ячеек памяти в первой модели. Полагаем, что приведение содержимого накопительного регистра в соответствие с состоянием источников производится мгновенно.

Определим случайный процесс в дискретные моменты времени t_1, $t_2, \ldots, t_m, \ldots$, совпадающие с моментами начала $1, 2, \ldots, m, \ldots$ этапов обслуживания, и значениями процесса в эти моменты времени будем считать число единиц, содержащихся в накопительном регистре. Будем понимать под состоянием описанной системы значения так определенного случайного процесса в эти же моменты времени. Нетрудно видеть, что этот случайный процесс образует цепь Маркова с числом состояний $(N+1)$. Запишем матрицу $\|q_{lk}(m)\|$ переходных вероятностей для этой цепи ($q_{lk}(m)$ — вероятность того, что процесс в момент времени t_{m+1} примет значение, равное k, если его значение в момент времени t_m равно l; $k, l=0, 1, \ldots, N$):

$$q_{lk}(m) = \int_0^\infty C_N^k (1 - \exp(-\lambda t))^k (\exp(-\lambda t))^{N-k} f_{B_l}(t)\, dt; \qquad l, k = 0, 1, \ldots, N, \tag{12}$$

где $f_{B_l}(t)$ — плотность распределения случайной величины

$$B_l = \sum_{i=0}^{l} T_i^{(1)} + \sum_{i=0}^{N-l} T_i^{(0)}; \quad T_0^{(a)} = 0 \ (a=0, 1); \quad f_{B_l}(t) = \varphi_1^{(l-1)}(t) * \varphi_0^{(N-l-1)}(t).$$

Вид переходных вероятностей (12) указывает на то, что марковская цепь является однородной $(q_{lk}(m)=q_{lk})$, неприводимой и апериодической; следовательно, существуют стационарные вероятности q_k данному процессу пребывать в состоянии k $(k=0, 1, \ldots, N)$. Эти вероятности являются решением следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} q_k = \sum\limits_{l=0}^{N} q_l q_{lk} \quad (k = 0, 1, \ldots, N-1); \\ \sum\limits_{l=0}^{N} q_l = 1. \end{cases}$$

Найдем вероятность потери заявки конкретным источником и всей системой, для чего введем в рассмотрение ряд случайных величин.

Пусть θ — интервал времени между соседними этапами обслуживания; Q — интервал времени между началом этапа обслуживания и моментом поступления заявки от некоторого источника.

Распределение случайной величины

$$L = \theta - Q$$

при условии, что $\theta - Q > 0$ есть распределение времени, в течение которого ячейка памяти некоторого источника будет находиться в занятом состоянии (иначе, это есть распределение времени ожидания заявкой, поступившей в систему, начала очередного этапа обслуживания).

Плотность распределения величины L равна

$$f_L(t) = \int_0^\infty f_\theta(\tau) f_Q(\tau - t)\, dt,$$

а условная плотность распределения величины L при условии $L>0$ равна

$$f_L(t/L>0)=\frac{f_L(t)}{\int\limits_0^\infty f_L(\tau)\,d\tau}. \qquad (13)$$

Здесь $f_\theta(t)$ и $f_Q(t)$ — плотности распределения величин θ и Q;

$$f_\theta(t)=\sum_{l=0}^{N}\left[\varphi_1^{(l-1)}(t)*\varphi_0^{(N-l-1)}(t)\right]\pi_l$$

по условию $f_Q(t)=\lambda\exp(-\lambda t)$. Теперь вероятность $H_п$ потери заявки некоторым источником равна

$$H_п=\frac{\lambda d}{1+\lambda d}, \qquad (14)$$

где d — математическое ожидание величины, распределенной по (13).

Вследствие того, что все источники имеют одинаковую интенсивность потока заявок, выражение (14) дает также вероятность потери заявки по всей системе в целом.

Распределение времени ожидания заявкой i-го источника начала своего обслуживания найдем как распределение случайной величины

$$\psi_i=L+V_i \qquad (i=1,\,2,\,\ldots,\,N)$$

при условии, что $L>0$. Здесь V_i — интервал времени между началом этапа обслуживания и началом обслуживания i-го разряда на этом же этапе. Понятно, что распределение величины V_i однозначно определяется числом единиц в разрядах регистра с 1-го по $(i-1)$-й включительно. Если в $(i-1)$ первых разрядах регистра содержится α единиц $(\alpha=0,1,\ldots$ $\ldots,i-1)$, то распределение величины V_i будет совпадать с распределением величины

$$\sum_{j=0}^{\alpha}T_j^{(1)}+\sum_{j=0}^{i-1-\alpha}T_j^{(0)};\quad T_0^{(a)}=0\,(a=0,1)\ . \qquad (15)$$

Плотность распределения $f_{V_{i(\alpha)}}(t)$ величины (15) равна

$$f_{V_{i(\alpha)}}(t)=\varphi_1^{(\alpha-1)}(t)*\varphi_0^{(i-2-\alpha)}(t).$$

Обозначим через $P(\alpha/\tau)$ вероятность того, что в $(i-1)$ первых разрядах регистра на некотором фиксированном этапе будет содержаться α единиц при условии, что интервал времени θ между двумя соседними этапами обслуживания, последний по времени из которых является данным фиксированным этапом, равен τ. Эта вероятность равна

$$P(\alpha/\tau)=C_{i-1}^{\alpha}(1-\exp(-\lambda\tau))^{\alpha}(\exp(-\lambda\tau))^{i-1-\alpha}.$$

Плотность распределения величины V_i при условии, что $\theta=\tau$ определится так:

$$f_{V_i}(t/\tau)=\sum_{\alpha=0}^{i-1}f_{V_{i(\alpha)}}(t)\,P(\alpha/\tau). \qquad (16)$$

Найдем выражение для плотности распределения $f\psi_i(t/L>0)$ величины ψ_i при условии, что $L>0$. Заметим, что, как следует из (16), величины θ и V_i зависимы

$$P\{\psi_i<t/L>0\}=\frac{P\{\theta-Q+V_i<t;\ \theta-Q>0\}}{P\{\theta-Q>0\}}=$$

$$=\frac{1}{P\{\theta-Q>0\}}\int\limits_0^\infty f_\theta(\tau_1)\,d\tau_1\int\limits_0^{\tau_1}f_Q(\tau_2)\,d\tau_2\int\limits_0^{t-(\tau_1-\tau_2)}f_{V_i}(\tau_3/\tau_1)\,d\tau_3. \qquad (17)$$

Дифференцирование по t (17) дает выражение для плотности распределения

$$f_{\psi_i}(t/L>0)=\frac{1}{\int\limits_0^\infty f_L(\tau)\,d\tau}\int\limits_0^\infty f_\theta(\tau_1)\,d\tau_1\int\limits_0^{\tau_1} f_Q(\tau_2)\,f_{V_i}(t-\tau_1+\tau_2/\tau_1)\,d\tau_2. \quad (18)$$

Вычисление в (18) условной плотности распределения $f_{V_i}(t-\tau_1+\tau_2/\tau_1)$ производится по (16).

Среднее время между двумя последовательными моментами окончания обслуживания i-го разряда ($i=1, 2, \ldots, N$), как нетрудно видеть, равно математическому ожиданию $\bar\theta$ интервала времени между двумя соседними этапами обслуживания. Поэтому интенсивности β_1 и β_c потоков обслуженных заявок некоторого источника и всей системы в целом равны:

$$\beta_1=\frac{1}{\bar\theta}\int\limits_0^\infty f_L(\tau)\,d\tau;\quad \beta_c=\beta_1 N.$$

Таким образом, проведенное исследование двух моделей позволяет при задании исходных параметров системы обоснованно выбрать тот или иной алгоритм обработки запросов.

ЛИТЕРАТУРА

1. J. Th. Runnenebur g. Machines Served by a Patrolling Operator, 1957, July (prepublication copy).
2. C. Mack, T. Murphy, N. L. Webb. The Efficiency of N Machines unidirectionally Patrolled by one Operative when Walking Time and Repair Time are Constants.— J. Roy. Statist. Soc., 1957, Ser. B, v. 19, № 1.
3. А. Д. Соловьев. Задачи о циклическом обслуживании.— В сб. Прикладные задачи технической кибернетики». М., «Советское радио», 1966.

Поступила в редакцию 21 октября 1972 г.

УДК 631.291.27

В. М. ЕФИМОВ, З. А. ЛИВШИЦ

(Новосибирск)

НЕКОТОРЫЕ МЕТОДЫ ПОВЫШЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ ЦИФРОВЫХ СИСТЕМ СЖАТИЯ ДАННЫХ

1.1. В работе* были обсуждены вопросы оптимизации сжатия данных в системе, использующей предсказатель с фиксированной апертурой; при этом рассматривалась ситуация, когда варьируемыми параметрами являются амплитудное разрешение сигналов (ширина апертуры) и величины шагов дискретности по координатам многомерного случайного поля (в частности, шаг квантования по времени). В данной

* В. М. Ефимов, З. А. Лившиц. Оптимизация систем сжатия, использующих предсказатель с фиксированной апертурой.— Автометрия, 1972, № 4.