НАДЕЖНОСТЬ СИСТЕМ СО СКОЛЬЗЯЩИМ РЕЗЕРВИРОВАНИЕМ ПРИ ОБСЛУЖИВАНИИ ПОТОКА СЛУЧАЙНЫХ ТРЕБОВАНИЙ

В. А. Трусов

Харьков

Для создания сложных и надежных систем на практике часто предусматривается скользящее резервирование. Оценка надежности системы, выполняющей случайные задания, произведена в работах [1, 2]. В данной работе рассматривается задача определения характеристик надежности системы, выполняющей случайные задания и состоящей из m основных элементов и n элементов в режиме скользящего резерва. На основе математического аппарата конечных марковских цепей решение доведено до уровня алгоритма вычислений, а для некоторых случаев получены расчетные формулы и асимптотические оценки.

Процесс функционирования системы в режиме обслуживания потока случайных требований без ограничения общности можно рассмотреть на примере комплекса вычислительных средств, состоящего из m основных и n резервных ЦВМ, обозначаемого в дальнейшем через $K(m, n)$. В зависимости от поступающих на обслуживание требований одновременно могут работать t машин ($t = 0, 1, 2, \ldots, m$). Каждая из резервных машин контролируется, например, тестами и может заменить любую отказавшую рабочую машину при обнаружении в последней неисправности. Вероятность обнаружения отказов системой контроля каждой машины равна единице. При этом вычислительная нагрузка (программа и числовой материал) без потерь времени передается любой из исправных резервных машин, которая продолжает вычисления с того места программы, в котором произошел отказ; вышедшая из строя машина немедленно поступает в ремонт.

В этих предположениях любую комбинацию событий из потоков требований на вычисления, отказов, обслуживания требований и восстановлений можно рассматривать как определяющую некоторое состояние i всего комплекса $K(m, n)$, ($i = 1, 2, \ldots, N$). Потоки отказов, восстановлений и обслуживания требований предполагаются простейшими с параметрами λ, μ и γ для каждой ЦВМ соответственно. Входной для $K(m, n)$ поток требований на вычисления также предполага-

ется простейшим с параметром β. Кроме того, предположим, что одновременные события (требование на вычисления, окончание обслуживания требования, отказ и восстановление ЦВМ) не могут иметь места, а вероятность $p_j(t')$ того, что за один шаг процесс перейдет в заданное j-е состояние, определяется выражением

$$p_j(t') = \sum_{i=1}^{N} p_{ij} p_j(t'-1), \tag{1}$$

где p_{ij} — вероятность перехода системы в состояние j в момент времени t', если в момент времени $(t'-1)$ она находится в состоянии i. Тогда рассматриваемая система обладает свойством Маркова, и если условные вероятности p_{ij} перехода за один шаг из состояния i в состояние j не зависят от времени, то существует вложенная цепь Маркова, причем она единственная и полностью определяется матрицей вероятностей переходов $P = (p_{ij})_1^N$.

Вероятность p_{ij}, в свою очередь, определяется отношением интенсивности Λ_{ij} перехода из состояния i в состояние j к сумме интенсивностей переходов из состояния i [2], т. е.

$$p_{ij} = \frac{\Lambda_{ij}}{\sum_{j=1}^{N} \Lambda_{ij}}.$$

При этом должны выполняться условия

$$p_{ii} = 0; \quad \sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1.$$

Введем переменную l, которая для каждого состояния $i \in [1, N]$ определяет число отказавших машин. В предположении независимости отказов отдельных машин значение $l \in [0, m+n]$. Возможные переходы и их интенсивности для каждого состояния полностью определяются парой переменных (l, t), поэтому в системе координат l и t множество точек на плоскости с целыми неотрицательными значениями координат, взятыми из области их определения, изоморфно множеству всех возможных состояний системы $K(m, n)$. Общее число возможных состояний $N = (m+1)(m+n+1)$.

При $t > m+n-l$ состояние $i(l, t)$ характеризует работу системы $K(m, n)$ с пониженной производительностью или соответствует отказу всей системы. Поэтому последовательность нумерации состояний удобно задать следующим образом:

$$i(l, t) = \begin{cases} \binom{l+t+1}{2} + t + 1, & \text{если } l + t < m \\ \binom{m+1}{2} + (l+t-m)(m+1) + t + 1, & \text{если } m \leqslant l + t \leqslant m+n \\ (m+n+1)(m+1) - \binom{2m+n-l-t+1}{2} + t - m, & \text{если } l + t > m+n \end{cases} \tag{2}$$

Здесь $\binom{c}{\alpha}$ — число сочетаний из c элементов по α, причем для сохранения общности полагается $\binom{c}{\alpha} = 0$, если $c < \alpha$.

В соответствии с (1) и (2) для каждого состояния $i(l, t)$ легко определяются элементы матрицы P:

$$p_{i(l,t),\, j(l_1=l-1,\, t_1=t)} = l\mu m_{i(l,t)};$$

$$p_{i(l,t),\, j(l_1=l+1,\, t_1=t)} = (m+n-l)\lambda m_{i(l,t)};$$

$$p_{i(l,\,t),\,j(l_1=l,\,t_1=t+1)} = \beta m_{i(l,\,t)};$$
$$p_{i(l,\,t),\,j(l_1=l,\,t_1=t-1)} = [(1-\alpha_1)\,t + \alpha_1\,(m+n-l)]\,\gamma m_{i(l,\,t)};$$
$$p_{i(l,\,t),\,j(l_1,\,t_1)} = 0 \quad \text{при } l_1 < l-1,\ t_1 < t-1,$$
$$l_1 > l+1,\ t_1 > t+1, \qquad (3)$$
$$l_1 \notin [0,\ m+n],\ t_1 \notin [0,\ m].$$

Здесь $m_{i(l,\,t)}$ — среднее время пребывания в состоянии $i\,(l,\,t)$. Аналогично [2]

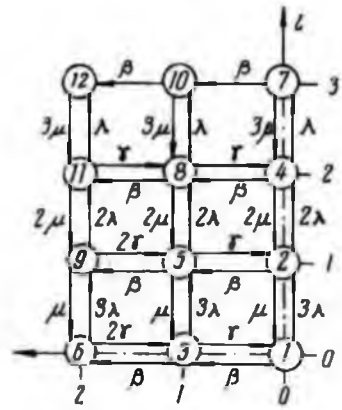
$$m_{i(l,\,t)} = \frac{1}{[l\mu + (m+n-l)\,\lambda + \beta + [(1-\alpha_1)\,t + \alpha_1\,(m+n-l)]\,\gamma]},$$

а антье

$$\alpha_1 = \left[\frac{l+t}{m+n}\right] = \begin{cases} 0, & \text{если } l+t \leqslant m+n; \\ 1, & \text{если } l+t > m+n. \end{cases}$$

Например, пространство состояний модели $K\,(2,\ 1)$ представится графом переходов, изображенным в системе координат l, t (рисунок). Заметим, что

$$\Lambda_{i(l,\,t),\,j(l_1,\,t_1)} = \frac{p_{i(l,\,t),\,j\,(l_1,\,t_1)}}{m_{i\,(l,\,t)}}.$$



Граф состояний системы $K\,(2,1)$ при обслуживании потока случайных требований.

Для системы $K\,(m,\ n)$ найдем такие показатели надежности как среднее время до первого отказа на выполнение требования, среднее время между отказами и среднее время ненормальной работы, вызванной отказами элементов системы.

Пусть R_1 — множество состояний, в которых система $K\,(m,\ n)$ функционирует нормально, а R_2 — множество состояний ненормальной работы. При условии достижимости любого состояния j за конечное число шагов, что мы имеем в модели, однородный марковский процесс обладает эргодическим свойством, т. е. существует стационарное распределение вероятностей состояний, или вектор-строка

$$\Pi = (\pi_1,\ \pi_2,\ \ldots,\ \pi_N).$$

Собственный вектор Π стохастической матрицы P есть вектор, удовлетворяющий равенству

$$\Pi P = \Pi \qquad (4)$$

при собственном значении матрицы P, равном единице, причем

$$\sum_{j=1}^{N} \pi_j = 1. \qquad (5)$$

Выделив некоторую неизвестную π_{j^*} и произведя деление каждого уравнения системы (4), после преобразований и отбрасывания j^*-го уравнения получим уравнение в матричной форме [2]:

$$\left(\frac{\pi_1}{\pi_{j^*}},\ \frac{\pi_2}{\pi_{j^*}},\ \ldots \frac{\pi_N}{\pi_{j^*}}\right)_{j^*} = (p_{j^*1},\ p_{j^*2},\ \ldots\ p_{j^*N})_{j^*}\,(I - P_{(j^*)})^{-1}. \qquad (6)$$

Здесь индекс j^* справа от скобок означает вычеркивание j^*-го члена вектора-строки, а $P_{(j^*)}$ есть матрица P с вычеркнутыми j^*-ой строкой и j^*-м столбцом; I — единичная матрица.

Решение системы может быть получено, если в матрице P найдется такая строка с номером j_1^*, при которой выполняется условие

$$p_{j^*, j_1^*} = 1,$$

$$p_{j^*, j} = 0 \text{ при } j \neq j_1^* \tag{7}$$

Тогда

$$\frac{\pi_j}{\pi_{j^*}} = \frac{A_{jj_1^*}}{\Delta_0}, \tag{8}$$

а с учетом условия нормировки (5)

$$\pi_j = \frac{A_{jj_1^*}}{\left(\Delta_0 + \sum\limits_{\substack{i=1 \\ i \neq j^*}}^{N} A_{ij_1^*}\right)}, \quad (j = 1, 2, \ldots, N;\ j \neq j^*),$$

$$\pi_{j^*} = \frac{\Delta_0}{\left(\Delta_0 + \sum\limits_{\substack{i=1 \\ i \neq j^*}}^{N} A_{ij_1^*}\right)}.$$

Здесь Δ_0 — определитель матрицы $(I - P_{(j^*)})$;

$A_{jj_1^*}$ — алгебраическое дополнение соответствующего элемента определителя Δ_0.

Для определения среднего времени между отказами и среднего времени до первого отказа на выполнение очередного требования системой $K(m, n)$ определим предварительно для каждого состояния $i \in R_1$ среднее число попаданий процесса, выходящего в начальный момент из состояния $i \in R_1$, в состояние $j \in R_1$ до поглощения в R_2. Если в матрице P вычеркнуть строки и столбцы, номера которых соответствуют множеству состояний R_2, рассматриваемые в этом случае как поглощающие, то искомые величины n_{ij} определятся следующим образом [3]:

$$(n_{ij})_{(R_2)} = (I - P_{(R_2)})^{-1}.$$

Среднее время $t_i^{(1)}$, истекающее до первого попадания процесса из начального состояния $i \in R_1$ в множество R_2, очевидно, равно сумме средних времен пребывания в каждом из состояний $j \in R_1$ до поглощения $в R_2$, т. е.

$$t_i^{(1)} = n_{i1}m_1 + n_{i2}m_2 + \ldots = \sum_{j \in R_1} n_{ij}m_j.$$

Если процесс начинается в состоянии $i(0, 0) = 1$, при котором исправны все $(m + n)$ элементов и отсутствуют требования на вычисления, среднее время до первого отказа на выполнение

$$t_1^{(1)} = \frac{1}{\Delta_{(R_2)}} \sum_{i \in R_1} A_{i1}m_i, \tag{9}$$

где $\Delta_{(R_2)}$ — определитель матрицы $(I - P_{(R_2)})$;

A_{i1} — алгебраическое дополнение соответствующего элемента первого столбца определителя $\Delta_{(R_2)}$.

Среднее время $t_i^{(2)}$, истекающее до второго попадания процесса из начального состояния $i \in R_1$ в множество R_2, определится, если известны вероятности $a_{i,j}$ того, что после поглощения в R_2 первый возврат в R_1 есть состояние j, суммой следующего вида:

$$t_i^{(2)} = a_{i1}t_1^{(1)} + a_{i2}t_2^{(1)} + \ldots = \sum_{j \in R_1} a_{ij}t_j^{(1)}.$$

Вероятности a_{ij} определяются по вероятностям следующих независимых событий:

а) событие A — попадание из состояния $i \in R_1$ через некоторое состояние $k \in R_1$ в некоторое состояние $l \in R_2$;

б) событие B — попадание из состояния $l \in R_2$ через некоторое состояние $m \in R_2$ в некоторое состояние $j \in R_1$.

Таким образом,

$$\underset{(ij \in R_1)}{a_{ij}} = \sum_{\substack{k \in R_1, \\ l, m \in R_2}} n_{ik}p_{kl}n_{lm}p_{mj}.$$

Вообще среднее время $t_i^{(r)}$, истекающее до r-го попадания процесса из начального состояния $i \in R_1$ в множество R_2 определится рекуррентной формулой

$$t_i^{(r)} = \sum_{j \in R_1} a_{ij}t_j^{(r-1)}.$$

В матричной форме последнее выражение имеет вид

$$\begin{pmatrix} t_1^{(r)} \\ t_2^{(r)} \\ \vdots \\ t_N^{(r)} \end{pmatrix}_{(R_1)} = (A^{(r-1)}) \begin{pmatrix} t_1^{(1)} \\ t_2^{(1)} \\ \vdots \\ t_N^{(1)} \end{pmatrix}_{(R_1)}.$$

В предположении эргодичности рассматриваемого процесса вероятность того, что после поглощения в R_2 первый возврат в R_1 есть состояние j, не зависит от номера начального состояния i. В этом случае, называемом стационарным режимом системы

$$\lim_{r \to \infty} (A^{(r-1)}) = (a_1, a_2, \ldots, a_N)_{(R_1)}.$$

Поэтому среднее время T_0 между отказами на выполнение

$$T_0 = \lim_{r \to \infty} t_i^{(r)} = \sum_{j \in R_1} a_j t_j^{(1)}. \qquad (10)$$

Аналогично можно определить среднее время ненормальной работы системы, вызванной отказами. Так, среднее время $d_i^{(1)}$, истекающее до первого попадания процесса из начального состояния $i \in R_1$, после поглощения в R_2 обратно в множество R_1

$$d_i^{(1)} = \sum_{\substack{l, j \in R_1 \\ l, l \in R_2}} n_{ij}p_{jl}n_{ll}m_l.$$

Среднее время $d_i^{(r)}$, истекающее до r-го попадания процесса из начального состояния $i \in R_1$ после поглощения в R_2 обратно в множество R_1, определится рекуррентной формулой

$$d_i^{(r)} = \sum_{j \in R_1} a_{ij}d_j^{(r-1)}.$$

В стационарном режиме среднее время $T_в$ ненормальной работы системы из-за отказов равно

$$T_в = \lim_{r \to \infty} d_1^{(r)} = \sum_{j \in R_2} a_j d_j^{(1)}. \tag{11}$$

Разложим стационарный вектор Π на два составляющих $\Pi_1 = \Pi_{(R_1)}$ и $\Pi_2 = \Pi_{(R_2)}$. Тогда, согласно [2],

$$(a_1, a_2, \ldots, a_N)_{(R_2)} = \frac{\Pi_1 (I - P_{(R_1)})}{\sum\limits_{i \in R_1} \pi_i p_{iR_2}}. \tag{12}$$

Уравнения (10) и (11) с использованием (8) и (12) можно представить следующим образом:

$$T_0 = \frac{\sum\limits_{i \in R_1} A_{ij_1^*} m_i}{\sum\limits_{i \in R_1} A_{ij_1^*} p_{iR_2}}, \tag{13}$$

$$T_в = \frac{\left(\sum\limits_{i \in R_2} A_{ij_1^*} m_i + \Delta_0 m_{j^*} \right)}{\sum\limits_{i \in R_1} A_{ij_1^*} p_{iR_2}}. \tag{14}$$

Для данной модели при любых m и n условие (7) выполняется при $j^* = N$, $j_1^* = N - 1$

$$p_{N, N-1} = 1, \; p_{N, j} = 0 \text{ при } j \neq N - 1. \tag{15}$$

$$\begin{aligned} &\text{Так как } i(l, t) \in R_1, \text{ если } l + t < m + n + 1; \\ &\qquad\quad i(l, t) \in R_2, \text{ если } l + t \geqslant m + n + 1, \end{aligned} \tag{16}$$

то с учетом (15) и (16) получим

$$t_1^{(1)} = \frac{1}{\Delta_{(R_2)}} \sum_{l=1}^{i(n, m)} A_{(l, 1)} m_l; \tag{11'}$$

$$T_0 = \frac{\sum\limits_{l=1}^{i(m, n)} A_{l, N-1} m_l}{\sum\limits_{\substack{i(l, t) \in R_1 \\ l+t=m+n}} [A_{i(l, t), N-1} (p_{i(l, t), i(l, t+1)} + p_{i(l, t), j(l+1, t))})]}; \tag{13'}$$

$$T_в = \frac{\left(\sum\limits_{l=i(m+n, 1)}^{N-1} A_{l, N-1} m_l + \Delta_0 m_N \right)}{\sum\limits_{\substack{i(l, t) \in R_1 \\ l+t=m+n}} [A_{i(l, t) N-1} (p_{i(l, t), j(l, t+1)} + p_{i(l, t), j(l+1, t)})]}. \tag{14'}$$

Коэффициент готовности $K(m, n)$ в стационарном режиме определится известным выражением

$$K_г = \frac{T_0}{T_0 + T_в}. \tag{17}$$

Порядок расчета характеристик надежности системы $K(m, n)$ при известных интенсивностях потоков λ, μ, γ и β следующий:

1. Для $l \in [0, m + n]$ и $t \in [0, m]$, согласно (2), производится нумерация состояний $i(l, t) \in [1, N]$.

2. В соответствии с (3) для каждого $i(l, t)$ вычисляются элементы матрицы P и $m_{i(l, t)}$.

3. В соответствии с (16) производится разбиение множества всевозможных состояний $K(m, n)$ на множества R_1 и R_2.

4. Из матрицы P образуются матрицы $(I - P_{(R_s)})$ и $(I - P_{(j^*)})$, где $j = N$.

5. Вычисляются значения определителей $\Delta_{(R_s)}$ и Δ_0, алгебраические дополнения $A_{l,1}$ матрицы $(I - P_{(R_s)})$ и алгебраические дополнения $A_{ij_1^*}$ матрицы $(I - P_{(j^*)})$, где $j_1^* = N - 1$.

6. По формулам (9), (13), (14) и (17) вычисляются значения

$$t_1^{(1)},\ T_0,\ T_в,\ K_г.$$

Аналитические выражения показателей надежности системы $K(m, n)$ в режиме обслуживания потока случайных требований можно получить лишь для простейших случаев, тогда как при больших значениях m и n выражения получаются чрезвычайно громоздкими и труднообозримыми. Поэтому оценку показателей надежности системы $K(m, n)$ по предлагаемому алгоритму рационально производить с использованием средств вычислительной техники.

Пример. Для системы из одного элемента $K(1, 0)$ показатели надежности, вычисленные по данному алгоритму, имеют вид

$$t_1^{(1)} = \frac{1}{\lambda}\left[1 + \frac{(\lambda+\mu)(\lambda+\gamma)}{\beta^2 + (\lambda+\gamma+\mu)\beta}\right];\quad T_0 = \frac{1}{\lambda}\left[1 + \frac{(\lambda+\mu)\gamma}{\beta^2 + (\lambda+\gamma+\mu)\beta}\right];$$

$$T_в = \frac{1}{\mu};\quad K_г = \frac{\mu}{\lambda+\mu}\cdot\frac{\beta^2 + (\lambda+\mu)(\lambda+\beta) + \beta\gamma}{(\lambda+\beta)(\beta+\mu) + \beta\gamma}.$$

Формула для среднего времени $t_1^{(1)}$ до первого отказа на выполнение, полученная иным путем, приводится в работе [1].

Для дублированной системы $K(1, 1)$ аналогичные зависимости имеют вид

$$t_1^{(1)} = \frac{(3\lambda+\mu)\beta^3 + A_1\beta^2 + A_2\beta + A_3}{2\lambda^2\cdot[\beta^3 + B_1\beta^2 + B_2\beta + B_3]};$$

$$T_0 = \frac{(2\lambda+\mu)\beta^3 + A_4\beta^2 + A_5\beta + A_6}{2\lambda^2\cdot[\beta^3 + B_1\beta^2 + B_2\beta + 2\beta\mu(\lambda+\gamma)]};$$

$$T_в = \frac{\beta^3 + B_1\beta^2 + B_2\beta + B_3}{2\mu[\beta^3 + B_1\beta^2 + B_2\beta - 2\beta\mu(\lambda-\gamma)]};$$

$$K_г = \frac{\mu(2\lambda+\mu)\beta^3 + A_4\beta^2\mu + A_5\beta\mu + A_6\mu}{(\lambda+\mu)^2\beta^3 + (A_4\mu + B_1\lambda)\beta^2 + (A_5\mu + B_2\lambda)\beta + (A_6\mu + B_3\lambda)}.$$

Здесь

$$A_1 = 9\lambda^2 + 6\lambda\gamma + 12\lambda\mu + 2\gamma\mu + 3\mu^2;$$

$$A_2 = 6\lambda^3 + 11\lambda^2\gamma + 14\lambda^2\mu + 16\gamma\lambda\mu + 3\lambda\gamma^2 + 10\lambda\mu^2 + 5\gamma\mu^2 + \gamma^2\mu + 2\mu^3;$$

$$A_3 = 4\lambda^4 + 6\lambda^3\gamma + 8\lambda^3\mu + 12\lambda^2\gamma\mu + 2\lambda^2\gamma^2 + 4\lambda^2\mu^2 + 4\lambda\gamma^2\mu + 10\lambda\gamma\mu^2 + 2\gamma^2\mu^2 + \gamma\mu^3;$$

$$B_1 = 3\lambda + 2\gamma + 3\mu;\quad B_2 = 2\lambda^2 + 3\lambda\gamma + 6\lambda\mu + 5\lambda\gamma + \gamma^2 + 2\mu^2;$$

$$B_3 = 4\lambda^2\mu + 6\lambda\gamma\mu + 2\gamma^2\mu + 2\gamma\mu^2;\quad A_4 = A_1 - \lambda B_1;$$

$$A_5 = A_2 - \lambda(4\lambda^2 + 3\lambda\gamma + 4\lambda\mu + 5\gamma\mu - \gamma^2 + 2\mu^2);$$

$$A_6 = A_3 - (4\lambda^4 + 2\lambda^3\gamma + 8\lambda^3\mu + 2\lambda^2\gamma\mu + 4\lambda^2\mu^2 - 4\lambda\gamma^2\mu - 6\lambda\gamma\mu^2 - \gamma\mu^3).$$

Заметим, что когда $\beta \to \infty$, т. е. когда время между моментами поступления заявок пренебрежимо мало, для системы из одного элемента $K(1, 0)$ получим

$$\lim_{\beta\to\infty} t_1^{(1)} = \lim_{\beta\to\infty} T_0 = \frac{1}{\lambda};\quad \lim_{\beta\to\infty} K_г = \frac{\mu}{\lambda+\mu}.$$

Соответственно для дублированной системы $K(1, 1)$ имеем

$$\lim_{\beta\to\infty} t_1^{(1)} = \frac{3\lambda+\mu}{2\lambda^2};\quad \lim_{\beta\to\infty} T_0 = \frac{2\lambda+\mu}{2\lambda^2};\quad \lim_{\beta\to\infty} T_в = \frac{1}{2\mu};$$

$$\lim_{\beta\to\infty} K_г = \frac{(2\lambda+\mu)\mu}{(\lambda+\mu)^2} = \frac{\mu}{\lambda+\mu} + \frac{\lambda\mu}{(\lambda+\mu)^2}.$$

Если $\mu \to 0$, т. е. система невосстанавливаемая, для системы $K(1, 0)$ получим

$$\lim_{\mu \to 0} t_1^{(1)} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\beta} - \frac{1}{\lambda + \beta + \gamma}; \quad \lim_{\mu \to 0} T_0 = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\beta} - \frac{\beta + \lambda}{\beta(\lambda + \beta + \gamma)};$$

$$\lim_{\mu \to 0} K_r = 0.$$

Для дублированной системы $K(1, 1)$ при больших значениях β имеем

$$\lim_{\mu \to 0} t_1^{(1)} = \frac{3}{2\lambda}; \quad \lim_{\mu \to 0} T_0 = \frac{1}{\lambda}.$$

При $\mu \to \infty$, т. е. когда время ремонта пренебрежимо мало, для системы $K(1, 0)$ получим

$$\lim_{\mu \to \infty} t_1^{(1)} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\beta} + \frac{\gamma}{\lambda\beta}; \quad \lim_{\mu \to \infty} T_0 = \frac{1}{\lambda} + \frac{\gamma}{\lambda\beta}; \quad \lim_{\mu \to \infty} K_r = 1.$$

Для дублированной системы $K(1, 1)$ имеем

$$\lim_{\mu \to \infty} t_1^{(1)} = \lim_{\mu \to \infty} T_0 = \infty; \quad \lim_{\mu \to \infty} K_r = 1.$$

ЛИТЕРАТУРА

1. А. Л. Райкин. Элементы теории надежности для проектирования технических систем. Изд-во «Советское радио», 1967.
2. K. M. Hall, K. M. Zenkere. Reliability of System under Random Demands. Western Electronic Show and Convention, Los Angeles, 1962, pp. 1—14.
3. Д. Сандлер. Техника надежности систем. Изд-во «Наука», 1966.

ПОСТРОЕНИЕ НАДЕЖНЫХ УЗЛОВ И УСТРОЙСТВ ЦВМ НА БАЗЕ МАЖОРИТАРНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ

Н. И. Пакулов, В. Ф. Уханов

Харьков

Мажоритарным элементом (МЭ) называется такой элемент, который имеет нечетное количество входов и переключается в единичное состояние только в том случае, когда на большинство его входов поданы единичные сигналы.

МЭ по сравнению с обычными логическими элементами имеет следующие преимущества:

а) большие логические возможности, что позволяет намного сократить количество оборудования при проектировании некоторых схем;

б) повышенная устойчивость к сбоям, так как на входы МЭ подается избыточная информация;

в) возможность полной унификации схем, что способствует автоматизации их производства и облегчает изготовление крупных функциональных блоков интегрального типа.

Важным этапом построения мажоритарных систем является выбор типа МЭ.

МЭ должен отвечать таким требованиям: повышенная надежность; простота схемы; высокое быстродействие; возможность реализации в интегральном исполнении.

В ходе экспериментального исследования было установлено, что для практического применения можно использовать следующие схемы МЭ.

1. МЭ на базе параметрона (рис. 1). МЭ рассматриваемого типа собран на тороидальном оксиферовом сердечнике с диаметральным отверстием и отличается простотой схемы и высокой надеж-