

87,8 (06)  
A 22

ISSN 0013-771X

# АВТОМАТИЗИ- РОВАННЫЕ СИСТЕ- МЫ УПРАВЛЕНИЯ И ПРИБОРЫ АВТОМАТИКИ

71|84



681.5(06)  
А 22

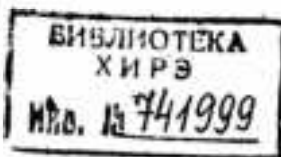
МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО  
СПЕЦИАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ УССР  
ХАРЬКОВСКИЙ ОРДЕНА ТРУДОВОГО  
КРАСНОГО ЗНАМЕНИ  
ИНСТИТУТ РАДИОЭЛЕКТРОНИКИ имени М. К. ЯНГЕЛЯ

# АВТОМАТИЗИРОВАННЫЕ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ И ПРИБОРЫ АВТОМАТИКИ

ВЫПУСК 71

Республиканский  
межведомственный  
научно-технический  
сборник

Основан в 1965 г.



КР



ХАРЬКОВ  
ИЗДАТЕЛЬСТВО ПРИ ХАРЬКОВСКОМ  
ГОСУДАРСТВЕННОМ УНИВЕРСИТЕТЕ  
ИЗДАТЕЛЬСКОГО ОБЪЕДИНЕНИЯ «ВИЩА ШКОЛА»  
1984

**Автоматизированные системы управления и приборы автоматизации.** : Респ. междувед. науч.-техн. сб. Вып. 71. — Харьков: Вища школа. Изд-во при Харьк. ун-те, 1984. — 136 с.

В сборнике рассмотрены вопросы надежности функционирования автоматизированных систем управления, оптимизации с линейными и нелинейными ограничениями, диагностики отказов элементов дискретных устройств, организации внутримашинного представления базы данных. Приведены результаты исследований автоматизированных систем проектирования радиоэлектронной аппаратуры с учетом тепловых режимов схем и размещения элементов на плате.

Нормативные материалы приведены по состоянию на 1 января 1984 г.

Для научных работников и специалистов.

Редакционная коллегия: *Е. П. Путькин (отв. ред.), В. Ф. Шостак (зам. отв. ред.), Н. А. Лысенко (отв. секр.), В. И. Васильев, Э. А. Дедиков, В. В. Дубровский, А. Г. Евдокимов, С. Ф. Кацалал, К. Д. Коноваленко, И. В. Кузьмин, Е. Н. Лавренко, В. И. Мелешко, В. М. Михайленко, Н. Ф. Огороднейчук, Э. Г. Петров, Л. А. Растринин, В. В. Свиридов, Ю. Г. Стоян, И. М. Шнырев*

Ответственный за выпуск *Н. А. Лысенко*

Адрес редакционной коллегии: 310141, Харьков, пр. Ленина, 14, институт радиоэлектроники, кафедра электронно-вычислительных машин, тел. 40-94-59

Редакция научно-технической литературы

В. И. МЕЛЕШКО, канд. техн. наук,  
В. П. НАЗЫРОВА, С. С. СЕКТ

**МЕТОД УСЛОВНОЙ УСКОРЕННОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ  
ОПТИМИЗАЦИИ С ЛИНЕЙНЫМИ ОГРАНИЧЕНИЯМИ**

Для решения задач оптимизации стохастических объектов получили широкое распространение алгоритмы типа стохастической аппроксимации [1] и алгоритмы ускоренной статистической оптимизации второго порядка [2]. Однако они являются безусловными, в то время как большинство встречающихся на практике задач имеют ограничения на оптимизируемые параметры, вытекающие из условия функционирования реальных объектов. Поэтому важно разработать алгоритмы условной статистической оптимизации с ограничениями типа равенств и неравенств. Предлагаемый метод создавался в процессе решения задачи оптимизации виброзащитной системы тяжелой транспортной машины. Разработка амортизирующих устройств, способных защитить объекты от вибрации и имеющих ограниченные размеры, является сложной технической задачей. По мере совершенствования модели объекта формировали требования к применяемым методам оптимизации, усложняли ограничения. Метод достаточно эффективен для решения задач такого типа и применим для широкого круга задач.

Рассматривается алгоритм минимизации нелинейной статистической функции

$$F(x) = \int_{\Omega} F(x, \omega) \mu(dw/x), \quad \min_{x \in R^n} \quad (1)$$

при линейных ограничениях

$$(a_i^T, x) - b_i = 0; \quad i \in I^0; \quad (a_i^T, x) - b_i < 0; \quad i \in I^- \quad (2)$$

( $I^-$ ,  $I^0$  — конечные множества индексов).

Здесь  $F(x, \omega): R^n \times \Omega \rightarrow R^n$  — некоторая случайная функция;  $\mu(dw/x)$  — условная вероятностная мера;  $\Omega$  — пространство элементарных случайных событий;  $R^n$  —  $n$ -мерное вещественное евклидово пространство;  $a_i$  ( $i = 1, \dots, m$ ) —  $n$ -мерные вектор-столбцы матрицы коэффициентов  $A$ ;  $b$  — вектор-столбец с  $m$  компонентами. Всюду в дальнейшем будем предполагать, что  $A$  — матрица с линейно независимыми вектор-столбцами  $a_i$ . Особенность задачи (1) состоит в том, что вычисление ее решения  $x_*$  производится в условиях статистической неопределенности: мера  $\mu$  априори

неизвестна. Только доступны измерению в точках  $x^k$  случайные реализации (оценки)  $\hat{f}_k = \hat{F}(x^k, \omega)$ .

При построении алгоритма статистической оптимизации с линейными ограничениями необходимо учесть, что требуемый алгоритм должен обладать высокой степенью сходимости, давать достаточно хорошую оценку градиента и гессна, быть быстродействующим. В практических интересах, кроме этого, важно, чтобы алгоритм легко реализовывался на ЭВМ. В данном случае учитывали следующее. Используемые адаптивные процедуры оценивания матриц первых и вторых производных позволяют получать хорошие оценки при небольшом количестве вычислений функции, что немаловажно для практического применения. Поиск направления спуска с фиксированными для данной итерации матрицами градиента и гессна сокращает объем вычислений и облегчает стратегию перебора активных ограничений. Выбранный способ регуляции длины шага вдоль полученного направления спуска обеспечивает хорошую сходимость метода.

Предположение о линейной независимости вектор-столбцов  $a_i$  матрицы  $A$  можно исключить, заменив обращение матрицы на псевдообращение, однако при дальнейшем изложении предположение о линейной независимости векторов остается в силе.

Опишем предлагаемый метод второго порядка. Поставленную задачу решаем как итерационный процесс

$$x^{k+1} = x^k + \alpha_{k+1} p^k, \quad \alpha_{k+1} > 0, \quad (3)$$

в котором направление движения  $p^k = \bar{x}^k - x^k$  есть решение задачи минимизации квадратичной функции  $\psi_k(x)$  при ограничениях (2):

$$\psi_k(x) = \hat{f}_k(x^k) + \hat{f}_k'(x^k)(x - x^k) + \frac{1}{2} \hat{f}_k''(x^k)(x - x^k)(x - x^k). \quad (4)$$

Здесь  $x^k$  — точка минимума функции  $\psi_k(x)$  при ограничениях (2);  $\hat{f}_k'(x^k)$  — оценка градиента в точке  $x^k$ ;  $\hat{f}_k''(x^k)$  — оценка матрицы вторых производных в точке  $x^k$ ;  $\alpha_{k+1}$  — шаговый множитель. Для построения исходного приближения  $x_0$  используется метод, предлагаемый в работе [3].

Особую трудность представляет учет ограничений при вычислении статистической оценки градиента, и важна достоверность оценок матрицы вторых производных (и обратной к ней). Поэтому основное внимание при разработке алгоритма обращено на оценки матриц первых и вторых производных.

Чтобы уменьшить объем вычислений, воспользуемся рекуррентной процедурой определения линейной оценки  $\hat{T}_i$  для неизвестной матрицы  $T$  по случайным реализациям  $q_i$ , которые связаны с заданными векторами  $e_i$  соотношением

$$Mq_i = T^* e_i, \quad i = 0, 1, 2, \dots$$

Здесь  $T^*$  — транспонированная матрица;  $M$  — математическое ожидание случайной величины;  $D(q_i) = \sigma^2 k_i$  — дисперсионная матрица случайного вектора  $q_i$ ;  $k_i$  — положительное число;  $\sigma^2$  — неизвестный параметр.

Согласно работе [2] оптимальная линейная оценка

$$\hat{T}_i = (E_i K_i^{-1} E_i^*)^+ E_i (K_i)^{-1} Q_i,$$

где  $E_i = (e_1 | e_2 | \dots | e_i)$ ,  $Q_i = (q_1 | q_2 | \dots | q_i)$ ;  $K_i = \text{diag}(k_1, \dots, k_i)$ . Она вычисляется по рекуррентным формулам:

1) если  $\|e_i^* \hat{T}_{i-1}\| > \epsilon$ , то

$$\hat{T}_i = \hat{T}_{i-1} + s_i (q_i^* - e_i^* \hat{T}_{i-1}); \quad s_i = \gamma_i^T e_i (e_i^* \hat{T}_{i-1} e_i)^{-1};$$

$$\gamma_i = (I - s_i e_i^*) \gamma_{i-1}^T; \quad r_i = (I - s_i e_i^*) r_{i-1} (I - s_i e_i^*)^* + s_i k_i s_i^*;$$

$$\tau_i = \tau_{i-1}; \quad \sigma_i^2 = \sigma_{i-1}^2; \quad (5)$$

2) если  $\|e_i^* \hat{T}_{i-1}\| < \epsilon$ , то

$$\hat{T}_i = \hat{T}_{i-1} + s_i (q_i^* - e_i^* \hat{T}_{i-1}); \quad s_i = r_{i-1} e_i (k_i + e_i^* r_{i-1} e_i)^{-1};$$

$$\gamma_i^T = \gamma_{i-1}^T; \quad r_i = (I - s_i e_i^*) r_{i-1}; \quad (6)$$

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{\tau_i} (\sigma_{i-1}^2 \tau_{i-1} + (\sigma_{i-1}^2 + e_i^* r_{i-1} e_i)^{-1} (q_i^* - e_i^* \hat{T}_{i-1}) (q_i^* - e_i^* \hat{T}_{i-1})^*);$$

$$\tau_i = \tau_{i-1} + 1.$$

Здесь  $\epsilon$  — параметр регуляризации;  $T_0 = 0$ ;  $\gamma_0^T = I$ ;  $r_0 = 0$ ;  $\tau_0 = 0$ ;  $\sigma_0^2 = 0$ ;  $i = 1, 2, \dots$ ,  $r_i = (E_i K_i^{-1} E_i^*)^*$  — дисперсионная матрица оценок;  $\gamma_i^T$  — матрица достоверности оценок;  $\gamma_i^T = I - E_i^* E_i$ ,  $I$  — единичная матрица. При  $\gamma_i^T = 0$  оценки считаются достоверными. Способ задания векторов  $q_i$ ,  $e_i$  для построения оценок матриц первых и вторых производных описан ниже.

Оценку градиента  $\hat{f}_x(x^*)$  строили с использованием формул численного дифференцирования

$$\frac{[\hat{f}(x^* + h\eta_i) - \hat{f}(x^* - h\eta_i)]}{2h}, \quad (7)$$

где  $h$  — шаг численного дифференцирования;  $\eta_i$  — единичные орты;  $\hat{f}(x)$  — реализация функции с помехой.

Выбор вектора  $h$  в статистических задачах связан с трудностями. С одной стороны, значение  $h$  должно быть достаточно мало, чтобы ошибка в аппроксимации производной не превышала разумного уровня, с другой — его нельзя выбирать очень маленьким, поскольку в статистических задачах значение  $h$  должно нейтрализовать помеху ( $h \gg \sigma^2$ , где  $\sigma^2$  — дисперсия помех). Если какая-либо из точек в формуле (7) недопустима, то эту формулу заменяем на одну из приведенных ниже:

$$\frac{[\hat{f}(x^* + h\eta_i) - \hat{f}(x^*)]}{h}, \quad \frac{[\hat{f}(x^*) - \hat{f}(x^* - h\eta_i)]}{h}.$$

Когда среди активных в очередной точке  $x^k$  ограничений коэффициенты при какой-либо компоненте вектора  $x^k$  имеют разные знаки, измерений по данной компоненте вектора  $x^k$  не будет (точки  $x^k + h\eta_i$ ,  $x^k - h\eta_i$  независимо от  $h$  недопустимы) и в оценке градиента компонента с этим номером будет вырождаться. Таким образом, для получения оценки градиента в данном случае была поставлена задача поиска точек  $x$ , из области  $\bar{A}x \leq \bar{b}$ , где  $\bar{A}$  — матрица активных для точки  $x^k$  ограничений, и получение оценки градиента  $\bar{f}_x(x^k)$  с использованием формул (5), (6), где  $e_i = x^k - x_{i_0}$ ,  $q_i = \bar{f}(x^k) - \bar{f}(x_{i_0})$ . Набор точек, необходимых для построения оценки градиента  $\bar{f}_x(x^k)$ , осуществлялся в соответствии с теорией планирования эксперимента.

В целях удачного выбора точек из ограниченной области применяли метод нахождения оптимального плана

$$\Phi = \Phi(M(\varepsilon), S(\varepsilon)) \rightarrow \max,$$

где  $S(\varepsilon)$  — матрица дополнительных затрат на эксперимент, зависящая от плана  $\varepsilon$ ;  $M(\varepsilon)$  — матрица Фишера для плана  $\varepsilon$ . Решали задачу для  $\Phi(M, S) = \ln |M|$ . Вырожденность матрицы  $M$  существенна, поэтому использовали видоизмененную формулу Гаусса

$$|M|^{1/2} = \left[ \int_{R_M} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (M + \xi, \xi) \right\} d\xi \right] / (2\pi)^{n/2},$$

где  $R_M$  — образ матрицы  $M$ ;  $M^+$  — псевдообратная матрица;  $n$  — число оцениваемых параметров.

Оценку гессна строили с помощью процедуры (5), (6) вычисления линейной оценки  $\bar{f}_{xx}(x^k)$  для неизвестной матрицы  $f_{xx}$  по случайным реализациям  $q_k$ , связанным с заданными векторами  $e_k$  соотношением

$$Mq_k = (\bar{f}_{xx}^k)^* e_k, \quad k = 0, 1, \dots$$

Здесь  $M$  — математическое ожидание случайной величины;

$$q_k = \bar{f}_x^k - \bar{f}_x^{k-1}; \quad e_k = x^k - x^{k-1}.$$

Тогда оценка обратного (псевдообратного) гессна

$$\bar{B}_k = 2 (\bar{f}_{xx}^k + (\bar{f}_{xx}^k)^* + 2\gamma_k)^{-1}.$$

Сформулировав алгоритмы построения оценок матриц первых и вторых производных, построим остальные компоненты метода.

Поиск направления спуска можно рассматривать как детерминированную задачу, так как оценки  $\bar{f}_x(x^k)$  и  $\bar{f}_{xx}(x^k)$ , используемые в конкретной точке, теряют статистический характер.

Задачу минимизации квадратичной функции (4) решали двумя способами. Первый способ является распространением классиче-

ского метода решения детерминированной условной квадратичной задачи [3] на статистический случай, второй способ использует регуляризованный алгоритм решения задачи квадратичного программирования с использованием алгоритма  $L$ -псевдообращения [4].

В первом случае задача минимизации квадратичной функции с линейными ограничениями решается алгоритмами, относящимися к классу методов спуска и основанных на идее упорядоченного перебора граней допустимого множества. Грань, рассматриваемая на очередной итерации, определяется активным набором-списком тех ограничений задачи, которые на данной итерации должны выполняться как равенства.

Во втором случае общая задача квадратичного программирования формулируется как задача минимизации квадратичной формы  $\|Lx - g\|$  по  $x \in R^n$  при наличии ограничений в виде равенств и неравенств (2). Для того чтобы обратиться ко второму алгоритму, необходимо привести формулу (4) к виду  $\|Lx - g\|$ . Для этого проводим разложение Холецкого матрицы оценок вторых производных целевой функции:  $\frac{1}{2}(\hat{J}_{xx}) = L^*L$  (8).

Однако, если матрица оценок вторых производных не является положительно определенной (разложение (8) неприменимо), практичнее обратиться к первому методу решения задачи квадратичного программирования, поскольку разложение методом Лагранжа знакопеременной матрицы — трудоемкий процесс по затратам машинного времени. Если ограничения заданы в виде равенств, задача квадратичного программирования решается за один шаг (в обоих алгоритмах).

Важное средство регулировки скорости сходимости — выбор шагового множителя вдоль построенного направления движения при переходе в новую точку (3). Требования, предъявляемые к выбору  $\alpha_k$  [5]:

$$\alpha_k > 0; \quad \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_k = \infty; \quad \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_k^2 < \infty.$$

Этим условиям удовлетворяет выбор  $\alpha_k = c_k/k$ , где  $c_k$  — равномерно ограниченная переменная  $0 < \bar{c} < c_k < c$ . Выбором значения  $c_k$  можно повлиять на сходимость метода. Из-за наличия неопределенности в характеристике  $\hat{J}_k$ , изменение функции не будет монотонным. Сравнивать два последовательные значения  $\hat{J}_k$  можно (если есть необходимость) только на первых шагах, когда приближения  $x^k$  далеки от истинного значения  $x_*$ . Кроме того, при всех вычислениях  $x^k$  недопустимо нарушение ограничений (2). Это достигается дроблением  $\alpha_k$ .

Метод статистической оптимизации второго порядка обладает большой степенью сходимости при условии достоверности матрицы гессмана. Поэтому важное значение имеет получение на первых шагах достоверных оценок матрицы вторых производных и обратной

(псевдообратной) к ней. Вначале шаг  $\alpha_k$  выбирается медленно убывающим. Такой выбор  $\alpha_k$  не обеспечивает хорошей сходимости процесса, однако позволяет быстро получить достоверные оценки матрицы  $\bar{f}_{xx}(x^*)$ .

Для проверки построенного метода проводили численные эксперименты. В первую очередь нужно было продемонстрировать работоспособность метода вообще. Кроме того, выявляли влияние различных параметров на качество сходимости. Для этого проводили эксперимент при различных значениях шагового множителя  $\alpha_k$  и исследовали зависимость сходимости метода при разных значениях шага численного дифференцирования  $h$ .

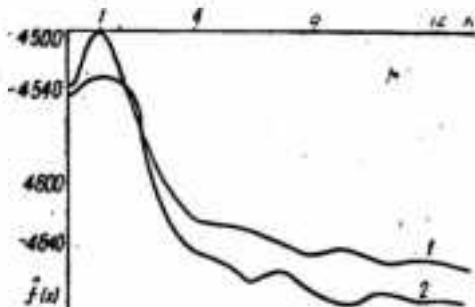


Рис. 1

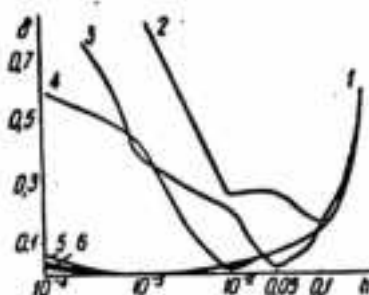


Рис. 2

Для проверки работоспособности метода рассматривали функцию десяти переменных

$$f(x) = \sum_{i=1}^{10} x_i \left( c_i + \ln \left( x_i / \sum_{i=1}^{10} x_i \right) \right),$$

где в качестве величины  $c_i$  брали 10 отрицательных чисел при наличии трех линейных ограничений в виде равенств

$$x_1 + 2x_2 + 2x_3 + x_4 + x_{10} - 200 = 0; \quad x_4 + 2x_5 + x_6 + x_7 - 100 = 0;$$

$$x_3 + x_7 + x_8 + 2x_9 + x_{10} - 100 = 0$$

и десяти предельных ограничений для значений, которые могут принимать независимые переменные:  $x_i > 0$ ,  $i = 1, \dots, 10$ .

На рис. 1 изображены графики зависимости случайных реализаций  $\bar{f}(x)$  от номера итерации. Задавались значения  $\sigma = 0,5$ ,  $h = 0,1$ . Процессы осуществлялись при  $\alpha_k = 1/k$  (1) и  $\alpha_k = 1$ ,  $k < 3$ ,  $\alpha_k = 1/k$ ,  $k > 3$  (2). Видно, что увеличение  $\alpha_k$  на первых шагах дает лучший результат.

Приведенный результат доказывает работоспособность метода вообще и подтверждает необходимость выбора коэффициента  $c_k$ :  $0 < \bar{c} < c_k < c$  при построении шагового множителя.

Дополнительно выполнен эксперимент для установления зависимости сходимости метода при разных значениях шага числен-

ного дифференцирования. Рассмотрена квадратичная функция двух переменных

$$\hat{f}_k = (Cx^k, x^k) + \xi^k, \quad (9)$$

где  $\xi^k$  — некоррелированный нормальный шум с  $M\xi^k = 0$ ;  $D\xi^k = \sigma^2$ .

$$C = \begin{pmatrix} 0,1 & 0 \\ 0 & 10 \end{pmatrix}.$$

Минимизация этой функции проведена при условии

$$4x_1 - 10x_2 + 5 = 0.$$

Критерий качества сходимости метода  $\delta = \|x^k - x_*\|$ , где  $x_*$  — решение задачи минимизации целевой функции при заданных ограничениях.

На рис. 2 представлена зависимость  $\delta$  ( $k=5$ ) при разных значениях  $h$ . Итерационные процессы осуществлялись в широком диапазоне значений:  $h = 10^{-4} \div 0,5$  с помехами  $\sigma = 0$  (1),  $\sigma = 0,05$  (2),  $\sigma = 10^{-2}$  (3);  $10^{-3}$  (4);  $10^{-4}$  (5),  $10^{-5}$  (6). Во всех процессах  $\alpha_k = 1/k$ ,  $k \neq 2$ ;  $\alpha_2 = 1$ .

Полученные результаты показывают, что при  $h > \sigma$  помехи не влияют на оптимизационные процессы, отклонение  $\delta$  такое же, как и без помех.

Кроме эффективности метода в статистической оптимизации большое значение имеет его помехоустойчивость. Поэтому проводили эксперименты, в которых параметр  $\sigma$  задавали соизмеримым со значением функции. Данные представлены на рис. 3.

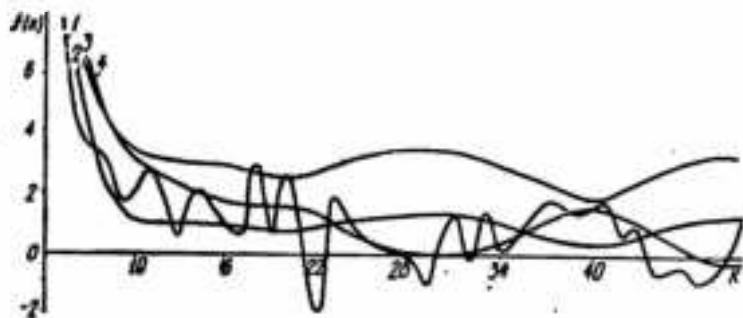


Рис. 3

Задавали функцию

$$f(x) = (1/3)|x_1|^3 - (1/2)x_1^2 + x_2 - 5,$$

поиск минимума осуществляли при ограничении  $x_1 - 4x_2 + 0,5 = 0$ . Эту функцию минимизировали для  $\sigma = 1$ ,  $h = 1$ ,  $\alpha_k = 1/k$ . Точное значение  $f(x_*) = -4,8333$ . На рисунке нанесены значения  $\hat{f}(x)$ , получаемые на каждом шаге (1), и среднее значение  $\bar{f}(x)$ , вычисляемое по каждому пяти итерациям (4). Для квадратичной функции 9

нанесены только средние значения; оптимизационный процесс выполняли с  $\alpha_1 = 1/k$ ,  $k \neq 2$ ,  $\alpha_2 = 1$ ; задавали значения  $\sigma = h=1$  (3) и  $\sigma = h=0,5$  (2). Так как минимизацию при  $k > 2$  проводили в окрестности точки минимума, а  $f(x_*) = 0,147$ , т. е.  $\sigma > f(x_*)$ , наложение аддитивной помехи искажало полученные результаты.

Данный метод применяли не только в описанных экспериментах, но и при решении задачи расчета виброзащитной системы машины, выпускаемых Минским автозаводом. Математическая модель этих машин достаточно сложна и здесь не приводится. Применение предлагаемого метода позволило использовать более точную модель машины и ввести существенные ограничения на параметры, в то время как известные методы типа стохастической аппроксимации позволяют работать только с упрощенной моделью без ограничений. При их использовании часто получали решения, абсурдные с точки зрения практики. О преимуществах предлагаемого алгоритма в данном случае свидетельствует не сравнение его с другими методами, а сравнение оптимизируемых моделей с получаемыми решениями.

Предложенный метод достаточно эффективен и помехоустойчив. Однако, как показали эксперименты, фактором, повышающим его эффективность, является построение адаптивной процедуры оценивания градиента с учетом уровня помех и степени нелинейности функции.

Список литературы: 1. Ермолев Ю. М. Методы стохастического программирования.— М.: Наука, 1976.—240 с. 2. Мелешко В. И. Ускоренные статистические методы оптимизации с адаптивной моделью.— Автоматика и вычислительная техника, 1976, № 4, с. 35—42. 3. Численные методы условной оптимизации /Под ред. Ф. Гилла, У. Мюррея.— М.: Мир, 1977.—292 с. 4. Мелешко В. И. Численные методы L-псевдообращения, использующие QR-факторизацию.— В кн.: II симпозиум по методам решения нелинейных уравнений и задач оптимизации: Докл. и сообщ., т. 1. Таллин: Валгус, 1981, с. 42—47. 5. Нежелсон М. Б., Хасьяминский Р. З. Стохастическая аппроксимация и рекуррентное оценивание.— М.: Наука, 1972—304 с.

Поступила в редакцию 02.12.82.

УДК 658.5

И. М. ШНЫРЕВ, канд. техн. наук

МЕТОД ОЦЕНКИ ФУНКЦИОНАЛЬНОЙ НАДЕЖНОСТИ  
КТС АСУ ТП НА ЭТАПЕ ПРОЕКТИРОВАНИЯ.

Количество АСУ ТП в различных отраслях народного хозяйства страны непрерывно растет. Только в 11-й пятилетке предусмотрено внедрить свыше 3700 систем различного класса и назначения. Это объясняется тем, что современное технологическое оборудование невозможно эффективно использовать при традиционных способах ручного управления, т. е. без применения в контурах контроля и управления ЭВМ. Кроме того, для АСУ

ТП характерна высокая окупаемость затрат на них — от двух-трех месяцев до года. Однако их надежное функционирование при эксплуатации достигается редко.

Создание высоконадежных АСУ ТП актуально. Но для таких сложных и дорогих систем совсем немаловажно, во что обойдется достижение требуемой надежности. Необходимый уровень надежности сложных систем при минимально возможных затратах обеспечивается только на стадии их проектирования [1]. Оценка надежности АСУ ТП в процессе ее разработки многоэтапна, требует корректных и точных методов расчета и исходных данных, соответствующих стадии создания системы.

Несмотря на высокий уровень развития общей теории надежности, количественное определение критериев надежности сложных (больших) систем, в частности АСУ ТП, инженерными методами остается проблемой. Об этом свидетельствует большое разнообразие аналитических и моделирующих расчетных методов [1, 2], рекомендуемых для оценки надежности комплексов технических средств (КТС) АСУ ТП или их компонентов.

Предлагаемый метод ориентирован на КТС АСУ ТП непрерывных производств. Он легко вписывается в классификационную схему аналитических методов, рассмотренную в работе [2], позволяет рассчитывать значения регламентируемых ГОСТом [3] критериев и базируется на общей модели, разработанной для объектов с постоянным восстанавливаемым резервом [4].

Метод основан на декомпозиционном подходе к анализу надежности технической структуры АСУ ТП с выделением элементов по организационному и функциональному признакам. Разбиение КТС на части по первому признаку связано с выделением подсистем, обслуживающих отдельные производства (участки, отделения). Внутри каждой такой подсистемы на втором уровне декомпозиции производится вычленение групп технических средств, реализующих сложные (составные) и простые функции АСУ ТП. В дальнейшем при необходимости каждая составная функция может быть представлена некоторым набором простых функций.

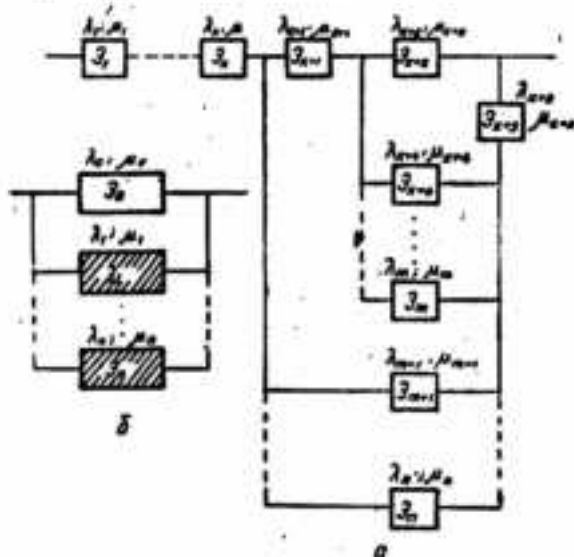
Надежностный анализ технических средств в аспекте функций АСУ ТП обусловлен следующим: АСУ ТП являются многофункциональными системами с определенной автономной функцией; одну и ту же аппаратуру можно использовать для выполнения нескольких функций системы; одна и та же функция может быть реализована различными техническими средствами [3, 5].

Из сказанного следует, что функциональный анализ надежности КТС АСУ ТП является главным, в связи с чем в излагаемом методе в качестве функционального технического элемента принят набор аппаратных средств, реализующий простую (неделимую на уровне рассмотрения) функцию и в дальнейшем имеющую элементарную цепью (ЭЦ).

Исследование структур функциональных цепей АСУ ТП непрерывных производств различных отраслей промышленности

позволило сделать вывод о возможности их описания с помощью единой (обобщенной) схемы ЭЦ (рисунок, позиция а). Целесообразность данного подхода связана с упрощением программ при автоматизированных расчетах на ЭВМ. Для такой обобщенной ЭЦ была разработана рекуррентная математическая модель надежности, в основу которой, как отмечено выше, положена модель (см. рисунок, позиция б), представленная в работе [4].

Исходная математическая модель выведена при обычных допущениях о простейших потоках отказов и восстановлений и двух



возможных состояниях компонентов объекта, что характерно и для ЭЦ на периоде нормальной эксплуатации АСУ ТП. Эта модель имеет вид

$$\Lambda_{\text{ЭЦ}} = \sum_{i=0}^n \mu_i \prod_{l=0}^i \gamma_l; \quad P(t) = \exp(-\Lambda_{\text{ЭЦ}} t);$$

$$K_r = 1 - \prod_{i=0}^n K_{\alpha_i} = 1 - \prod_{i=0}^n \gamma_i / (1 + \gamma_i); \quad (1)$$

где  $\Lambda_{\text{ЭЦ}}$  — расчетная характеристика параметра потока отказов объекта, определяемая через среднюю наработку на отказ  $T_0 = 1 / \sum_{i=0}^n \mu_i \prod_{l=0}^i \gamma_l$ ;  $\lambda_i, \mu_i$  — соответственно параметры потоков отказов и восстановлений  $i$ -го элемента объекта,  $\gamma_i = \lambda_i / \mu_i$ ;  $P(t)$  — функция вероятности безотказной работы (ВБР) объекта в течение оперативного времени  $t$ ;  $K_r$  — стационарный коэффициент готовности объекта;  $K_{\alpha_i}$  — коэффициент простоя на восстановление  $i$ -го элемента.

При разработке математической модели надежности обобщенной ЭЦ модель (1) была использована для описания вложенных

контуров цепи, которые выделялись для последовательного фазового укрупнения надежно-логической структуры ЭЦ (см. рисунок, позиция а) и приведения ее, в конечном счете, к последовательно-параллельному виду.

Вложенный контур первого уровня  $K1$  образуется из элементов  $\Xi_{k+3} \dots \Xi_n$ . Критерии  $\lambda$ ,  $\mu$ ,  $\gamma$  для контура  $K1$  рассчитываются по формулам

$$\begin{aligned} \lambda^{(K1)} &= \lambda_{k+3} + \sum_{i=k+4}^n \lambda_i \cdot \prod_{j=k+4}^i \gamma_j \\ \gamma^{(K1)} &= \gamma_{k+3} + \prod_{i=k+4}^n \gamma_i / \prod_{i=k+4}^n (1 + \gamma_i) \approx \gamma_{k+3} + \\ &+ \prod_{i=k+4}^n \gamma_i / (1 + \sum_{i=k+4}^n \gamma_i) \quad \mu^{(K1)} = \lambda^{(K1)} / \gamma^{(K1)}. \end{aligned} \quad (2)$$

В дальнейшем контур  $K1$  рассматривается как укрупненный элемент обобщенной ЭЦ, включаемый в контур следующего уровня  $K2$  вместе с элементами  $\Xi_{k+1}$ ,  $\Xi_{k+2}$ . Расчетные соотношения для показателей  $\lambda$ ,  $\mu$ ,  $\gamma$  контура  $K2$  имеют вид

$$\begin{aligned} \lambda^{(K2)} &= \lambda_{k+1} + (\mu_{k+2} + \mu^{(K1)}) \cdot \gamma_{k+2} \gamma^{(K1)}; \\ \gamma^{(K2)} &= \gamma_{k+1} + \gamma_{k+2} \cdot \gamma^{(K1)} / (1 + \gamma_{k+2}) (1 + \gamma^{(K1)}) \approx \gamma_{k+1} + \\ &+ \gamma_{k+2} \gamma^{(K1)} / (1 + \gamma_{k+2} + \gamma^{(K1)}); \quad \mu^{(K2)} = \lambda^{(K2)} / \gamma^{(K2)}. \end{aligned} \quad (3)$$

Третий вложенный контур  $K3$  состоит из элементов  $\Xi_{k+3}$ ,  $\Xi_{n+1}$ , ...,  $\Xi_n$ . Нетрудно убедиться в его структурной аналогии с контуром  $K1$ . Поэтому его математическая модель надежности совпадает по виду с формулами (2).

Введение трех уровней агрегирования структуры ЭЦ приводит ее к последовательно-параллельному виду и позволяет с учетом (1) описать  $\Lambda$ -характеристику формулой

$$\Lambda_{\text{эл}} = \sum_{i=1}^k \lambda_i + (\mu^{(K2)} + \mu^{(K3)}) \gamma^{(K2)} \gamma^{(K3)}, \quad (4)$$

с помощью которой определяется функция ВБР цепи.

Учитывая, что при последовательном по надежности соединении элементов объекта допустимо определять его коэффициент готовности по формуле  $K_r = \prod_{i=1}^n K_{r_i}$ , а при параллельном — согласно модели (1), нетрудно получить расчетное выражение

$$K_r^{(эл)} = \frac{1}{\prod_{i=1}^k (1 + \gamma_i)} \left[ 1 - \frac{\gamma^{(K2)} \gamma^{(K3)}}{(1 + \gamma^{(K2)}) (1 + \gamma^{(K3)})} \right]. \quad (5)$$

В тех случаях, когда сам факт возникновения отказа в КТС АСУ ТП приводит к потерям производства из-за аварий, поломок оборудования, брака продукции, в качестве наиболее общей и полной характеристики надежности в соответствии с формулами (4), (5) оценивается уровень коэффициента оперативной готовности:

$$K_{огр}^{(эл)} = K_r^{(эл)} e^{-\Delta_{эл} t}. \quad (6)$$

Для определения показателей надежности составных функций и (или) подсистем АСУ ТП исходим из следующих предпосылок: значимость функций АСУ ТП по последствиям их потерь из-за отказов технических средств количественно можно учитывать допустимым числом отказов  $m$  на требуемом интервале времени  $[0, t]$ ; с учетом введенных корректировок по значимости принято считать, что использование подсистем или даже всей АСУ ТП невозможно при потере хотя бы одной из выделенных функций; большое число допустимых отказов функции свидетельствует о нецелесообразности ее учета при оценках надежности КТС АСУ ТП.

Корректирующие множители для показателей надежности определяем с помощью функции распределения Пуассона:

$$R_m = \sum_{i=0}^m (\Lambda_m t)^i / i! \quad (7)$$

Для учета значимости (ранга) функции АСУ ТП рассчитанный по формуле (7) множитель  $R_m$  вводится в выражение (5) или (6):

$$P_m(t) = R_m e^{-\Lambda_m t}; \quad K_{r_m} = T_m / T_m + T_s; \quad T_m = \int_0^T P_m(t) dt = \\ = (m+1) / \Lambda_m; \quad T_s = (1 - K_r) / \Lambda_m K_r; \quad K_{o.r_m} = K_{r_m} P_m(t).$$

Окончательно для подсистемы (системы) имеем

$$P_c(t) = \prod_{j=1}^n P_{m_j}(t); \quad K_{r_c} = \prod_{j=1}^n K_{r_{m_j}}; \quad K_{o.r_c} = K_{r_c} P_c(t),$$

где  $m_j$  — допустимое число отказов в течение времени  $t$   $j$ -й ЭЦ. Аналитические методы практически обоснованной ранжировки функций АСУ ТП отсутствуют. Нами использован метод экспертных оценок, который рекомендуется и при других подходах к оценке функциональной надежности АСУ ТП.

Инженерный анализ надежности большого числа ЭЦ при проектировании АСУ ТП с возможным повторением процедур при реконструкции цепей обусловил необходимость разработки машинной программы для выполнения расчетов на ЭВМ. Программа реализует описанную математическую модель надежности ЭЦ. Расчеты для конкретных структур ЭЦ требуют от проектировщика введения в качестве исходных данных номеров используемых элементов обобщенной ЭЦ и их  $\lambda$ - и  $\mu$ -характеристик. Программа обеспечивает вычисление для неограниченного числа функций и подсистем АСУ ТП всех названных критериев для фиксированного момента времени, а также при необходимости строит функцию  $K_{o.r}(t)$  для заданного временного интервала. По результатам расчета можно анализировать процессы в системе, выявляя «слабые» места относительно функциональных структур и отдельных устройств.

Таким образом, предлагаемый метод оценки функциональной надежности КТС АСУ ТП можно включить в число рекомендуемых способов аналитических расчетов [1, 2]. Он позволяет про-

водить всесторонний анализ надежности АСУ ТП и ее компонентов с учетом особенностей структурной и функциональной организации данного класса сложных систем. При этом для расчетов предлагается достаточно точная и в то же время сравнительно простая математическая модель.

Разработанная для автоматизации расчетов программа была использована при надежностном проектировании структур КТС нескольких АСУ ТП. В результате резко повысилась производительность труда проектировщиков, увеличилась обоснованность принимаемых решений по выбору варианта КТС АСУ ТП с требуемой надежностью.

Список литературы: 1. Надежность и эффективность АСУ.— К.: Техника, 1975.—368 с. 2. РТМ-25—376—80 АСУ ТП. Аналитические методы оценки надежности.— М.: Минприбор СССР, 1980.—265 с. 3. ГОСТ 21705—76. АСУ ТП. Надежность. Основные положения. Введ. 01.01.77. 4. Козлов В. А., Ушаков И. А. Справочник по расчету надежности.— М.: Сов. радио, 1975.—472 с. 5. Ястребенецкий М. А. Надежность технических средств в АСУ технологическими процессами.— М.: Энергоиздат, 1982.—232 с.

Поступила в редакцию 22.02.83.

УДК 621.396

В. А. КИЗУБ, С. Н. НИКИФОРОВ, А. Ю. ЩЕРБАКОВ  
СПОСОБ ПОВЫШЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ КОММУТАТОРОВ  
ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ

Решение задач технической диагностики связано с обработкой информации, поступающей от объекта диагностирования (ОД). В общем случае сигналы ОД с информацией о его состоянии формируются под воздействием тестовых сигналов, подаваемых техническими средствами диагностирования (ТСД) в ОД. Для подключения ОД к ТСД используем коммутаторы (К), которые обеспечивают необходимые соединения между входами ОД и выходами генератора тестов (ГТ) ТСД, а также выходами ОД и входами регистратора реакций (РР) ТСД. Надежность коммутатора определяется количеством точек коммутации. Поэтому одно из важнейших требований, предъявляемых к коммутаторам,—минимизация количества коммутационных элементов [1]. С другой стороны, постоянные усложнения структуры, функций узлов и устройств, реализуемых в одном ОД (типовом элементе замены (ТЭЗ)), являются следствием роста степени интеграции компонентов элементной базы и сопровождаются увеличением внешних контактов ТЭЗ прежде всего с целью обеспечить требуемый уровень контролепригодности.

Являясь частью ТСД, коммутаторы относятся к громоздким, дорогостоящим и ненадежным устройствам. Поэтому ведется поиск новых технических решений. Нами рассмотрен способ повышения

надежности коммутаторов за счет уменьшения общего числа контактов коммутатора и сокращения количества коммутаций.

Наиболее часто используется структурная схема ТС при традиционном подключении ОД к ТСД (рис. 1, а [2]).

Каждый ОД в общем случае имеет  $m$  выходов и  $n$  входов, т. е. общее число контактов ОД  $N = m + n$ . В соответствии с этим ГТ разрабатывается на  $n$  выходов, а РР — на  $m$  входов. При диагностировании ОД разных типов количество входов и выходов, а также их функциональное назначение на разъеме ОД могут меняться, поэтому для выполнения возможных коммутаций следует выводить все  $N$  контактов ОД,  $n$  контактов ГТ и  $m$  контактов РР. С учетом возможных предельных модификаций ОД

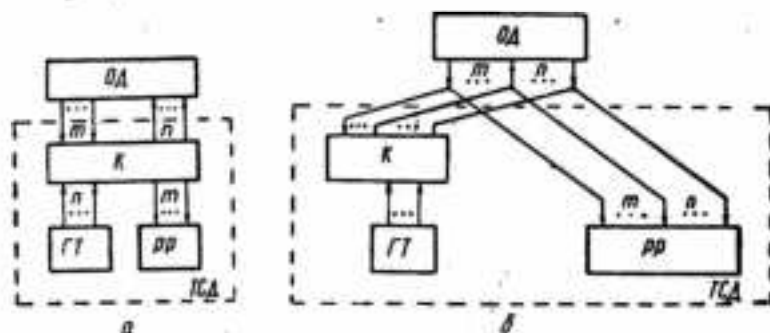


Рис. 1

с одним входом и  $N - 1$  выходом, ОД с одним выходом и  $N - 1$  входами можно установить предельные разрядности ГТ и РР:  $m_{\max} = n_{\max} = N - 1$ .

Тогда общее число контактов коммутатора  $M$  для ТСД (рис. 1, а)  $M = N + 2(N - 1)$  (1), где  $N$  — общее число контактов ОД.

Количество коммутаций  $K$  при подключении одного ОД равно числу его контактов:  $K = N = n + m$  (2).

Схема ТСД при упрощенном коммутаторе позволяет сократить число контактов коммутатора. Достигается это следующим образом. Все  $N$  контактов ОД выведены на коммутатор и параллельно-постоянно связаны с регистратором реакций. Соответственно разрядность РР увеличивается до  $N$  ГТ выполнен такой же разрядности, как в ТСД (рис. 1, а), всеми своими разрядами (а их  $N - 1$ ) выведен на контакты коммутатора. Таким образом, на коммутаторе общее число контактов  $M' = 2N - 1$  (3). При диагностировании ОД определенного типа подключаем  $n$  входов ОД к  $n$  из  $N - 1$  входов ГТ. В результате число коммутаций  $K' = n$  (4). Выходы ОД, РР не коммутируем, так как эти соединения постоянны. Получаем, что в процессе диагностирования РР регистрирует не только выходные сигналы ОД, но и выход-

ные сигналы ГТ. Для определения величины  $\alpha$  относительного сокращения количества контактов коммутатора (рис. 1, б) находим отношение выражения (1) к (3):

$$\alpha = \frac{M}{M'} = \frac{N + 2(N-1)}{2N-1} = 1 + \frac{N-1}{2N-1}. \quad (5)$$

Учитываем, что  $N = n + m$  и вводим коэффициент соотношения  $a = n/m$ . Выражение (5) можно преобразовать так:

$$\alpha = 1 + \frac{n + m - 1}{2(n + m) - 1} = 1 + \frac{m(a + 1) - 1}{2m(a + 1) - 1}. \quad (6)$$

Как отмечалось, возможны два предельных случая: ОД с одним входом ( $n = 1$ ) и  $N - 1$  выходом ( $m = N - 1$ ) и ОД с одним выходом ( $m = 1$ ) и  $N - 1$  входом ( $n = N - 1$ ). В соответствии с этим коэффициент  $\alpha$  может изменяться в пределах  $1/(N-1) < \alpha < N-1$ . Учитываем минимальное число контактов разъема  $N = 2$ , т. е. один вход и один выход ( $n = m = 1$ ). В табл. 1 приведены результаты расчета  $\alpha$  в зависимости от изменения коэффициента соотношения  $a$  и числа выходов ОД  $m$ .

Таблица 1

a	m									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10	1,476	1,488	1,492	1,494	1,495	1,496	1,496	1,497	1,497	1,497
9	1,473	1,487	1,491	1,493	1,494	1,495	1,496	1,496	1,497	1,497
8	1,470	1,485	1,490	1,492	1,494	1,495	1,496	1,496	1,496	1,497
7	1,466	1,483	1,489	1,492	1,493	1,494	1,495	1,496	1,496	1,496
6	1,461	1,481	1,487	1,490	1,492	1,493	1,494	1,495	1,496	1,496
5	1,454	1,478	1,485	1,489	1,491	1,492	1,493	1,494	1,495	1,495
4	1,444	1,473	1,482	1,487	1,489	1,491	1,492	1,493	1,494	1,494
3	1,428	1,466	1,478	1,483	1,487	1,489	1,490	1,492	1,492	1,493
2	1,4	1,454	1,470	1,478	1,482	1,485	1,487	1,489	1,490	1,491
1	1,333	1,428	1,454	1,466	1,473	1,478	1,481	1,483	1,485	1,487
1/2	—	1,4	—	1,454	—	1,470	—	1,478	—	1,482
1/3	—	—	1,428	—	—	1,466	—	—	1,478	—
1/4	—	—	—	1,444	—	—	—	1,473	—	—
1/5	—	—	—	—	1,454	—	—	—	—	1,478
1/6	—	—	—	—	—	1,461	—	—	—	—
1/7	—	—	—	—	—	—	1,466	—	—	—
1/8	—	—	—	—	—	—	—	1,470	—	—
1/9	—	—	—	—	—	—	—	—	1,473	—
1/10	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,476

Примечание.  $\lim_{a \rightarrow \infty} \alpha$  во всех случаях равен 1,5.

Семейство графических зависимостей  $\alpha = f(a, m)$  (рис. 2), построенных по данным табл. 1 (значения  $m$ : 1—1; 2—2; 3—3; 4—4; 5—5; 6—6; 7—7; 8—8; 9—9), свидетельствует о том, что предлагаемый способ обеспечивает сокращение числа контактов коммутатора в зависимости от соотношения числа входов

и выходов ОД (в пределе 1,5 раза). Значения эти мало зависят от числа контактов ОД и соотношения между количеством входов и выходов ОД. Это значит, что рассматриваемый способ применим в равной степени для простых и сложных, для многовыходных и многовходовых ОД.

Для определения выигрыша в числе коммутаций следует найти отношение выражения (2) к (4):  $\beta = K/K' = (n + m)/n$  (7).

С учетом коэффициента соотношения  $a = n/m$  выражение (7) примет вид  $\beta = a + 1/a = 1 + 1/a$ . В соответствии с пределами изменения  $a$  можно установить пределы  $\beta$ :  $N/N - 1 < \beta < N$  (8). Максимальный выигрыш  $\beta_{\max} = N$  достигается при  $a = 1/(N - 1)$ , т. е. для одновыходных объектов ( $n = 1$ ).

В соответствии с выражением (7), определяющим размер выигрыша в числе коммутаций, и с учетом того, что  $1 < n < N - 1$ , а  $m + n = N$ , причем  $N = \{2; N\}$ , были рассчитаны значения  $\beta$ , которые приведены в табл. 2. Графическая зависимость  $\beta = f(n)$  (рис. 3). Выигрыш в числе коммутаций в зависимости от количества входов ОД существует всегда, так как  $\beta > 1$  (значения  $N: 1-2; 2-3; 3-4; 4-5; 5-6; 6-7; 7-8; 8-9$ ).

Таблица 2

N	n	m	$\beta$	N	n	m	$\beta$
2	1	1	2	8	1	7	8
	2	2	1,5		2	6	4
3	1	2	3		3	5	2,66
	2	1	1,5		4	4	2
	3	3	4		5	3	1,6
4	1	3	4		6	2	1,333
	2	2	2		7	1	1,142
	3	1	1,333	9	1	8	9
5	1	4	5		2	7	4,5
	2	3	2,5		3	6	3
	3	2	1,666		4	5	2,25
	4	1	1,25		5	4	1,8
6	1	5	6		6	3	1,5
	2	4	3		7	2	1,285
	3	3	2		8	1	1,125
	4	2	1,5	10	1	9	10
	5	1	1,2		2	8	5
7	1	6	7		3	7	3,33
	2	5	3,5		4	6	2,5
	3	4	2,33		5	5	2
	4	3	1,75		6	4	1,66
	5	2	1,4		7	3	1,428
	6	1	1,16		8	2	1,25
					9	1	1,11

Следовательно, кроме сокращения числа контактов коммутаторов, предлагаемый способ обеспечивает сокращение количества коммутаций. Выигрываем в количестве коммутаций, когда диагностируются ОД с малым числом входов.

Если интенсивность отказов коммутатора  $\Lambda$  характеризовать суммой интенсивностей отказов контактов коммутатора  $\Lambda_1$  и отказов коммутаций  $\Lambda_2$  ( $\Lambda = \Lambda_1 + \Lambda_2$ ), то интенсивность отказа коммутатора, построенного по предлагаемому способу  $\Lambda' = \Lambda_1/n + \Lambda_2/\beta$  (9). Так как  $\alpha > 1$  и  $\beta > 1$ ,  $\Lambda' < \Lambda$ . Изложенный способ повышает надежность, и его целесообразно принять к практической реализации.

Для иллюстрации предложенного способа рассмотрим следующий пример. Пусть диагностируем

в объектах, разъемы которых состоят из  $N_1 = 61$  и  $N_2 = 90$  контактов, а вероятность безотказной работы каждого контакта и коммутационной связи  $p = 0,9$ . Тогда в соответствии с выражением (5) применение новой схемы (рис. 1, б) обеспечивает сокращение количества контактов коммутатора в  $\alpha_1 = 1,495$  (для  $N_1 = 61$ ) и  $\alpha_2 = 1,497$  раз (для  $N_2 = 90$ ).

С учетом возможных вариантов перераспределения числа контактов между входами и выходами ОД выражение (8) позволяет определить верхнюю и нижнюю границы  $1,016 < \beta_1 < 61$ ,  $1,011 < \beta_2 < 90$  при условии равенства числа входных и выходных контактов, т. е.  $a = 1$ ,  $\beta_1 = \beta_2 = 2$ .

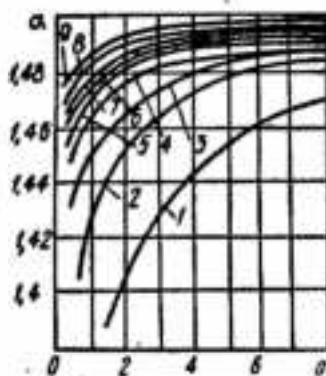


Рис. 1

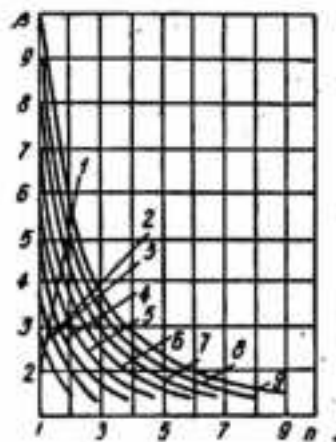


Рис. 2

Отметим достоинства предложенного способа. В процессе диагностирования ГТ автоматически самоконтролируется, это повышает достоверность результатов диагностирования. Оценка входных сигналов ОД обеспечивает обнаружение дефектов входных цепей ОД, т. е. расширяет множество регистрируемых дефектов.

Список литературы: 1. Авах Ю. А. Универсальные машины автоматического контроля.— М.: Энергия, 1976.— 145 с. 2. Автоматический контроль радиоэлектронного и электротехнического оборудования/Под общ. ред. В. М. Шляндина, А. И. Марташина.— М.: Энергия, 1972.— 264 с.

Поступила в редколлегию 02.12.82.

А. Д. ТЕВЯШЕВ, канд. техн. наук,  
В. И. ПОПОВСКИЙ, канд. техн. наук

### УЧЕТ ВЛИЯНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ НА КАЧЕСТВО ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ИНЖЕНЕРНОЙ СЕТИ

Характеристикой оценки качества функционирования инженерной сети на интервале времени  $[0, T]$  относительно каждого  $i$ -го потребителя служит система интегральных оценок, порождаемых функционалом вида

$$J_{ln}(T) = E \left[ \frac{1}{T} \int_0^T (-1)^n \varphi_{ln}(t) dt \right], \quad i = \overline{1, N}, \quad (1)$$

где  $E$  — символ математического ожидания;  $\varphi_{ln}$  — функция-ограничитель  $n$ -й степени ( $n = 0, 1, 2, \dots$ ) вида

$$\varphi_{ln}(t) = \begin{cases} \epsilon_i^n(t) = [\zeta_i(t) - \xi_i(t)]^n, & \forall (t) [\zeta_i > \xi_i]; \\ 0 & \text{в остальных случаях;} \end{cases}$$

$\zeta_i(t)$ ,  $\xi_i(t)$  — соответственно стохастические процессы интенсивности потребления и подачи ЦП в  $i$ -м узле потребления [1]. Выражение (1) определяет статистические моменты  $n$ -го порядка выбросов случайного процесса потребления ЦП относительно процесса подачи в  $i$ -м узле потребления, которые вычисляются при известных вероятностных свойствах  $\zeta(t)$ ,  $\xi(t)$  [2]. Среди оценок, получаемых из выражения (1), была выделена оценка  $J_i(T)$ , характеризующая относительный дефицит  $i$ -го потребителя в целевом продукте на интервале  $[0, T]$   $J_i(T) = J_{i1}(T)/Q_i(T)$  (2), где  $Q_i(T)$  — требуемый объем поставок ЦП  $i$ -му потребителю на интервале времени  $[0, T]$ . Как показали исследования, оценки вида (2) оказались чувствительными к вероятностным свойствам процессов  $\zeta_i(t)$ ,  $\xi_i(t)$ . В свою очередь, статистические свойства последних характеризуются влиянием ряда внешних факторов. Для  $\zeta(t)$  такими факторами являются статистические свойства процесса подачи ЦП на входах ИС потоков отказов и восстановлений работоспособности элементов ИС и процессов потребления ЦП [1].

Статистические свойства процессов  $\zeta(t)$  определяются влиянием на них основных групп факторов: метеорологических (температура, скорость, направление ветра, интенсивность солнечной радиации и т. п.), хронологических (часы суток, дни недели), организационных (плано-предупредительные работы, программы телевидения и т. п.).

Нами рассмотрено влияние статистических свойств показателей надежности оборудования ИС на изменение статистических свойств показателя (2). При этом считается, что параметры режима функционирования сети стабилизированы системой управ-

ления, а статистические свойства процесса  $\zeta(t)$  учитываются в соответствии с принятой моделью прогнозирования процесса потребления ЦП  $i$ -м потребителем.

**Зависимость качества функционирования сети от показателей надежности.** В реальных условиях функционирования ИС количество транспортируемого ЦП  $\xi(t)$  определяет производительность сети. Она характеризуется использованием производственных мощностей (активных элементов), колебанием спроса, режимом управления, состоянием элементов и звеньев сети.

Производительность сети может увеличиваться, но никогда не превышает потенциально достижимый уровень, называемый пропускной способностью (ПС) сети  $q$ . Это максимальное количество ЦП, передаваемое в сети в единицу времени при установившемся режиме, соблюдении требований по составу, качеству подготовки и давлению в точках притока и отбора ЦП и при условии гарантированной подачи ЦП в требуемом объеме в начальную точку сети. Рассматривая процесс функционирования ИС во времени с учетом статистической природы изменения определяющих факторов, ПС сети  $q$  следует считать случайной функцией времени с вероятностными свойствами, которые зависят от свойств потока отказов элементов ИС. Найдем выражение оценки  $\bar{J}_i(t)$  относительно  $i$ -го потребителя, учитывающего надежностные характеристики ИС. Для этого воспользуемся функционалом (1), где при  $l = 1$  осуществим осреднение. В соответствии с работой [1] получим

$$\bar{J}_i(T) = \int_0^T \int_{\epsilon_1}^{\epsilon_2} \epsilon f_{\epsilon}(\epsilon) d\epsilon dt / \int_0^T m_{\zeta_i}(t) dt, \quad i = \overline{1, N}. \quad (3)$$

В числителе (3) в качестве процесса подачи ЦП будем рассматривать его потенциальную характеристику — пропускную способность,  $m_{\zeta_i} = M[\zeta_i(t)]$ . Пусть процесс  $\epsilon_i(t) = \zeta_i(t) - q_i(t)$ , для  $t \in [0, T]$ ,  $\zeta_i(t) > q_i(t)$ ;  $f_{\epsilon}(\epsilon)$  — одномерная плотность распределения вероятностей (п. р. в.) процесса  $\epsilon_i(t)$ . Определим статистические свойства процесса  $\epsilon_i(t)$ , являющегося линейной комбинацией процессов потребления  $\zeta_i(t)$  и подачи  $\xi_i(t)$  ЦП.

П. р. в.  $f_{\epsilon}(\epsilon)$  — это композиция распределений случайных величин  $\zeta_i$ ,  $q_i$  в текущий момент времени  $t$ . Положим, что  $\zeta_i(t)$  — стационарный случайный эргодический процесс со следующими характеристиками:  $f_{\zeta_i}(\zeta_i)$  — п. р. в.;  $m_{\zeta_i}$  — математическое ожидание (прогнозируемое значение потребления);  $\sigma_{\zeta_i}^2$  — дисперсия прогноза;  $K_{\zeta_i}$  — корреляционная функция.

Вероятностные свойства  $q_i(t)$  находятся для заданной структуры ИС и принятой вероятностной модели формирования отказов и восстановлений элементов ИС. В работе [3] установлено, что ПС ИС  $q_i(t)$  (относительно фактора надежности) — дискретная случайная величина  $\{q_{ik}, k = \overline{0, m}\}$ , причем  $q_{i0} > q_{i1} \dots q_{im}$ ,

где  $q_{i0}$  — номинальная ПС идеализированной сети, ряд распределения вероятностей которой  $\{P_{ik}, k = \overline{0, m}\}$  может быть получен теоретически (экспресс-метод) либо экспериментально (метод статистических испытаний).

Образует композицию  $f_s(\varepsilon_i) = f_c(\zeta_i) * f_q(-q_i)$ .

Дискретное распределение ПС

$$f_q(-q_i) = \sum_{k=0}^m P_{ik} \delta(q_i + q_{ik}), \quad (4)$$

где  $\delta(q)$  — дельта-функция.

Полагая статистическую независимость процессов потребления ЦП и отказов в сети, получаем

$$\begin{aligned} f_s(\varepsilon_i) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(\zeta_i, \varepsilon_i - \zeta_i) d\zeta_i = \int_{-\infty}^{+\infty} f_c(\zeta_i) \sum_{k=0}^m P_{ik} \delta(\varepsilon_i - \zeta_i + q_{ik}) d\zeta_i = \\ &= \sum_{k=0}^m P_{ik} \int_{-\infty}^{+\infty} f_c(\zeta_i) \delta(\varepsilon_i - \zeta_i + q_{ik}) d\zeta_i = \sum_{k=0}^m P_{ik} f_c(\varepsilon_i + q_{ik}), \end{aligned} \quad (5)$$

где  $f(\zeta_i, q_i)$  — двумерная п. р. в. случайных величин  $\zeta_i, q_i$  в момент  $t$ ;  $k = \overline{0, m}$ ;  $q_i(t) = q_k$  — возможные значения ПС.

Найдем математическое ожидание  $m_{\varepsilon_i}$  и дисперсию  $\sigma_{\varepsilon_i}^2$  ( $f_c(\zeta_i) = N(m_{\zeta_i}, \sigma_{\zeta_i}^2)$  — нормальная плотность):

$$m_{\varepsilon_i} = \int_{-\infty}^{+\infty} \varepsilon_i f_s(\varepsilon_i) d\varepsilon_i = \sum_{k=0}^m P_{ik} (m_{\zeta_i} - q_{ik}); \quad (6)$$

$$\sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma_{\zeta_i}^2 + \sum_{k=0}^m P_{ik} (q_{ik} - \sum_{k=0}^m P_{ik} q_{ik})^2. \quad (7)$$

Подставив равенства (5) — (7) в формулу (3), получим относительный дефицит в  $i$ -й точке потребления ЦП, обусловленный отказами в сети:

$$J_i(T) = \frac{\int_0^T \int_0^{\infty} \varepsilon_i \sum_{k=0}^m P_{ik} f_c(\varepsilon_i + q_{ik}) d\varepsilon_i dt}{\int_0^T m_{\zeta_i}(t) dt}, \quad i = \overline{1, N}. \quad (8)$$

Рассмотрим  $k$ -слагаемое в числителе равенства (8). В случае  $f_c(\zeta_i) = N(m_{\zeta_i}, \sigma_{\zeta_i}^2)$  имеем

$$\frac{P_{ik}}{\sigma_{\zeta_i} \sqrt{2\pi}} \int_0^T \int_0^{\infty} \varepsilon_i \exp \left\{ -\frac{[\varepsilon_i - (m_{\zeta_i} - q_{ik})]^2}{2\sigma_{\zeta_i}^2} \right\} d\varepsilon_i dt, \quad k = 0, 1, 2, \dots, m. \quad (9)$$

Сделаем в формуле (9) подстановку  $\varepsilon_i = \frac{\varepsilon_i - (m_{\zeta_i} - q_{ik})}{\sigma_{\zeta_i}}$ . Тогда

$dx_i = \sigma_{c_i} d\varepsilon_i$ , установим пределы интегрирования  $\left[-\frac{m_{c_i} - q_{ik}}{\sigma_{c_i}}, \infty\right]$ :

$$\frac{P_{ik}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{m_{c_i} - q_{ik}}{\sigma_{c_i}}}^{\infty} [(m_{c_i} - q_{ik}) + \sigma_{c_i} x_i] \exp\left\{-\frac{x_i^2}{2}\right\} dx_i = P_{ik} (m_{c_i} - q_{ik}) \operatorname{erf}\left(-\frac{m_{c_i} - q_{ik}}{\sigma_{c_i}}\right) + \frac{\sigma_{c_i} P_{ik}}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(m_{c_i} - q_{ik})^2}{2\sigma_{c_i}^2}\right\}. \quad (10)$$

Подставляя формулу (10) в выражение (8) и учитывая, что  $m_{c_i} = \text{const}$ , получаем

$$\bar{J}_i(T) = \sum_{k=0}^m P_{ik} \frac{m_{c_i}}{m_{c_i}} \operatorname{erfc}\left(-\frac{m_{c_i} - q_{ik}}{\sigma_{c_i}}\right) + \frac{\sigma_{c_i}}{m_{c_i} \sqrt{2\pi}} \sum_{k=0}^m P_{ik} \exp \times \\ \times \left(-\frac{(m_{c_i} - q_{ik})^2}{2\sigma_{c_i}^2}\right). \quad (11)$$

Выражение (11) сохраняет свойство нормированности критерия  $\bar{J}(T)$ , т. е.  $0 < \bar{J}_i(T) < 1$ . Действительно, при  $\forall (k) (q_{ik} \rightarrow m_{c_i})$  (вообще, достаточно более слабое условие  $m_{q_i} \rightarrow m_{c_i}$ )  $\bar{J}_i(T) \rightarrow 0$ . И, наоборот, при  $q_k \rightarrow 0$  ( $k = 0, 1, \dots, m$ ), т. е. когда подача ЦП полностью отсутствует, из формулы (6) следует

$$f_c(x_i + q_{ik}) = f_c(\zeta_i); \sum_{k=0}^m P_{ik} = 1; \bar{J}_i(T) = \\ = \frac{1}{m_{c_i}} \int_0^T \int_0^{\infty} \zeta_i f_c(\zeta_i) d\zeta_i dt = 1, i = \overline{1, N}. \quad (12)$$

Рассматривая относительный дефицит ЦП (11) как отношение суммарной площади выбросов, когда  $\zeta > \xi$ , к общей площади, образуемой функцией потребления ЦП, получим  $\bar{J}_i(T)$  как геометрическую интерпретацию вероятностной меры возникновения дефицита в сети. Формула (11) для  $\bar{J}_i(T)$  допускает упрощение. Действительно, при коэффициенте вариации потребления  $\sigma_{c_i}/m_{c_i} < 1$  для любых  $q_{ik} > 0$  второе слагаемое в выражении (11) имеет порядок не больше  $O[\max P_{ik}]$ , т. е. оказывает влияние лишь на сотые доли  $\bar{J}_i(T)$ , поэтому в практических расчетах его значением можно пренебречь. Таким образом, имеем

$$\bar{J}_i(T) \approx \sum_{k=0}^m P_{ik} \frac{m_{c_i} - q_{ik}}{m_{c_i}} \operatorname{erfc}\left(-\frac{m_{c_i} - q_{ik}}{\sigma_{c_i}}\right), i = \overline{1, N}. \quad (13)$$

Конкретную зависимость  $\bar{J}_1(T)$  от вероятностных свойств показателей надежности элементов ИС можно исследовать, задавшись структурой ИС, статистической моделью формирования отказов и восстановлений элементов сети и гидравлической моделью потокораспределения ЦП.

Определение показателей надежности элементов локальной подсистемы ИС. Исследуем возможность использования выражений (11) для оценки качества функционирования локальной подсистемы ИС газопровода, состоящей из активного элемента — компрессорной станции (КС), работающей на линейный участок (ЛУ).

Отказы КС или ЛУ приводят к снижению  $q$  подсистемы до одного из возможных уровней  $\{q_1, q_2, \dots, q_m\}$ . Для определения распределения вероятностей  $\{P_k q_k, k = \overline{0, m}\}$ , следуя экспресс-методу [3], ЛУ расчленяется на  $n$  последовательных одинаковых звеньев. Из-за отказов оборудования каждого звена возможно снижение ПС до одного из перечисленных  $m$  значений. Обозначим ПС звена в безаварийном состоянии —  $q_0$ , а вероятность такого состояния —  $\pi_0$ . Разобьем все возможные состояния ЛУ на группы, объединяя в одну группу состояния, приводящие к определенной ПС звена  $q_k \in \{q_0, q_1, \dots, q_m\}$ . Определим вероятности каждого значения пропускной способности ЛУ.

ЛУ имеет ПС, равную  $q_0$ , если каждое звено обеспечивает эту пропускную способность. Тогда  $P_0 = \pi_0^n$ . ПС равна  $q_i < q_0$ , если одно звено или более имеют эту ПС, а остальные — пропускную способность  $q_0$ . Следовательно,  $P_i = [n\pi_0^{n-1} + C_n^2 \pi_0^{n-2} \pi_i^2 + \dots + \pi_i^n]$ . Воспользовавшись биномиальным представлением искомой вероятности  $P_k$  [3] в общем случае, получим

$$P_{ik} = \left[ \left( \sum_{j=0}^k \pi_j \right)^n - \left( \sum_{j=0}^{k-1} \pi_j \right)^n \right], \quad k = \overline{0, m}. \quad (14)$$

Для определения распределения вероятностей  $\pi_k, k = \overline{0, m}$  ПС каждого звена необходимо задаться конкретной структурой ЛУ локальной подсистемы. Так, для  $r$ -ниточной сети с перемычками (состоящей из  $n$  участков) могут быть получены  $\pi_k$  как значения финальных вероятностей из системы уравнений Чепмена-Колмогорова для простейших потоков отказов и восстановлений марковского типа.

Состояние каждого звена характеризуется полной готовностью ( $q = q_0$  — исправны все нитки); частичными отказами ( $q = q_k, k = 1, 2, \dots$  — одновременный разрыв  $k$  ниток); полным отказом ( $q = 0$  — разрыв всех ниток звена). Соответствующие вероятности — [3]

$$\pi_0 = \left[ 1 + n \sum_{j=1}^r \prod_{i=0}^{j-1} J_i \right]^{-1}, \quad \pi_k = \pi_0 \prod_{i=0}^{k-1} J_i, \quad J_i = \frac{\omega_i}{\mu_{i+1}}; \quad i = 0, (r-1);$$

$$\omega_j = (r-k) \omega; \quad \mu_j = \begin{cases} j\mu, & j < R_1 \\ R_1\mu, & j > R_1 \end{cases} \quad (15)$$



вариации процесса потребления  $\beta = 2\%$ , получим значение критерия качества  $\bar{J}(T) = 0,17$ , т. е. относительный дефицит ЦП в течение годового функционирования подсистемы в целом в данном случае составит в среднем 17% от необходимого потребления ЦП. Пусть теперь показатели надежности ЛУ характеризуются более высокими интенсивностями отказов:  $\omega = 0,25 \cdot 10^{-3}$  — в среднем 2 аварии в год и  $\omega_0 = 0,45 \cdot 10^{-3}$  — в среднем 4 засорения трубопровода в год. Вычислим распределения вероятностей:  $\pi_0 = 0,43$ ;  $\pi_1 = 0,54$ ;  $\pi_2 = 0,02$ ;  $\pi_3 = 0,01$  и  $P_0 = 0,42$ ;  $P_1 = 0,52$ ;  $P_2 = 0,06$ . Значение критерия по формуле (11)  $\bar{J}(T) = 0,31$ .

Таким образом, увеличение интенсивности отказов оборудования ЛУ локальной подсистемы в два раза привело к ощутимому увеличению относительного дефицита. Это показывает весьма высокую чувствительность критерия качества  $\bar{J}(T)$  к фактору надежности функционирования ИС.

Список литературы: 1. Тевяшев А. Д., Полоцкий В. И. Статистический подход к оценке качества функционирования инженерных сетей. — АСУ и приборы автоматики, 1979, вып. 66, с. 24—31. 2. Крамер Г. Стационарные случайные процессы. — М.: Наука, 1974. — 485 с. 3. Стояровский Е. Г. Методы расчета надежности магистральных газопроводов. — М.: Наука, 1982. — 128 с. 4. Евдокимов А. Г., Тевяшев А. Д. Оперативное управление потоком распределением в инженерных сетях. — Х.: Изд-во при Харьк. ун-те. — 144 с.

<sup>1</sup> Поступила в редакцию 01.01.82.

УДК 681.3.06

Ю. С. ДЕОРДИЦА, канд. техн. наук,  
В. Ф. ПУГАЧ, канд. техн. наук

#### СПИСОЧНОЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЕ ФУНДАМЕНТАЛЬНЫХ ЦИКЛОВ ОРИЕНТИРОВАННОГО МУЛЬТИГРАФА

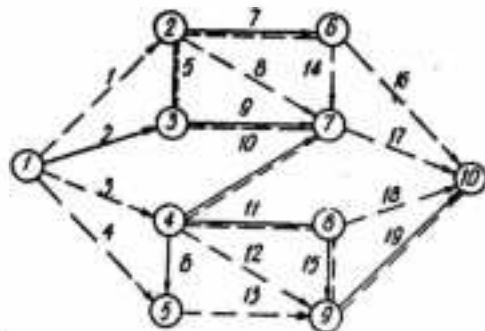
Во многих итерационных алгоритмах расчета инженерных сетей многократно используется система фундаментальных циклов, способ хранения которой в памяти ЭВМ существенно влияет на вычислительную эффективность и объем используемой памяти. Система фундаментальных циклов может быть представлена цикломатической матрицей  $B_n$  размерности  $\mu \times e$  ( $\mu$  — цикломатическое число,  $e$  — число дуг) и ранга  $\mu$  или в более компактной форме — в виде множества фундаментальных циклов  $B$  [1].

При первом способе представления производим доступ к циклам системы в произвольном порядке, но вследствие большой избыточности требуются значительные объем памяти и затраты времени на обработку нулевых элементов. При втором способе (теоретико-множественном) объем памяти прямо пропорционален средней длине циклов, которая очень зависит от выбора дерева графа. Кроме этого, для обеспечения произвольного доступа к

циклам системы требуется организация дополнительного вектора длиной  $\mu$ .

В статье предлагается способ представления системы фундаментальных циклов, сочетающий преимущества матричного и теоретико-множественного методов и требующий меньшего объема памяти, чем последний. В основу описываемого способа положен список предшественников, используемый в алгоритме построения множества фундаментальных циклов [2].

Для ориентированного мультиграфа  $G(E, V)$ , дуги которого помечены числами натурального ряда, выберем произвольную вершину  $v \in V$  и назовем ее корнем остовного дерева  $T$ , являющегося базой рассматриваемой системы фундаментальных циклов. В силу единственности простой цепи, соединяющей две



произвольные вершины дерева  $T$ , для каждой ветви  $e_i$  неинцидентной корню  $v$ , существует единственная ветвь  $e_j$ , являющаяся первой в цепи и соединяющая рассматриваемую ветвь  $e_i$  с корнем  $v$ . Назовем ветвь  $e_j$  предшественником ветви  $e_i$ . Для общности предшественником ветвей дерева  $T$ , инцидентных корню  $v$ , будем условно считать фиктивную ветвь, обозначаемую в дальнейшем  $\Lambda$ . Информацию о предшественниках будем хранить в виде одномерного массива  $IN$  длиной  $|E|$ .

Ветви дерева  $T$  с меткой  $i$  поставим в соответствие элемент  $IN(i)$ , который содержит метку ветви, являющейся предшественником ветви  $i$ .

Для ориентированного графа учтем направление ветви относительно движения по цепи к корню. Положительными считаем ветви цепи, ориентированные к корню, отрицательными — от корня.

Для графа  $G$ , изображенного на рисунке, остовное дерево  $T$  выделено жирными линиями. Вершину 1 считаем корнем дерева. Тогда массив  $IN$  имеет вид

$i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10;
$IN(i)$	$-\Lambda$				2	-10	-5	-2		
$i$	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
$IN(i)$	-10				-11				-15	

Легко доказать, что каждый цикл фундаментальной системы может быть представлен в виде трех составных частей: хорды, дуги графа, не принадлежащей  $T$ ; цепи, идущей от конечной вершины хорды к корню и состоящей из ветвей дерева  $T$ ; цепи,

идущей от начальной вершины хорды к корню и состоящей из ветвей дерева  $T$  с противоположной ориентацией. Последние элементы цепей в направлении корня имеют одного и того же предшественника. Следовательно, чтобы однозначно определить множество фундаментальных циклов, кроме массива предшественников, необходимо задать множество хорд, начало и конец каждой цепи. Это можно сделать следующим образом.

Сформируем двумерный массив  $MZ$  размерности  $(3 \times \mu)$ . Элемент  $MZ(1, i)$  — метка  $i$ -й хорды;  $MZ(2, i)$  — метка первой ветви цепи, идущей из начальной вершины хорды;  $MZ(3, i)$  — метка первой ветви цепи, идущей из конечной вершины хорды. Для графа, изображенного на рисунке, этот массив может иметь следующий вид:

	$i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$MZ(1, i)$		1	3	4	8	12	13	14	16	17	18
$MZ(2, i)$		$\Delta$	$\Delta$	$\Delta$	5	10	6	7	7	9	11
$MZ(3, i)$		5	10	6	9	15	15	9	19	19	19

Метку общего предшественника последних элементов каждой цепи хорды с  $k$ -м номером поместим в элемент  $IN(k)$ , до этого оставшийся свободным. В результате этого массив  $IN$  для нашего примера примет вид

	$i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$IN(i)$		$\Delta$	$-\Delta$	$\Delta$	$\Delta$	2	-10	-5	2	-2	
	$i$	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
$IN(i)$		-10	10	10	2	-11	2	9	11	-15	

Используя полученные массивы, рассмотрим последовательность перечисления элементов цикла для  $MZ(i, 8)$ :

- $MZ(1, 8) = 16$        $IN(16) = 2$        $\Phi_2 = \{16\}$ .
- $MZ(2, 8) = 7$        $7 \neq 2$        $IN(7) = -5$        $\Phi_2 = \{16, 7\}$ ,  
 $5 \neq 2$        $IN(5) = 2$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5\}$ .
- $MZ(3, 8) = 19$        $19 \neq 2$        $IN(19) = -15$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5, -19\}$ ,  
 $15 \neq 2$        $IN(15) = -11$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5, -19, -15\}$ ,  
 $11 \neq 2$        $IN(11) = -10$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5, -19, -15, -11\}$ ,  
 $10 \neq 2$        $IN(10) = 9$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5, -19, -15, -11, 10\}$ ,  
 $9 \neq 2$        $IN(9) = -2$        $\Phi_2 = \{16, 7, -5, -19, -15, -11, 10, -9\}$ .

Время для перечисления элементов системы фундаментальных циклов при машинной реализации описанной процедуры практически не превосходит времени для аналогичного перечисления при использовании теоретико-множественного представления. Вместе с тем рассмотренный метод требует меньше и, что особенно важно, фиксированного объема памяти, зависящего только от общих характеристик сети: числа дуг и цикломатического числа  $3\mu + \epsilon$ . Для сравнения в таблице показано число

ненулевых элементов цикломатической матрицы  $B$  для реальных вентиляционных сетей шахт при различных способах построения основного дерева  $T$  и суммарное количество  $D$  элементов массивов  $IN, MZ$ .

Эффективность применения описанного метода возрастает с увеличением размерности графа (см. таблицу). Следует также отметить удобство корректировки предлагаемого представления фундаментальных циклов при различных изменениях графа.

Параметры сети		Параметры дерева			$D$
$ E $	$\mu$	ширина	глубина	максимальный	
77	32	178	186	346	173
86	32	222	187	335	182
99	36	215	213	291	197
105	41	303	343	458	228
115	50	286	347	682	265
149	60	391	461	738	329
160	63	502	591	808	343
182	68	618	866	1010	386
215	85	658	594	1102	470
257	93	820	1352	1674	536
365	137	1066	1661	1738	776
543	237	1819	5974	3665	1354

Список литературы: 1. Евдокимов А. Г., Дубровский В. В., Тельшев А. Д. Потокораспределение в инженерных сетях/ Под общ. ред. А. Г. Евдокимова. — М.: Стройиздат, 1979. — 199 с. 2. Деордица Ю. С., Пузан В. Ф. Повышение эффективности алгоритмов АСУ построения множества фундаментальных циклов. — АСУ и приборы автоматизации, вып. 55, 1980, с. 16—18.

Поступила в редакцию 03.09.82.

УДК 621.34

А. Н. ГВОЗДИНСКИЙ, канд. техн. наук,  
А. Г. ДЬЯКОВ

#### АЛГОРИТМЫ СТОХАСТИЧЕСКОЙ АППРОКСИМАЦИИ В ЗАДАЧЕ ИДЕНТИФИКАЦИИ ПАРАМЕТРОВ В АСУ ТП СЛОЖНЫХ ПРОМЫШЛЕННЫХ КОМПЛЕКСОВ

Одним из методов построения и уточнения моделей технологического процесса является метод стохастической аппроксимации. Его достоинство — простота вычислений и устойчивость к помехам. Учитывая, что для автоматизации технологических процессов широко используются микро-ЭВМ, работающие в реальном масштабе времени и не имеющие возможности производить длительные вычисления, применение данного метода наиболее приемлемо для идентификации стационарных процессов.

Пусть объект описан уравнением в дискретные моменты времени:  $y(N) = \sum_{i=1}^n p_i(N) x_i(N)$  (1). Здесь  $y(N)$  — выход объекта в  $N$ -м такте;  $p_i(N)$  — неизвестные параметры объекта;  $x_i(N)$  — значение  $i$ -го входа в  $N$ -м такте;  $n$  — число входов объекта.

В векторных обозначениях соотношение (1) имеет вид  $Y(N) = P^T(N) X(N)$  (2), где  $P(N)$  — вектор параметров объекта на  $N$ -м такте;  $X(N)$  — вектор входных сигналов на  $N$ -м такте.

Оценку  $\hat{P}$  вектора  $P$  получим из алгоритма стохастической аппроксимации\*

$$\hat{P}_{(N+1)} = \hat{P}_{(N)} - \rho_{(N)} \psi_{(N)} \quad \forall, \quad n = 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

$\rho_{(N)}$  — последовательность скалярных корректирующих коэффициентов;  $\psi_{(N)}$  — функция, которую можно оценить по измерениям  $\psi$ .

Для обеспечения сходимости последовательность  $\rho_{(N)}$  должна удовлетворять условиям:  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho_{(N)} = 0$  (4);  $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \rho(k) = \infty$  (5);

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \rho^2(k) < \infty \quad (6).$$

Обычно в качестве  $\rho_{(k)}$  используют функцию  $\rho_{(k)} = 1/k$  (7).

Функция  $\psi_{(k)} = (y_{(k)} - \hat{P}_{(k-1)}^T X_{(k)}) X_{(k)}$  (8).

Окончательно алгоритм аппроксимации примет вид

$$\hat{P}_{(N+1)} = \hat{P}_{(N)} + \rho_{(N+1)} (y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N)}^T x_{(N)}) x_{(N)}. \quad (9)$$

Однако при использовании алгоритма (9) на каждом шаге оценка  $\hat{P}_{(N)}$  может приближаться и удаляться от истинного вектора  $P$ . Чтобы уменьшить вероятность шагов, приводящих к увеличению этого отклонения, особенно на начальных этапах определения оценки, выбор нового значения оценки будем производить по правилу

$$|y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N+1)}^T x_{(N+1)}| < |y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)}|. \quad (10)$$

Если правило (10) выполняется, в качестве новой оценки берем  $\hat{P}_{(N+1)}$ , если нет —  $\hat{P}_{(N)}$ . Покажем, что такой выбор обеспечивает монотонное приближение к истинному вектору.

Введем вектор  $\theta_{(N)} = P - \hat{P}_{(N)}$ , определяющий ошибку оценки. Для обеспечения монотонной сходимости необходимо, чтобы  $\theta_{(N+1)} < \theta_{(N)}$ .

Вычтем из обеих частей равенства (9) вектор  $P$ . После преобразований получим  $\theta_{(N+1)} = \theta_{(N)} - \rho_{(N+1)} (\theta_{(N)}^T x_{(N+1)}) x_{(N+1)}$  (11).

\* Гроп Д. Методы идентификации систем. — М.: Мир, 1978. — 302 с.

Рассмотрим квадрат евклидовой нормы вектора  $\theta$ . Умножая скалярно левые и правые части (11), получаем

$$\theta_{(N+1)}^T \theta_{(N+1)} = \theta_{(N)}^T \theta_{(N)} - 2\rho_{(N+1)} (\theta_{(N)}^T x_{(N+1)})^2 + (\theta_{(N)}^T x_{(N+1)})^2 x_{(N+1)}^T x_{(N+1)} \rho_{(N+1)}.$$

Для обеспечения сходимости должно быть  $\theta_{(N+1)}^T \theta_{(N+1)} < \theta_{(N)}^T \theta_{(N)}$  (12).

Подставляя равенство (11) в неравенство (12), получаем

$$(\theta_{(N)}^T x_{(N+1)})^2 [2 - \rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)})] > 0. \quad (13)$$

Неравенство удовлетворяется при условии

$$\rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)}) < 2. \quad (14)$$

Рассмотрим условие сходимости исходя из выполнения неравенства (10):

$$\begin{aligned} |y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N+1)}^T x_{(N+1)}| &= |y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)} - \rho_{(N+1)} (\hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)}) \times \\ &\times x_{(N+1)}^T x_{(N+1)}| = |1 - \rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)}) [y_{(N+1)} - \\ &- \hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)}]|. \end{aligned} \quad (15)$$

Учитывая, что  $y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)} = \theta_{(N)}^T x_{(N-1)}$ , окончательно находим  $|1 - \rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)})| [|\theta_{(N)}^T x_{(N+1)}|] < |\theta_{(N)}^T x_{(N+1)}|$  (16).

Решение неравенства (16) имеет вид  $\rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)}) > 0$  (17);  $\rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)}) < 2$  (18).

Условие (17) выполняется всегда, а (18) соответствует выражению (14).

Таким образом показано, что выбор вектора оценки согласно выражению (12) эквивалентен выбору согласно неравенству (10). Необходимо отметить, что величины  $\theta_N$  недоступны для измерения, а выбор вектора в соответствии с соотношением (15) незначительно усложняет алгоритм аппроксимации.

Рассмотренные соотношения имеют место в случае, когда помехой на выходе объекта можно пренебречь.

Рассмотрим работу алгоритма в случае помехи. Будем считать, что помеха  $\epsilon$  распределена по нормальному закону и  $D\epsilon = \sigma^2$ . Оценка  $\hat{P}_{(N)}$  вектора  $\hat{P}_{(N+1)} = \hat{P}_{(N)} + \rho_{(N+1)} (y_{(N+1)} - \hat{P}_{(N)}^T x_{(N+1)} + \epsilon_{(N+1)}) x_{(N+1)}$  (19), а соотношение (10) после преобразования будет приведено к выражению

$$|[1 - \rho_{(N+1)} (x_{(N+1)}^T x_{(N+1)})| [|\theta_{(N)}^T x_{(N+1)} + \epsilon_{(N+1)}|] < |\theta_{(N)}^T x_{(N+1)} + \epsilon_{(N+1)}|. \quad (20)$$

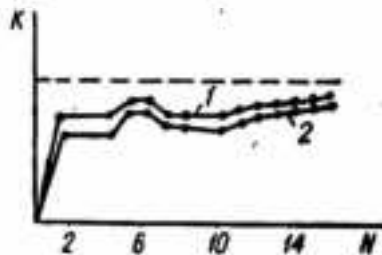
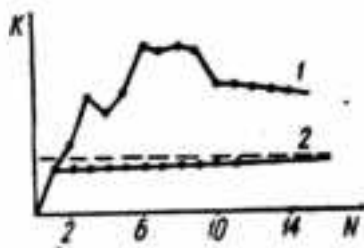


между компонентами вектора  $\theta_{(N)}$ ,  $x_{(N+1)}$ . Оно обозначает, что векторы ошибки и входного сигнала должны быть параллельными. Только в этом случае помеха может улучшить результат аппроксимации.

При наличии помехи выбор нового вектора необходимо производить исходя из соотношения  $M|y - \hat{P}_{(N+1)}^T x| < M|y - \hat{P}_{(N)}^T x|$  (30), которое в среднем обеспечивает выбор лучшего значения оценки  $P$ .

Практически выбор нового вектора в случае помехи производим по правилу

$$\sum_{i=1}^M |y_i - \hat{P}_{(N+1)}^T x_i| < \sum_{i=1}^M |y_i - \hat{P}_{(N)}^T x_i|. \quad (31)$$



Если соотношение (31) выполняется, то в качестве новой оценки берем  $\hat{P}_{(N+1)}$ , если оно не выполняется, оставляем прежнюю оценку. Использование (31) позволяет выбрать вектор, удовлетворяющий в среднем большинству входных комбинаций.

Рассмотренные алгоритмы проверяли с помощью числовых данных, приведенных в ссылке на с. 31.

На рис. 1 показано изменение оценки параметра объекта при использовании (1) алгоритма (9), (2) — правила выбора (10). Объект предполагался стационарным и помехи небольшие по сравнению с выходным сигналом.

На рис. 2 изображено изменение оценки параметра объекта при помехах в выходном сигнале. Из рисунка (значения  $\sigma$ : 1 — 0,1; 2 — 0,3) видно, что в случае помехи, если использовать правило выбора новой оценки (10), в отдельных случаях может ухудшаться получаемый результат. Если используется правило выбора (31), то при  $M=3$  в качестве нового значения параметра всегда будет приниматься лучшее значение.

Данные алгоритмы можно использовать и для определения характеристик нестационарного объекта при условии, что время идентификации значительно меньше времени изменения параметров объекта.

Поступила в редколлегию 10.01.83.

### ДИАЛОГОВАЯ СИСТЕМА РАСЧЕТА БАЛАНСОВЫХ УРАВНЕНИЙ СЛОЖНЫХ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ КОМПЛЕКСОВ

В процессе проектирования и эксплуатации технологических комплексов непрерывного типа возникает необходимость в расчете балансовых уравнений. Высокая размерность систем балансовых уравнений сложных производств, а также наличие ограничений на переменные вызывают значительные трудности при решении этой задачи традиционными методами. В работе [1] рассматривался двухуровневый алгоритм решения систем балансовых уравнений сложных технологических комплексов, обладающий при реализации рядом достоинств: ограничения на варианты декомпозиции исходной системы отсутствуют; на каждой итерации верхнего уровня подзадачи нижнего уровня могут решаться с любой точностью; наличие обратных потоков в системе не усложняет расчетов.

Рассмотрим вопросы разработки диалоговой системы расчета балансовых уравнений на основе предлагаемого двухуровневого алгоритма.

Балансовые уравнения по общему массовому расходу  $I_m$  и по массовому расходу компонент  $I_{oi}$  имеют вид

$$I_m = \sum_{i \in I_p} r_i x_i, \quad I_{oi} = \sum_{i \in I_p} r_i x_i y_{oi}, \quad i \in \overline{1, K}, \quad I_p = \{I_p^+, I_p^-\}; \quad r_i = 1, \\ i \in I_p^+; \quad r_i = -1, \quad i \in I_p^-; \quad p \in \Omega, \quad (1)$$

где  $\Omega$  — множество аппаратов системы;  $I_p^+$ ,  $I_p^-$  — множества индексов соответственно входных и выходных потоков  $p$ -го аппарата;  $K$  — количество компонент в потоках.

Введем вектор переменных балансовых уравнений  $\bar{z} = [\bar{x}, \bar{y}] = [\bar{z}_p]_{p \in \Omega}$ , где  $\bar{x}$  — вектор расходов потоков,  $\bar{y}$  — вектор концентраций компонент в потоках. Не уменьшая общности, будем считать, что каждая выделенная в результате декомпозиции подсистема состоит из одного аппарата. Реализация двухуровневого алгоритма связана с решением на нижнем уровне в определенной последовательности подзадач вида

$$\min_{\bar{z}_p \in Z_p} \left\{ F_p(\bar{z}_p) + \sum_{i=1}^{n_p} \gamma_{oi} (\bar{z}_p^{oi}) (z_{oi}^{np} - z_{oi}^{*np})^2 \right\}; \quad Z_p = \{ \bar{z}_p : z_{oi}^{\min} < z_{oi} < \\ < z_{oi}^{\max}, \quad i = \overline{1, \dim \bar{z}_p}, \quad n_p = \overline{1, \dim \bar{z}_p}, \quad p \in \Omega. \quad (2)$$

Здесь  $z_{oi}^{*np}$  — фиксированные при решении  $p$ -й подзадачи начальные значения переменных, являющихся промежуточными для

системы;  $\gamma$  — координирующий параметр;  $\sigma_{pl}$  — положительные нормирующие коэффициенты.

Функция невязки  $p$ -го аппарата

$$F_p(\bar{z}_p) = \sum_{l=0}^k \alpha_{pl} (\bar{z}_p) f_{pl}^2(\bar{z}_p), \quad p \in \Omega, \quad (3)$$

где  $\alpha_{pl}$  — положительные весовые коэффициенты.

Задача второго уровня состоит в определении начального значения параметра  $\gamma^{(0)}$  и последующего его изменения по формуле  $\gamma^{(m+1)} = \gamma^{(m)q}$ ,  $q > 1$  (4), где  $m$  — номер итерации на верхнем уровне,  $m = 0, 1, 2, \dots$

Создание эффективной вычислительной процедуры, реализующей двухуровневый алгоритм расчета балансовых уравнений, в значительной степени зависит от эффективности алгоритма решения подзадач нижнего уровня (2). Минимизируемая функция невязки  $F_p(\bar{z}_p)$  — невыпуклая и не имеет ненулевых локальных минимумов во внутренних точках области  $Z_p$ , являющейся многомерным параллелепипедом [2]. Для многих технологических систем минимизируемая функция  $F_p$  носит ярко выраженный овражный характер, поскольку диапазоны изменения однородных переменных балансовых уравнений могут сильно отличаться. Например, расходы потоков  $x_i$  в заданных диапазонах их изменения могут отличаться на несколько порядков. В этом случае производные  $\frac{\partial F}{\partial y_{ij}} = 2r_{ij} \alpha_{pl} f_{pl} x_i$ ,  $p \in \Omega$ ,  $j = \bar{1}, K$  при фиксированных индексах  $p, i$  также отличаются по абсолютной величине на несколько порядков в любой точке допустимой области и при любых значениях весовых коэффициентов  $\alpha_{pl}$ .

Для решения подзадач нижнего уровня предлагается использовать следующие два алгоритма, выбор которых определяется отмеченными особенностями минимизируемой функции и простой структурой допустимой области  $Z_p$ .

#### Алгоритм 1.

1. Задать начальную точку  $\bar{z}^{(0)} \in Z_p$ ; выбрать параметр  $M > 1$
2. Положить  $k = 0$ .
3. Определить множество

$$J_p^{(k)} = \left\{ j : \left| \frac{\partial f_j}{\partial z_{pl}} \right| \in [P_{\min}^{(k)}, P_{\max}^{(k)}] \right\}; \quad P_{\min}^{(k)} = \left| \frac{\partial F_p}{\partial z_{pl}} \right|_{\min},$$

$$P_{\max}^{(k)} = \frac{1}{M^k} \left| \frac{\partial F_p}{\partial z_{pl}} \right|_{\max}.$$

4. Решить задачу (2) в  $k$ -м приближении в соответствии с итерационной процедурой

$$z_{pl}^{(k+1)} = z_{pl} \left( z_{pl}^{(k)} - \lambda^{(k)} \frac{\partial F_p(\bar{z}_p)}{\partial z_{pl}} \right), \quad j \in J_p^{(k)},$$

где  $\pi_{z_p}$  — оператор проектирования вектора  $\bar{z}_p$  на множество  $Z_p$ ;  $\lambda^{(k)}$  — шаг, выбираемый из условия обеспечения релаксационности итерационного процесса.

5. Если выбранный критерий окончания поиска выполняется, остановиться; иначе перейти к шагу 6.

6. Вычислить  $\delta = P_{\min}^{(k)} - P_{\max}^{(k)}$ ; если  $\delta < M$ , остановиться; иначе положить  $k = k + 1$  и перейти к шагу 3.

В предлагаемом алгоритме при  $k = 0$  реализуется обычный метод проекции градиента, а в дальнейшем при необходимости осуществляется движение в пространстве медленных переменных с проектированием на множество  $Z_p$ . Если после реализации метода проекции градиента подзадача не решена с нужной точностью, а производные отличаются на достаточно большую относительную величину  $M$ , то это свидетельствует о возможном овражном характере функции, и решение задачи продолжается. При этом переменные, производные по которым имеют наибольшие значения, фиксируются, а варьируются только те переменные, производные по которым попали в интервал  $[P_{\min}^{(k)}, P_{\max}^{(k)}]$ .

*Алгоритм 2.*

1. Задать начальную точку  $\bar{z}_p^{(0)} \in Z_p$ ; задать начальные значения приращений переменных  $\Delta z_{pi}^{(0)}$ .

2. Положить  $s = 0$ .

3. Вычислить

$$\bar{z}_p^{(s+1)} = \pi_{z_p}(\bar{z}_p^{(s)} - D_p^{(s)} \Delta z_p^{(s)});$$

$$D_p^{(s)} = \text{diag} \left\{ \text{sign} \left( \frac{\partial F_p(\bar{z}_p^{(s)})}{\partial z_{pi}} \right) \right\}, \quad i = \overline{1, \dim \bar{z}_p}.$$

4. Проверить выполнение критерия окончания вычислительного процесса. Если критерий выполняется, то остановиться, иначе положить  $s = s + 1$  и перейти к шагу 5.

5. Вычислить

$$\Delta z_{pi}^{(s)} = \Delta z_{pi}^{(s-1)} \left[ 1 - \frac{1}{4} \left| \text{sign} \left( \frac{\partial F_p(\bar{z}_p^{(s-1)})}{\partial z_{pi}} \right) - \text{sign} \left( \frac{\partial F_p(\bar{z}_p^{(s)})}{\partial z_{pi}} \right) \right| \right],$$

$$i = \overline{1, \dim \bar{z}_p}.$$

и перейти к шагу 3.

В алгоритме 2 движение в пространстве варьируемых переменных осуществляется вдоль диагонали многомерного деформируемого параллелепипеда, построенного на приращениях  $\Delta z_{pi}^{(s)}$  как на сторонах с учетом знаков производных. Такой алгоритм менее чувствителен к форме области поиска, чем обычные градиентные методы. Возможность корректировки значений  $\Delta z_{pi}^{(s)}$  на основе анализа текущего хода решения задачи позволяет успешно применять его при минимизации функций с овражной структурой путем организации движения в подпространстве медленных переменных.

Сравнивая предлагаемые алгоритмы для решения подзадач (2) с некоторыми другими конкурентоспособными методами нелинейного программирования, можно отметить следующее. Для реализации метода Ньютона с регулировкой шага, которая необходима в связи с невыпуклостью минимизируемой функции и отсутствием хорошего начального приближения вектора  $\bar{z}_p^{(0)}$ , требуется решать систему линейных уравнений. Поскольку размерность системы уравнений может достигать нескольких десятков, ее решение конечными методами может оказаться затруднительным из-за ошибок вычислений. Использование же итерационных методов делает задачу определения направления движения сопоставимой по сложности с исходной задачей.

Вследствие простой структуры множества  $Z_p$  нецелесообразно использовать для решения подзадач (2) и метод возможных направлений [3], реализация которого связана с многократным решением задач линейного программирования относительно высокой размерности. В предлагаемых алгоритмах учет двухсторонних ограничений производится намного проще, так как операция проектирования вектора переменных на допустимое множество  $Z_p$  не вызывает затруднений. По этой же причине нецелесообразны учет двухсторонних ограничений путем введения штрафной добавки в минимизируемую функцию и решение последовательности задач безусловной оптимизации.

Начальное значение координирующего параметра  $\tau^{(0)}$  выбирается из условия соразмерности норм векторов производных по переменным  $\bar{z}_{\sigma l}^{np}$  от функций  $F$  и  $\Phi$ , определяемых выражениями

$$F(\bar{z}) = \sum_{p \in Q} F_p(\bar{z}_p), \quad \Phi = \sum_{p \in Q} \sum_{i=1}^{n_p} \tau^{(0)} (\bar{z}_{\sigma l}^{np}) (z_{\sigma l}^{np} - \bar{z}_{\sigma l}^{np})^2$$

в точке  $\bar{z}^{np} = \beta \bar{z}^{np}$ , где  $\beta \in (1, 1; 1, 3)$ .

Значение величины  $q$  в выражении (4), характеризующей скорость возрастания координирующего параметра, подбирается экспериментально и на основании накопленного опыта рекомендуется выбирать в диапазоне (1,05; 1,3).

Коэффициенты  $\alpha_{\sigma l}$ ,  $\sigma_{\sigma l}$  определяем по формулам

$$\alpha_{\sigma l} = \frac{C}{(0,5 \sum_{i \in I_{\sigma}} x_i)^2}; \quad \alpha_{\sigma l} = \frac{C}{(0,5 \sum_{i \in I_{\sigma}} x_i y_{il})^2};$$

$$\sigma_{\sigma l} = \frac{C}{(z_{\sigma l}^{np})^2}; \quad p \in Q, \quad l = \overline{1, K}, \quad i = \overline{1, \dim \bar{z}_p^{np}}.$$

Они служат для выравнивания величин слагаемых в выражении (2), что значительно улучшает работу алгоритма (С — постоянная приведения).

Рассмотренный двухуровневый алгоритм реализован в виде машинной программы на языке ФОРТРАН, с помощью которой

можно решать задачи расчета балансовых уравнений технологических систем с любой топологией и размерностью, определяемой возможностями оперативной памяти используемой ЭВМ. Исходными данными, характеризующими технологическую систему являются: матрица, устанавливающая количество и номера входных и выходных потоков каждого аппарата, матрицы минимальных и максимальных значений переменных балансовых уравнений, а также матрицы коэффициентов, с помощью которых задаются дополнительные технологические ограничения (выполнение конкретных соотношений между расходами потоков, концентрациями и др.).

Важным моментом при решении задачи расчета балансовых уравнений является проверка необходимых условий существования решения в заданных диапазонах изменения переменных. В программе предусмотрена обязательная проверка возможности решения балансовых уравнений покомпонентно для каждого аппарата. Кроме того, при необходимости пользователь может проверить возможность решения следующих двух задач: расчет системы балансовых уравнений для каждого узла независимо; расчет балансовых уравнений покомпонентно для всей технологической системы. Ясно, что если хотя бы одно из этих условий не выполняется, то множество решений балансовых уравнений при заданных границах варьирования переменных пусто.

Область изменения переменных балансовых уравнений обычно задается технологами на основании анализа особенностей рассматриваемой системы и предварительных ручных расчетов. В результате машинной проверки необходимых условий существования решений балансовых уравнений уточняются области изменения переменных, и программа запускается на счет. Поскольку выполнение необходимых условий все же не гарантирует существования решения, в программе предусмотрена возможность корректировки границ изменения тех переменных, для которых такая процедура допустима из технологических соображений. При этом корректировка границ может осуществляться автоматически или пользователем на основе анализа текущего хода решения задачи.

Автоматическая корректировка границ осуществляется при выполнении условия  $(F^{(n-k)} - F^{(n)})/F^{(n)} < \epsilon$ , где  $n$  — номер итерации по схеме;  $k \geq 1$  — целое число;  $\epsilon$  — положительный параметр.

Программа может работать в двух режимах: пакетном и диалоговом. В первом случае пользователь формирует пакет числовых данных, в котором устанавливается вариант декомпозиции исходной системы, последовательность применяемых алгоритмов решения подзадач нижнего уровня, задаются параметры алгоритмов, степень коррекции границ изменения переменных и другие параметры, определяющие работу двухуровневого алгоритма. В процессе счета эта информация вводится в ЭВМ, и решение задачи осуществляется по заранее предписанному порядку.

Пакетный режим целесообразно использовать при расчете систем балансовых уравнений относительно небольшой размерности.

Во втором случае пользователь, получая информацию о текущих результатах решения задачи, оперативно изменяет при необходимости варианты декомпозиции исходной системы, параметры алгоритмов, переход от одного алгоритма к другому, корректирует исходные данные. Такой подход позволяет существенно сократить объем вычислений, но требует от пользователя хорошего знания применяемых методов оптимизации.

В программе предусмотрена возможность корректировки в процессе решения задачи практически всех параметров, определяющих ход вычислительного процесса и степень подробности выводимой на печать информации. Коррекция осуществляется с помощью специальной подпрограммы, частота обращения к которой задается пользователем и может изменяться в процессе расчетов.

Разработанная программа допускает реализацию двух модификаций алгоритма (2), (4), одна из них описана в [2], а вторая заключается в следующем. Задается некоторый вариант декомпозиции системы и при  $\gamma = M$ , где  $M$  — достаточно большое по абсолютной величине число, решаются задачи (2).

На каждой последующей итерации по всей системе вариант декомпозиции изменяется таким образом, чтобы новый набор промежуточных переменных  $z_m^{np}$  полностью отличался от предыдущего. В результате получаем вариант  $m$  тогда покомпонентного спуска с переменным набором компонент. При этом на каждой итерации обеспечивается монотонное уменьшение функции невязки, а для реализации такой модификации в принципе достаточно задать два варианта декомпозиции системы, обладающих указанным свойством, и поочередно использовать каждый из них.

В связи с большим временем решения задач расчета балансовых уравнений сложных технологических комплексов (достигающим  $n$ -скольких десятков часов на ЭВМ ЕС-1022), а также проведением расчетов без непосредственного участия пользователя, в программе предусмотрена организация контрольных точек на магнитной ленте и рестарт с любой из них. Организация контрольных точек позволяет провести более качественный анализ результатов промежуточных расчетов для определения дальнейшего хода решения задачи и помогает сохранить эти расчеты при случайных сбоях в работе ЭВМ. В разработанной программе связь пользователя и ЭВМ в процессе расчета осуществляется посредством АЦПУ и устройства ввода перфокарт. Путем незначительных переделок программа может быть легко приспособлена к работе с терминальным оборудованием, например на основе подпрограмм пакета ДИАФОР, используемого для организации диалога с прикладной программой в ДЭС ЕС [4]. Однако организация диалогового режима посредством АЦПУ и устройства ввода перфокарт может оказаться предпочтительнее при

расчете МТБ сложных технологических комплексов, когда требуется относительно большое время для принятия решения по целенаправленному изменению хода вычислительного процесса, а число корректируемых параметров оказывается значительным.

Опыт эксплуатации разработанной программы показал, что организация диалогового режима между пользователем и ЭВМ существенно упрощает и ускоряет решение задач балансовых расчетов сложных технологических комплексов.

Список литературы: 1. Раманши П. Г. Двухуровневый алгоритм расчета балансовых уравнений сложных технологических комплексов.—АСУ и приборы автоматизации, 1984 вып. 69, с. 30—36. 2. Зойбул А. Ф., Раманши П. Г., Асеев Г. Г. Последовательно-декомпозиционный метод расчета балансовых уравнений сложных технологических комплексов с обратными потоками.—АСУ и приборы автоматизации, 1983 вып. 68, с. 39—41. 3. Егупшеник Ю. Г. Методы решения экстремальных задач и их применение в системах оптимизации.— М: Наука, 1982.—432 с. 4. Кетков Ю. Л., Максимов В. С., Рябов А. Н. Введение в системное программирование на языке ассемблера ЕС ЭВМ.— М.: Наука, 1982.—264 с. 5. Машин Н. Н., Иванилова Ю. П., Столярова Е. М. Методы оптимизации.— М.: Наука, 1978.—352 с.

Поступила в редакцию 26.01.83.

УДК 62—501

Ю. Б. МАКСИМОВ, канд. техн. наук,  
А. В. ПИДЛИСНЫЙ

#### АГРЕГИРОВАНИЕ КОНСТРУКТОРСКОЙ И ТЕХНОЛОГИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ. СИНХРОНИЗАЦИЯ СООБЩЕНИЕ 2

1. *Постановка задачи.* В результате выполнения этапа конструкторского агрегирования процесс изготовления изделия разбивается на несколько взаимосвязанных частей. Такое разбиение достигается удалением некоторого подмножества дуг графа, описывающего изделие. Разрыв дуг обусловлен разрешением конфликтных ситуаций для унифицированных компонент изделия и удалением связей корней узлов. При планировании и управлении изготовлением полученных частей (агрегатов) необходимо учитывать технологические связи, соответствующие исключенным дугам. Представление совокупности агрегатов и связей между ними в виде сети не дает желаемого результата, так как в полученном агрегированном мультиграфе могут возникнуть контуры. Попытки избавиться от контуров с помощью отбрасывания дуг, образующих контур, приводят к потере технологической адекватности. Вместе с тем, установление отношения предшествования на множествах начал и окончаний процессов изготовления агрегатов влечет технологически неоправданное увеличение длительности изготовления всего изделия за счет дополнительного пролеживания. Установим отношение предшествования на множестве промежуточных состояний процессов.

Определим состояние процесса как неубывающую функцию времени  $x(t)$ , равную нулю, если процесс не начат, и единице, когда он окончен [1, 2]. Пусть  $\gamma_j^0$  — нормативная длительность  $j$ -го процесса,  $t_{jp}^1, t_{jp}^0$  — соответственно моменты окончания изготовления  $p$ -й компоненты и потребности в ней в  $l$ -м агрегате. В обоих случаях предполагается, что агрегаты начинают изготавливаться в нулевой момент времени. Тогда контрольные состояния определяются в виде  $x_{jp}^1 = t_{jp}^1 / \gamma_j^0, x_{jp}^0 = t_{jp}^0 / \gamma_j^0$  [3].

Назовем процессы синхронизированными типа  $j \rightarrow l$ , если выполняются неравенства  $t_j(x_{jp}^1) < t_l(x_{lp}^0)$  (1) для всех  $p = 1, 2, \dots, x_{jl}$ , где  $x_{jl}$  — количество связей, направленных от  $j$ -го агрегата к  $l$ -му,  $t(x)$  — функция, обратная  $x(t)$ . Для синхронизации пары агрегатов необходимо также выполнение условий (1) противоположного смысла, т. е. типа  $l \rightarrow j$ .

Управление  $j$ -м процессом производится с помощью ограниченной неотрицательной функции интенсивности  $u_j(t)$ , удовлетворяющей в случае линейной модели агрегата условию

$$\int_0^T u_j(t) dt = 1, \quad (2)$$

где  $[0, T]$  — горизонт планирования. Из равенства (2) следует зависимость состояния процесса от его интенсивности

$$x_j(t) = \int_0^t u_j(t) dt. \quad (3)$$

В зависимости от типа управления различают задачи с фиксированной, постоянной и переменной интенсивностью [4]. В первом типе задач длительность и интенсивность процесса постоянны; во втором — длительность переменна, но интенсивность в пределах этой длительности постоянна.

Ниже для каждого из этих типов задач дается формальное описание ограничений на допустимые управления процессами, исследуются условия доминирования одних связей над другими, что позволяет устранить избыточность ограничений и тем самым увеличить эффективность агрегирования, формулируются условия совместности ограничений синхронизации.

2. *Фиксированная интенсивность.* Выражение (3) в рассматриваемом случае примет вид  $x_j(t) = (t - y_j) / \gamma_j^0$ , где  $y_j$  — момент начала  $j$ -го процесса, независимая переменная для этого класса задач. Условия синхронизации типа  $j \rightarrow l$  запишутся в виде  $y_l + x_{lp}^0 \gamma_l^0 < y_j + x_{jp}^1 \gamma_j^0, p = 1, 2, \dots, x_{jl}$  (4). Обозначим  $c_p = x_{lp}^0 \gamma_l^0 - x_{jp}^1 \gamma_j^0$ , тогда условие (4) примет вид  $y_l < y_j - c_p$ . Пусть  $c = -c_{p_0} = \max_p c_p$ . Тогда выполнение  $p_0$ -го неравенства обязательно

влечет за собой выполнение остальных условий (4). Таким образом, для выполнения условий синхронизации типа  $j \rightarrow l$  необходимо и достаточно соблюдения «жесткого» условия с индексом  $p_0$ .

Для связей типа  $l \rightarrow j$  поступим аналогично:  $d_p = x_{lp}^* \gamma_l^0 - x_{jp}^0 \gamma_j^0$  и  $d = \max_p d_p$ . Непротиворечивость условий синхронизации следует из совместности системы двух неравенств  $y_l < y_j - c$ ,  $y_l > y_j + d$ , которая имеет решение при  $d < -c$ . Последнее неравенство является признаком непустоты области допустимых управлений в задачах с фиксированной интенсивностью.

3. *Постоянная интенсивность.* Введем в рассмотрение дополнительные переменные  $z_l$  — моменты окончаний процессов, тогда  $\gamma_l = z_l - y_l$  — длительность  $l$ -го процесса, ограниченная с двух сторон, выражение (3) примет вид  $x_l(t) = (t - y_l) / \gamma_l$ . Условия синхронизации типа  $j \rightarrow l$ :

$$y_l + x_{lp}^0 (z_l - y_l) < y_l + x_{lp}^0 (z_l - y_l), \quad p = 1, 2, \dots, x_{lj}. \quad (5)$$

Рассмотрим область  $\omega = \{\gamma_l, \gamma_l \mid \gamma_l^{\min} < \gamma_l < \gamma_l^{\max}, \gamma_l^{\min} < \gamma_l < \gamma_l^{\max}\}$ . Для фиксированной точки  $(\gamma_l, \gamma_l) \in \omega$  выполняются условия предыдущего пункта и можно определить наиболее «жесткую» связь с индексом  $p_0$ :  $c_{p_0}(\gamma_l, \gamma_l) = \max_p c_p(\gamma_l, \gamma_l) = \max_p (x_{lp}^0 \gamma_l - x_{lp}^0 \gamma_l)$ . Назовем  $p$ -ю связь доминирующей над  $q$ -й, если выполнение  $p$ -го условия синхронизации с необходимостью влечет выполнение  $q$ -го в любой точке  $\omega$ . В этом случае  $q$ -я связь является избыточной и может быть исключена из ограничений задачи.

Для установления факта доминирования достаточно рассмотреть взаимное расположение линии пересечения плоскостей  $c_p(\gamma_l, \gamma_l)$  и  $c_q(\gamma_l, \gamma_l)$  с прямоугольником  $\omega$ . При выполнении неравенств  $\gamma_l^{\max} (x_{lp}^0 - x_{lq}^0) > \gamma_l^{\min} (x_{lp}^0 - x_{lq}^0)$ ;  $\gamma_l^{\min} (x_{lp}^0 - x_{lq}^0) > \gamma_l^{\max} (x_{lp}^0 - x_{lq}^0)$  заключаем, что  $c_p > c_q$  в угловых точках  $A, B$  прямоугольника  $\omega$  (рис. 1) и, следовательно, на всем  $\omega$ , т. е. связь  $p$  доминирует над связью  $q$ .

При одновременном невыполнении записанных условий имеем противоположный результат:  $q$  доминирует над  $p$ . Наконец, при нарушении одного из условий доминирование не имеет места.

Обозначим  $R$ -бинарное отношение, в котором находятся связи  $p, q$  ( $p \neq q$ ), если связь  $p$  доминирует над  $q$ . Антирефлексивность и несимметричность отношения очевидны. Транзитивность следует из того, что, если  $c_p(\gamma_l, \gamma_l) > c_{p_2}(\gamma_l, \gamma_l)$  и  $c_{p_2}(\gamma_l, \gamma_l) > c_{p_3}(\gamma_l, \gamma_l)$  для любой точки  $(\gamma_l, \gamma_l) \in \omega$ , т. е.  $(p_1, p_2) \in R$  и  $(p_2, p_3) \in R$ , то  $c_{p_1}(\gamma_l, \gamma_l) > c_{p_3}(\gamma_l, \gamma_l)$ . Следовательно,  $(p_1, p_3) \in R$ . На множестве всех связей  $R$  определяет отношение частичного строгого порядка, которое может быть представлено в виде орграфа без петель и циклов. Вершины графа соответствуют связям, а дуги указывают на их доминирование. Тогда алгоритм устранения избыточности ограничений сводится к удалению вершин, в которые входит хотя бы одна дуга, и заключается в попарном сравнении связей.

4. *Переменная интенсивность.* Пусть интенсивность процессов ограничена:  $u_i^{\min} < u_i(t) < u_i^{\max}$ . Функция  $t_j(x_j)$  определяется решением уравнения (3) относительно  $t$ . Рассмотрим пару однонаправленных  $i \rightarrow j$  связей  $p, q$ . Пусть для определенности  $x_{ip}^1 < x_{iq}^1$ . Совместим во времени моменты достижения состояний  $x_{ip}^0, x_{iq}^0$ :  $t_i(x_{ip}^0) = t_i(x_{iq}^0) = t^*$ . Тогда выполнение условия

$$\max_{u_i} t_i(x_{ip}^0) < \min_{u_i} t_i(x_{iq}^0) \quad (6)$$

означает доминирование связи  $p$  над  $q$  при фиксированном моменте  $t^*$ . Определим интервал изменения  $t^*$ .

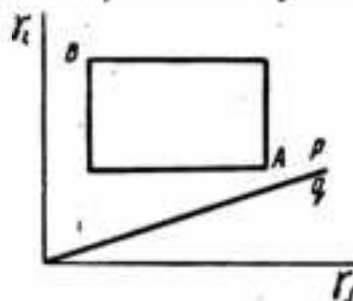


Рис. 1

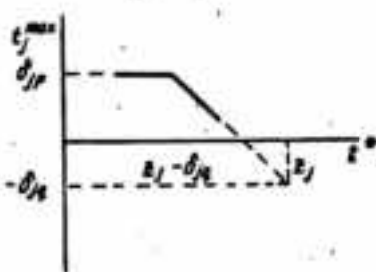


Рис. 2

Ограничения на момент достижения  $j$ -м процессом состояния  $x_{jp}$  обусловлены началом процесса  $y_i$  и его окончанием  $z_i$ :

$$y_i + x_{ip}/u_i^{\max} < t_i(x_{ip}^0) < y_i + x_{ip}/u_i^{\min};$$

$$z_i - (1 - x_{ip}^0)/u_i^{\min} < t_i(x_{ip}^0) < z_i - (1 - x_{ip}^0)/u_i^{\max}.$$

Объединяя последние неравенства, получаем

$$t_i^{\min} = \max(y_i + x_{ip}/u_i^{\max}, z_i - (1 - x_{ip}^0)/u_i^{\min}) < t_i(x_{ip}^0) < \\ < \min(y_i + x_{ip}/u_i^{\min}, z_i - (1 - x_{ip}^0)/u_i^{\max}) = t_i^{\max}.$$

Аналогично поступим с моментом достижения  $i$ -м процессом состояния  $x_{ip}^0$ :  $t_i^{\min} < t_i(x_{ip}^0) < t_i^{\max}$ . На данном этапе можно провести предварительный анализ свойств  $p$ -й связи. В случае  $t_i^{\max} < t_i^{\min}$   $p$ -я связь является избыточной и может быть исключена из рассмотрения, выполнение условия  $t_i^{\max} < t_i^{\min}$  делает невозможной синхронизацию типа  $j \rightarrow i$ .

В остальных случаях определим интервал изменения  $t^* = [t_{\min}^*, t_{\max}^*]$ :  $t_{\min}^* = \max(t_i^{\min}, t_i^{\max})$ ,  $t_{\max}^* = \min(t_i^{\max}, t_i^{\min})$ . Левая часть неравенства (6) имеет вид

$$\max_{u_i} t_i(x_{ip}^0) = t_i^{\max}(t^*) = \min(\delta_{ip}, z_i - t^* - \delta_{iq}),$$

где  $\delta_{jp} = (x'_{je} - x'_{jp})/u_j^{\min}$  — максимальная длительность выполнения участка  $j$ -го процесса  $[x'_{jp}, x'_{je}]$ ,  $\delta_{je} = (1 - x'_{je})/u_j^{\max}$  — минимальная длительность выполнения участка  $[x'_{je}, 1]$ . Зависимость моментов достижения состояний от времени показана на рис. 2. Аналогично для правой части неравенства (6)  $t_i^{\min}(t^*) = \max(\delta_{jp}, z_i - t^* - \delta_{je})$ . Тогда доминирование связи  $p$  над связью  $q$  имеет место в любом из трех случаев  $z_i - z_i < \delta_{je} - \delta_{je}$  (рис. 3, а);  $\delta_{je} > \delta_{je}$  (рис. 3, б);  $t_1 > t_{\max}$  или  $t_2 < t_{\min}$ , где  $t_1 = z_i - \delta_{jp} - \delta_{je}$ ,  $t_2 = z_i - \delta_{jp} - \delta_{je}$  (рис. 3, в). Заметим, что условие доминирования  $q$  над  $p$  заключается в неравенствах  $t_1 < t_{\min} < t_{\max} < t_2$ .

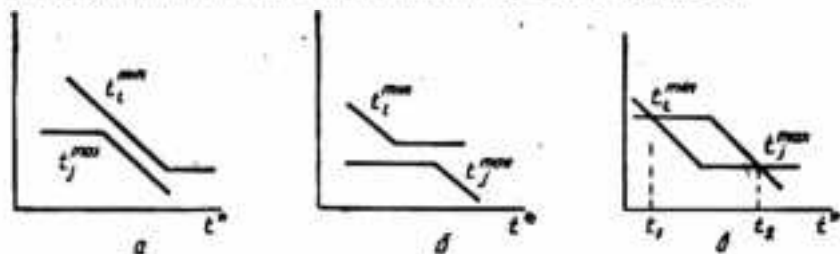


Рис. 3

Таким образом, использование условий синхронизации по состояниям дает возможность более гибкого агрегирования и управления процессами. При решении экстремальных агрегированных задач условия сводятся к линейным неравенствам, учет которых не представляет больших трудностей.

Условия синхронизируемости процессов для случая фиксированной интенсивности должны учитываться при агрегировании на этапах формирования состава агрегатов и построения нормативных расписаний. Процессы, синхронизируемые в задачах с фиксированной интенсивностью, будут такими же и при более гибком управлении. Рассмотренные методы могут использоваться при управлении параллельными вычислительными процессами на мультипроцессорных вычислительных системах [5].

Список литературы: 1. Зыкин И. Н., Ичинов Ю. П. Решение задач сетевого планирования сведением их к задачам оптимального управления. — Журн. вычисл. математики и мат. физики, 1971, № 3, с. 632—641. 2. Максимов Ю. Б. Модели и методы объемно-динамического распределения ресурсов. — Х.: Препринт, 1982. — 73 с. 3. Кандель С. А., Максимов Ю. Б. Комплекс моделей объемно-календарного планирования мелкосерийных производств. — Экономика и мат. методы, 1978, 14, № 6, с. 1147—1159. 4. Буркин В. Н., Горлидзе И. А., Лощицкий С. Е. Прикладные задачи теории графов. — Тбилиси: Мещинбра, 1974. — 127 с. 5. Кушарев В. М., Максимов Ю. Б., Пиддисный А. В. Условия синхронизации некоторых классов параллельных вычислительных процессов. — В кн.: Распараллеливание обработки информации / Докл. и сообщ. школы-семинара. Львов: Препринт, 1981, № 40, с. 43—45.

Поступила в редакцию 10.11.82.

**ИНТЕРВАЛЬНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПРИ ОБРАБОТКЕ  
ДАННЫХ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО ЭКСПЕРИМЕНТА**

Важнейшим направлением совершенствования уровня метрологического обеспечения производства является создание систем, предназначенных для автоматизации метрологических испытаний. Решение этой задачи позволит внедрить в производство современные методы нормирования и контроля метрологических характеристик (МХ) измерительных приборов, существенно снизить трудоемкость испытаний, повысить информативность и достоверность контроля.

Проектируются и внедряются в производство автоматизированные системы, предназначенные для комплексной автоматизации процессов контроля и диагностики цифровой измерительной техники (объединенных под общим названием «АСУ-метрология») [1].

В задачу АСУ МЭ при проведении метрологических испытаний входят функциональный контроль и диагностика неисправностей измерительных приборов, контроль метрологических характеристик на различных этапах (в процессе регулировки, стендовых и приемосдаточных испытаний), учет и анализ хода метрологических экспериментов (контрольно-поверочных работ).

При метрологических экспериментах автоматизируются управление поверочной аппаратурой и контролируемым измерительными приборами, математическая и логическая обработки результатов экспериментов (расчет оценок нормируемых метрологических характеристик и принятие решений о соответствии функциональных и метрологических характеристик установленным нормам).

Постоянное увеличение и усложнение поверяемой аппаратуры требуют создания автоматизированных средств и систем ее проверки на базе ЭВМ. Это приводит к необходимости разработки специального математического обеспечения, позволяющего комплексно решать задачи обработки результатов метрологических испытаний изделий приборостроения и контроля различных метрологических параметров и характеристик.

Математическое обеспечение контрольно-поверочных работ создается на базе нормативно-технической документации по определению и контролю МХ.

Контролируемые МХ в основном состоят из статических характеристик, причем для различных средств измерения производятся оценка и контроль суммарной погрешности, систематической составляющей, среднего квадратичного отклонения случайной погрешности, вариации показаний. Оцениваем данные характеристики методами приведения погрешности к входу и выходу прибора. контролируем посредством последующего сравнения с заданными

пределами допускаемых значений или определением границ интервала для заданной доли вероятности значений погрешности [2].

Анализ современного состояния проблемы автоматизации метрологических испытаний показал, что обработка результатов последних во многих случаях имеет статистическую основу.

В связи с тем, что основные МХ имеют вероятностный характер, методы и алгоритмы их определения в большинстве случаев формализуются в виде решения типовых статистических задач.

Задачам, связанным с определением МХ, соответствуют статистические задачи точечного и интервального оценивания, проверки гипотез, планирования эксперимента, статистического анализа случайных процессов. Алгоритмы решения статистических задач охватывают более широкую область, чем обработка данных метрологического эксперимента. Тем не менее, алгоритмы обработки метрологической информации имеют определенную специфику, связанную с характером предметной области метрологического эксперимента, и требуют специальной разработки.

В метрологическом эксперименте одной из основных задач является определение границ изменения той или иной МХ.

Именно в результате ее решения определяем соответствие МХ установленным нормам и, следовательно, пригодность поверяемых средств измерений и эксплуатации. При наличии необходимой информации постановка такой задачи адекватна статистической задаче интервального оценивания параметров распределений, чаще всего параметров положения. Поэтому в дальнейшем будут исследоваться алгоритмы построения доверительных интервалов.

При разработке подсистемы алгоритмов интервального оценивания главным было требование единой структуры алгоритмов. Выполнить его удалось, применив теорему об асимптотическом распределении функций правдоподобия выборки. Известно, что если  $x_1, x_2, \dots, x_n$  — выборка из распределения с плотностью  $\varphi(x, \theta)$ , где  $\theta$  — неизвестный параметр,

$$M\left[\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \varphi(x, \theta)\right] = 0,$$

$$A^2 = M\left[\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \varphi(x, \theta)\right]^2 < \infty,$$

то распределение случайной величины

$$\frac{1}{\sqrt{nA}} \frac{\partial}{\partial \theta} \ln P(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta)$$

при  $n \rightarrow \infty$  стремится к стандартному нормальному распределению, где  $P(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta)$  — функция правдоподобия выборки, а  $M[\cdot]$  — символ математического ожидания [3].

Применение этой теоремы оправдано тем, что объемы выборок в метрологическом эксперименте достаточно велики, так как их получение связано с испытаниями готовых средств измерений и не вызывает существенных затруднений.

Конкретный вид выражения (1) получен для законов распределения, которые наиболее часто встречаются в метрологической практике.

Для нормального распределения с известной дисперсией  $\sigma^2$  доверительный интервал для математического ожидания  $a$  совпадает с известным  $\bar{x} - t_\gamma \sigma / \sqrt{n} < a < \bar{x} + t_\gamma \sigma / \sqrt{n}$ , где  $t_\gamma$  — квантиль нормального распределения уровня;  $\bar{x}$  — выборочное среднее [3].

Для параметра  $\lambda$  экспоненциального распределения доверительный интервал имеет вид

$$\frac{1 - \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}}}{\bar{x}} < \lambda < \frac{1 + \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}}}{\bar{x}}$$

для параметра  $r$  распределения Релея —

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2(t_\gamma \sqrt{n} + n)}} < r < \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2(n - t_\gamma \sqrt{n})}}$$

для математического ожидания  $\mu$  логнормального распределения с известным среднеквадратичным отклонением  $\sigma$  —

$$\frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} - \frac{\sigma^2}{2\sqrt{n}} < \mu < \frac{t_\gamma \sigma}{\sqrt{n}} + \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n}$$

для параметра масштаба  $b$  гамма-распределения

$$\frac{\bar{x}}{c + t_\gamma \sqrt{\frac{c}{n}}} < b < \frac{\bar{x}}{c - t_\gamma \sqrt{\frac{c}{n}}}$$

где  $c$  — известный параметр формы.

Построенные доверительные интервалы для неизвестных параметров законов распределения имеют в среднем наименьшую длину при заданной доверительной вероятности  $\gamma$  [4].

Теорема об асимптотическом распределении функции правдоподобия выборки неприменима, если область изменения случайной величины  $x$  зависит от параметра распределения.

В этих случаях доверительный интервал для неизвестного параметра имеет специфический вид для каждого закона распределения. Так, например, для равномерного распределения вида  $\varphi(x, \theta) = 1/\theta$ ,  $0 < x < \theta$  доверительный интервал имеет вид  $X_{(n)} < \theta < X_{(n)} \alpha^{-1/n}$ ,  $\alpha = 1 - \gamma$ , где  $X_{(n)}$  —  $n$ -я порядковая статистика [4].

Часто распределение  $\varphi(x, \theta)$  случайной величины, характеризующей некоторую МХ, неизвестно полностью. В этом случае применим для определения границ изменения МХ алгоритм по-

строения доверительных интервалов, основанный на использовании следующего непараметрического факта.

Пусть имеется выборка значений  $x_1, x_2, \dots, x_n$  случайной величины  $X$ . Если ее упорядочить, т. е. получить вариационный ряд, состоящий из порядковых статистик  $X_{(1)} < X_{(2)} < \dots < X_{(n)}$ , то всегда можно подобрать две такие порядковые статистики  $X_{(r)}$ ,  $X_{(s)}$ , что

$$P\{X_{(r)} < \xi_p < X_{(s)}\} > 1 - \alpha = \gamma, \quad r < s, \quad (2)$$

где  $\xi_p$  — квантиль уровня  $p$  неизвестного распределения  $\varphi(x, \theta)$ ;  $\gamma$  — заданная доверительная вероятность. Оказывается [4], что вероятность, стоящая в левой части неравенства (2), не зависит от  $\varphi(x, \theta)$  и определяется как

$$P\{X_{(r)} < \xi_p < X_{(s)}\} = \sum_{t=r}^{s-1} C_n^t p^t (1-p)^{n-t}. \quad (3)$$

Анализ метрологических задач показал, что средние значения неизвестных  $MX$  обычно характеризуются квантилями  $\xi_p$  с уровнем  $p$ , близким к 0,5. Из выражений (2), (3) получаем, что границы  $X_{(r)}$ ,  $X_{(s)}$  доверительного интервала для квантиля  $\xi_p$  произвольного уровня  $p$ , а именно, номера  $r$ ,  $s$  порядковых статистик должны выбираться из условия

$$\sum_{t=r}^{s-1} C_n^t p^t (1-p)^{n-t} > \gamma. \quad (4)$$

Решение данного неравенства неоднозначно, т. е. может быть получено несколько пар значений  $s$  и  $r$ , при которых неравенство (4) выполнимо. Однозначности можно добиться, если потребовать, чтобы разность  $s - r$  была минимальной, т. е. чтобы доверительный интервал обладал наименьшей длиной.

Разность  $s - r$  определяет число слагаемых в левой части неравенства (4). Кроме того, функция  $\psi(i) = C_n^i p^i (1-p)^{n-i}$ ,  $0 < i < n$  имеет единственный максимум по  $i$ . Таким образом, процедура поиска минимальной разности  $s - r$  сводится к отбрасыванию из суммы

$$\sum_{i=1}^{n-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-i}$$

наименьшего из крайних слагаемых до тех пор, пока неравенство (4) будет выполняться. Если же слагаемые одинаковые, то отбрасывается слагаемое, минимизирующее разность  $\{X_{(s)} - X_{(r)}\}$ .

*Замечание.* Так как параметры  $n$ ,  $p$ ,  $\gamma$  заданы и

$$\sum_{i=1}^{n-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - p^n - (1-p)^n,$$

доверительный интервал (2) можно построить только в том случае, если  $1 - p^n - (1-p)^n > \gamma$ , т. е., если по крайней мере наимень-

шая и наибольшая порядковые статистики покрывают квантиль  $\xi_p$  с заданной вероятностью.

Этот алгоритм построения доверительных интервалов может быть использован и в тех случаях, когда закон распределения случайной величины известен, но область изменения зависит от параметра распределения.

Так, для закона Симпсона вида

$$f(x, \theta) = \begin{cases} x, & 0 < x < \theta \\ 2\theta - x, & \theta < x < 2\theta \end{cases}$$

параметр  $\theta$  является математическим ожиданием случайной величины  $x$ . Кроме того,  $\theta$  совпадает с медианой распределения, т. е. с квантилем  $X_{(1/2)}$ . Поэтому из неравенства (4) получаем номера порядковых статистик для доверительного интервала, которые должны определяться из условия

$$\sum_{i=1}^{r-1} C_i^* > 2n\gamma.$$

Список литературы: 1. Котляр Э. А. Внедрение «АСУ-метрология» при производстве электроизмерительных приборов. — Измерительная техника, 1979, № 9, с. 6—8. 2. ГОСТ 8.009—72. Государственная система обеспечения единства измерений. Нормирование метрологических характеристик средств измерений. — Введ. 01.07.76. 3. Дунин-Барковский Н. В., Смирнов Н. В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике. — М.: Гостехиздат, 1955. — 556 с. 4. Кендалл М., Стюарт А. Статистические выводы и связи. — М.: Наука, 1969. — 900 с.

Поступила в редакцию 14.02.83.

УДК 519.254

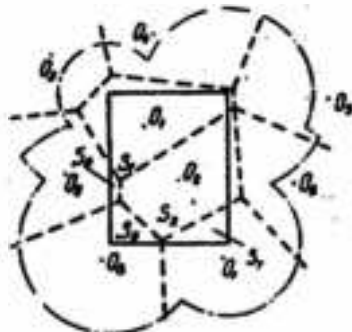
Л. Б. КАЩЕЕВ

#### ОБ ОДНОМ ИЗ МЕТОДОВ ПОВЫШЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ ИМИТАЦИОННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Имитационный математический эксперимент заключается в числовых расчетах для получения статистической выборки на математической модели. В частном случае результаты имитационного моделирования можно представить в виде точек на плоскости в пространстве переменных  $x_1, x_2$ . Ставший уже классическим пример такого распределения — имитационное моделирование артиллерийских стрельб. Аналогичное представление результатов возможно в моделях, имитирующих освещенность, выпадение осадков и др. В практических задачах исследователя обычно интересует не только распределение точек по поверхности  $x_1 \times x_2$ , но и весовые качества смоделированных попаданий  $p_i$ . В качестве весов могут выступать освещенность, количество осадков и другие физические характеристики исследуемого явления в зависимости от решаемой

задачи. Одновременно практический интерес представляют результаты моделирования для какого-либо конкретного участка поверхности  $x_1Ox_2$ . Условие получения статистически обеспеченной оценки — увеличение количества статистических испытаний до достижения заданного числа попаданий в пределы исследуемой площадки. Если же процесс имитационного моделирования достаточно трудоемок, рост числа статистических испытаний снижает эффективность моделирования. Предлагаемый подход предназначен для получения оценок исследуемого процесса применительно к участку на поверхности  $x_1Ox_2$  по ограниченному количеству статистических испытаний. Отметим, что неравномерность распределения точек по исследуемой поверхности обусловлена не только статистическим характером получения результатов, но и физическими принципами отбраковки реализаций (в случае неравномерности, обусловленной статистической необеспеченностью, могут быть использованы эффективные методы сглаживания [1]).

В результате имитационного моделирования на плоскости  $x_1Ox_2$  получен ряд реализаций — точки  $O_i = (x_{1i}, x_{2i})$ . Каждой из точек  $O_i$  приписан соответствующий вес  $\rho_i$  (рисунок). Необходимо определить весовую оценку для исследуемого участка поверхности (на рисунке он выделен сплошной линией).



В целях сокращения общего количества испытаний предлагаем использовать весовые качества точек, лежащих вблизи исследуемой области. Для этого вокруг каждой из смоделированных точек строим зону влияния — выпуклый многоугольник, ограниченный прямыми линиями, равностоящими от двух ближайших точек (на рисунке показаны пунктиром). Это правило построения зон влияния определяет выбор подмножества реализаций, веса которых учитываем при оценке результатов имитационного моделирования относительно контролируемой площадки. Границы области, занимаемой этим подмножеством реализаций, показаны на рисунке штрихпунктирной линией. Для практического использования формального правила применим математический аппарат линейного программирования. В случае интерпретации множества границ относительно какой-либо из смоделированных точек в качестве системы ограничений задачи линейного программирования зона влияния определится по аналогии с областью допустимых решений. Воспользовавшись терминологией и обозначениями, предложенными в работе [2], опишем систему из  $m$  границ матрицей расширенной задачи линейного программирования  $\bar{A}_p = (\bar{A}_1, \bar{A}_2, \dots, \bar{A}_{n+m})$ . Выбираем  $m$  линейно независимых векторов-столбцов и формируем из них невырожденную матрицу размерности  $(m \times m) - B$ .

Умножая обратную матрицу  $\bar{B}^{-1}$  на вектор свободных членов  $\bar{A}_0$ , получаем базисное решение  $\bar{A}_0$  системы из  $m$  уравнений с  $(m + n)$  неизвестными. Допустимые базисные решения будут соответствовать вершинам искомого многоугольника.

Зная уравнения границ исследуемой области, определяем площади зон влияния, находящиеся в пределах исследуемого участка. Искомый вес площадки будет равен сумме пропорциональных вкладов близлежащих зон влияния. Для случая, изображенного на рисунке,

$$p_{пл} = \frac{s_1}{s_{пл}} p_1 + \frac{s_2}{s_{пл}} p_2 + \frac{s_7}{s_{пл}} p_7 + \frac{s_8}{s_{пл}} p_8 + \frac{s_9}{s_{пл}} p_9$$

где  $s_{пл}$  — площадь контролируемого участка поверхности.

Предлагаемый алгоритм позволит использовать для интерпретации результатов имитационного моделирования близлежащие реализации и снизить общее количество необходимых статистических испытаний.

Список литературы: 1. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. — М.: Статистика, 1977. — 200 с. 2. Зайченко Ю. П. Исследование операций. — К.: Вища школа. Головное изд-во, 1975. — 319 с.

Поступила в редакцию 03.01.83.

УДК 681.3.06

И. Э. ВОРОНОВИЦКИЙ, А. М. АЛЕКСЕЕВА

#### АЛГОРИТМ ИМИТАЦИИ ПРОСТРАНСТВЕННО НЕОДНОРОДНЫХ ТЕЛЕВИЗИОННЫХ ИЗОБРАЖЕНИЙ ФОНА

В ряде приложений телевизионные автоматические системы используют для анализа и передачи изображений естественных фонов, сцен и текстурных изображений. Одним из основных методов анализа и синтеза таких систем является метод математического моделирования, в соответствии с которым изображения в поле зрения системы генерируются с помощью ЭВМ и представляют собой случайные числовые поля с заданными статистическими свойствами.

Недостаток известных методов моделирования — вычислительная сложность или невозможность моделирования пространственно неоднородных и негауссовских изображений [1]. А именно эти свойства характерны для большинства изображений реальных сцен и фонов.

Предлагаемый алгоритм в значительной степени свободен от указанного недостатка. В качестве исходных данных используем тестовую реализацию изображения фона. Сущность алгоритма — в раздельном моделировании на основе исходной тестовой реали-

зации низкочастотной (НЧС) и высокочастотной (ВЧС) составляющих имитируемого случайного изображения и последующем их суммировании. Сначала выделяем НЧС и ВЧС исходного тестового изображения. При этом граничную пространственную частоту  $\omega_{гр}$ , разделяющую пространственные спектры НЧС и ВЧС тестового изображения, выбираем таким образом, чтобы ВЧС изображения удовлетворяла условию гауссовости и однородности.

Размерность изображения НЧС может быть без потери информативности уменьшена в  $(\omega_{кск}/\omega_{гр})^2$  раз по сравнению с исходным изображением, где  $\omega_{кск}$  — пространственная частота дискретизации последнего.

Указанные свойства составляющих спектра исходного изображения — гауссовость, однородность ВЧС и сравнительно небольшая

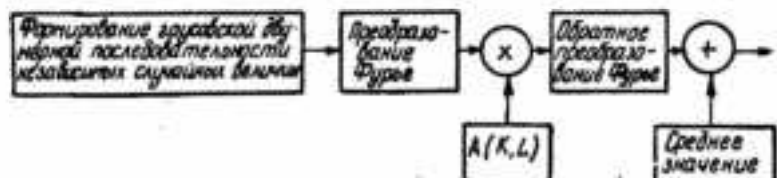


Рис. 1

размерность НЧС — позволили создать эффективную в вычислительном отношении модель имитации случайных негауссовских изображений, статистически эквивалентных реальному изображению. При этом изображения считаем статистически эквивалентными, если совпадают их амплитудные пространственные спектры (АПС) и гistogramмы распределения сигнала по уровням яркости (ГРС). Такое определение эквивалентности достаточно обоснованно для многих задач анализа текстурных изображений.

Имитацию ВЧС изображения осуществляем с помощью двумерной авторегрессионной модели, которая хорошо согласуется с последовательным характером телевизионной развертки изображения. Параметры авторегрессионной модели оцениваем по ВЧС тестовой реализации методом максимального правдоподобия. Для моделирования НЧС, являющейся пространственно неоднородной, применяем итерационный алгоритм, позволяющий за несколько итераций сформировать случайное изображение, статистически эквивалентное НЧС тестового изображения.

1. Алгоритм моделирования НЧС имитируемого случайного изображения. Обозначим НЧС исходного и имитируемого изображений соответственно  $r(m, n)$ ,  $f(m, n)$ . Условия их статистической эквивалентности имеют вид  $A_r(K, l) = A_f(K, l) (1)$ ;  $P_r(Y) = P_f(X) (2)$ , где  $A_r(K, l)$ ,  $A_f(K, l)$  — амплитудные пространственные спектры исходного и имитируемого изображений;  $P_r(Y)$ ,  $P_f(X)$  — гistogramмы распределения уровней яркости исходного и имитируемого изображений.

Моделирование гауссовских двумерных случайных последовательностей с заданным АПС  $A(K, l)$  может быть осуществлено по схеме, представленной на рис. 1, путем фильтрации двумерного гауссовского белого шума линейным двумерным фильтром с частотной характеристикой  $H(K, l) = A(K, l)$ .

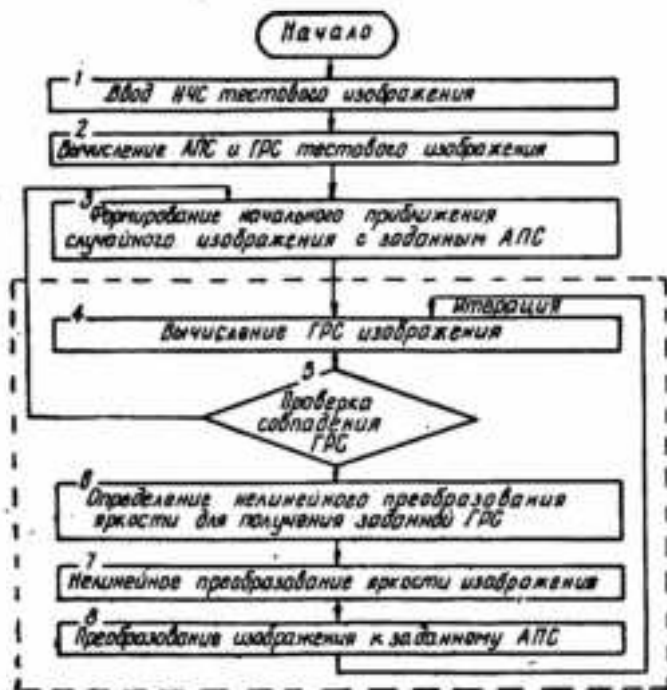


Рис. 2

Для получения случайного изображения с требуемой ГРС, отличной от гауссовской, необходимо последовательность на выходе линейного фильтра подвергнуть нелинейному монотонному преобразованию  $Y(X)$ , вид которого определим решением дифференциального уравнения

$$\left| \frac{dY}{dX} \right| = \frac{P_f(X)}{P_c(Y)}$$

Однако найденное преобразование, формируя нужное распределение сигнала по уровням яркости, в то же время искажает пространственный спектр изображения, т. е., добиваясь выполнения условия эквивалентности (2), нарушаем другое — (1). Для получения случайных изображений, удовлетворяющих одновременно условиям (1), (2), может быть использован итерационный алгоритм, блок-схема которого приведена на рис. 2. Тестовое изображение

задаем в виде матрицы отсчетов яркости  $r(m, n)$  размера  $N_1 \times N_2$ ,  $m = 0, 1, \dots, N_1 - 1$ ,  $n = 0, 1, \dots, N_2 - 1$ .

Вычисление АПС тестового изображения в блоке 2 производим по формулам

$$R(K, l) = \sum_{m=0}^{N_1-1} \sum_{n=0}^{N_2-1} r(m, n) \omega^{i(Km+ln)}, \quad A_r(K, l) = |R(K, l)|,$$

где  $R(K, l)$  — пространственный Фурье-спектр;

$$\omega = \exp\left\{-j \frac{2\pi}{N_i}\right\}, \quad i = 1, 2, \quad j = \sqrt{-1};$$

$$K = 0, \dots, N_1 - 1, \quad l = 0, \dots, N_2 - 1.$$

Для получения (в блоке 3) начального приближения случайного изображения  $f_0(m, n)$ , имеющего заданный АПС, сначала формируем его Фурье-спектр  $F_0(K, l) = A_r(K, l) \exp\{-j\psi(K, l)\}$ . Здесь  $\psi(K, l)$  — матрица фазовых составляющих спектра, образованная с помощью независимой выборки из равномерного распределения на интервале  $[0, 2\pi]$ . Затем с помощью обратного Фурье-преобразования вычисляем изображение

$$f_0(m, n) = \sum_{K=0}^{N_1-1} \sum_{l=0}^{N_2-1} F_0(K, l) \omega^{-i(Km+ln)}.$$

Дальнейшую работу алгоритмов производим путем последовательных итераций, каждая из которых дает определенное приближение к выполнению условий (1), (2). На вход каждой итерации поступает очередное приближение имитируемого изображения  $f_{i-1}(m, n)$ , заведомо удовлетворяющее первому условию эквивалентности (1).

Каждая  $i$ -я итерация начинается с вычисления (в блоке 4) гистограммы  $P_{f_{i-1}}(X)$  случайного изображения  $f_{i-1}(m, n)$ , полученного на предыдущей ( $i-1$ )-й итерации. Затем осуществляем (в блоке 5) проверку условия (2) статистической эквивалентности изображений. Если оно не выполнено, то определяем (в блоке 5) нелинейное преобразование яркости  $Y(X)$ , являющееся решением дифференциального уравнения

$$\left| \frac{dY}{dX} \right| = \frac{P_{f_{i-1}}(X)}{P_r(Y)},$$

где  $P_r(Y)$  — гистограмма распределения уровней яркости тестового изображения.

После этого изображение  $f_{i-1}(m, n)$  подвергается (в блоке 7) найденному нелинейному преобразованию  $g_i(m, n) = Y[f_{i-1}(m, n)]$ .

В результате получаем изображение с заданной ГПС [выполняется условие (2)], но при этом искажается его АПС, т. е. нарушается условие (1).

Чтобы удовлетворить спектральным ограничениям, полученное изображение  $g_i(m, n)$  подвергается (в блоке 8) преобразованию Фурье, в результате которого определяем его спектр  $G_i(K, l)$ . Затем выполняем операцию выравнивания спектров

$$F_i(K, l) = A_i(K, l) \frac{G_i(K, l)}{|G_i(K, l)|}$$

Полученный спектр  $F_i(K, l)$  подвергается обратному преобразованию Фурье, результатом которого является изображение  $f_i(m, n)$ , удовлетворяющее спектральным требованиям (1), но имеющее ГРС, отличную от заданной. На этом  $i$ -я итерация заканчивается.

После выполнения нескольких таких итераций условия (1), (2) выполняются, и полученное к этому моменту изображение эквивалентно исходному тестовому изображению в указанном выше смысле.

Переход к формированию следующей реализации случайного изображения осуществляем (в блоке 3) путем выбора нового начального приближения  $f_0(m, n)$  с помощью случайного задания другой начальной реализации фазового спектра.

**2. Алгоритм моделирования ВЧС имитируемого случайного изображения.** Для моделирования ВЧС имитируемого изображения, являющейся реализацией гауссовского однородного случайного поля, удобно использовать двумерную авторегрессионную модель работ [3, 4], параметры которой оцениваем по ВЧС тестовой реализации изображения. Используя авторегрессионную модель, осуществляем поточечное моделирование изображения. Это, во-первых, является наиболее приемлемым способом при моделировании изображений столь большого объема, имеющего полное телевизионное изображение, и, во-вторых, хорошо согласуется с последовательным характером телевизионной развертки.

Случайное изображение  $\{Y(S), S = (i, j) - \infty < i, j < \infty\}$ , заданное на бесконечной целочисленной прямоугольной решетке, может быть описано авторегрессионным уравнением [4]

$$Y(S) + \sum_{K=1}^m \theta_K Y(S + q_K) = \sqrt{p} u(S), \quad (3)$$

где  $Q = \{q_K = (q_{K1}, q_{K2}), K = 1, \dots, m, q_K \neq (0, 0)\}$  — эффективная область соседства для точки  $S = (i, j)$ ;  $\{u(S)\}$  — двумерная гауссовская последовательность независимых случайных величин с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией  $\theta, p, m$  — параметры модели.

Обозначим векторы  $\vec{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)^T$ ;  $\vec{X}(S) = (Y(S + q_1), Y(S + q_2), \dots, Y(S + q_m))^T$ . Уравнение (3) можно записывать в виде  $Y(S) + \vec{\theta}^T \vec{X}(S) = \sqrt{p} u(S)$  (4).

В модели авторегрессии (3) значение процесса  $Y(S)$  в точке  $S = (i, j)$  выражается как конечная линейная комбинация значений процесса в соседних точках и случайной величины  $u(S)$ , т. е.

уравнение (3) представляет зависимость яркости изображения в точке  $S$  от яркости в соседних точках, оказывающих эффективное влияние на точку  $S$ .

Предположим, что наблюдения в точке  $S$  мало зависят от удаленных точек. Ограничимся рассмотрением областей соседства, включающих не более восьми точек. В качестве примера на рис. 3 показано несколько возможных областей соседства.

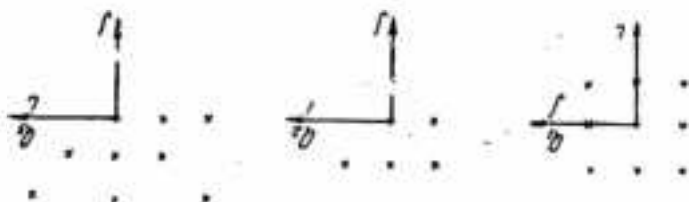


Рис. 3

Представленные области соседства в выбранной системе координат запишем в виде  $Q_1 = \{(-1, 0), (-1, -1), (0, -1), (1, -1), (1, 0), (1, 1), (0, 1), (-1, 1)\}$ ;  $Q_2 = \{(-1, 0), (-1, -1), (0, -1), (1, -1)\}$ ;  $Q_3 = \{(-1, 0), (-1, -1), (0, -1), (1, -1), (-2, 2), (0, -2), (2, -2)\}$ .

Бесконечную последовательность  $\{Y(S)\}$  можно получить многократным повторением конечного изображения  $\{Y(S), S \in \Omega_S\}$ , заданного на конечной целочисленной решетке  $\Omega_S, \{\Omega_S: S = \{i, j\} | 1 < i < N_1, 1 < j < N_2\}$ .

Одной из возможных формул повторения может быть следующая:  $Y(i + K_1 N_1, j + K_2 N_2) = Y(i, j), \forall K_1, K_2$  (5). С учетом формулы (5), конечное изображение  $Y = \{Y(S), S \in \Omega_S\}$  может быть соотнесено с последовательностью  $U = \{u(S), S \in \Omega_S\}$  с помощью матричного авторегрессионного уравнения (6)

$$\begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_N \\ A_{N_1} & A_1 & \dots & A_{N_1-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ A_2 & \dots & \dots & A_1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y \end{bmatrix} = V_{\rho} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_{N_1} \end{bmatrix}, \quad (6)$$

где  $y_i = (y(i, 1), \dots, y(i, N_2))^T$ ;  $u_i = (u(i, 1), \dots, u(i, N_2))^T$ ;  $A_1, A_2, \dots, A_N$  — матрицы-циркулянты, каждая размерностью  $[N_2 \times N_2]$ , зависящие от параметров  $\bar{\theta}, Q - \bar{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)^T$ .

Так, например, если выбрана область соседства  $Q_2$ , то  $A_i = -0 \forall i \neq 1, N_1$ . Здесь  $A_1$  — циркулянт  $(1, 0, 0, \dots, 0, \theta_1)$ ;  $A_{N_1}$  — циркулянт  $(\theta_2, \theta_4, 0, \dots, 0, \theta_2)$ .

Уравнение (6) можно записать в виде  $B(\bar{\theta})Y = V_{\rho}U$  (7), где  $Y^T = (Y_1^T, Y_2^T, \dots, Y_{N_1}^T)$ ;  $U^T = (u_1^T, u_2^T, \dots, u_{N_1}^T)$ ;  $B(\bar{\theta})$  — шпр-

кулянт  $(A_1, A_2, \dots, A_{N_1})$ ;  $B(\bar{\theta})$  — блочный циркулянт размерности  $N_1 N_2 \times N_1 N_2$ . Определитель  $B(\bar{\theta})$  вычисляется по формуле [2]

$$\det B(\bar{\theta}) \prod_{i=0}^{N_1-1} \prod_{j=0}^{N_2-1} A(Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta}) = \prod_{i=0}^{N_1-1} \prod_{j=0}^{N_2-1} |A \times (Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta})|, \quad (8)$$

где  $A(Z_1, Z_2, \bar{\theta}) = \hat{1} + \sum_{K=1}^m \bar{\theta}_K Z_1^{q_{K1}} Z_2^{q_{K2}}$ ,  $q_K = \{q_{K1},$

$$q_{K2}\} \in Q, Z_i = \exp\left\{-V^{-1} \frac{2\pi}{N_i}\right\} i = 1, 2. \quad (9)$$

Так как  $U(\cdot)$  является последовательностью независимых гауссовских случайных величин, согласно уравнению (6) для плотности вероятности наблюдения  $Y$  справедливо выражение

$$P(Y/\bar{\theta}, V\rho) = \det B(\bar{\theta}) \prod_{S \in \Omega_S} \left(\frac{1}{2\pi\rho}\right)^{1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\rho} \times\right. \\ \times (Y(S) + \bar{\theta}^T \bar{X}(S))^2\} = \prod_{S=(i,j) \in \Omega_S} [S(Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta})]^{-1/2} (1/2\pi\rho)^{1/2} \exp \times \\ \times \left\{-\frac{1}{2\rho} (Y(S) + \bar{\theta}^T \bar{X}(S))^2\right\},$$

$$\text{где } S(Z_1, Z_2, \bar{\theta}) = \frac{1}{|A(Z_1, Z_2, \bar{\theta})|^2},$$

$\rho S$  — спектральная плотность  $\{Y(S)\}$ .

Независимые параметры модели  $(\bar{\theta}, \rho)$  оцениваем по конечной тестовой реализации  $\{Y(S)\}$  методом максимального правдоподобия [5]. Логарифм функции правдоподобия для наблюдения  $Y(S)$  в соответствии с выражением (10) имеет вид

$$\ln p(Y(S), S \in \Omega_S | \bar{\theta}, \rho) = -\left(\frac{N_1 N_2}{2}\right) \ln(2\pi\rho) - \\ - \sum_{S \in \Omega_S} \frac{(Y(S) + \bar{\theta}^T \bar{X}(S))^2}{2\rho} + \frac{1}{2} \sum_{S=(i,j) \in \Omega_S} \ln |A(Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta})|^2.$$

Максимизируя функцию правдоподобия по параметрам  $\bar{\theta}, \rho$ , получаем следующие оценки для вектора параметров  $\Phi^T = \{\bar{\theta}^T, \rho\}$ :

$$\bar{\theta}^* = \arg[\min L(\bar{\theta})]; \rho^* = \frac{1}{N_1 N_2} \sum_{S \in \Omega_S} (Y(S) + \bar{\theta}^{*T} \bar{X}(S))^2,$$

где  $L(\bar{\theta}) = N_1 N_2 \ln \left[ \sum_{S \in \Omega_S} (Y(S) + \bar{\theta}^T \bar{X}(S))^2 \right] - \sum \ln |A(Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta})|^2$ .

Первое слагаемое в  $L(\bar{\theta})$  имеет минимум в точке

$$\bar{\theta} \left[ \sum_{S \in \Omega_S} \bar{X}(S) \bar{X}^T(S) \right]^{-1} \sum_{S \in \Omega_S} \bar{X}(S) Y(S).$$

Более точно оценку  $\bar{\theta}$  можно найти, минимизируя  $L(\bar{\theta})$  с помощью градиентного метода или процедуры Ньютона—Рафсона. Выбор эффективной области соседства  $Q$  также может быть определен методами теории статистических решений. Допустим, имеются три области соседства  $Q_1, Q_2, Q_3$  (рис. 3). Для каждого множества  $Q_K$  можно записать авторегрессивное уравнение  $E_K$

$$Y(S) + \bar{\theta}_K^T \bar{X}(S) = \sqrt{p_K} \cdot u(S), \text{ где } \bar{\theta}_K = (\bar{\theta}_{K1}, \bar{\theta}_{K2}, \bar{\theta}_{K3}, \dots, \bar{\theta}_{Km_K})^T;$$

$$\bar{\theta}_{Kj} \neq 0 \forall j = 1, 2, \dots, m_K, \quad m_1 = 8, \quad m_2 = 4, \quad m_3 = 8;$$

$\bar{X}_K(S)$  — вектор соседей  $Y(S)$  для заданной области  $Q_K$ .

Параметры  $\bar{\theta}_K$  неизвестны. Известно лишь, что  $Y(S)$  подчиняется одному из уравнений  $E_K$ . Для определения решающего правила можно использовать байесовский подход.

Вычислим статистики  $\bar{C}_K, K = 1, 2, 3$ :

$$C_K = N_1, N_2 \ln p_K - \sum_{S=(i,j) \in Q_S} \ln |A_K(Z_1^i, Z_2^j, \bar{\theta}_K)|^2 + m_K \ln(N_1 N_2),$$

где  $p_K, \bar{\theta}_K$  — оценки параметров по данной реализации  $Y(S)$  для соответствующего уравнения  $E_K$ , полученные по алгоритму описанному выше. В качестве области соседства выбирается то множество  $Q_K$ , которому соответствует наименьшее значение  $C_K$ .

**3. Структура комплексной модели телевизионных изображений фона.** Процесс имитации случайного изображения, эквивалентного тестовому изображению реального фона, включает следующие этапы: выделение и запоминание НЧС тестового изображения;

поэлементное выделение ВЧС тестового изображения в процессе его последовательной построчной развертки и оценки параметров авторегрессионной модели, описывающей ВЧС тестового изображения;

имитация и запоминание НЧС случайного негауссовского изображения по данным НЧС тестового изображения в соответствии с итерационным алгоритмом, описанным в разд. 1;

поэлементное генерирование (в процессе построчной развертки изображения) с помощью авторегрессионной модели (разд. 2) случайного однородного гауссовского изображения, эквивалентного ВЧС тестового изображения, с одновременным считыванием и суммированием соответствующих элементов сформированной ранее НЧС случайного изображения.

Таким образом, процесс моделирования состоит из двух этапов. На первом (предварительном) этапе требуются значительные затраты памяти и машинного времени для выделения НЧС и ВЧС тестового изображения и оценки параметров авторегрессионной модели. На втором (рабочем) этапе генерируется последовательность случайных телевизионных изображений, статистически эквивалентных тестовому изображению реального фона. При этом затраты памяти и машинного времени на втором этапе сравнительно неболь-

шне, что является следствием алгоритмической простоты авторегрессионной модели и малой размерности НЧС изображения.

Список литературы: 1. Буймов А. Г., Решетников М. Т. Имитация пространственных полей с заданными статистическими характеристиками для исследования КЭС. — В кн.: Всесоюз. конф. по корреляционно-экстремальным системам (М., 1979): Тез. докл. М.: Наука, 1979, с. 15—17. 2. Беллман Р. Введение в теорию матриц. — М.: Наука, 1976. — 376 с. 3. Delp E. J., Kashyap R. L., Mitchell D. R. Image data compression using autoregressive time series models. — Pattern Recognition, 1979, 11, p. 313—323. 4. Mc Cormick B. H., Jayaramamurthy S. N. Time Series models for texture synthesis. — Intern. J. Comput. Inform. Sci., 1974, 3, p. 329—343. 5. Kashyap R. L. Two — dimensional autoregressive models for imager: Parameter estimation and choice of neighbors. — IEEE Computer Society Workshop on Pattern Recognition and Artificial. — Intelligence, 1978, p. 114 — 121.

Поступила в редколлегию 09.02.83.

УДК 510.62

М. Ф. БОНДАРЕНКО, канд. техн. наук

#### О ДИСКРЕТИЗАЦИИ РЕЧЕВЫХ СИГНАЛОВ

Составление и решение дифференциальных уравнений в частных производных, описывающих движение воздуха в речеобразующей системе, весьма затруднительны при больших упрощениях, а построение полной акустической теории пока невозможно.

Возникает задача разделения непрерывного речевого сигнала на составные компоненты для выделения в первую очередь существенной (с точки зрения информативности) части.

Одним из способов такого разделения является дискретизация, т. е. представление сигнала в виде последовательности чисел.

Имеется большое количество методов цифрового представления речевых сигналов [1]. Среди экономичных методов дискретизации наиболее перспективны те, которые воспроизводят информационные свойства живых организмов (свойства интегративности, адаптации и высокой избирательности).

На основе эффекта сглаживания в слухе [2] предлагаем первичную дискретизацию осциллограммы звукового давления, генерируемого речевым аппаратом человека во время произнесения слов.

Осциллограмма звука несет всю информацию о слове, которую извлекает ухо из натурального звучания. Это доказывается эффективностью передачи речи по проводам, так как передается исключительно осциллограмма звукового давления. Однако осциллограмма звука в точке, записанного при заданном направлении микрофона, не несет всей информации о реальном физическом звуке, поскольку он имеет объемный характер. Таким образом, теряется часть акустической информации, которая касается только пространственного расположения источника звука, а в обычных условиях она не несет информации о звуках произносимого слова.

Кратко опишем эффект сглаживания в слухе в той форме, которая более всего подходит для наших целей. Рассмотрим участок осциллограммы звука в слове на достаточно малом (пороговом) интервале времени  $[t_1, t_2]$  (рис. 1). Под достаточно малым интервалом времени понимаем интервал во много раз меньший (10—30 раз), чем время одиночного всплеска звукового давления  $\Delta t$ .

Эффект сглаживания в слухе гласит: по какому бы закону не изменялась диаграмма звукового давления на интервале  $[t_1, t_2]$  она будет звучать для уха идентично с исходной диаграммой, если площади под кривыми одинаковы.

Математически эффект сглаживания в слухе может быть выражен следующим образом. Пусть интересующий нас звук действует на интервале  $[t_0, t_n]$ . Введем промежуточные интервалы  $t_1, t_2, \dots, t_{n-1}$  так, чтобы любой из них  $[t_i, t_{i+1}]$ , где  $0 < i < n-1$ , был не более порогового. Если для всех  $i$  соблюдаются равенства

$$\int_{t_i}^{t_{i+1}} f_1(t) dt = \int_{t_i}^{t_{i+1}} f_2(t) dt, \quad (1)$$

звуковые осциллограммы  $f_1, f_2$  будут восприниматься на слух совершенно идентичными.

Остается, однако, неясным размер порогового интервала. В формулировке эффекта сглаживания указывается, что такой пороговый интервал существует и что, если выполняется условие (1), при уменьшении интервала  $\delta = t_{i+1} - t_i$  рано или поздно достигается равенство звучаний. Эксперименты показывают, что для звуков неодинакового характера пороговый интервал  $\delta$  оказывается различным. Опыты по определению величины  $\delta$  были выполнены для дикторской речи. В качестве образцов звучания использовали речь дикторов советского радио обоего пола.

Два вида сигналов подавали в наушник через переключатель  $S_1$ . На рис. 2: 1 — вход речевого сигнала; 2 — вход серии импульсов прерывания; 3 — смещение; 4 — общий вход; 5 — выход дискретизированного ( $S_{1-1}$ ) и исходного ( $S_{1-2}$ ) речевых сигналов.

Первый сигнал  $S_{1-2}$  — натуральное звучание речи диктора, второй  $S_{1-1}$  — прерванная речь диктора. Прерывание осуществляем с периодом  $\delta$  и со скважностью  $\lambda$ . Чтобы интегралы на период  $T$  непрерывного и прерванного сигнала были одинаковы, прерванный сигнал усиливался в  $\lambda$  раз. Определение порогового интервала  $\delta = T$  производили при различных скважностях  $\lambda$ . Оказалось, что наименьшим будет  $\delta$  при  $\lambda = 1/2$ , поэтому окончательные опыты производили при этом значении скважности.

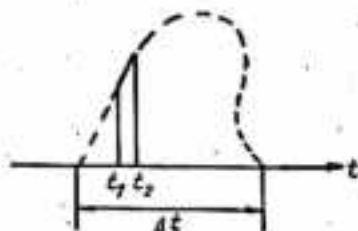


Рис. 1

Опыты показали, что в случае  $T = 100-1000$  Гц дикторская речь совершенно не разборчива, а слышны лишь хрипы и звук, соответствующий частоте прерывания. При частоте 5—10 кГц начинает все лучше слышаться дикторская речь, а звук, порожденный частотой прерывания, становится все более тихим. Наконец, при частоте 20—25 кГц звук от частоты прерывания вовсе неслышим, а прерванная дикторская речь приближается к натуральной. Если

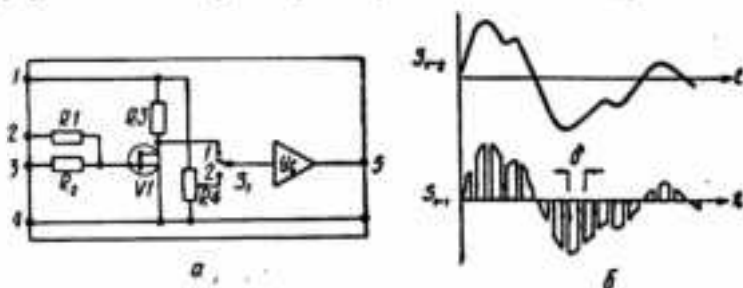


Рис. 2

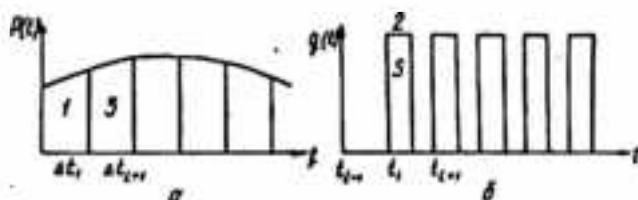


Рис. 3

частота превышает 25 кГц, оба звучания становятся совершенно неотличимыми. При этом длительность импульса данных преобразования равна 9 мкс.

С учетом эффекта сглаживания в слухе и размера пороговых временных интервалов предлагается метод дискретизации аналогового сигнала звука, в результате которой он превратится в дискретный сигнал, имеющий точно такое же звучание, как и непрерывный сигнал (3, а, б).

Метод основан на преобразовании аналогового сигнала в серию стандартных импульсов (форма импульсов не имеет значения), достаточно коротких, чтобы каждый из них мог уложиться по длительности в интервал времени  $\delta$  (пороговый интервал). Пусть стандартный импульс охватывает площадку  $S$ . Рассмотрим процесс преобразования сигналов. После того как с момента времени  $t_{l-1} = 0$  пройдет интервал времени  $t_l - t_{l-1}$ , такой, что площадка  $I$  под кривой сходного аналогового сигнала  $P(t)$  станет равной  $\delta$ , т. е.

$$\int_{t_{l-1}}^{t_l} P(t) dt = S, \quad (2)$$

в момент времени  $t_i = \Delta t_i$  начинает вырабатываться стандартный импульс  $I$ . После момента  $t_i$  счет площади под кривой  $P(t)$  начинается сначала и в момент  $t_{i+1}$  он такой, что

$$\int_{t_i}^{t_{i+1}} P(t) dt = \sigma, \quad (3)$$

затем снова вырабатывается стандартный импульс и т. д.

В результате получаем серию стандартных импульсов, следующих во времени с различными интервалами, причем интервал между импульсами обратно пропорционален звуковому давлению аналогового акустического сигнала. Если максимальный интервал между импульсами не превышает порогового значения  $\delta$ , т. е.  $t_{i+1} - t_i \leq \delta$  ( $0 < i < n - 1$ ) (4), оба сигнала в силу эффекта сглаживания в слухе будут восприниматься ухом человека адекватно. Действительно, рассмотрим интервал  $[t_i, t_{i+1}]$ . На нем исходный сигнал  $P(t)$  имеет площадку под кривой, равную  $S$  (эта площадка обозначена цифрой 1). Дискретизированный сигнал на этом же интервале имеет площадку 2, равную той же величине  $S$ , следовательно, условие (1) выполняется при любом  $i$ , а значит, звучания сигналов  $P(t)$  и  $q(t)$  для человеческого уха совпадают. Дискретизированный таким способом акустический сигнал несет в себе всю информацию о звуке, существенную для человеческого слуха.

В этом состоит принцип дискретизации речевого сигнала. Практическая реализация этого принципа требует некоторых усложнений, которые, однако, не вносят в окончательный результат дискретизации никаких искажений. Первое усложнение состоит в том, что кривая звука имеет участки с положительными и отрицательными значениями.

Последние участки могут обрабатываться по тому же самому методу с тем лишь отличием, что необходимо сигнал сначала уменьшить на  $-1$ , а затем получившиеся импульсы умножить на  $-1$ . Второе усложнение состоит в том, что на практике гораздо удобнее пользоваться генераторами, вырабатывающими импульсы не в произвольные, а в тактовые моменты времени. Пользование такими генераторами не внесет искажений в звучание сигнала, если будут выполнены два следующих условия: длительность импульса не превысит половины интервала и запаздывание импульса по сравнению с его появлением в описанном выше режиме не превысит величины  $\delta/2$ . Последнее требование может быть выполнено, если тактовая частота не менее чем в 2 раза будет больше критической частоты слухового анализатора  $1/\delta$ .

Если оба требования выполнены, то импульс 2 (рис. 3), не сможет опоздать настолько, чтобы выйти за пределы временного интервала  $[t_i, t_{i+1}]$ . Действительно, не более половины интервала сможет занять сам импульс, и не более чем на половину интервала этот импульс сможет сдвинуться вправо за счет запаздывания его появления. Поэтому правый фронт импульса не сможет пересечь временную

отметку  $t_{i+1}$ , и условие (1) будет по-прежнему выполняться. Если принять  $\delta = 30$  мкс, тогда тактовый период между импульсами должен равняться 15 мкс. Такого же (вернее, не более) размера должна быть и ширина импульса. Увеличивать тактовую частоту и уменьшать длительность импульса по сравнению с этими значениями не имеет смысла, так как это усложнит аппаратуру, но не улучшит качество звучания дискретизированного сигнала.

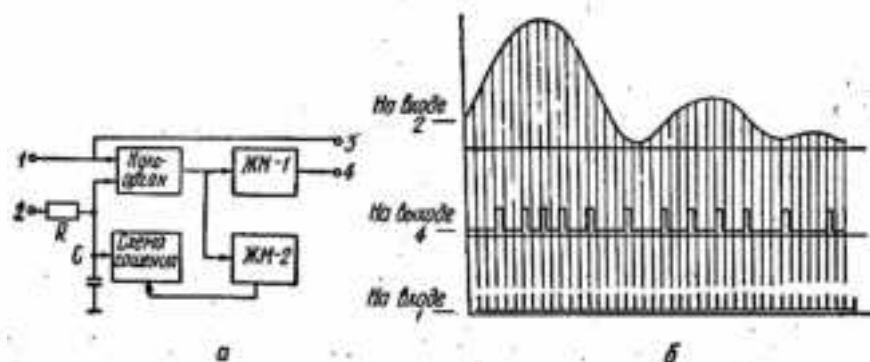


Рис. 4

Чтобы проверить справедливость изложенных соображений на практике, были проведены специальные опыты. На первом этапе ставилась задача отработки и исследования синхронизированного адекватного преобразования униполярного нормированного по абсолютному уровню речевого сигнала в дискретный вид с учетом эффекта сглаживания в слухе. Для этого нами разработан дискретизатор, функциональная схема которого показана на рис. 4: 1 — вход серии тактовой частоты; 2 — вход речевого сигнала; 3 — выход серии тактовой частоты; 4 — выход дискретизированного речевого сигнала. Здесь представлена также обобщенная временная диаграмма, поясняющая механизм дискретизации. Рассмотрим принцип работы дискретизатора и возможные режимы преобразования.

Нормированный и вынесенный в положительную область речевой сигнал подаем на вход 2. Резистор  $R$  и конденсатор  $C$  образуют накопительный элемент, причем электрический заряд на конденсаторе  $C$  при воздействии входного сигнала на некотором интервале времени должен изменяться пропорционально площади под кривой его осциллограммы. В какой-то момент времени напряжение на конденсаторе достигает значения порога срабатывания нуля-органа. Если при этом на втором входе нуля-органа установится импульс тактовой частоты, то на его выходе будет выработан сигнал высокого уровня «1». Ждущий мультивибратор ЖМ-1 сформирует импульс данных с заданными параметрами, который поступит на выход 1.

легко установить по таблице экспериментатора режим преобразования, предшествующий моменту появления сбоя опознавания испытуемыми. Такой эксперимент повторяется многократно с различными группами испытуемых. Укажем, что для надежного автоматического распознавания речи без настройки на диктора нами был установлен режим дискретизации со следующими значениями соответствующих величин: тактовая частота 25 кГц;  $R = 8,2$  кОм;  $C = 5100$  пФ; порог срабатывания нуля-органа 1,06 В, длительность импульса данных преобразования 9 мкс, длительность импульса гашения 1 мкс.

Список литературы: Рабинер Л. Р., Шафер Р. В. Цифровая обработка речевых сигналов. — М.: Радио и связь, 1981. — 495 с. 2. Эффект сглаживания в слухе/Ю. М. Абрамов, А. Я. Дрюченко, С. А. Усенко, Ю. П. Шабанов-Кушаренко. — Пробл. бионики, 1977, вып. 19, с. 31—37.

Поступила в редколлегию 08.12.83.

УДК 519.683

Э. А. ДЕДИКОВ, канд. техн. наук,  
А. В. ТАРАСОВ, Л. И. ЧАЙКА,  
В. Ф. ЧЕНЦОВ, канд. техн. наук

#### ВНУТРЕННЯЯ МОДЕЛЬ И СХЕМА БАЗЫ ДАННЫХ

Эффективность функционирования систем управления базами данных (СУБД) в наибольшей степени зависит от внутренней модели базы данных — структур хранения и от внутреннего представления схемы базы данных и способа реализации отображения схема — структура хранения.

В случае внутреннего представления информации, в базе данных часто используются структуры типа деревьев. Наиболее простой их тип — бинарные деревья.

Для организации хранения и поиска подверженных частым изменениям структур данных во внешней памяти прямого доступа (дисковые накопители или магнитные барабаны) эффективны методы динамической организации массивов, предложенные впервые Арлазаровым В. Л., Берковичем С. Я. [1] и независимо Бейером и Мак-Крейтом [2] для построения  $B$ -деревьев. Возникает дополнительный расход памяти из-за слабой заполненности узлов дерева. Сократить объем используемой памяти позволяют структуры хранения, основанные на различных представлениях  $m$ -арных деревьев. Впервые предложенная Фредкиным [3] идея *trie*-структуры (бор в работе [4]) обеспечивает среднее время поиска по заданному полному ключу  $\log_m n$ , где  $m$  — параметр дерева,  $m > 2$ ,  $n$  — число узлов дерева. Однако представление  $m$ -арного дерева в виде бора требует большого расхода памяти, пропорционально  $mn/\ln m$  [4]. Объем памяти, меньший по сравнению с последовательной орга-



База данных состоит из набора взаимосвязанных файлов (рис. 3). Существует три основных типа взаимосвязей в БД: устанавливающие иерархическое подчинение одних файлов другим, например, файлов имен атрибутов файлу имен документов. Указатель данного типа представляет собой имя иерархически подчиненного файла; между записями различных файлов. Например, существует указатель из записи файла имен атрибутов на запись схемы документа; внутрифайловые — между записями.

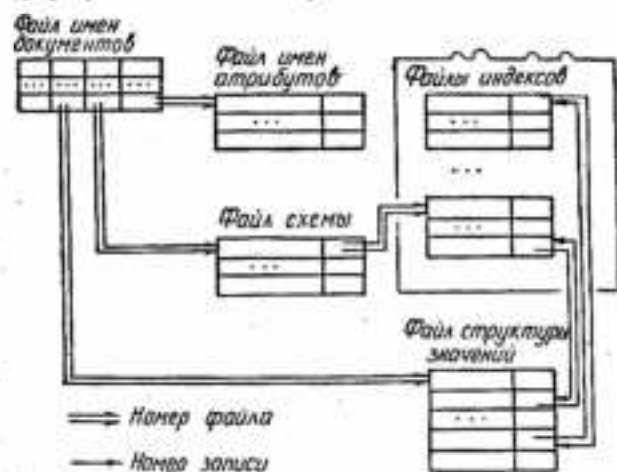


Рис. 3.

В базе данных содержатся файлы: имен документов (ФИД); один для БД, имен атрибутов (ФИА) для каждого документа; схемы (ФС) для каждого документа; структуры значений (ФЗ) для каждого документа; индекса (ФИ) для каждого ключевого атрибута каждого документа.

Каждая запись ФИД содержит следующую информацию: имя документа и имена соответствующих ФИА, ФС документа и ФЗ документа.

ФИА содержит набор записей по числу различных имен атрибутов в схеме документа. Каждая запись содержит имя атрибута, указатель на последнюю вершину (запись) ФС документа, соответствующую данному имени.

Файл индекса создается для каждого ключевого атрибута каждого документа и служит для прямого доступа к строкам документа по заданному в условии поиска значению ключевого атрибута. ФИ содержит все различные значения атрибута и организован методом рассевания, что позволяет отыскать в файле заданное значение атрибута практически без перебора, вычислением адреса. Запись ФИ содержит значение атрибута и указатели на первую и последнюю записи ФЗ, содержащие это значение.

Файл ФС документа содержит запись для каждого имени атрибута и записи, соответствующие ключевым словам *REPEAT* [5]. ФС документа представляет собой список из класса трижды связанных деревьев. Структура схемы документа описана в работе [5]. Файл структуры значений документа содержит запись для значений атрибута и для меток *REPEAT*. Структура значений также относится к классу трижды связанных деревьев. Запись ФЗ

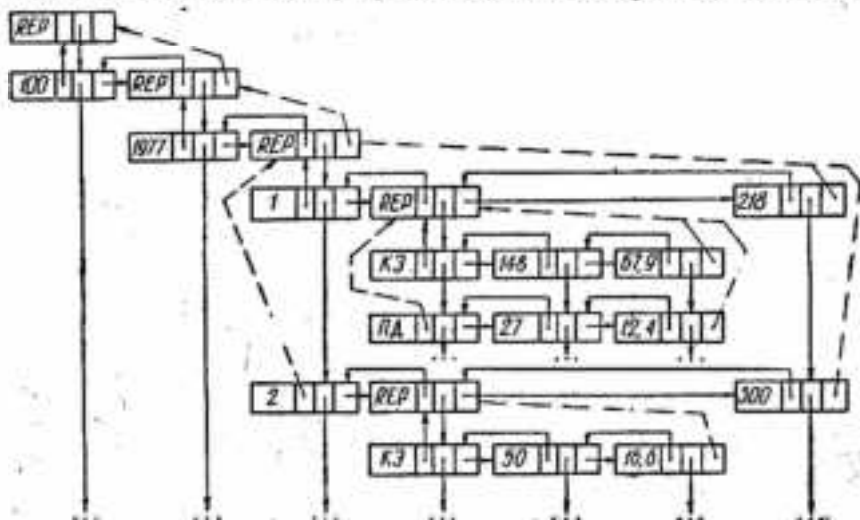


Рис. 4

содержит следующие поля: «сын» — первый узел следующей строки повторяющейся группы; «брат» — следующий элемент строки или указатель на запись *REPEAT* для некоторой группы; «предшественник» — указатель на предыдущий элемент строки; указатель в ФИ на соответствующее значение атрибута (для символьных атрибутов), или собственно значение (для числовых атрибутов); указатель на следующий узел, соответствующий тому же значению атрибута.

Структура файла значений документа «Распределение отказов по категориям», приведенного в таблице (заказ 100, 1977 г.), показана на рис. 4.

Такая физическая структура БД позволяет легко реализовать запросы к системе на создание различных документов в БД, ввод значений в документы, выбор необходимой информации из последних по любому атрибуту, их редактирование.

Категория отказов	Количество	% от всего	всего
Первое полугодие			
КЭ	148	67,9	218
ПД	27	13,4	
КН	38	17,4	
СУ	1	0,5	
НП	4	1,8	

Примечание. Для второго полугодия данные отсутствуют.

Список литературы: 1. Арзагаров В. Л., Беркович С. Я., Кошин Ю. Я. Организация словаря идентификаторов наращиваемой информационной системы.— Автоматика и телемеханика, 1972, № 4, с. 145—148. 2. Bayer R., Mc. Creight E. Maintenance of large Ordered Indexes.— Acta Informatica, 1972, 1, No. 3, p. 173—189. 3. Fredkin E. Trie Memory.— Communication of the ACM, 13, 1960, No. 9, p. 490—500. 4. Кнут Д. Искусство программирования для ЭВМ. Т. 3. Сортировка и поиск.— М.: Мир, 1978.— 842 с. 5. Буслик Н. Н., Дедиков Э. А., Ченцов В. Ф. Определение данных в системе управления базой данных СИНТА.— АСУ и приборы автоматки, 1982, вып. 62, с. 52—59.

Поступила в редакцию 24.01.83.

УДК 681.34

Н. И. СЕНЧЕНКО, канд. техн. наук,  
Н. П. ПАН, Г. И. ХАРА

### ПРИМЕНЕНИЕ ЯЗЫКА ТИПА CSMP ДЛЯ АВТОМАТИЗАЦИИ ПРОГРАММИРОВАНИЯ АНАЛОГОВЫХ И АНАЛОГО-ЦИФРОВЫХ СИСТЕМ

Анализ систем автоматизации программирования (САП) аналоговых и аналого-цифровых систем показывает, что современные САП в основном используют языки моделирования непрерывных систем (ЯМНС). Примерами таких САП являются системы автоматизации программирования PATCH [1] и CATS [2], использующие язык CSMP, системы ACTRAN [1] и ECSSL [3] — язык CSSL и т. д.

Большинство применений ЯМНС ограничивается полностью цифровым моделированием, для описания моделирующей части которого используются макросы, в которых выделены соотношения между входными и выходными переменными. Макроконцепция позволяет определять специальные операторы моделирования и легко расширять ЯМНС для индивидуальных задач добавлением новых макросов.

К САП аналоговых и аналого-цифровых систем, построенных на базе ЯМНС, предъявляются такие требования: необходимость функционирования компилятора и загрузчика как единой унифицированной системы; полнота входного языка системы и его строгая совместимость с ЯМНС; автоматическое формирование компилятором управляющих связей и данных обмена; эффективность аналоговой трансляции при использовании вычислительных и логических элементов; полнота и готовность объектной программы к непосредственному использованию интерпретатором команд или загрузчиком; наличие возможности у пользователя посредством итеративного доступа во время моделирования модифицировать параметры и возобновлять моделирование; наличие широких возможностей моделирования; способность к расширению при развитии гибридного оборудования.

Нами рассматривается система автоматизации аналогового и аналого-цифрового программирования, построенная на базе

языка CSMP и предназначенная для расчета параметров и построения структурной схемы модели, заданной системой обыкновенных дифференциальных уравнений (ОДУ). В состав САП входят следующие программы: управляющая программа ANALOG, осуществляющая последовательный вызов программ САП, обмен информацией между отдельными блоками, взаимодействие с программами цифрового компилятора и управление аналоговым моделированием; блок лексического анализа SCANNER, производящий просмотр предложений входного языка, перекодировку во внутреннее представление и создание коммутационной схемы; программа GENPICA, генерирующая структурную схему модели по созданной блоком лексического анализа коммутационной матрице; POLFORM, осуществляющая преобразование входного текста программы в обратную польскую запись (ОПЗ); программа GEMPICB, обеспечивающая построение структурной схемы по ОПЗ; блок GENMATR, осуществляющий генерацию графической структурной схемы; программа масштабирования MASSHT, обеспечивающая расчет масштабов и передаточных коэффициентов; программа CONCL, производящая формирование и печать всей информации о схеме моделирования.

Рассмотрим работу всех программ САП на примере подготовки к моделированию системы ОДУ вида

$$\begin{cases} \frac{dx}{dt} = z \\ \frac{dz}{dt} = 4z + \sin x + v \\ \frac{dy}{dt} = v \\ \frac{dv}{dt} = -v - y + x. \end{cases} \quad (1)$$

Начальные условия:

$$x(0) = 1,12; \quad z(0) = 2,22; \quad y(0) = 3,32; \quad v(0) = 4,42.$$

Программа на языке CSMP выглядит следующим образом:

```
*ANALOG
INCON X0 = 1.12, Z0 = 2.22, Y0 = 3.32, V0 = 4.42
DYNAMIC
X = INTGRL (1.12, Z)
Z = INTGRL (2.22, 4*Z + SIN (X) + V)
V = INTGRL (3.32, V)
V = INTGRL (4.42, -V - Y + X)
TIMER, FINTIM = 1, DELT = 0,01, OUTDEL = 0,01
PRIPLT X, Z, Y, V
METHOD ANALOG
END
STOP
```

1. Подпрограмма SCANNER. На выход системы автоматизации аналогового программирования поступает текст программы, первичная обработка которого производится SCANNER.

Эта программа строит таблицу переменных (код и имя соответственно): 101,  $T$  (фиксируется для независимой переменной  $T$ ); 102,  $X$ ; 103,  $Z$ ; 104,  $Y$ ; 105,  $V$ , таблицу констант (кода и значения соответственно): 301, 1,12; 302, 2,22; 303, 3,32; 304, 4,42 и матрицу коммутации.

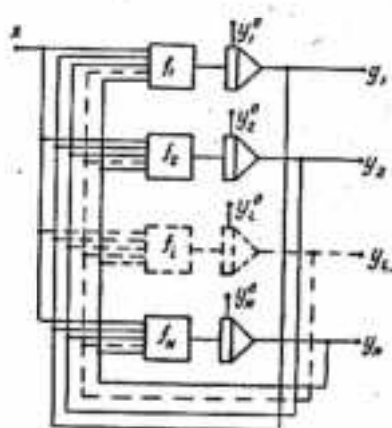


Рис. 1

Коды переменных находятся в диапазоне от 101 до 300. Имена переменных хранятся в символьном виде и содержат до восьми символов. Если длина имени менее 8 символов, оно дополняется справа пробелами.

Допускается наличие в программе ста констант (301—400). Порядок их написания произвольный.

Кроме таблиц, программа SCANNER строит общую матрицу коммутации. Каждая строка матрицы соответствует одному уравнению. Элементы матрицы  $m_{ij}$  вычисляются по следующему правилу:

$$m_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если } j\text{-я переменная не входит в } i\text{-е уравнение;} \\ 1, & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

Здесь  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $j = 1, 2, \dots, n+1$ . Номера переменных определяются их порядковыми номерами в таблице переменных;  $T$  — номер 1,  $X$  — 2 и т. д.

Для данного примера матрица коммутации  $M$  имеет вид

$$M = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \end{vmatrix}$$

2. Подпрограмма GENPICA. Зная матрицу коммутации  $M$  и таблицы переменных и констант, можно построить общую схему решения системы (1). Общая схема моделирования (рис. 1) строится в следующем порядке: определяем и формируем на печать необходимое количество блоков моделирования функций (БМФ) и интеграторов с начальными условиями; проводим необходимые соединения в соответствии с матрицей  $M$ . Для обозначения выходов используем таблицу переменных, а для обозначения начальных условий интеграторов — таблицу констант.

3. Подпрограммы POLFORM и GENPICB. После построения общей схемы можно рассматривать каждое уравнение системы (1) в отдельности, так как каждый БМФ моделирует правую часть одного уравнения системы (1). Подпрограмма POLFORM переводит правые части уравнений системы (1) в обратную польскую запись ОПЗ по алгоритму, предложенному Дийкстрой [4], а затем

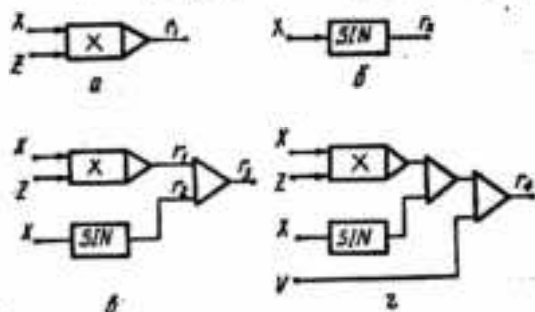


Рис. 2.

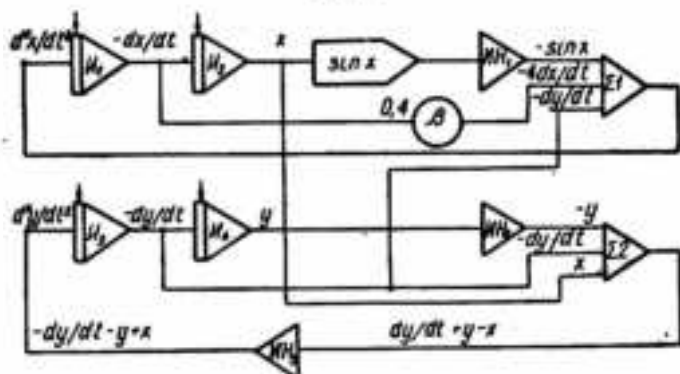


Рис. 3

осуществляется генерация схемы каждого БМФ. Предполагается, что все выходные сигналы поступают в положительной полярности.

Рассмотрим процедуру построения схемы БМФ1 уравнения  $\frac{dx}{dt} = z$  ( $X = \text{INTGRL}$  (1.12,  $z$ )). Обозначим буквой  $\theta$  выходной сигнал БМФ. Он должен быть отрицательной полярности. Уравнение, моделируемое БМФ, имеет вид  $\theta = z$ . Обратная польская запись для него  $\theta z =$ . Функция  $z$  получается со второго входа БМФ в положительной полярности. Для выполнения операции  $=$  достаточно между входом и выходом поставить интегратор. Его выход будет выходом БМФ, а вход соединяется со вторым входом БМФ.

Тип	Вход	Выход	Полярность сигнала	Масштабный множитель
Интегратор	1 5 2 БПН 3 4	1	NEG	Z
Интегратор	1 1 2 БПН 3 4	2	POS	X
БНФ (SIN)	1 2 2 3 4	3		
Инвартор	1 3 2 3 4	4		
Сумматор	1 2 4 2 4 3 6 4 7	5		
Потенциометр	1 1 2 К=0,4 3 4	6		
Интегратор	1 11 2 БПН 3 4	7	NEG	V
Интегратор	1 7 2 БПН 3 4	8	POS	Y
Инвартор	1 8 2 3 4	9		
Сумматор	1 10 2 9 3 7 4 2	10		
Инвартор	1 10 2 3 4	11		

Для уравнения  $\frac{dz}{dt} = 4z + \sin x + v$  ( $z = \text{INTGRL}(2.22, 4*Z + \text{SIN}(X) + V)$ ) обратная польская запись имеет вид  $04Z * X \text{SIN} + V + =$ . Согласно алгоритму генерации схемы БМФ2 операнды записываются в стек операндов, а знаки операций преобразуются в соответствующие эле-

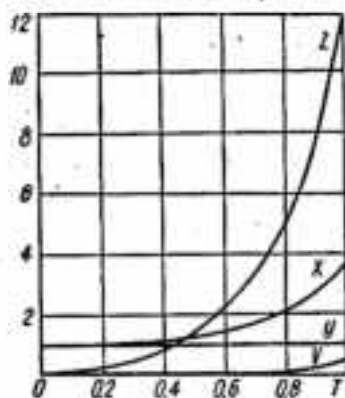


Рис. 4

ментарные схемы. Первым поступившим знаком операции будет знак \*. В стеке будет записано два операнда  $z$  и  $4$ . Для перемножения константы  $4$  на переменную  $z$  необходимо поставить схему умножения на постоянный коэффициент. То есть потенциометр, умножающий на  $0,4$ , и коэффициент передачи следующего элемента схемы должны быть равны  $10$ .

В момент поступления операции SIN состояние входной строки имеет вид  $\text{SIN} + V + =$ , а в стеке будет записано два операнда  $X$  и  $r_1$ , где  $r_1$  — переменная, полученная в результате выполнения

операции умножения на постоянный коэффициент.  $\sin$  — одно-местная операция, поэтому формируем схему воспроизведения функции  $\sin X$  и  $X$  удаляем из стека, а выходное значение  $r_2$  записываем с учетом, что  $r_2$  имеет отрицательный знак.

После операции  $\sin$  поступает знак операции  $+$ . В стеке имеется два операнда  $r_1$  и  $r_2$ , оба с отрицательным знаком. Для выполнения операции  $+$  ставим сумматор, на выходе которого получаем результат  $r_3 = 4X + \sin X$ .  $r_3$  заносим в стек, а  $r_1$  и  $r_2$  удаляем.

Следующее состояние входной строки  $+ =$ , а состояния стека  $V$ ,  $r_3$ . Для реализации операции суммирования ставится еще один сумматор, на вход которого подаются переменные положительной полярности  $V$  и  $r_3$ , а на выходе получаем переменную  $r_4$  в отрицательной полярности. Построение схемы закончено.

Схемы для БМФ3 и БМФ4 строятся аналогично.

Анализ работы программы GENPICB показывает, что построенные для БМФ схемы содержат избыточные решающие элементы. Минимизация и генерация графической структурной схемы осуществляются программой GENMATR, которая обеспечивает выдачу на печать полной схемы моделирования ОДУ (1) (рис. 3).

Программа CONCL производит печать всех данных о схеме моделирования в табличной форме. Результаты полной подготовки системы уравнений (1) к моделированию на АВК-31 представлены в таблице.

Программа MASSHT построена по алгоритмам, приведенным в работе [5]. Результаты аналогового моделирования системы (1) на АВК-31 даны на рис. 4.

Все программы системы автоматизации программирования написаны на языке PL-1 для ЕС ЭВМ. Время работы САП для нашего примера равно 57 с. ЭВМ ЕС — '1022.

Список литературы: 1. Franklin M. A., Strauss J. C. Automated programming of analog hybrid computers — a review. — Simulation, 1972, N 1, p. 11—19. 2. Birta L. G., Shah R. R. An Analog/Hybrid Computer Program Generator with a verification Feature. — Summer Computer Simulation Conf. (Chicago), 1977, 11, p. 159—167. 3. Ören Tuncer I. Software for Simulation of combined continuous and discrete Systems: a State-of-the-art review. — Simulation, 1977, 28, N 2, p. 33—45. 4. Лебедев В. Н. Введение в системы программирования. — М.: Статистика, 1975. — 312 с. 5. Бабышкин Ф. М., Рыбачков М. В. Оптимальное масштабирование в АВМ и ГВС. — Минск: Наука и техника, 1976. — 120 с.

Поступила в редакцию 29.09.82.

**ВЫБОР ОПТИМАЛЬНОГО ВАРИАНТА ПРОЕКТА  
АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ**

Распространение автоматизированных систем управления привело к появлению множества вариантов разрабатываемых проектов. В связи с этим возникла необходимость разработки методов, позволяющих выбрать из ряда имеющихся вариантов проектов АСУ наиболее целесообразный, наилучшим образом удовлетворяющий требованиям производства в данных организационно-технических условиях предприятия или организации [1].

Основными элементами автоматизированной системы управления являются специалисты-пользователи или персонал системы, специалисты-эксплуатационники, информационные банки данных, системы управления банками данных, система распределенных процессоров, коммуникационные линии связи и системы терминалов пользователей [2, 3]. Эти элементы образуют собой информационно-вычислительную структуру, которую необходимо выбрать так, чтобы обеспечить решение требуемого списка задач.

Обычно заказчик в соответствии с целевым назначением системы формулирует желаемый ее образ. Если имеется несколько вариантов системы, удовлетворяющих целям заказчика, последний оказывается перед сложной проблемой рационального выбора проекта из представленного набора конкурсных вариантов. Выбор осложняется тем, что проекты приходится оценивать несколькими качественно-различными показателями, а также увязывать субъективные оценки экспертов [4, 5].

Предлагается методика рационального выбора проекта автоматизированных систем в целом или отдельных их элементов с использованием агрегированного критерия целевого соответствия.

Суть предлагаемой методики сводится к выполнению следующих шагов (Ш).

Ш1. На основе согласованных мнений экспертов выделяем определяющие элементы автоматизированной системы, по которым оцениваем альтернативные варианты проекта автоматизированной системы.

Так, в качестве важнейшего определяющего элемента может выступать автоматизированный банк данных.

Ш2. Определяем исходные информационные данные:

Множество критерциальных показателей, используемых для оценки вариантов проектов,  $k_1, \dots, k_i, \dots, k_n \in K$  (1).

Множество альтернативных вариантов проектов автоматизированных систем  $a_1, \dots, a_i, \dots, a_m \in A$  (2).

Множество нормированных мер, характеризующих целевое соответствие варианта проекта глобальной или интегральной цели заказчика  $c_1, \dots, c_i, \dots, c_m \in C$  (3).

Множество распределенных затрат ресурсов (денежных, трудовых, материальных и т. д.), выделяемых на «совершенство» или «доводку»  $a_j$  альтернативного варианта проекта по каждому  $k_i$  критериальному показателю до желаемого «оптимального» значения  $k_i^*$ .

$$\langle r_{j1}, r_{j2}, \dots, r_{ji}, \dots, r_{jn} \rangle \in R, j = \overline{1, m}. \quad (4)$$

Эти данные определяем на экспертно-аналитической основе.

Ш3. Заполняем матрицу численных характеристик альтернативных вариантов автоматизированных систем.

Ш4. Вводим агрегированный критериальный показатель вида

$$x_j = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n r_{ji}}{c_i} \right\}, \quad (5)$$

используемый для обобщенной оценки вариантов проекта.

Ш5. Описываем ограничения на ресурсы и предельные значения критериальных показателей вида

$$k_i < k_i^*, i = \overline{1, n} \quad (6); \quad \forall_j (R_j = \sum_{i=1}^n r_{ji} < R^*) \quad (7),$$

где величины, помеченные звездочкой, представляют собой фиксированные числа: условие нормировки показателей целевого соответствия  $\sum_{i=1}^n c_i = 1$  (8).

Ш6. По множеству значений агрегированного критерия (5) и при соблюдении ограничений (6) — (8) выбирается эффективный вариант с индексом  $j = \bar{j}$ , определяемый условием

$$x_{\bar{j}} = \min_{a_j \in A} \{x_j\}. \quad (9)$$

Когда оценке подвергается несколько определяющих элементов автоматизированной системы, значение агрегированного критерия системы  $x_{\bar{j}}$  устанавливается на основе суммирования составляющих компонентов.

Список литературы: 1. Якубайтис Э. А. Архитектура вычислительных сетей. — М.: Статистика, 1980. — 279 с. 2. Автоматизация проектирования систем управления. Под ред. В. А. Трапезникова. — М.: Статистика, 1978. — 196 с. 3. Вилкас Э., Майминас Е. Решения: теория, информация, моделирование. — М.: Радио и связь, 1981. — 328 с. 4. Мартин Дж. Организация баз данных в вычислительных системах. — М.: Мир, 1980. — 662 с. 5. Райфа Г. Анализ решений. Введение в проблему выбора в условиях неопределенности. — М.: Наука, 1977. — 408 с.

Поступила в редакцию 09.02.83.

Г. М. ПУТЯТИНА, канд. техн. наук

**О МЕТОДЕ УПРАВЛЕНИЯ  
МНОГОНОМЕНКЛАТУРНЫМИ ЗАПАСАМИ  
С НЕЛИНЕЙНЫМИ ОГРАНИЧЕНИЯМИ**

В случае замены дефицитных ресурсов другими, стратегия управления заключается в определении запасов, периодичности и размеров их поставок, соответствующих минимальным расходам. Ограничения в такой задаче, как и в работе [1], могут накладываться на размеры выделенных фондов, максимального запаса и комплектность запасов.

В статье в отличие от системы ограничений, приведенной в работе [1], учитывается нелинейное ограничение на совместную надежность обеспечения спроса по группе взаимозаменяемых ресурсов. Это условие потребовало применения другого метода решения, учитывающего специфику задачи.

Сформулируем задачу в терминах математического программирования. Рассмотрим минимизацию функции суммарных затрат  $L(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2, \dots, \hat{Y}_N)$  за год по  $N$  видам ресурса, спрос  $f_u(x)$  за период снабжения  $I$  подчиняется логарифмически нормальному закону распределения с параметрами  $\alpha$  и  $\beta^2$ , т. е.

$$L(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2, \dots, \hat{Y}_N) = \sum_{i=1}^N L_i(\hat{Y}_i) \rightarrow \min \quad (1)$$

при ограничениях на: совместную надежность  $P$  обеспечения спроса по группе взаимозаменяемых ресурсов

$$\sum_{i=1}^{e-1} \lg \int_0^{\hat{Y}_i} f_u(x) dx > \lg P, \quad (2)$$

где  $\int_0^{\hat{Y}_i} f_u(x) dx$  — надежность обеспечения спроса по  $i$ -му виду ресурса; максимальные запасы для группы взаимозаменяемых ресурсов

$$\hat{Y}_i > 0, \quad i = 1, 2, \dots, e-1; \quad (3)$$

максимальные запасы для группы невзаимозаменяемых ресурсов

$$\hat{Y}_i > q_i, \quad i = e, e+1, \dots, N; \quad (4)$$

технологическую комплектность запасов

$$\hat{Y}_i/H_i + \sigma_i = \hat{Y}_{i+1}/H_{i+1} + \sigma_{i+1} = \dots = \hat{Y}_N/H_N + \sigma_N, \quad (5)$$

где  $H_i$  — месячная норма спроса  $i$ -го вида ресурса,  $\sigma$  — среднеквадратическое отклонение спроса; выделенные денежные фонды  $C$

$$\sum_{i=1}^N c_i K_i (\hat{Y}_i - y_{i0}) \leq C. \quad (6)$$

Здесь  $c_i$  — стоимость единицы  $i$ -го вида ресурса,  $K_i = 12/l_i$ .

Произведем некоторые преобразования задачи (1) — (6).

Положим

$$\psi_i(\hat{Y}_i) = \lg \int_0^{\hat{Y}_i} f_i(x) dx - \lg P \frac{\lg \left( \frac{1}{2} + \Phi \left( \frac{\sigma_i}{\beta_i} \right) \right)}{\sum_{i=1}^{e-1} \lg \left( \frac{1}{2} + \Phi \left( \frac{\sigma_i}{\beta_i} \right) \right)},$$

где  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$  — функция ошибок.

Исследовав область изменения функции  $\psi_i(\hat{Y}_i)$ , получаем условие, эквивалентное (2),  $\sum_{i=1}^{e-1} \psi_i(\hat{Y}_i) > 0$ .

Если произвести замену обозначений таким образом

$$\hat{Y}_j = [(H_j + \sigma_j)/(H_r + \sigma_r)] \hat{Y}_r, \quad (j = r+1, r+2, \dots, N), \quad (7)$$

то из условия (4) следует, что

$$\hat{Y}_r > q_r, \quad \frac{H_j + \sigma_j}{H_r + \sigma_r} \hat{Y}_r > q_j \quad (j = r+1, r+2, \dots, N). \quad (8)$$

Пусть

$$\hat{q}_r = \max \left\{ q_r, q_{r+1} \frac{H_r + \sigma_r}{H_{r+1} + \sigma_{r+1}}, \dots, q_N \frac{H_r + \sigma_r}{H_N + \sigma_N} \right\}.$$

Тогда условия (8) перепишем в виде  $\hat{Y}_r > \hat{q}_r$ .

Введем новые переменные

$$x_i = \hat{Y}_i \quad (i = 1, 2, \dots, e-1);$$

$$x_i = \hat{Y}_i - q_i \quad (i = e, e+1, \dots, r-1); \quad x_r = \hat{Y}_r - \hat{q}_r;$$

$$s_i = c_i K_i \quad (i = 1, 2, \dots, r-1); \quad s_r = c_r K_r + \sum_{j=r+1}^N c_j K_j \frac{H_j + \sigma_j}{H_r + \sigma_r};$$

$$s_0 = C - \sum_{i=1}^{e-1} s_i q_i - s_r q_r + \sum_{i=1}^r s_i y_{i0}.$$

Положим

$$\varphi_i(x_i) = K_i L_i(x_i), \quad i = 1, 2, \dots, e-1;$$

$$\varphi_i(x_i) = K_i L_i(x_i + q_i), \quad i = e, e+1, \dots, r-1;$$

$$\varphi_r(x_r) = K_r L_r(x_r + \hat{q}_r) + \sum_{j=r+1}^N K_j L_j \left( \frac{H_j + \sigma_j}{H_r + \sigma_r} (x_r + \hat{q}_r) \right).$$

В результате преобразований (7) — (8) задача (1) — (6) приведена к следующему виду:

$$\varphi(x_1, \dots, x_r) = \sum_{i=1}^r \varphi_i(x_i) \rightarrow \min; \quad (9)$$

$$\psi(x_1, \dots, x_{e-1}) = \sum_{i=1}^{e-1} \psi_i(x_i) > 0; \quad (10)$$

$$x_i > 0, \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (11); \quad \sum_{i=1}^r s_i x_i < s_0 \quad (12).$$

Для приближенного решения задачи (9) — (12) был применен метод динамического программирования. Рекуррентные соотношения динамического программирования для задачи с двумя верхними ограничениями приведены в работе [2]. В случае одного верхнего и одного нижнего ограничений получены следующие рекуррентные соотношения:

$$F_k(x, y) = \min \{ \varphi_k(x_k) \mid \psi_k(x_k) > x, \quad s_k x_k < y \}; \quad (13)$$

$$F_k(x, y) = \min \left\{ \varphi_k(x_k) + F_{k-1}(x - \psi_k(x_k), y - s_k x_k) \mid \psi_k(x_k) > x - \sum_{i=1}^{k-1} t_i, \quad s_k x_k < y \right\}. \quad (14)$$

Упрощаем формулу (13), учитывая, что при  $k > e$   $\psi_k(x_k) = 0$ , тогда

$$F_r(x, y) = \min \{ \varphi_k(x_k) + F_{k-1}(x, y - s_k x_k) \mid s_k x_k < y \}.$$

Поскольку нас интересовало значение  $F_r(0, s_0)$ , расчет по формулам (14) производили лишь для  $k = 2, 3, \dots, e-2$ , а затем находили функцию одной переменной по формулам

$$F_{e-1}(0, y) = \min \left\{ \varphi_{e-1}(x_{e-1}) + F_{e-2}(-\psi_{e-1}(x_{e-1}), y - s_{e-1} x_{e-1}) \mid \psi_{e-1}(x_{e-1}) > -\sum_{i=1}^{e-2} t_i, \quad s_{e-1} x_{e-1} < y \right\}; \quad (15)$$

$$F_k(0, y) = \min \{ \varphi_k(x_k) + F_{k-1}(0, y - s_k x_k) \mid s_k x_k < y \}, \quad (16)$$

$$k = e, e+1, \dots, r.$$

Обратный ход метода состоит в нахождении  $\bar{x}_k(x, y)$  — точки, в которой достигается минимум в выражении (14) и  $\bar{x}_k(0, y)$  — точки, в которой достигается минимум в формулах (15) или (16).

Положим  $x_r^0 = \bar{x}_r(0, s_0)$ ;

$$x_{r-i}^0 = \bar{x}_{r-i}(0, s_0) - \sum_{j=0}^{i-1} \psi_{r-j}(x_{r-j}^0), \quad i = 1, 2, \dots, r - e + 1;$$

$$x_{r-i}^0 = \bar{x}_{r-i} \left( - \sum_{j=r-e+1}^{i-1} \psi_{r-j}(x_{r-j}^0), s_0 - \sum_{j=0}^{i-1} s_{r-j}(x_{r-j}^0) \right),$$

$$i = r - e + 2, r - e + 3, \dots, r - 1. \quad (17)$$

Точка  $x^0 = (x_1^0, x_2^0, \dots, x_r^0)$  — решение задачи (9) — (12).

Для практического вычисления по формулам (13) — (16) произведена дискретизация задачи и введены новые переменные

$$\xi_i = \frac{n_i^{x_i}}{s_0} x_i, \quad i = 1, 2, \dots, r,$$

где  $n_i$  — число узлов в одномерной сетке по переменной  $x_i$ .

Для организации вычислений в оперативной памяти ЭВМ необходимо предусмотреть два массива  $F, F^1$  для хранения на шаге с номером  $k < e - 1$  значений функций  $F_{k-1}(x, y)$  и  $F_k(x, y)$  и два массива  $\varphi$  и  $\psi$ . В промежуточной памяти организован  $e - 2$  массива для хранения величин  $\xi_k(x, y)$ . При  $k = 1$  в массив  $F$  заносили нули, а при  $k < e - 2$  вычисляли величины  $F_{k-1}(x, y)$  и заносили в массив  $F$ . Следующий шаг состоял в вычислении  $F_k(x, y)$  и значений функций  $\varphi_k$  и  $\psi_k$  от дискретной переменной  $\xi_k$ . Для их хранения предназначены массивы  $\varphi$  и  $\psi, F^1$ . После окончания  $k$ -го шага содержимое массива  $F^1$  перезаписали в массив  $F$ . Обращение к промежуточной памяти производили только на обратном ходе процесса — вычислениях по формулам (17).

Описанный алгоритм является эффективной процедурой приближенного решения задачи, если  $e$  не очень велико.

В таблице приведены результаты расчета запасов на примере шести типоразмеров сверл.

Оптимальные затраты, р.	Размеры максимальных запасов для сверл, м*					
	к/хх @ 8,5	к/хх @ 18,0	н/хх @ 20,0	н/хх @ 7,5	н/хх @ 18,0	н/хх @ 1,4
	1	2	3	4	5	6
1130	363,64	638,30	154,74	476,19	666,9	289,43

На запасы сверл под номерами 5, 6 наложены условия комплектности, сверла с номерами 3, 5 взаимозаменяемы,  $C = 61000$  р. Время решения на ЕС-1022 при числе точек дискретизации  $n_k = 30$  составило 2 мин 19 с. Этот метод может быть также использован для нахождения оптимальных значений дефицитных, дорогостоящих материальных ресурсов: полуфабрикатов, запасных частей и материалов.

Список литературы: 1. Путькина Г. М. Метод оптимизации многоименной задачи управления резервами с ограничениями. — АСУ и приборы автоматики, 1983, вып. 69, с. 25—28. 2. Беллман Р., Дрейфус С. Прикладные задачи динамического программирования. — М.: Наука, 1965. — 457 с. 3. Гурин Л. С., Догмарский Я. С., Меркулов А. Д. Задачи и методы оптимального распределения ресурсов. — М.: Сов. радио, 1968. — 454 с.

Поступила в редколлегию 31.01.83.

УДК 519.713

Э. Г. ПЕТРОВ, канд. техн. наук,  
М. К. КОНОВАЛЕНКО

**ФОРМИРОВАНИЕ ОПТИМАЛЬНЫХ  
КООПЕРИРОВАННЫХ СВЯЗЕЙ ПРЕДПРИЯТИЯ  
ЭКОНОМИЧЕСКОГО РЕГИОНА (ОБЪЕДИНЕНИЯ)  
ПО ПРОИЗВОДСТВУ ПРОДУКЦИИ  
С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЭВМ**

Повышение эффективности производства, улучшение использования производственных мощностей часто связано с изготовлением некоторых видов техники на основе кооперированных связей. Такая потребность возникает, когда необходимо изготовить какой-либо товар, а резервных мощностей на одном предприятии для этого недостаточно. Приходится организовывать производственный процесс на нескольких предприятиях. В результате появляется многовариантная задача, оптимальное решение которой в значительной степени влияет на эффективность производства.

Кооперированные связи и распределение выполнения работ может быть осуществлено по технологическому и предметному принципам.

Технологический принцип предусматривает выполнение определенного перечня работ однотипного технологического характера на том или другом предприятии. Например, на одном предприятии производят механические, на другом — штамповочные работы, на третьем — изготавливают пластмассовые детали, на четвертом — литейные, на пятом — сборочные.

Такой принцип дает возможность полнее использовать имеющиеся недогруженные мощности. Однако при этом значительно удлиняется цикл изготовления изделий, усложняется управление производством, возрастают объемы учетных и транспортных операций.

Предметный принцип заключается в следующем. На одном предприятии изготавливают отдельные узлы или блоки изделия, а на другом осуществляют окончательную сборку, регулировку их и сдачу заказчику. В этом случае значительно упрощается управление производством, уменьшается грузопоток и количество учетных операций, однако недостаточно используются возможности предприятий.

Оба принципа позволяют процесс изготовления изделия представить в виде направленного графа  $G$ . Поскольку изготовление детали или выполнение сборки узла можно осуществлять несколькими способами, процесс производства и распределения заданий становится многовариантным. Каждый вариант будет характеризоваться определенной себестоимостью и уровнем использования оборудования.

Обозначим операцию, переводящую деталь из одного состояния в другое, через  $x_{ij}$ . Тогда множество  $x_{ij} \in X$  будет представлять собой набор возможных операций, используемых для изготовления рассматриваемой детали, а совокупность переменных

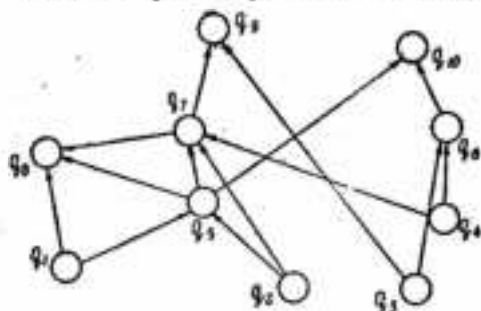


Рис. 1

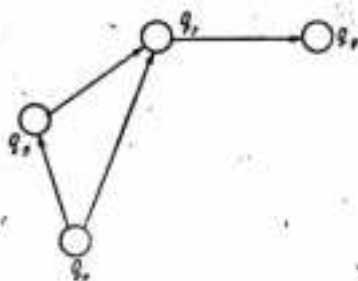


Рис. 2

$q_i \in Q$  — совокупность всех состояний детали. Структуру взаимосвязи множеств  $X$  и  $Q$  определяем ориентированным графом  $G(Q, X)$ . При этом  $q_i \in Q$  — вершины графа, являющиеся отдельными состояниями предмета труда,  $x_{ij} \in X$  — его дуги, технологические операции. Любой вершине  $q_i$  инцидентно множество дуг  $X_{q_i}^+$ , входящих в вершину  $q_i$ , и множество дуг  $X_{q_i}^-$ , исходящих из нее. Путь  $q_1, q_2, \dots, q_k$  графа  $G(Q, X)$ , начинающийся в вершине  $q_1$  и кончающийся в вершине  $q_k$ , является совокупностью операций, необходимых для полного изготовления детали, узла или изделия в целом. Другими словами, это один из вариантов технологического процесса, с помощью которого предмет труда из состояния  $q_1$  переходит в конечное состояние  $q_k$ . Каждый из вариантов (путей) характеризуется себестоимостью  $S$ , видом используемого оборудования, временем, затрачиваемым рабочими определенных специальностей  $t_{mi}$ , и временем работы оборудования  $t_{mi}$ .

Количество вариантов технологического процесса будет равно количеству путей графа  $G$ , установить которое в разветвленном графе сложно. Для решения этой задачи предлагается методика, которая позволяет уменьшить затраты ручного труда и удобна для использования ЭВМ.

Для графа (рис. 1) построим матрицу непосредственных путей. Граф не имеет петель и контуров.

Если дуга содержит какую-либо информацию, или определяет ту или иную характеристику связей, например вероятностную  $P$  или предпочтительного распределения производственного процесса, в таком случае вводят «весовые» коэффициенты  $a_{ij}$ , которые могут иметь различную физическую природу. На основании матрицы строится полная матрица путей, элементы которой состоят из  $a_{ij}$ , указывающих число путей из вершины  $q_i$  в вершину  $q_j$ .

В качестве примера найдем число путей, идущих из вершины  $q_2$  в вершину  $q_9$  (см. рис. 1). Обозначим это число путей через  $a_{29}$ . Элемент  $a_{29}$  можно представить как элемент, находящийся на пересечении 2-го столбца и 9-й строки, хотя в действительности там его нет.

В матрице непосредственных путей (табл. 1) вычеркивается столбец с номером 2 и строка с номером 9 и разлагается матрица по элементам той строки, номер которой совпадает с номером первоначально вычеркнутого столбца, т. е. 2.

Таблица 1

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1					$x_{25}$			$x_{18}$			2
2					$x_{25}$		$x_{27}$				2
3						$x_{36}$			$x_{39}$		2
4						$x_{45}$	$x_{47}$				2
5							$x_{57}$	$x_{58}$		$x_{510}$	3
6										$x_{610}$	1
7								$x_{78}$	$x_{79}$		2
8											
9											
10											
					2	2	3	2	3	2	

Это можно записать  $a_{29} = x_{25}A_3 + x_{27}A_7$ . Буква  $A_k$  пишется с индексом, который совпадает с последним индексом элемента  $x_{ik}$ , и расписывается по номеру строки  $k$ , где  $A_k$  — коэффициенты, определенные по формуле

$$A_5 = x_{57}A_7 + x_{58}A_8; \quad A_7 = x_{78}A_8 + x_{79}A_9.$$

Но  $A_8 = 0$ , так как  $A_8 = x_{84} = 0$ . Строка 8 не заполнена, и все элементы ее равны 0.  $A_9 = 1$ , так как строка с номером 9 была вычеркнута первоначально. Таким образом,

$$a_{29} = x_{25}(x_{57}A_7 + x_{58}A_8) + x_{27}(x_{78}A_8 + x_{79}A_9) = \\ = x_{25}x_{57}(x_{78}A_8 + x_{79}A_9) + x_{25}x_{58}A_8 + x_{27}x_{78}A_8 + x_{27}x_{79}A_9;$$

$$x_{25}x_{57}x_{78}A_8 = 0; \quad x_{25}x_{58}A_8 = 0; \quad x_{27}x_{78}A_8 = 0;$$

$$a_{29} = x_{25}x_{57}x_{79} + x_{27}x_{79}.$$

Следовательно, из вершины  $q_2$  (рис. 1) в вершину  $q_9$  на графе имеются два пути:

$$1) x_{25}x_{57}x_{79}; \quad 2) x_{27}x_{79} \text{ (рис. 2).}$$

Вычисление довольно простое. Изложенный метод может быть применен к анализу самых сложных сетей.

В общем случае суть метода заключается в следующем. Для определения количества путей  $a_{ij}$  между вершинами  $q_i$  и  $q_j$  вычерчивается матрица непосредственных путей  $i$ -й столбец и  $j$ -я строка и производится разложение оставшегося минора по элементам  $i$ -й строки.

Если строка  $r$  не заполнена и ее элементы равны нулю, то  $A_r = 0$ . Если строка  $l$  вычеркнута первоначально, то  $A_l = 1$ .

Решая полученное алгебраическое выражение, приводя подобные члены и подставляя значения  $A$ , находим количество путей, соединяющих указанные вершины.

Выбирая маршрут изготовления изделия и включая в производство то или другое предприятие, можно использовать любой из путей, однако каждый из них будет характеризоваться себестоимостью изготовления  $S$  и уровнем использования оборудования. Главная задача при оптимизации состоит в том, чтобы  $S =$

$= \sum_{(i,j)} a_{ij} \rightarrow \min$ , где  $a_{ij}$  — себестоимость выполнения операции или работ на том или другом предприятии. Сравнение можно вести не по полной себестоимости, а по технологической. Технологическую себестоимость составляет сумма издержек производства по статьям, требующим различных затрат для сопоставляемых вариантов. Общая формула технологической себестоимости имеет вид

$$a_{ij} = aN + b = (S_{\text{м}} + S_{\text{т. 1}} + S_{\text{т. 2}} + S_{\text{од}} + S_{\text{об}} + \\ + S_{\text{а}})N + (S_{\text{а}} + S_{\text{об}}),$$

где  $N$  — программа выпуска изделий;  $S_m$  — затраты на основной материал;  $S_{\tau, \tau}$  — затраты на технологическое топливо;  $S_{\tau, \varepsilon}$  — затраты на энергию;  $Z_{\text{ос}}$  — основная и дополнительная зарплата с начислениями;  $S_{\text{ос}}$  — затраты на эксплуатацию оборудования;  $S_n$  — затраты на инструмент;  $S_n$  — оплата подготовительно-заключительного времени;  $S_{\text{ос}}$  — затраты на оснастку.

Таким образом, выбор варианта распределения изготовления того или другого товара можно свести к выбору маршрута в заданном графе с минимальной технологической себестоимостью и наилучшим образом использующего возможности предприятий.

Критерии оптимальности в данном случае могут носить противоречивый характер, так как путь, имеющий  $S_{\min}$ , может оказаться с точки зрения использования мощностей не лучшим, поэтому приходится решать оптимизационную задачу.

Выбор оптимальной технологической последовательности изготовления изделия является первым шагом в формировании оптимальных кооперированных связей при производстве продукции, обеспечивающим высокую эффективность производства. Вторым шагом является выбор предприятий с необходимыми производственными мощностями для изготовления данной продукции. Имея информацию о состоянии загрузки мощностей, можно составить таблицу наличия свободного или недогруженного оборудования на том или другом предприятии.

После выбора оптимальной технологической последовательности производства изделия делаем расчет потребного вида ресурсов и его количества. Из ресурсной информации выбираем предприятия, имеющие резервы данного ресурса и их количественную сторону.

В последовательности технологии изготовления изделия строим ресурсную модель в виде направленного графа  $R$ , где дугами  $r_{ij}$  будет выполнение работ с использованием ресурса, а вершиной  $p_i$  обозначим результат выполненных работ или переход от использования одного ресурса к другому.

Рассмотрим порядок построения. Предположим, для изготовления изделия  $U$  необходимы ресурсы  $A = 100$ ,  $B = 130$ ,  $V = 170$ ,  $\Gamma = 60$  и  $D = 80$  единиц. Технологическая последовательность изготовления изделия  $A \rightarrow B \rightarrow V \rightarrow \Gamma \rightarrow D$ .

Из информационной базы паспортных данных и загрузки мощностей предприятий получены сведения о наличии указанных ресурсов (табл. 2). Ресурсная модель в этом случае строится следующим образом.

Ресурс  $A$  имеется на пяти предприятиях. Работы с использованием ресурса в соответствии с технологической последовательностью выполняются одновременно. Поэтому из начальной вершины будет выходить пять параллельных дуг  $r_{12}$ ,  $r_{13}$ ,  $r_{14}$ ,  $r_{15}$  и  $r_{16}$  (рис. 3).

Ресурсом  $B$  располагают три предприятия. Используется он после работ, выполняемых с помощью ресурса  $A$ . Возможная

Вид ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса	Шифр предприятия	Количество ресурса
А	1	70	2	130	3	60	4	80	5	40		
Б	6	80	7	60	8	50						
В	9	85	10	90	11	140	12	210	13	130	14	70
Г	15	25	16	40	17	35	18	90	19	16		
Д	20	40	21	60	22	35	23	40	24	80	25	12

вероятность установления кооперации такова, что предприятия могут быть связаны с любым из заводов, выполняющих предшествующие работы. Из-за этого из каждой вершины  $p_2, p_3, p_4, p_5$  и  $p_6$  исходящими будут по три дуги  $r_{27}, r_{28}, r_{29}, r_{37}, r_{38}, r_{39}, r_{47}, r_{48}, r_{49}, r_{57}, r_{58}, r_{59}$  и  $r_{67}, r_{68}, r_{69}$ , заканчивающиеся вершинами  $p_7, p_8$  и  $p_9$ . На этом этапе последовательность выполнения технологических операций и кооперированных связей может быть осуществлена в любых комбинациях.

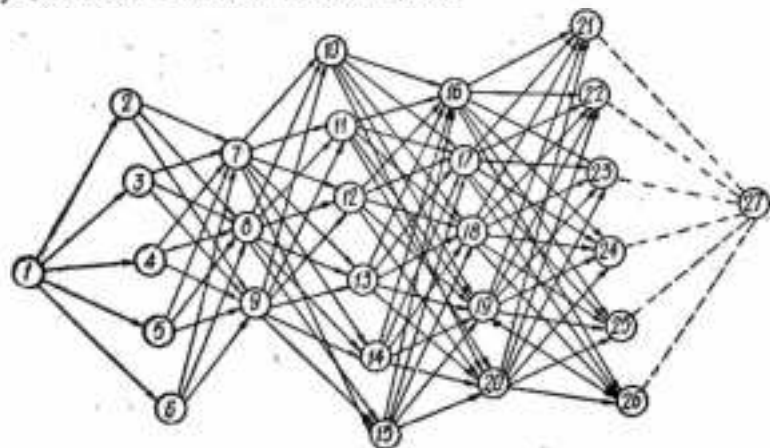


Рис. 3

Таким же образом строится последовательность выполнения работ с использованием ресурса В, имеющегося на шести предприятиях. Исходящими из вершин  $p_7, p_8$  и  $p_9$  окажется по шесть дуг, заканчивающихся шестью вершинами  $p_{10}, p_{11}, p_{12}, p_{13}, p_{14}$  и  $p_{15}$  и так далее вплоть до построения дуг, характеризующих работы, использующие ресурс Д.

Построенный граф является графической моделью производства изделия на предприятиях, располагающих необходимыми мощностями для этой цели. Выбор путей последовательности выполнения производственного процесса и предприятий, участвующих в изготовлении необходимого продукта, сводится к подбору необходимого количества ресурса на каждом этапе производства и установления связи между выбранными предприятиями. Целевой функцией процесса набора потребного количества ресурса является минимизация разницы между потребным количеством ресурса и выбранным по формуле  $Q_{\text{расч}} - Q_{\text{потр}} \rightarrow \min$ , где  $Q_{\text{расч}}$  — количество ресурса на выбранных предприятиях;  $Q_{\text{потр}}$  — количество ресурса, требующегося для производства продукции.

Выбор предприятий для изготовления продукции производится по матрице непосредственных путей построенной сетевой модели по предлагаемому алгоритму.

Количество колонок в матрице на пять больше, чем количество вершин модели, а строка на одну больше по сравнению с количеством вершин.

Первую строку матрицы заполняем номерами  $j$ -х завершающих вершин, а вторую колонку — номерами  $i$ -х начальных вершин. Но так как каждая вершина носит двойственный характер, т. е. с одной стороны, она завершающая для использованного ресурса на предприятии, а с другой — начальная для ресурса, который надо использовать, то в первой строке и второй колонке последовательно записываются все номера вершин построенной модели (табл. 3).

В первой колонке делается отметка выбранных дуг, в последних трех записывается индекс вида потребного ресурса  $r_i$ , необходимое его количество  $Q_{\text{потр}}$  и наличие на выбранных предприятиях.

На пересечении  $i$ -х и  $j$ -х вершин записывается количество ресурса, которое характеризуется дугой  $r_{ij}$ .

Действие алгоритма продемонстрируем на примере модели (рис. 3) и матрицы (табл. 3). Матрица заполнена данными ресурсной модели.

Набор необходимого ресурса осуществляется по строкам. В строке против первой вершины заполнено пять клеточек:  $r_{12} = 70$ ,  $r_{13} = 130$ ,  $r_{14} = 60$ ,  $r_{15} = 80$  и  $r_{16} = 40$ . Требуется для производства продукции ресурса  $r$  100 единиц. Производя последовательный перебор возможных вариантов, подбираем сумму, которая характеризовалась бы выражением 2. Наиболее подходящими в рассматриваемом примере являются  $r_{14}$  и  $r_{16}$ , так как  $r_{14} + r_{16} = 60 + 40 = 100$ ;  $Q_{\text{расч}} = 100$ ,  $Q_{\text{потр}} = 100$ ,  $Q_{\text{потр}} - Q_{\text{расч}} = 100 - 100 = 0$ .

В первой колонке против четвертой вершины записываем цифру 60, т. е. количество выбранного ресурса А, а против шестой вершины — цифру 40. Это значит, что в производственном процессе будут участвовать предприятия, характеризуемые дугами  $r_{14}$  и  $r_{16}$ . Набор предприятий, имеющих ресурс Б, производим по строке против вершины с записанной цифрой. В рассматриваемом примере — по строке 4 или 6.



Ресурса Б требуется 130 единиц. Заполнено в строке три клетки с цифрами 80, 60 и 50. Последовательным перебором определяем, что наиболее предпочтительным набором будет  $r_{41} + r_{43} = 80 + 50 = 130$ .  $Q_{расч} = 130$ ,  $Q_{потр} = 130$ ,  $Q_{потр} - Q_{расч} = 130 - 130 = 0$ .

Следующим шагом является подбор предприятий, имеющих ресурс В. Метод подбора такой же, как и ресурсов А и Б. В данном случае ведется по строкам седьмой и девятой вершины.

Здесь наиболее подходящими предприятиями будут  $r_{710}$  и  $r_{711}$ :  $r_{710} + r_{711} = 85 + 90 = 175$ ,  $Q_{потр} = 170$ ,  $Q_{расч} = 175$ ,  $Q_{потр} - Q_{расч} = 175 - 170 = 5$ .

Размеры поставок полуфабрикатов по установленным таким образом кооперированным связям и транспортным затратам пока не учитываются. Этот вопрос решается после окончательного распределения программы путем решения транспортной задачи.

Переходя от одного ранга сети к другому по матрице непосредственных путей каждый раз определяем предприятия, которые предпочтительно включить в производство необходимого продукта с использованием имеющихся мощностей. Вершины, против которых есть записи в первой колонке, принадлежат тем путям, по которым должны будут проходить кооперированные связи в процессе производства (на рис. 3 такие связи выделены более жирными стрелками). Таким образом, из ресурсной сети выделяется производственная.

Оптимальный вариант технологии изготовления изделий, который взят в качестве базового для ресурсной модели, не всегда может быть наилучшим с точки зрения загрузки оборудования. Может быть такой случай, когда для осуществления оптимального технологического процесса необходимых ресурсов в регионе нет. Тогда в качестве исходного берем другой вариант, близкий по себестоимости производства к оптимальному, но не использующий отсутствующего или недостающего ресурса.

В общем случае этапы выбора оптимального варианта технологического процесса и производственной модели можно совместить путем построения для каждой производственной операции или процесса ресурсной сети. Осуществляя выбор оптимальных путей, можно получить оптимальный вариант последовательности изготовления изделия и загрузки мощностей. Задача в этом случае намного усложняется, а получаемый результат не имеет реальной практической ценности, так как оставшиеся недогруженными мощности можно использовать для производства другой продукции. Более целесообразным с практической точки зрения является учет затрат на транспортировку полуфабрикатов по кооперированным связям. Для нашего случая это не столь важно, так как кооперированные связи устанавливаются между предприятиями одного экономического региона, расположенными поблизости друг от друга. А при решении вопроса в рамках отрасли это весьма важно.

В случае региональной кооперации расстояния перевозок могут оказать существенное влияние на эффективность производства. Однако совместить выбор оптимального варианта технологического процесса с выбором предприятий и транспортной задачей, решаемой обычно симплекс-методом, практически невозможно.

Поэтому здесь может быть предложен метод последовательного приближения к цели. Осуществляя выбор технологического процесса, имеющего минимальную себестоимость и близкую к ней, для этих нескольких вариантов строим ресурсные модели, подбираем предприятия. Рассчитываем затраты на транспортировку деталей из одного предприятия на другое. Затраты эти вводим

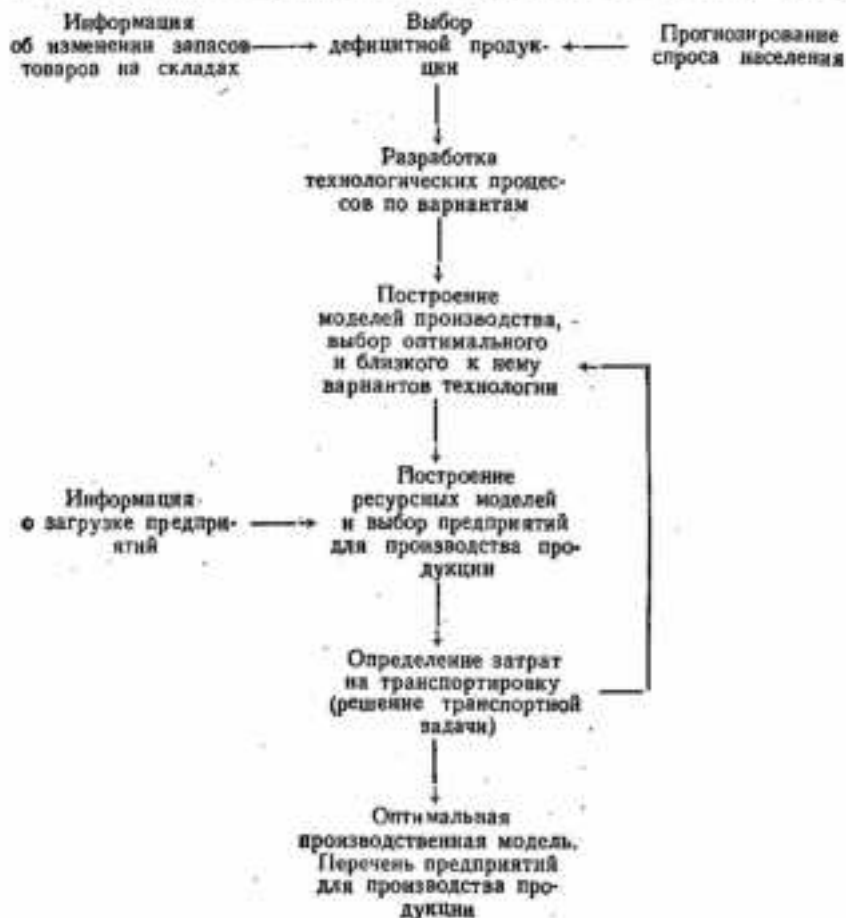


Рис. 4

в состав технологической себестоимости изготовления в виде  $S_{\text{тр}}$  и снова выбираем оптимальный вариант технологического процесса с учетом затрат на транспортировку и новый состав предприятий.

Во втором случае ранее полученный оптимальный вариант может оказаться не наилучшим. При использовании ЭВМ процедура выбора предприятий занимает немного времени, однако экономический эффект от этого весьма велик. В результате решения задачи выбираем наилучший вариант технологии производства наиболее целесообразную кооперацию предприятий и обеспечиваем ритмичность производства.

Блок-схема формирования оптимальных кооперированных связей решена при производстве продукции (рис. 4).

Список литературы: 1. Стоян Ю. Г. Об одном способе поиска наилучшего решения для одного класса многоэкстремальных задач.— Управляющие системы. 1969, № 3, с. 81. 2. Туранов Н. Т. Об одном алгоритме определения множества ребер мультиграфа, связывающего наименьшее число пар вершин.— Науч.-техн. сб. тр. 1968, вып. 1, с. 8. 3. Новицкий В. Н., Штейн М. Е. Система автоматизированного проектирования плат с печатным монтажом.— Обмен опытом в радиопромышленности, 1971, вып. 7, с. 15.

Поступила в редакцию 28.01.83.

УДК 681.335.4

Н. В. АЛИПОВ, канд. техн. наук,  
С. Д. СОЛОШКО

#### ОБ ОДНОМ МЕТОДЕ КОНТРОЛЯ ДИСКРЕТНЫХ УСТРОЙСТВ ЭВМ

В статье описаны алгоритмы выполнения операций преобразования информации в избыточном  $I_1$ -коде, основанном на использовании помехоустойчивых алгоритмов аналого-цифрового преобразования, нечувствительных к действию импульсных помех. Это дальнейшая разработка метода контроля дискретных устройств ЭВМ, описанного в работе [1].

Алгоритм перевода  $I_1$ -чисел ( $i_1 = i_2 = 2$ ) из  $I_1$ -представления в двоичный код приведен в табл. 1.

Перевод чисел осуществляем первоначально для разрядов младшей группы  $i_1$ -представления, при этом возможен перенос из  $j$ -й группы разрядов в  $(j+1)$ -ю или  $(j+2)$ -ю группы разрядов.

В табл. 2 дан алгоритм перевода чисел из двоичного кода в  $I_1$ -представление ( $i_1 = i_2 = 2$ ). Перевод чисел осуществляем сначала для старших разрядов, при этом возникает один из переносов  $P_{s1}$ ,  $P_{s2}$  или  $P_{s3}$ .

Из табл. 2 следует, что для реализации алгоритма перевода чисел из двоичного кода в  $I_1$ -представление ( $i_1 = i_2 = 2$ ) необходимо

реализовать анализ содержимого любых рядом расположенных трех разрядов двоичного кода.

Алгоритм поразрядного сложения двух  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) отличается от алгоритма поразрядного сложения двух двоичных чисел тем, что при сложении  $j$ -х разрядов возникает перенос в  $(j+3)$ -й разряд и необходимо образовать  $l_1$ -представление от суммы  $l_1$ -чисел.

Для  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) 000111000, 001110000 сложение выполняется следующим образом (стрелкой показан перенос в старшие разряды):

$$\begin{array}{r} \overline{000} \quad \overline{111} \quad 000 \\ 001 \quad 110 \quad 000 \\ \hline \overline{111} \quad \overline{001} \quad 000 \end{array}$$

При этом возможен такой случай (как в нашем примере), когда сумма содержит запрещенные комбинации. Следовательно, при сложении двух  $l_1$ -чисел необходимо формировать  $l_1$ -число из полученной по приведенному алгоритму суммы  $l_1$ -чисел или сразу (во время выполнения операции сложения) формировать неразрушенное  $l_1$ -число.

Поскольку  $l_1$ -представление чисел рекомендуется для использования в специализированных ЭВМ с малой разрядной сеткой, то оба варианта сложения оказываются вполне осу-

Таблица 1

$P_{(j-2)}$	$P_{(j-1)}$	$X_{j1}$	$X_{j2}$	$X_{j3}$	$C_j$	$P_{j1}$	$P_{j2}$
1	2	3	4	5	6	7	8
0	0	0	0	0	0	0	0
		0	0	1	1	0	0
		0	1	0	1	0	0
		0	1	1	0	1	0
		1	0	0	1	0	0
		1	0	1	0	1	0
		1	1	0	0	1	0
		1	1	1	1	1	0
0	1	0	0	0	1	0	0
		0	0	1	0	1	0
		0	1	0	0	1	0
		1	0	0	0	1	0
		1	0	1	1	1	0
		1	1	0	1	1	0
		1	1	1	1	0	0
		1	1	1	1	0	0
1	0	0	0	0	1	0	0
		0	0	1	0	1	0
		0	1	0	0	1	0
		0	1	1	1	1	0
		1	0	0	0	1	0
		1	0	1	1	1	0
		1	1	0	1	1	0
		1	1	1	1	0	0
1	1	0	0	0	0	1	0
		0	0	1	1	1	0
		0	1	0	1	1	0
		0	1	1	0	0	1
		1	0	0	1	1	0
		1	0	1	0	0	1
		1	1	0	0	0	1
		1	1	1	1	1	0

Примечание.  $X_{j1}$ ,  $X_{j2}$ ,  $X_{j3}$  — переменные  $j$ -й группы  $l_1$ -представления;  $P_{j1}$  — перенос из  $j$ -й группы разрядов в  $(j+1)$ -ю группу разрядов  $l_1$ -представления;  $P_{j2}$  — перенос из  $j$ -й группы разрядов  $l_1$ -представления в  $(j+2)$ -ю группу разрядов;  $P_{(j-1)}$ ,  $P_{(j-2)}$  — переносы соответственно из  $(j-1)$ -й и  $(j-2)$ -й групп разрядов в  $j$ -ю группу разрядов  $l_1$ -представления;  $C_j$  — переменная  $j$ -го разряда двоичного кода.

Таблица 2

$\sigma_{j+1}$	$C_j$	$\sigma_{j-1}$	$X_{j1}$	$X_{j2}$	$X_{j3}$	$X_{(j-1)1}$	$X_{(j-1)2}$	$X_{(j-1)3}$	$P_{e1}$	$P_{e2}$	$P_{e3}$
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0
0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0
1	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	1
1	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	1
1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	1
1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	0

Примечание.  $C_j$  — переменная  $j$ -го разряда двоичного кода;  $X_{j1}$ ,  $X_{j2}$ ,  $X_{j3}$  — переменные  $j$ -й группы  $l_1$ -представления;  $X_{(j+1)1}$ ,  $X_{(j+1)2}$ ,  $X_{(j+1)3}$  — переменные  $(j+1)$ -й группы  $l_1$ -представления; их значения во всех случаях равны 0;  $P_{e1}$ ,  $P_{e2}$ ,  $P_{e3}$  — переносы в соответствующие схемы анализа содержимого разрядов исходного двоичного кода;  $\sigma = 1, 2, \dots, k$  — текущая переменная количества переносов;  $k$  — общее число переносов, возникших при преобразовании;  $Q_{\sigma-1}$  — переменная, равная  $P_{(k-1)1} \vee P_{(k-1)2} \vee P_{(k-1)3}$ . Если  $Q_{\sigma-1} = 1$  — процесс перевода продолжается; Если  $Q_{\sigma-1} = 0$  — процесс перевода окончен.

цествимыми, если в первом случае хранить в ПЗУ все неразрушенные  $l_1$ -числа и считывать нужную комбинацию, эквивалентную полученной сумме, и во втором случае использовать для сложения двух  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) матричную арифметику.

Переход от суммы  $l_1$ -чисел к неразрушенному  $l_1$ -представлению можно произвести также, используя алгоритмы, представленные в табл. 1, 2. Суть этого перехода состоит в том, что сначала сумму  $l_1$ -чисел переводим в обычное двоичное число, а затем — в неразрушенное  $l_1$ -представление.

Алгоритмы умножения и деления  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) совпадают с соответствующими алгоритмами для  $l_1$ -чисел при  $l_1 = l_2 = 1$ , с той лишь разницей, что при выполнении алгоритма умножения  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) при необходимости сдвига частичного произведения, его сдвигаем на три разряда влево. Алгоритм образования обратного кода  $l_1$ -чисел при  $l_1 = l_2 = 2$  приведен в табл. 3.

Алгоритм сравнения двух  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) совпадает с алгоритмом сравнения двоичных чисел.

Для определения области применения  $l_1$ -представления ( $l_1 = l_2 = 2$ ) сравним его с методами контроля ЭВМ — троированием информации,  $l_1$  — представлением чисел ( $l_1 = l_2 = 1$ ). Сопоставим эти методы контроля ЭВМ по основным характеристикам вероятности обнаружения сбоев (постоянных отказов) элементов и аппаратным затратам на реализацию представления времени выполнения арифметических операций.

Таблица 3

$P_{(j-1)1}$	$P_{(j-1)2}$	$\Sigma_{j1}$	$\Sigma_{j2}$	$\Sigma_{j3}$	$\Sigma_{j1}^m$	$\Sigma_{j2}^m$	$\Sigma_{j3}^m$	$\Sigma_{j1}^o$	$\Sigma_{j2}^o$	$\Sigma_{j3}^o$	$P_{j1}$	$P_{j2}$	Примечание
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
		0	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 0 0	0 0 0	
0	0	1	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 1 0	0 0 1	0 0 0	0 0 0	0 0 0	
		0	1	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	1 0 1	0 0 0	0 0 0	1 0 0	0 0 0	
		0	0	1	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 1 0	0 0 0	0 0 0	1 1 0	0 0 0	
		0	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 1 0	0 0 1	0 0 0	0 0 0	0 0 0	
1	0	1	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	1 0 1	0 0 0	0 0 0	1 0 0	0 0 0	
		0	1	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 1 0	0 0 0	0 0 0	1 1 0	0 0 0	
		0	0	1	1 0 0	0 1 0	0 0 1	1 0 1	0 0 0	0 0 0	0 1 1	1 0 0	
		0	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	0 0 1	0 0 0	0 0 0	0 0 0	0 0 0	31
0	1	1	0	0	1 0 0	0 1 0	0 0 1	1 0 0	0 0 0	0 0 0	1 0 0	0 0 0	31

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
		0	1	0	1	0	0						31
					0	1	0						32
					0	0	1						32
		0	0	1	1	0	0						31
					0	1	0						32
					0	0	1						32

Примечание.  $\Sigma_{j\rho}^m$  — переменная  $j$ -й группы числа  $N$ ;  $\Sigma_{j\rho}^m$  — переменная  $j$ -й группы максимального  $l_1$ -числа  $\Sigma_{j\rho}^0$  — переменная  $j$ -й группы обратного кода числа  $N$ ;  $\rho = 1, 2, 3$ , причем  $\Sigma_{j1}^1 = 1$ ,  $\Sigma_{j1}^m = 1$ ,  $\Sigma_{j1}^0 = 1$ , если количество единиц в  $j$ -й группе разрядов соответственно заданного, максимального и обратного чисел равно единице;  $\Sigma_{j2}^1 = 1$ ,  $\Sigma_{j2}^m = 1$ ,  $\Sigma_{j2}^0 = 1$ , если количество единиц в  $j$ -й группе разрядов соответственно заданного, максимального и обратного чисел равно двум;  $\Sigma_{j3}^1 = 1$ ,  $\Sigma_{j3}^m = 1$ ,  $\Sigma_{j3}^0 = 1$ , если количество единиц в  $j$ -й группе разрядов соответственно заданного, максимального и обратного чисел равно трем; 31 — запрещенные комбинации, соответствующие максимальному  $l_1$ -числу; 32 — запрещенные комбинации, соответствующие заданному  $l_1$ -числу.

В табл. 4. приведены значения вероятностей обнаружения сбоев и отказов  $P_i$ , как функции  $n$  рассчитанной по формулам [2].

Таблица 4

Разрядность представления	$N_i^r$	$P_i^r$	$N_{\text{ТР}}$	$P_{\text{ТР}}$	$N_i$	$P_i$	$\frac{n_i}{n_{\text{ав}}}$	$\frac{n_i}{n_{\text{ТР}}}$	$\frac{n_i}{n_i}$
5	5	0,81			8	0,72	1,7	0,56	1,25
6	7	0,88	3	0,94	11	0,81	2	0,67	1,2
8	12	0,95			24	0,90			
9	16	0,97	7	0,9844	35	0,93	1,8	0,6	1,29
10	21	0,98			41	0,95			
12	37	0,9907	15	0,9960	57	0,9756	2	0,67	1,2
14	56	0,9965			200	0,9877			
15	69	0,9979	31	0,9990	291	0,9910	2,1	0,71	1,25
16	91	0,9986			401	0,9939			
20	229	0,9998			1609	0,9985	2,5	0,83	1,33
24	568	0,9999	255	0,9999	6435	0,9996	2,4	0,8	1,34

Примечание.  $N_i^r$ ,  $N_{\text{ТР}}$ ,  $N_i$  — соответственно максимальные  $n$ -разрядные числа в  $l_1$ -представлении ( $l_1 = l_2 = 2$ ), в трюичной арифметике и в  $l_1$ -представлении ( $l_1 = l_2 = 1$ );  $P_i^r$ ,  $P_{\text{ТР}}$ ,  $P_i$  — соответственно вероятности обнаружения сбоев при контроле посредством  $l_1$ -представления ( $l_1 = l_2 = 2$ ), трюирования информации и  $l_1$ -представления чисел ( $l_1 = l_2 = 1$ );  $n_i$ ,  $n_{\text{ТР}}$ ,  $n_i$  — число разрядов, необходимое для представления числа  $N$  в  $l_1$ -представлении ( $l_1 = l_2 = 2$ ), при трюировании информации и в  $l_1$ -представлении ( $l_1 = l_2 = 1$ ).

Здесь же приведено количество разрядов, необходимых для представления некоторого числа в каждом из рассмотренных случаев, которые косвенно характеризуют аппаратные затраты на реализацию того или иного метода контроля.

Из описания сложения  $l_1$ -чисел вытекает, что сумматор чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) отличается от сумматора двоичных чисел наличием дополнительного блока — постоянного запоминающего устройства (ПЗУ), а микропрограммный автомат сумматора  $l_1$ -чисел, кроме микроопераций автомата сумматора двоичных чисел, должен включать дополнительную микрооперацию считывания ПЗУ.

Поэтому время выполнения операции сложения  $l_1$ -чисел при одном и том же количестве разрядов двоичного сумматора и сумматора  $l_1$ -чисел ( $l_1 = l_2 = 2$ ) будет больше на величину, равную циклу обращения к ПЗУ.

Следует особо отметить, что в отличие от  $l_1$ -представления ( $l_1 = l_2 = 1$ ),  $l_1$ -представление ( $l_1 = l_2 = 2$ ) позволяет обнаружить в процессе переработки информации однократные и двукратные и даже некоторые трехкратные сбросы ( $1 \rightarrow 0$ ), ( $0 \rightarrow 1$ ) и постоянные отказы типа обрывов и короткое замыкание.

Таким образом, данное представление приводит к увеличению элементов памяти и к снижению быстродействия дискретного устройства (ДУ) и его целесообразно, так же как и  $l_1$ -представление ( $l_1 = l_2 = 1$ ), использовать в специализированных ДУ переработки информации, имеющих малую разрядность и в устройствах хранения дискретной информации, устанавливаемых на объектах с большим уровнем помех.

Список литературы: 1. Алилов Н. В., Солишко С. Д. Об одном методе контроля дискретных устройств цифровых ЭВМ. — АСУ и приборы автоматики. 1984, вып. 69, с. 72—75. 2. Харкевич А. А. Борьба с помехами. — М.: Наука, 1965, — 274 с.

Поступила в редакцию 23.02.83.

УДК 681.326.74

В. П. НЕМЧЕНКО, канд. техн. наук, А. С. ШКИЛЬ,  
А. Л. БОГУСЛАВСКАЯ

#### АЛГОРИТМ УПОРЯДОЧЕНИЯ $D$ -ТЕСТОВ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ ЦИФРОВЫХ УСТРОЙСТВ

Усложнение структуры средств вычислительной техники, а также ее элементной базы на первый план выдвигает вопросы обеспечения безотказной работы узлов и блоков ЦВМ. Это приводит к необходимости разработки новых методов диагностирования цифровых устройств. Одним из них является модификация классического  $D$ -алгоритма —  $D$ -метод, позволяющий строить тесты, эффективные для комбинационных и последовательностных схем различной степени сложности, в том числе и реализованных на микросхемах повышенной интеграции [1].

Рассмотрим один из этапов формирования теста на основе  $D$ -метода — упорядочение векторов теста.  $D$ -метод дает возможность получать совокупность  $D$ -векторов, активизирующих все возможные пути цифровой схемы. Все векторы, входящие в  $D$ -тест, можно разделить на две группы: некритичные, которые при подаче на входы схемы не требуют ее предварительной установки в заданное состояние и критичные, требующие такой установки. Принадлежность вектора к одной из данных групп можно определить путем анализа координат, соответствующих входам обратных связей (ОС) последовательностной схемы. Если на всех этих координатах

Таблица 1

№ вектора $N$	Входы схемы				Входы ОС		Внутренние точки		Выходы ОС	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	$\bar{b}$	$X$	$1$	$X$	$X$	$X$	$X$	$X$	$1$	$\bar{b}$
2	$1$	$D$	$0$	$0$	$1$	$X$	$D$	$0$	$D$	$D$
3	$1$	$0$	$0$	$D$	$X$	$1$	$0$	$D$	$D$	$D$
4	$1$	$0$	$\bar{b}$	$0$	$X$	$X$	$0$	$0$	$\bar{b}$	$\bar{b}$

безразличные значения переменных  $X$ , то такой вектор является некритичным, в противном случае — критичным. В табл. 1 приведены  $D$ -векторы, первый и четвертый из которых некритичные, а второй и третий — критичные.

Наличие 0 или 1 на координате входа ОС критичного  $D$ -вектора означает, что перед подачей его на входы схемы последнюю необходимо установить в состояние, которое обеспечивало бы

присутствие 0 или 1 на соответствующей координате входа ОС. Для этого подаем на входы схемы такую последовательность векторов, в которой на координатах выхода ОС последнего вектора была бы комбинация, удовлетворяющая требованиям входов ОС рассматриваемого критичного  $D$ -вектора. Таким образом мы решаем установочную задачу, а в соответствии с теоремой Гилла, установочная задача для автомата с  $n$  возможными и  $m$  допустимыми состояниями может быть решена с помощью простого безусловного установочного эксперимента длины  $l$ , где  $l < (n - 1)(m - 1)$  [2].

Как видно, длина установочного эксперимента ограничена и, следовательно, количество векторов, необходимых для установки схемы (автомата) в заданное состояние, конечно. Кроме того, первый вектор установочной последовательности не требует предварительной установки схемы, так как мы проводим безусловный установочный эксперимент, или, пользуясь терминологией  $D$ -метода, он является некритичным (хотя в общем случае для формирования установочной последовательности могут служить не только  $D$ -векторы).

Прежде чем перейти к рассмотрению алгоритма, необходимо заметить, что  $D$ -тесты диагностирования строятся для любых комбинационных схем, и для широкого класса последовательностных схем, которые, во-первых, имеют цепи сброса, т. е. дают возможность установить схему хотя бы в одно известное устойчивое состояние единственным входным набором, во-вторых, все

цепи сброса в момент проверки схемы должны быть исправны, в-третьих, в таблице переходов рассматриваемой схемы должны отсутствовать функциональные состязания.

Выполнение первого из данных условий обеспечивает наличие в полном  $D$ -тесте хотя бы одного некритичного вектора. Введение второго ограничения объясняется тем, что при неисправных цепях сброса реакция схемы на некритичный вектор, активизирующий путь по этим цепям, непредсказуема. В связи с этим невозможно установить схему в состояние, определяемое подающимся вектором. Это приводит к сокращению и искажению диагностической информации при анализе результатов прогонки  $D$ -теста. В худшем случае диагностическая разрешающая способность  $D$ -теста становится равной нулю, т. е. если неисправны все цепи сброса,  $D$ -тест укажет лишь на наличие неисправности в схеме без ее локализации.

Алгоритм упорядочения  $D$ -тестов позволяет производить действия над неупорядоченным множеством векторов, полученных после выполнения прямой и обратной фазы модифицированного  $D$ -алгоритма, в результате которых получаем упорядоченный  $D$ -тест, удовлетворяющий следующим требованиям: первый вектор упорядоченного  $D$ -теста должен быть некритичным; каждому критичному вектору должен предшествовать или вектор, устанавливающий схему в требуемое состояние, или некоторая последовательность векторов, в которой последний вектор приводит схему в заданное состояние; ни одна из пар, следующих друг за другом векторов в упорядоченном тесте не должна вызывать в проверяемой схеме критических состязаний.

В соответствии с перечисленными требованиями сформулируем алгоритм упорядочения  $D$ -тестов.

1. Разбиваем совокупность  $D$ -векторов на множество критичных  $D$ -векторов и множество некритичных  $D$ -векторов.

2. Из множества некритичных  $D$ -векторов выбираем вектор, у которого на координатах, соответствующих входам схемы, число различных значний переменных максимально. Этот  $D$ -вектор будет исходным в упорядоченном  $D$ -тесте.

Заметим, что в алгоритме упорядочения под очередным шагом подразумевается факт закрепления за одним из  $D$ -векторов неупорядоченного  $D$ -теста порядкового номера, под которым этот  $D$ -вектор будет располагаться в упорядоченном  $D$ -тесте. Так, на первом шаге был найден исходный  $D$ -вектор, которому присваивается порядковый номер 1.

3. Из множества критичных  $D$ -векторов выбираем такой, чтобы требованиям его входов ОС удовлетворял последний упорядоченный  $D$ -вектор. Для этого входы ОС каждого критичного  $D$ -вектора надо попарно сравнить с соответствующими выходами ОС последнего упорядоченного  $D$ -вектора.

Сформулируем условия, которые должны выполняться при этом:

а) если на какой-то координате входа ОС критичного  $D$ -вектора стоит 1, то этому требованию удовлетворяет соответствующая координата выхода ОС предыдущего  $D$ -вектора, содержащая 1 или  $\bar{D}$ ;

б) если на какой-то координате входа ОС критичного  $D$ -вектора стоит 0, то это означает, что на соответствующей координате выхода ОС предыдущего вектора должны быть 0 или  $D$ ;

в) если на определенной координате выхода ОС предыдущего вектора значение переменной неопределенно, т. е.  $X$ , то у искомого критичного  $D$ -вектора на соответствующей координате входа ОС тоже должен быть  $X$ . Если же на входе ОС критичного  $D$ -вектора безразличное значение, то на соответствующем выходе ОС предыдущего вектора может быть любое значение.

4. Допустим, что найден критичный  $D$ -вектор, входам ОС которого удовлетворяют выходы ОС предыдущего вектора. Тогда необходимо проверить, не возникнут ли в схеме критические состязания при переходе от предыдущего (последнего упорядоченного)  $D$ -вектора к найденному критичному. Эту проверку можно осуществить по методике, изложенной в работе [3].

Если проверка показывает, что состязаний в схеме нет, то этот критичный  $D$ -вектор заносим в подмножество критичных  $D$ -векторов, в котором входам ОС каждого  $D$ -вектора удовлетворяют выходы ОС последнего упорядоченного  $D$ -вектора, причем при формировании пары, содержащей последний упорядоченный  $D$ -вектор и любой критичный вектор из этого подмножества, в схеме не возникают критические состязания.

Аналогичную проверку в соответствии с п. 3, 4 осуществляем поочередно с каждым еще не упорядоченным критичным  $D$ -вектором. В результате получаем подмножество критичных  $D$ -векторов, любой из которых можно поставить за последним упорядоченным  $D$ -вектором.

5. Из этого подмножества выбирается такой  $D$ -вектор, чтобы кодовое расстояние  $l$  между соответствующими координатами входов схемы этого вектора и последнего упорядоченного было минимальным. При вычислении кодового расстояния нужно учесть, что в процессе прогонки  $D$ -теста после второго включения предыдущего  $D$ -вектора следует первое включение последующего  $D$ -вектора. Запишем значения кодового расстояния между двумя векторами на одной координате для всех пар переменных  $l(0-1) = l(1-0) = l(D-\bar{D}) = l(\bar{D}-D) = 1$ ;  $l(D-\bar{D}) = l(\bar{D}-D) = l(X-S) = l(S-X) = 0$ , где вместо  $S$  можно подставить любое значение переменной; в скобках на первом месте стоит значение переменной на определенной координате предыдущего вектора, а на втором месте — значение переменной на той же координате последующего вектора.

Например, кодовое расстояние между первым и вторым векторами из табл. 1 по входным координатам равно 1.

Итак, вычислив поочередно кодовые расстояния по входным координатам между последним упорядоченным  $D$ -вектором и каждым из критичных  $D$ -векторов, удовлетворившим условиям двух проверок (п. 3, 4), выбираем критичный  $D$ -вектор, имеющий минимальное кодовое расстояние с последним упорядоченным  $D$ -вектором. Если окажется, что векторов с минимальным кодовым расстоянием несколько, то выбираем тот, у которого на входных координатах наибольшее число безразличных значений. Если и таких векторов окажется несколько, то берем любой из них, присваиваем ему очередной порядковый номер и ставим после вектора, который был упорядочен на предыдущем шаге.

После этого возвращаемся к п. 3 и осуществляем поиск следующего критичного вектора.

6. Однако на каком-то шаге алгоритма может оказаться, что ни один критичный  $D$ -вектор нельзя поставить за последним упорядоченным  $D$ -вектором, точнее, за его вторым включенным. Тогда, если последний упорядоченный  $D$ -вектор не критичный (в противном случае переходим к п. 7), произведем инверсию активных переменных этого  $D$ -вектора, т. е. вместо  $D$  поставим  $\bar{D}$ , а вместо  $\bar{D}$  поставим  $D$ . Затем переходим к п. 3, считая последним упорядоченным  $D$ -вектор с инвертированными активными переменными. Если же и этот  $D$ -вектор не может предшествовать ни одному из неупорядоченных критичных  $D$ -векторов, то переходим к анализу множества не критичных  $D$ -векторов.

7. Из множества не критичных  $D$ -векторов формируем подмножество таких, чтобы при переходе от последнего упорядоченного  $D$ -вектора к каждому из них в схеме не возникали критические состязания. Затем из этого подмножества выбираем  $D$ -вектор, имеющий минимальное кодовое расстояние по координатам, соответствующим входам схемы, с последним упорядоченным  $D$ -вектором и ставим выбранный  $D$ -вектор за ним. Затем производим аналогичные действия над остальными  $D$ -векторами в соответствии с п. 3—7, пока не наступит такой момент, когда последний упорядоченный  $D$ -вектор не может предшествовать ни одному из неупорядоченных  $D$ -векторов.

8. Остановимся подробно на этом моменте. Обозначим последний упорядоченный  $D$ -вектор  $l_m$ . Затем выберем из неупорядоченных критичных  $D$ -векторов вектор, имеющий на координатах, соответствующих входу ОС, наибольшее число безразличных значений. Обозначим его  $l_{m+1}$  и поставим предварительно за  $D$ -вектором  $l_m$ . Так как  $D$ -вектор  $l_{m+1}$  — критичный, и выходы  $D$ -вектора  $l_m$  не удовлетворяют входам ОС  $D$ -вектора  $l_{m+1}$ , то необходимо вставить между  $D$ -векторами  $l_m$  и  $l_{m+1}$  некоторую последовательность векторов, в которой первый вектор не критичный, а последний устанавливает схему в состояние, требуемое критичным  $D$ -вектором  $l_{m+1}$  (это может быть один не критичный двоичный вектор, т. е. последовательность длины 1). Попытаемся сначала получить

установочную последовательность длины 1 путем расщепления имеющихся в  $D$ -тесте некритичных  $D$ -векторов. Для этого представим каждый из них в виде двух двоичных векторов, которые на всех координатах, кроме координат, содержащих активные переменные, совпадают с некритичным  $D$ -вектором; активная переменная  $\bar{D}$  в первом двоичном векторе имеет значение 0, а во втором — 1; вместо активной переменной  $D$  в первом векторе пишется 1, а во втором — 0. Все двоичные векторы выписываются отдельно, так как упорядоченная часть  $D$ -теста остается неизменной независимо от дальнейшего поведения алгоритма (можно только лишь инвертировать активные переменные в некритичных  $D$ -векторах).

9. Выходные координаты каждой полученной двоичной комбинации сравниваем с соответствующими координатами входов ОС  $D$ -вектора  $t_{m+1}$ , пользуясь для этого п. 3а — 3в, только теперь задача упрощается ввиду отсутствия активных переменных.

Допустим, что найден двоичный вектор, выходы ОС которого удовлетворяют входам ОС  $D$ -вектора  $t_{m+1}$ . Обозначим его  $t_{ij}$ , где  $i$  — порядковый номер некритичного  $D$ -вектора в упорядоченном  $D$ -тесте, из которого был получен путем расщепления двоичный вектор;  $j$  — номер включения  $i$ -го  $D$ -вектора.

10. Проверяем на состязания при переходе от  $D$ -вектора  $t_m$  к двоичному вектору  $t_{ij}$ , а затем при переходе от  $t_{ij}$  к  $t_{m+1}$ . Если проверка покажет, что ни одна из этих двух пар не вызывает в схеме критических состязаний, то заносим вектор  $t_{ij}$  в подмножество двоичных векторов, которые могут использоваться в качестве промежуточного вектора между  $D$ -вектором  $t_m$  и  $D$ -вектором  $t_{m+1}$ . Затем в соответствии с п. 9, 10 проверим все двоичные векторы.

11. Если несколько двоичных векторов удовлетворили условиям двух проверок, то выбираем из них тот, у которого кодовое расстояние по входным координатам с  $D$ -вектором  $t_m$  наименьшее. При определении кодового расстояния нужно учитывать, что двоичный вектор будет стоять после  $D$ -вектора  $t_m$ . Если двоичных векторов с минимальным кодовым расстоянием оказалось несколько, то выбираем тот из них, у которого на входных координатах максимальное количество безразличных значений переменных и помещаем между  $D$ -векторами  $t_m$  и  $t_{m+1}$ . Затем переходим к п. 3, приняв в качестве последнего упорядоченного  $D$ -вектора  $t_{m+1}$ .

12. Но на каком-то шаге алгоритма может оказаться, что для установки  $D$ -вектора  $t_{m+1}$  нет ни одного некритичного двоичного вектора. Тогда попытаемся из упорядоченных критичных найти такой  $D$ -вектор  $t_k$ , чтобы: а) выходы его обратных связей удовлетворяли требованиям входов ОС  $D$ -вектора  $t_{m+1}$ ; б) требованиям его входов ОС удовлетворял  $D$ -вектор  $t_m$ ; в) ни одна пара  $t_m \rightarrow t_k$ ;  $t_k \rightarrow t_{m+1}$  не вызвала в схеме критических состязаний.

Найденный вектор вставим между векторами  $l_m$  и  $l_{m+1}$ . После этого переходим к п. 3, считая последним упорядоченным вектором  $D$ -вектор  $l_{m+1}$ .

Если не удастся найти такой критичный  $D$ -вектор, поступаем следующим образом:

13. Для установки схемы в требуемое  $D$ -вектором состояние нужно построить входной набор, порождающий на выходах рассматриваемой схемы требуемую входами ОС  $D$ -вектора  $l_{m+1}$  комбинацию. Это можно сделать с помощью  $\pi$ -алгоритма, который позволяет определить множество входных наборов, порождающих на выходе схемы заданное логическое значение. Для работы  $\pi$ -алгоритма нужно иметь списание рассматриваемой схемы в виде выраженного покрытия или схемного списка, упорядоченного по уровням срабатывания. С подробным описанием  $\pi$ -алгоритма можно ознакомиться в работе [4].

Особенность применения  $\pi$ -алгоритма для последовательностных схем состоит в том, что цепи ОС разрываются, и дополнительные входы (новые спорные переменные) заменяют при этом входы ОС.

В результате работы  $\pi$ -алгоритма получаем несколько входных наборов, порождающих на выходе схемы заданное логическое значение, т. е. комбинацию, требуемую входами ОС  $D$ -вектора  $l_{m+1}$ . Так как входы рассматривались для работы  $\pi$ -алгоритма как дополнительные входы схемы, выберем только те входные наборы, у которых на координатах, соответствующих дополнительным входам, стоят безразличные значения переменных. Таким образом, после восстановления разорванных обратных связей выбранные входные наборы вместе с требуемым выходным набором представляют собой не что иное, как множество некритичных двоичных векторов, каждый из которых устанавливает схему в состояние, требуемое  $D$ -вектором  $l_{m+1}$ .

Дальнейшие действия аналогичны п. 10 и 11, при выполнении которых выбираем из полученного множества промежуточный вектор для векторов  $l_m$  и  $l_{m+1}$ . Затем, если  $D$ -тест еще не упорядочен, переходим к следующему шагу алгоритма упорядочения. Начинаем его выполнение с п. 3, считая последним упорядоченным  $D$ -вектор  $l_{m+1}$ .

14. Рассмотрим ситуацию, когда множество двоичных векторов, полученных в результате работы  $\pi$ -алгоритма, не содержит ни одного некритичного двоичного вектора (или если есть некритичные двоичные векторы, попытка вставить их в качестве промежуточного вектора приводит к возникновению в схеме критических состязаний). Это означает, что одним входным воздействием установить схему в требуемое состояние нельзя.

Если представить нашу схему в виде абстрактного автомата, то можно наглядно проиллюстрировать возникшую ситуацию, учитывая, что состоянию автомата можно поставить в соответствие определенную комбинацию на выходах ОС схемы.

Рассмотрим граф автомата (рис. 1), имеющий четыре состояния. Ему соответствует последовательная схема с двумя обратными связями. Перевести автомат из состояния  $a_1$  в состояние  $a_2$  с помощью однократного входного воздействия невозможно. Автомат переводится в состояние  $a_2$  из состояния  $a_4$  путем подачи на входы поочередно двух воздействий, переводящих автомат сначала в состояние  $a_3$ , а затем в состояние  $a_2$ . Есть и другой путь  $a_4 \rightarrow a_3 \rightarrow a_1 \rightarrow a_2$ , но первый является более коротким.

Установочная последовательность для  $D$ -вектора  $t_{m+1}$  требует продолжения. Проверим, можно ли включить в нее  $D$ -вектор  $t_m$ . Для этого из совокупности полученных с помощью  $\pi$ -алгоритма векторов выберем те критичные двоичные векторы, входам ОС

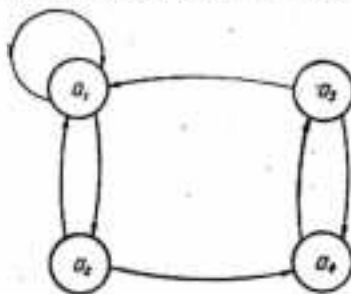


Рис. 1

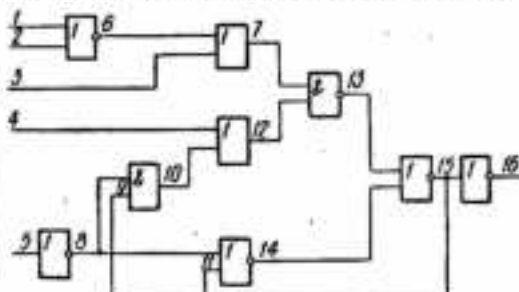


Рис. 2

которых удовлетворяют выходы ОС  $D$ -вектора  $t_m$ . Проверим на состязании пары, образованные  $D$ -вектором  $t_m$  и каждым из выбранных двоичных векторов, а затем пары, образованные каждым из двоичных векторов и последующим вектором. Из двоичных векторов, не вызвавших состязаний ни в одной паре, выберем вектор, имеющий минимальное кодовое расстояние с  $D$ -вектором  $t_m$ . Его ставим после  $D$ -вектора  $t_m$  и считаем последним упорядоченным  $D$ -вектор  $t_{m+1}$ . Если еще остались неупорядоченные  $D$ -векторы, переходим к п. 3.

15. Не исключена возможность, что  $D$ -вектор нельзя включить в установочную последовательность после первого обращения к  $\pi$ -алгоритму. В этом случае нужно продолжить построение установочной последовательности путем повторного обращения к  $\pi$ -алгоритму. Для этого из совокупности построенных двоичных векторов выберем критичный двоичный вектор, при переходе от которого к  $D$ -вектору  $t_{m+1}$  в схеме не возникают критические состязания. Если таких векторов несколько, то выберем из них вектор с максимальным количеством безразличных значений переменных на входах ОС. Поставим его перед  $D$ -вектором  $t_{m+1}$ . Затем, с помощью  $\pi$ -алгоритма построим множество входных наборов, порождающих на выходах ОС схемы комбинацию, имеющуюся на входах ОС только что выбранного двоичного вектора. После этого выполняем п. 13—15 до тех пор, пока не получим либо некри-

тичный двоичный вектор, при переходе к которому от  $D$ -вектора  $t_m$  в схеме не возникают критические состязания, либо критичный вектор, не вызывающий в схеме состязаний и входам ОС которого удовлетворяют выходы  $D$ -вектора  $t_m$ .

В процессе построения установочной последовательности каждый следующий вектор ставится перед предыдущим. Последний двоичный вектор идет после  $D$ -вектора  $t_m$ . Закончив построение установочной последовательности, переходим к п. 3, считая  $D$ -вектор  $t_{m+1}$  последним упорядоченным.

Пример реализации алгоритма упорядочения  $D$ -теста для цифровой последовательностной схемы (рис. 2) приведен в табл. 2.

Таблица 2

№ вектора	Координаты схемы															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	1	X	D	1	0	0	D	1	X	X	X	1	$\bar{D}$	0	D	$\bar{D}$
2	X	X	1	D	0	X	1	1	0	0	X	D	$\bar{D}$	0	D	$\bar{D}$
3	X	X	1	1	D	X	1	$\bar{D}$	X	X	0	1	0	D	$\bar{D}$	D
4	X	X	1	0	D	X	1	$\bar{D}$	1	D	1	D	D	0	$\bar{D}$	D
5	D	0	0	1	0	$\bar{D}$	$\bar{D}$	1	X	X	X	1	D	0	$\bar{D}$	D
6	0	D	0	1	0	$\bar{D}$	$\bar{D}$	1	X	X	X	1	D	0	$\bar{D}$	D

При условии точного выполнения предложенного алгоритма получается  $D$ -тест, полностью готовый для проверки цифрового устройства и гарантирующий отсутствие состязаний в процессе диагностирования. С целью сокращения времени работы алгоритма при его программной реализации (особенно для больших схем) есть смысл опустить п. 5 и 11, т. е., если имеется несколько  $D$ -векторов, удовлетворяющих необходимым требованиям, допускается выбор любого из них.

$D$ -тест, построенный для комбинационной схемы, также можно упорядочить с целью освобождения схемы от состязаний во время проверки. В этом случае выполняются только п. 1, 2 и 7.

Список литературы: 1. Немченко В. П. Разработка и исследование модификации  $D$ -алгоритма построения тестов диагностирования цифровых устройств. Автореф. . . канд. техн. наук. — Х., 1981. — 26 с. 2. Гилл А. Введение в теорию конечных автоматов. — М.: Наука, 1966. — 272 с. 3. Eichelberger E. B. Hazard detection in combinational and sequential switching circuits. — IBM J. Res. Develop., № 2, 1965, p. 90—99. 4. Майоров С. А. Проектирование цифровых вычислительных машин. — М.: Высш. школа, 1972. — 344 с.

Поступила в редакцию 02.05.82.

**АЛГОРИТМ ОПТИМАЛЬНОГО РАЗМЕЩЕНИЯ  
ЭЛЕМЕНТОВ ГИС С УЧЕТОМ ТЕПЛОФИЗИЧЕСКИХ  
ОГРАНИЧЕНИЙ**

При проектировании гибридных интегральных схем (ГИС) на подложке микросхемы так размещаем источники тепла, чтобы удовлетворялись теплофизические и геометрические ограничения, а некоторая функция цели принимала искомое экстремальное значение.

Теплофизические ограничения

$$-T_j(x, y, z) \Big|_{\substack{x=x_j \\ y=y_j}} + T_j^* > 0 \quad (j = 1, 2, \dots, N), \quad (1)$$

где  $T_j(x, y, z)$ ,  $T_j^*$  — соответственно текущая и допустимая температура на  $j$ -м элементе;  $(x_j, y_j)$  — координаты  $j$ -го источника тепла;  $N$  — количество источников тепла.

Геометрические ограничения — это условия непересечения источников тепла между собой с зонами запрета и с границей подложки. Функция цели — суммарная длина соединений между источниками тепла, которую необходимо минимизировать. Под длиной соединения понимается геометрическое расстояние между источниками тепла.

Для выполнения перечисленного выше воспользуемся методом силовых функций. Данный метод размещения заключается в том, что элементы считаются материальными точками единичной массы, на которые действуют силы притягивания и отталкивания. Силы притягивания пропорциональны расстоянию и числу соединений. Силы отталкивания между элементами вводятся для предотвращения слияния элементов [1]. Размещение элементов на подложке определяется решением дифференциальных уравнений, описывающих движение материальных точек к положению равновесия. Для устранения перегревов элементов вводятся температурные силы отталкивания

$$\bar{R}_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если } T_i < T_i^* \\ \frac{kT(2T_i - T_i^*)}{T_i} T_{ij} e_{ij}^-, & \text{если } T_i > T_i^* \\ \frac{kT(T_i - T_i^*)/T_i^* + kT}{T_i} T_{ij} e_{ij}^-, & \text{если } T_i^* < T_i < T_i^* \end{cases} \quad (2)$$

Здесь  $\bar{R}_{ij}$  — сила температурного отталкивания  $i$ -го элемента от  $j$ -го;  $T_i$  — текущая температура на  $i$ -м элементе ( $T_i = \sum_{j=1}^N T_{ij}$ );  $T_{ij}$  —

температурный вклад  $j$ -го элемента в нагрев  $i$ -го;  $T_i^*$  — допустимая температура  $i$ -го элемента;  $T_i = T_i - T_{ic}$ ;  $T_i' = T_i^* (1 - k)$ ,  $k = 0,4 \div 0,5$ ;  $T_i'' = T_i^* - T_i'$ ;  $kT$  — температурный коэффициент отталкивания;  $\bar{e}_{ji}$  — единичный вектор, направление которого совпадает с направлением вектора  $((x_i - x_j), (y_i - y_j))$ ;  $(x_k, y_k)$  — координаты  $k$ -го элемента.

Вместе с каждой силой, приложенной к центру  $i$ -го элемента, определим силы, приложенные ко всем его нагревателям.  $\bar{R}_i' = -\bar{R}_{ij}$  ( $j = 1, 2, \dots, N$ ) (3). Заметим, что температурные силы отталкивания зависят только от координат материальных точек. Порядок этих сил должен превышать порядок сил притягивания и отталкивания. Отсюда получим в конце интегрирования системы дифференциальных уравнений размещение, при котором выполнены ограничения (1). Покажем это для случая, когда точки движутся по отрезку прямой (приведенное ниже рассуждение легко переносится на движение по прямоугольной подложке).

Пусть  $x_1, x_2, \dots, x_N$  — координаты точек в состоянии равновесия. Допустим, что теплофизические ограничения хоть на одном элементе не выполнены. Тогда существуют точки, на которые действует тепловая сила. Пусть  $A_a, A_p$  — две такие точки с наименьшим и наибольшим номером. Тогда все составляющие тепловой силы, приложенной к  $A_a$ , направлены влево, а к  $A_p$  — вправо. Порядок этих сил превышает порядок сил притягивания и отталкивания. Полученное противоречие показывает, что равновесие возможно лишь при выполнении теплофизических ограничений.

Чтобы воспользоваться приведенным алгоритмом, необходимо решить задачу о распределении тепла в ГИС. Для определения  $T_i$  взята тепловая модель ГИС в виде слоистого параллелепипеда, состоящего из  $N$  слоев [2]. Для слоя с номером  $j$  известны его толщина  $d_j$ , теплопроводность  $\lambda_j$ . Особым является слой с номером  $k$ , на верхней грани которого расположены элементы схемы. В каждом слое рассматриваемой слоистой структуры распределение тепла подчинено уравнению  $\Delta T_j = 0$ .

Граничные условия формируются из следующих естественных допущений: теплоотдача с торцов пренебрежительно мала; слой, представляющий нижнюю крышку корпуса ГИС, граничит с хорошим теплоотводом; существует конвективный теплообмен между слоем, представляющим верхнюю крышку корпуса ГИС и окружающим воздушным пространством.

Кроме того, задаются условия связности температурных полей и тепловых потоков на стыке слоев. В одном из этих условий (на стыке  $k$ -го и  $k+1$ -го слоя) учитывается действие источников тепла. При решении полученной системы уравнений в частных производных граничные условия недоопределены на нижнем слое, при их доопределении возникает переопределенность на верхнем слое. Аналогичное появляется и для более простых температурных моделей [2]. Авторы работы избегали этого в основном путем

введения некоторых допущений, частично искажающих характеристики температурного поля. Рассмотрена модель несколько более простая, для которой приведен температурный расчет без лишних допущений [3]. Однако на каждой итерации вычислительного процесса (а их может быть большое количество) необходимо формировать и решать систему линейных уравнений.

Предлагаемый метод расчета указанной выше тепловой модели обладает следующими преимуществами перед известными методами расчета аналогичных, но более простых моделей: производится без допусков, кроме естественных; в вычислительном процессе не формируются и не решаются системы уравнений, используются только удобные для реализации рекуррентные соотношения.

Этот метод основан на прогонке снизу вверх, а затем сверху вниз недостающего граничного условия на нижнем слое. Один и тот же процесс повторяется для каждой гармоники (первый этап решения — преобразование Фурье) с номером  $(n, m)$ , для которой  $n + m < NM$ , а  $NM$  выбирается автоматически исходя из равенства Парсевалю для двумерного случая.

Для опробования приведенного алгоритма размещения источников тепла разработана программа и произведено размещение компонентов реальной микросхемы, состоящей из трех резисторов, напыленных на подложку. Схема была заключена в пластмассовый корпус. Время решения задачи на ЭВМ ЕС-1050 5 мин.

При начальном размещении координаты,  $M$  по оси  $X \times 10^{-2}$  равны 0,576; 0,384; 0,768, по оси  $Y \times 10^{-2}$  0,192; 0,358; 0,358, абсолютная температура 35,446 °C. При оптимальном размещении координаты,  $m$  по оси  $X \times 10^{-2}$  равны 0,576; 0,595; 0,931, по оси  $Y \times 10^{-2}$  0,092; 0,458; 0,458, абсолютная температура 33,536 °C. Размеры подложки 0,01143, 0,00576, площадь элемента  $\times 10^{-5}$  равна 0,5145 м<sup>2</sup>, выделяемая мощность 0,637 Вт, допустимая температура 34 °C.

Список литературы: 1. Помаванов В. М. К задаче о размещении ячеек в панели. — Применение вычислительных машин для проектирования цифровых устройств / Под ред. Н. Н. Матюхина. — М.: Сов. радио, 1968. — 200 с. 2. Закс Д. И., Наулов В. М. Анализ температурного поля полупроводниковой микросхемы. — Изв. вузов. Радиоэлектроника, 1975, 13, № 1, с. 60—63. 3. R. David Computerized Thermal Analysis of Hybrid Circuits. IEEE Trans. on Parts, Hybrids and Packaging, PHP-13, Sept. 1977, № 3, p. 260—265.

Поступила в редакцию 16.03.82.

В. И. АЗАРЕНКОВ

**КОМПОНОВКА ЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ  
СИСТЕМ УПРАВЛЕНИЯ ЗАДАННОГО ТЕПЛООВОГО  
РЕЖИМА**

Среди задач конструирования электронной аппаратуры (ЭА) систем управления и автоматики наибольший практический интерес представляют задачи оптимизации размещения тепловых источников (микросхемы, радиоэлементы, субблоки, блоки), так как обеспечение высокой надежности в условиях минимизации массы, объема, способа охлаждения, стоимости невозможно без учета теплового режима каждого источника. Поэтому разработка методов и алгоритмов решения инженерных и машинных задач оптимизации размещения тепловыделяющих элементов электронной аппаратуры — одна из проблем при проектировании современных технических систем.

Данный тип задач достаточно сложен, мало изучен и относится к обратным задачам теплопроводности, оптимизации многосвязных систем с распределенными параметрами.

Анализ отечественной и зарубежной литературы свидетельствует о наличии неиспользованных математических и алгоритмических подходов к решению задач оптимального размещения тепловых источников, а также об отсутствии математического аппарата для решения последних с помощью ЭВМ.

При проектировании изделия конструктору приходится решать не одну отдельную задачу компоновки с учетом теплового взаимодействия элементов, а комплексную, когда необходимо учитывать электрическое, магнитное и тепловое влияние последних друг на друга при обеспечении минимума или какого-то определенного заданного уровня габаритов, массы или способа охлаждения. Таким образом, общая задача компоновки становится более сложной.

Нами разработаны метод расчета теплофизических параметров проектируемой конструкции и алгоритмы компоновки ЭА исходя из ограничения теплового режима радиоэлементов, модулей, блоков или иных источников тепла. Электрическая схема конструируемого ЭА задана. При этом возникают случаи, когда требуется спроектировать конструкцию ЭА минимальных или заданных габаритных размеров или заданного способа охлаждения.

Подход к решению рассматриваемой нами задачи базируется на общем решении уравнения теплопроводности, полученном методом разделения переменных для тел и источников тепла формы параллелепипеда. Считается, что нагретая зона анизотропна, теплофизические параметры постоянны. При произвольном размещении температурнезависимых источников тепла в нагретой зоне и различном теплообмене на противоположных гранях изделия решение нестационарного уравнения теплопроводности может быть записано в следующем виде [1, 2]:

$$\theta(x_i, \tau) = 64 \sum_{i=1}^N \bar{W}_i \sum_{\alpha_1=1}^{\infty} \sum_{\alpha_2=1}^{\infty} \sum_{\alpha_3=1}^{\infty} \frac{1 - \exp[-(c\gamma)^{-1}\tau \sum_{i=1,2,3} (\mu_{\alpha_i}^*)^2 \lambda_i]}{\sum_{i=1,2,3} (\mu_{\alpha_i}^*)^2 \lambda_i} \times$$

$$\times \prod_{i=1,2,3} \frac{\sin 0,5\mu_{\alpha_i}^* l_{ij}^* \cos \mu_{\alpha_i}^* (r_{ij}^* - m_{\alpha_i}) \cos \mu_{\alpha_i}^* (x_i^* - m_{\alpha_i})}{\mu_{\alpha_i}^* + \sin \mu_{\alpha_i}^* \cos \mu_{\alpha_i}^* (1 - 2m_{\alpha_i})}, \quad (1)$$

где  $\theta$  температура перегрева над окружающей средой, град;  $x_i$  ( $i=1, 2, 3$  — индекс координаты) — ортогональные координаты размещения точек, в которых ищется перегрев, м;  $\tau$  — время работы ЭА, с;  $N$  — количество источников тепла, шт.;  $\bar{W}_i$  — удельная мощность источника ( $\bar{W} > 0$ ) или стока ( $\bar{W} < 0$ ) тепла, Вт/м<sup>2</sup>;  $c$  — удельная теплоемкость нагретой зоны, Дж/кг·град;  $\gamma$  — плотность нагретой зоны, кг/м<sup>3</sup>;  $\mu_i$  — корень характеристического уравнения,  $L_i$  — размер нагретой зоны, м;  $\lambda_i$  — эффективная теплопроводность нагретой зоны, Вт/м·град;  $l_{ij}$  — размер  $j$ -го источника, м;  $r_{ij}$  — координата  $j$ -го источника, м;  $m_i$  — функция влияния асимметрии теплообмена с противоположных граней нагретой зоны на собственные числа характеристического уравнения;  $z_i^* = z_i/L_i$ .

Для стационарного случая и  $j$ -го источника, используя только первый член суммы бесконечного ряда (1), можно записать [2]

$$\theta(x_i) = \frac{64Q_j}{\sum_{i=1,2,3} (\mu_i^*)^2 \lambda_i} \prod_{i=1,2,3} \frac{\sin 0,5\mu_i^* l_{ij}^* \cos \mu_i^* (r_{ij}^* - m_i) \cos \mu_i^* l_{i\alpha ij}}{l_{ij} [\mu_i^* + \sin \mu_i^* \cos \mu_i^* (1 - 2m_i)]}, \quad (2)$$

где  $Q_j$  — мощность источника или стока тепла, Вт;  $f_{i\alpha ij}$  — функция влияния  $j$ -го источника на температуру нагретой зоны.

Для точечного источника тепла  $l_{ij} \rightarrow 0$ , размещенного в точке с координатой  $r_i = m_i L_{i\alpha}$

$$\theta(x_i) = \frac{8Q}{\sum_{i=1,2,3} (\mu_i^*)^2 \lambda_i} \prod_{i=1,2,3} \frac{\mu_i^*}{L_i [\mu_i^* + \sin \mu_i^* \cos \mu_i^* (1 - 2m_i)]}. \quad (3)$$

С другой стороны, данная координата является местом наилучшего с точки зрения теплового режима размещения источника тепла [1]. Если предположить, что  $Q = \sum_{i=1}^N Q_i$  (4), то формула (3)

определяет наилучший из возможных случаев размещения источников по тепловому критерию, поскольку реальная система источников заменена одним точечным, расположенным в самом неблагоприятном месте в нагретой зоне и имеющим мощность, равную общей мощности системы. С точки зрения теплового режима данного источника, перегрев последнего будет наибольшим по сравнению с любым из рассматриваемых реальных источников системы.

Таким образом, сведение системы с  $N$  источниками тепла к подобной с одним источником, мощность и координаты размещения которого известны, во-первых, значительно упрощает вычис-

ления, во-вторых, создает некоторый запас по перегреву. Это приводит к тому, что расчет ведется на несколько более высокую температуру. Данное допущение ухудшает точность результатов, однако повышает надежность вычислений.

Допустим, мы имеем какую-то предварительную компоновку изделия. Необходимо определить, какими теплофизическими параметрами должна обладать конструкция, чтобы перегрев любого элемента не превысил какого-то заданного значения  $\theta^{(n)}$ . В случае изотропной конструкции  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda$  и из выражения (3) следует

$$\lambda = \frac{8Q}{\theta^{(n)} \sum_{i=1,2,3} (\mu_i^*)^2} \prod_{i=1,2,3} \frac{\mu_i}{L_i [\mu_i + \sin \mu_i \cos \mu_i (1 - 2m_i)]} \quad (5)$$

Алгоритм расчетов следующий:

1. Задаем произвольным значением  $\lambda^{(1)}$  ( $0 < \lambda < \infty$ ).
2. Вычисляем критерии Био,  $\mu_i$ ,  $m_i$  [1, 2].
3. Вычисляем по формуле (5) значение  $\lambda^{(2)}$  исходя из данных п. 2.
4. Задаем необходимую точностью  $\varepsilon$ .
5. Проверяем выполнение неравенства  $|\lambda^{(1)} - \lambda^{(2)}| < \varepsilon$ .
6. Если неравенство в п. 5 выполняется, значит,  $\lambda^{(2)}$  — искомое значение коэффициента теплопроводности и перегрев любого элемента меньше заданного, когда у проектируемой конструкции  $\lambda > \lambda^{(2)}$ ; в противном случае выполняются расчеты, указанные в п. 2—5, исходя из  $\lambda^{(2)}$ , и так до тех пор, пока  $|\lambda^{(n-1)} - \lambda^{(n)}| < \varepsilon$ .

Количество итераций в расчетах зависит от того, насколько точно задан предполагаемый коэффициент  $\lambda^{(1)}$  и мало значение  $\varepsilon$ .

Допустим, что неравенство после определенного количества итераций выполняется. Тогда при данных габаритах нагретой зоны перегрев любого элемента в произвольной точке конструкции меньше заданного только в том случае, если значение эффективной теплопроводности равно или больше последнего расчетного. То есть дальнейшее конструирование сводится к обеспечению полученного значения теплопроводности конструктивными методами: выбор материала несущей конструкции, использование теплостокков и т. п.

Если нас не устраивает способ охлаждения, выбираемый из полученного значения  $\lambda^{(n)}$ , или размер  $\lambda^{(n)}$ , можно изменить габаритные размеры изделия, увеличив или уменьшив плотность компоновки источников тепла. В результате значение эффективной теплопроводности изменится.

На практике чаще встречается случай, когда нагретая зона анизотропна, т. е.  $\lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3$ . Запишем уравнение (3) в виде  $\theta^{(n)}(x_1, x_2, x_3) = \xi_1(x_1) \xi_2(x_2) \xi_3(x_3)$  (6), где

$$\xi_1 = \frac{2/l_1}{(\mu_1^*)^2 \lambda_1} \frac{\mu_1}{L_1 [\mu_1 + \sin \mu_1 \cos \mu_1 (1 - 2m_1)]}; \quad (7)$$

$$\xi_2 = \frac{2I_2}{\frac{(\mu_2^*)^2 \lambda_2}{(\mu_1^*)^2 \lambda_1} + \lambda} L_2 \frac{\mu_2}{[\mu_2 + \sin \mu_2 \cos \mu_2 (1 - 2m_2)]}; \quad (8)$$

$$\xi_3 = \frac{2I_3}{\frac{(\mu_3^*)^2 \lambda_3}{(\mu_1^*)^2 \lambda_1 + (\mu_2^*)^2 \lambda_2} + 1} L_3 \frac{\mu_3}{[\mu_3 + \sin \mu_3 \cos \mu_3 (1 - 2m_3)]}; \quad (9)$$

$$I_1 I_2 I_3 = Q. \quad (10)$$

Дальнейшие расчеты осуществляем отдельно по каждой из координат, аналогично изложенному выше алгоритму, начиная с  $x_1$ , затем  $x_2$ ,  $x_3$ . В формуле (8) считаем  $\mu_1$ ,  $L_1$ ,  $\lambda_1$  известными величинами, поскольку они были определены из выражения (7). По аналогии в (9)  $\mu_1$ ,  $L_1$ ,  $\lambda_1$ ,  $\mu_2$ ,  $L_2$ ,  $\lambda_2$  также известны. Разбивка  $\theta$  в (6) и  $Q$  в (10) — произвольная, что обуславливает бесконечное множество вариантов. Строгого критерия разбивки не существует, однако следует стремиться к тому, чтобы сводить анизотропию к минимуму (естественное охлаждение) или к максимуму (односторонняя обдувка или применение тепловых труб) в зависимости от каждого конкретного случая. Параметры принудительной системы охлаждения можно определить из размера избыточной мощности вдоль произвольной  $i$ -й координаты. Последняя вычисляется следующим образом. Из выражений (7)–(9) определяется мощность источника, обеспечивающая при естественных условиях охлаждения заданный перегрев. Разница между этой мощностью и реальной и есть  $Q_{\text{изб}}$ .

При предварительной компоновке РЭА возможно несколько вариантов, обусловленных различного рода ограничениями, изложенными в техническом задании: а) конструкция РЭА должна быть минимальной по габаритным размерам; б) габаритные размеры конструкции изделия заданы; в) задан способ охлаждения прибора. Необходимо определить исходя из заданной температуры перегрева размеры и теплофизические параметры аппаратуры и, следовательно, способ охлаждения последней.

С ограничением а) и в) предварительная компоновка осуществляется по принципу максимальной плотности монтажа, т. е. элементы или блоки размещают вплотную друг к другу с минимально возможным зазором. При ограничении б) элементы размещаются в заданном объеме. При компоновке источников тепла геометрический центр наименее нагруженного элемента (или наиболее надежного) следует располагать в точке с координатой  $r_i = m_i L_i$  [1], остальные — в порядке возрастания тепловой нагрузки (или уменьшения надежности) от первого элемента вдоль данной координаты таким образом, чтобы наиболее теплонагруженные источники оказались вблизи граней нагретой зоны (грань источника и нагретой зоны совпали). Осуществляя компоновку,

следует учитывать электромагнитную совместимость, принцип минимизации длины электрических связей, т. е. решать комплексную задачу.

Данный метод компоновки тем и отличается от известных, что позволяет решать именно комплексную задачу с учетом нескольких факторов достаточно простым способом и допускает инженерное решение задачи.

После размещения находят габаритные размеры зоны нагрева, координаты размещения источников тепла, коэффициенты теплоотдачи [3]. Следуя изложенному алгоритму, определяют теплофизические параметры конструкции, способ охлаждения, корректируют габаритные размеры изделия.

Итак, рассчитали габариты, координаты размещения источников и теплофизические параметры будущей конструкции, в которой перегрев любого элемента не превысит заданного значения  $\theta^{(n)}$ . Дальнейшая задача — обеспечение выполнения рассчитанных параметров в реальном аппарате.

В реальной конструкции не всегда можно четко выделять ряды по выбранным направлениям координат и не все источники имеют форму параллелепипеда. При решении задачи форму источников тепла и размеры последних можно искусственно менять так, чтобы интенсивность тепловыделения у элементов модели не изменялась [4, 5]. Это позволяет значительно формализовать решение даже в том случае, если в конструкции отсутствует дальний порядок.

Список литературы: 1. Майко Н. М., Азаренков Р. Н. Исследование температурного поля радиоэлектронных устройств в стоечном исполнении. — В кн.: Локальные автоматизированные системы автоматизации. К.: Наук. думка, 1979, с. 148—151. 2. Майко Н. М., Чернышенко А. А., Аваренков В. Н. Алгоритмы инженерного расчета теплового режима радиоэлектронной аппаратуры систем управления. — АСУ и приборы автоматизации, 1980, вып. 54, с. 130—133. 3. Дульнев Г. Н., Семьякин Э. М. Теплообмен в радиоэлектронных аппаратах. — Л.: Энергия, 1968. — 360 с. 4. Камья Ф. М. Импульсная теория теплопроводности. — М.: Энергия, 1972. — 272 с. 5. Пеховин А. И., Жидких В. М. Расчеты теплового режима твердых тел. — Л.: Энергия, 1976. — 352 с.

Поступила в редакцию 10.12.81.

УДК 681.34

Е. Г. КУНИК, канд. техн. наук,  
А. И. ДОВНАРЬ, В. Н. ХРАМЦОВ

**АЛГОРИТМ ОПТИМИЗАЦИИ  
РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ УСТРОЙСТВ  
С УЧЕТОМ ДИСКРЕТНО ИЗМЕНЯЮЩИХСЯ  
ПАРАМЕТРОВ ЭЛЕМЕНТОВ СХЕМЫ**

Проектирование электронных схем с применением средств вычислительной техники становится все более актуальным. Это связано со стремлением разработать такую схему, которая достав-

для бы экстремум некоторому критерию качества, для чего необходимо решить задачу нелинейной программирования типа

$$F(\bar{X}^*) \rightarrow \min F(\bar{X}^*), \quad \bar{X} \in \Omega, \quad (1)$$

где  $F(\bar{X})$  — оптимизируемый критерий качества;  $\bar{X}$  — вектор переменных схемы;  $\Omega$  — допустимая область изменения переменных.

При решении оптимизационных задач в схемотехническом проектировании в большинстве случаев независимые переменные  $\bar{X}$  считаются непрерывно распределенными в допустимой области, что не совсем удобно, так как номинальные значения компонент схемы регламентированы. Более удобно решение, которое соответствует номинальным значениям элементов. Это приводит к тому, что задача (1) принимает дискретный характер.

Многие авторы склонны считать оптимальное проектирование многоэкстремальным. При дискретной оптимизации многоэкстремальность функций проявляется себя еще более ярко.

В работе [1] отмечено, что методы решения задач дискретного программирования имеют ряд принципиальных отличий от методов вариационного исчисления и требуют большей дифференциации относительно области их применения. В прикладных задачах большое значение имеет развитие алгоритмов, основанных на случайном поиске.

Для решения задач в такой постановке в основном используются два подхода: ограниченный прямой перебор и исследование схемы при номинальных значениях элементов в окрестности полученного экстремума при непрерывно распределенных параметрах. Существенный недостаток первого подхода состоит в неопределенности объема выборки, второго — в том, что для определения лучшего решения в окрестности экстремума необходимо перебрать все вершины  $n$ -мерного гиперкуба ( $n$  — размерность задачи оптимизации), т. е. дополнительно вычислить функцию  $2^n$  раз. Но, строго говоря, это решение не обязательно будет лучшим.

Предлагаемый алгоритм дискретной оптимизации радиоэлектронных устройств основан на алгоритме глобальной оптимизации схем, описанном в работе [2]. Однако последний учитывает лишь непрерывное распределение переменных.

Одно из неудобств, присущих методам дискретной оптимизации вообще и электронных схем в частности заключается в необходимости хранить все допустимые значения ее компонент, что сказывается на увеличении объема требуемой оперативной памяти ЭВМ. Способ генерации случайного вектора  $\bar{X}$ , удовлетворяющего заданным параметрическим ограничениям, в данном алгоритме позволяет наиболее продуктивно использовать оперативную память. Выборка случайного вектора, а также формирование параметрических ограничений по мантиссам и по порядкам выполнены в виде отдельных подпрограмм. Подпрограмма проверки соответствия вектора функциональным ограничениям составляется отдельно

в каждом конкретном случае. Для получения равномерно распределенных чисел была использована подпрограмма RANDU пакета научных программ.

Алгоритм, описывающий работу программы, следующий:

1. На основе массива параметрических ограничений на порядки и мантиссы независимых переменных определяется начальная область изменения переменных  $\Delta_0 \bar{X}$ .

2. Генерируются числа, образующие случайный вектор  $\bar{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

3. Если координаты случайного вектора удовлетворяют функциональным ограничениям, идти к п. 4, иначе — к п. 2.

4. Устанавливаются исходные значения текущего порогового значения, предыдущего значения и оптимального значения функции. Полагаем

$$Q = F(\bar{X}); Q' = F(\bar{X}) + 10^4 \cdot \varepsilon; F_{\text{opt}} = F(\bar{X}).$$

5. Полагаем  $\bar{X}_{\text{min}} = \bar{X}$ .

6. Полагаем  $\bar{X}_{\text{max}} = \bar{X}$ .

7. Полагаем  $i = 0$ .

8. Полагаем  $i = i + 1$ .

9. Генерируется случайный вектор  $\bar{X}$ .

10. Если сгенерированный вектор удовлетворяет функциональным ограничениям, идти к п. 11, иначе — к п. 9.

11. Если  $F(\bar{X}) > Q$ , идти к 22, иначе — к 12.

12. Если  $F(\bar{X}) > F_{\text{opt}}$ , идти к 15, иначе — к 13.

13. Полагаем  $F_{\text{opt}} = F(\bar{X})$ .

14. Полагаем  $\bar{X}_{\text{opt}} = \bar{X}$ .

15. Полагаем  $j = 0$ .

16. Полагаем  $j = j + 1$ .

17. Если  $x_j < x_j^{\text{min}}$ , то идти к 18, иначе — к 19.

18. Полагаем  $x_j^{\text{min}} = x_j$ .

19. Если  $x_j > x_j^{\text{max}}$ , то идти к 20, иначе — к 21.

20. Полагаем  $x_j^{\text{max}} = x_j$ .

21. Если  $j = n$ , идти к 22, иначе — к 16.

22. Если  $i = N_{\text{выб}}$ , идти к 23, иначе — к 8.

23. Если  $|Q - Q'| < \varepsilon$ , идти к 34, иначе — к 24.

24. Если найдено решение  $F(\bar{X}) > Q$ , идти к 28, иначе — к 25.

25. Если уровень для одного и того же  $\Delta \bar{X}$  повышается более трех раз, идти к 34, иначе — к 26.

26. Полагаем  $Q = Q - (Q - Q')/2$ .

27. Идти к 7.

28. Полагаем  $Q' = Q$ .

29. Полагаем  $Q = F_{\text{opt}}$ .

30. На основе векторов  $\bar{X}_{\text{min}}$ ,  $\bar{X}_{\text{max}}$  формируются массивы ограничений на порядки и мантиссы независимых переменных,

определяющие новую область изменения переменных.

31. Полагаем  $\bar{X}_{\min} = \bar{X}_{\text{огр}}$ .

32. Полагаем  $\bar{X}_{\max} = \bar{X}_{\text{огр}}$ .

33. Идти к 7.

34. Оптимальное решение найдено.

35. Конец.

Ограничения на мантиссы и порядки независимых переменных формируются так. Входной является информация об ограничениях, заданных пользователем  $XOGR(2, n)$  (в первой строке массива записаны нижние ограничения, во второй — верхние), а также дискреты изменения параметров. Алгоритм выглядит следующим образом:

1. Полагаем  $k = 0$ .

2. Полагаем  $i = 0$ .

3. Полагаем  $k = k + 1$ .

4. Полагаем  $i = i + 1$ .

5. Вычисляем порядок  $L$  элемента  $XOGR(k, i)$ .

6. Полагаем  $NOGR(k, i) = L$ .

7. Находим номер  $j$  первого элемента массива  $XX$ , превышающего мантиссу элемента  $XOGR(k, i)$ .

8. Полагаем  $MOGR(k, i) = j - k + 1$ .

9. Если  $i = n$ , идти к 10, иначе — к 9.

10. Если  $k = 2$ , идти к 11, иначе — к 3.

11. Ограничения на мантиссы и порядки сформированы.

12. Конец.

Как указывалось выше, алгоритм формирования случайного вектора независимых переменных позволяет получать компоненты, удовлетворяющие параметрическим ограничениям. Для этого из подпрограммы выделения ограничений получают векторы  $NOGR(2, n)$  и  $MOGR(2, n)$ , указывающие соответственно на ограничения по порядкам и мантиссам переменных.

1. Полагаем  $i = 0$ .

2. Полагаем  $i = i + 1$ .

3. Получаем случайное число в интервале  
 $NOGR(1, i) \dots NOGR(2, i) + 1$ .

4. Полагаем  $L$  равным целой части данного случайного числа.

5. В зависимости от значения  $L$ , а также от значений  $MOGR(1, i)$ ,  $MOGR(2, i)$  определяем интервал генерирования второго случайного числа.

6. Генерируется случайное число в заданном интервале.

7. Полагаем  $k$  равным целой части данного случайного числа.

8. Полагаем  $x_i = XX_k \times 10^L$ .

9. Если  $i = n$ , идти к 10, иначе — к 2.

10. Случайный вектор сгенерирован.

11. Конец.

Для проверки работоспособности данного алгоритма были решены некоторые тестовые задачи (см. [3]):

$$f(\bar{X}) = 100(x_2 - x_1^2)^2 + (1 - x_1)^2;$$

$$f(\bar{X}) = (x_2 - x_1^2)^2 + 100(1 - x_1)^2;$$

$$f(\bar{X}) = (1,5 - x_1(1 - x_2))^2 + (2,25 - x_1(1 - x_2^2))^2 +$$

$$+ (2,625 - x_1(1 - x_2^3))^2;$$

$$f(\bar{X}) = 100(x_2 - x_1^2)^2 - (1 - x_1)^2.$$

Для сравнения в каждом случае был приведен также случайный поиск экстремума с тем же количеством вычислений функций, но уже без какого-либо обучения (ограниченный прямой перебор). Результаты оптимизации сведены в таблицу.

№ задачи	Теоретические значения		Предложенный алгоритм		Прямой перебор		Количество вычислений функции
	$\bar{X}^*$	$f(\bar{X}^*)$	$\bar{X}^*$	$f(\bar{X}^*)$	$\bar{X}^*$	$f(\bar{X}^*)$	
1	(1; 1)	0	(1; 1)	0	(0,39; 0,18)	0,45	320
2	(1; 1)	0	(1; 0,82)	0,032	(1; 0,56)	0,19	1200
3	(3; 0,5)	0	(3; 0,51)	0,002	(3; 0,47)	0,02	840
4	(1; 1)	0	(1; 1)	0	(0,68; 0,3)	0,12	980

Для проверки работы алгоритма в случае многоэкстремальных функций, был использован тест, в котором имеются четыре точки минимума. В них функция равна 0. Приводя ее к виду

$$f_1(\bar{X}) = f(\bar{X}) + (x_1 - a)^2 + (x_2 - b)^2$$

и варьируя коэффициенты  $a$  и  $b$ , можно сделать любой из четырех минимумов глобальным. Предложенный алгоритм дал положительный результат в трех случаях из четырех, прямой перебор — только в одном.

При оптимизации схемы УПТ аналогичного ОУ К140 УД1Б по критерию максимума  $K_a$  на средних частотах были получены следующие результаты: значение критерия качества в начальной точке равнялось  $7,83 \times 10^6$ ; после оптимизации алгоритмом —  $7,4 \times 10^6$ ; после оптимизации с учетом нелинейного распределения значений компонент схемы —  $1,12 \times 10^6$ ; в ближайшей номинальной точке к последней —  $1,84 \times 10^6$ .

Таким образом, возможно применение данного алгоритма к дискретной оптимизации функций, в том числе описывающих процессы в электронных схемах.

Список литературы: 1. Кушин А. Т. Основы кибернетики. — Мат. основы кибернетики. — М., 1973, т. 1. — 503 с. 2. Алгоритм поиска глобального минимума в многоэкстремальных задачах /В. Т. Фролкин, Н. Ю. Камнева, Р. М. Седлецкий, Ю. Н. Панкова. — Изв. вузов СССР. Радиоэлектроника, 1979, 17, № 6, с. 124—127. 3. Химмельблау Д. Прикладное нелинейное программирование. — М.: Мир, 1975. — 534 с.

Поступила в редакцию 04.02.83.

И. Ф. ОГОРОДНЕЙЧУК, д-р техн. наук,  
А. И. ЧУРИЛОВ, канд. техн. наук,  
А. Д. СЕРИКОВ

### ВОЗМОЖНЫЙ ПОДХОД ПОВЫШЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ РАСЧЕТА ЦИФРОВЫХ СХЕМ БОЛЬШОЙ РАЗМЕРНОСТИ

История создания и развития методов и программ анализа нелинейных электрических и электронных схем связана с преодолением ряда трудностей (формализация математической модели цепи и автоматизация формирования математической модели, разработка вычислительных методов, позволяющих сравнительно быстро и надежно решать системы нелинейных алгебраических или дифференциальных уравнений, решение задач большой размерности). Очевидно, что проблема, обусловленная ограниченностью объемов оперативной памяти и возможных затрат машинного времени при анализе нелинейных цепей большой размерности, возникла позже двух первых.

В решении данной проблемы можно выделить два основных подхода. Первый основывается на рациональной организации вычислений при решении системы уравнений, описывающей математическую модель схемы. К этому подходу относится учет разреженности коэффициентной матрицы системы уравнений, различные варианты метода подсхем, использование блочности структуры коэффициентной матрицы.

Как известно, реализация метода подсхем совместно с методиками обработки разреженных матриц практически снимает ограничение на объем анализируемых электронных схем с точки зрения ресурсов оперативной памяти ЭВМ. Однако ограничения с точки зрения разумных затрат машинного времени сохраняются. В литературе рост стоимости моделирования по отношению к сложности анализируемой цепи оценивается квадратичной зависимостью при условии использования эффективных методик оперирования с разреженными матрицами, итераций Ньютона и неявных методов интегрирования с управлением шагом [1]. Следовательно, программы анализа, основанные на рассмотренном подходе, видимо, малоприспособлены для расчета больших интегральных схем.

Второй подход в решении третьей из выделенных выше проблем базируется на сокращении числа переменных, относительно которых формируется и (или) решается система уравнений, описывающая поведение цепи. К этому подходу можно отнести макро-моделирование, достоинства которого общеизвестны. Остановимся на недостатках. Во-первых, точность моделирования при использовании макромоделей, как правило, значительно снижается. Во-вторых, для каждого отдельного функционального устройства должны разрабатываться свои макро-модели, обеспечивающие ту

или иную точность. Формализовать и автоматизировать процесс создания макромоделей произвольно взятого функционального устройства затруднительно, так как это требует решения задачи синтеза нелинейной цепи с заданными свойствами и точностью функционирования. Следовательно, синтез макромоделей выполняется человеком, а ЭВМ только накапливает библиотеку макромоделей и использует ее в процессе формирования математической модели анализируемой цепи. При этом с точки зрения компромисса между точностью и быстродействием анализа желательно иметь в библиотеке набор макромоделей каждого функционального устройства, обеспечивающих различную степень адекватности анализа и имеющих соответственно различную точность.

К этому же подходу относится и другая группа методов. Так, на II республиканском семинаре «Нелинейные эффекты в микроэлектронике» Д. И. Батищев и В. Ю. Нефедов предложили алгоритм решения уравнений цепи с выделенной линейной частью, сформированных относительно напряжений  $p-n$  переходов:

$$F(U) = CU + D - \varphi(U) = 0, \quad (1)$$

где  $C$ ,  $D$  — соответственно коэффициентная матрица и вектор-столбец свободных членов;  $U$  — вектор напряжений на  $p-n$  переходах;  $\varphi(U)$  — вектор-функция, описывающая вольт-амперные характеристики нелинейных элементов.

Сокращение порядка системы уравнений осуществляется за счет переменных, соответствующих закрытым  $p-n$  переходам, на основании априорной информации о работе анализируемой цепи. Однако достоверная информация о режиме работы  $p-n$  переходов, как правило, отсутствует, ошибки в лучшем случае приводят к завышению порядка решаемой системы уравнений, в худшем — нарушают достоверность анализа.

В работе [2] рассматривается алгоритм решения системы уравнений  $F(I) = AI + V_0 - V(I) = 0$  (2), подобной системе (1), но в качестве неизвестных выступают не напряжения, а токи  $p-n$  переходов. Отличительная черта этого алгоритма — отсутствие требований на априорную информацию о функционировании схемы. Сокращение порядка системы уравнений осуществляется за счет переменных, соответствующих закрытым  $p-n$  переходам, которые выявляются в процессе решения, и на каждой итерации возможно сокращение порядка решаемой системы уравнений и расширение его до полной системы (2). Опытная эксплуатация данного алгоритма показала его хорошую работоспособность. Недостаток заключается в ориентировании на уравнение (2), коэффициентная матрица которого не является разреженной. Анализ показал, что рассмотренный алгоритм эффективнее узловых уравнений с учетом разреженности матрицы проводимостей при размере анализируемой цепи не более 45 узлов (оценка проведена для среднего соотношения узлов и  $p-n$ -переходов цифровых схем). Следовательно, данный алгоритм также малоприменим для анализа БИС.

Перспективные алгоритмы анализа БИС могут быть получены если учесть, что значительное их количество являются по своей природе цифровыми и в каждый момент времени потенциалы большинства узлов изменяются слабо либо остаются неизменными. Тогда программу анализа можно построить так, чтобы в каждый момент времени выявлялись пассивные части схемы и производилось точное моделирование только активных частей. Для выявления пассивных частей можно использовать логический анализ, при котором операции происходят с дискретными уровнями сигналов, например 0 или 1. Очевидно, что логическое моделирование цепи выполняется существенно проще и быстрее, чем электрическое.

Для электрического моделирования используется расширенный однородный координатный базис (модифицированный узловой анализ). Электрические переменные преобразуются в логические с помощью пороговых функций. Переход от электрической переменной (напряжение, ток) к логической может осуществляться в соответствии с выражением

$$L = \begin{cases} 0, & \text{если } x < x_0; \\ 1, & \text{если } x > x_0, \end{cases}$$

где  $x$  — электрическая переменная;  $L$  — логическая переменная  $x_0$  — пороговое значение электрической переменной.

Обратное преобразование логической переменной в электрическую производится с помощью логически управляемого ключа [3], алгоритм работы которого описывается матричным уравнением

$$\begin{bmatrix} 1 & & \\ & -1 & \\ L_i - L_i & (1 - L_i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_i \\ \varphi_j \\ I_{si} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \\ \\ L_i E_i \end{bmatrix},$$

где  $\varphi_i, \varphi_j$  — потенциалы узлов, к которым подключен логический ключ;  $L_i$  — логическая переменная, управляющая работой ключа;  $E_i, I_{si}$  — электрические переменные (напряжение, ток) на входе логического ключа.

Такой подход в определенной степени позволяет сочетать преимущества логического анализа, заключающиеся в скорости расчета и меньших затратах памяти, с точностью электрического моделирования.

Список литературы: 1. Nagel L. W. SPICE — 2: A Computer Program to Simulate Semiconductor Circuits. Memorandum № ERL — M520, Berkley, 1975. — 152 p. 2. Чурилов А. И. Один способ повышения быстродействия программы расчета нелинейных цепей по постоянному току. — Электроника и моделирование. 1976, вып. 12, с. 17—19. 3. De Man H. J., Newton A. R. Hybrid simulation. — Proceeding of 1979 ISCAS, Tokyo, July 1979, p. 249—252.

Поступила в редакцию 17.07.82.

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ АППАРАТОВ ДЛЯ  
СИСТЕМ АВТОМАТИЧЕСКОГО УПРАВЛЕНИЯ  
ГАЗОРАЗРЯДНЫМИ ИСТОЧНИКАМИ СВЕТА

При решении задачи оптимизации способов защиты систем автоматического управления газоразрядными источниками света (ГРИС) от перегрузок необходимы моделирование исследуемого объекта и разработка алгоритмов полученных моделей. Основным элементом, обеспечивающим оптимальный режим работы ГРИС, является пускорегулирующий аппарат (ПРА).

Поскольку предельные эксплуатационные режимы работы ПРА в основном определяются его тепловой характеристикой, весьма актуально построение динамической модели вида  $\theta = f(i, t, a)$ , где  $\theta$  — перегрев обмотки аппарата;  $i$  — ток, протекающий в аппарате;  $t$  — время;  $a$  — параметры модели. Такая модель может быть полезна при разработке автоматических приборов для защиты ПРА от перегрева и проектировании ПРА.

Известно, что аналитический метод получения тепловой модели нестационарного процесса нагрева объекта сложной структуры (каким является ПРА) от источника тепла, распределенного внутри этого объекта, затруднен в связи со сложностью физических явлений при нагреве. Кроме того, точное определение коэффициентов, входящих в исходную систему дифференциальных уравнений, описывающих нагрев, требует большого количества опытных данных [1].

Выход из этого положения — эмпирический подход к построению тепловой модели ПРА [2]. Суть его в том, что из физических соображений выбирается структура модели, а затем по статистическим данным подстраиваются параметры модели.

В соответствии с этим подходом в основу разработанной математической модели положена известная упрощенная теория [1], согласно которой процесс нагрева обмотки аппарата примет вид

$$\theta(t) = \theta_0 e^{-\frac{t}{\tau}} + \theta_{yc} \left(1 - e^{-\frac{t}{\tau}}\right), \quad (1)$$

где  $\theta_0$  — начальный перегрев обмотки;  $\theta_{yc}$  — установившееся значение температуры;  $\tau$  — характерное время нарастания температуры.

Экспериментальная проверка априорной модели (1) на ряде аппаратов показала ее неадекватность объекту управления. В частности, установлено, что  $\theta_{yc}$  — функция тока  $i$ , протекающего через обмотку ПРА, а  $\tau$  сложно зависит от  $t$  и  $i$ . При этом  $\tau = f(i, t)$  справедливо на начальном участке нагрева, ограниченном временем  $t_1$ . Для фиксированных значений  $i$  при малых  $t$  величина  $\tau$  имеет

минимальное значение и увеличивается с ростом  $t$ , стремясь к некоторому установившемуся значению  $\tau_{yc}$ . При  $t > t_1$   $\tau = \tau_{yc}$  и не зависит от тока  $i$ . Характер изменения  $\tau$  показан на рисунке.

С учетом изложенного необходимо модифицировать модель (1). В общем виде она примет вид

$$\theta(i, t) = \theta_0 e^{-\frac{t}{\tau(i, t)}} + \theta_{yc}(i) \left[ 1 - e^{-\frac{t}{\tau(i, t)}} \right]. \quad (2)$$

Проанализировав работу моделируемого аппарата, приняли следующую структуру зависимости  $\theta_{yc}(i)$ :

$$\theta_{yc}(i) = a_0 + a_1 i + a_2 i^2, \quad (3)$$

где  $a_0, a_1, a_2$  — параметры модели (3).

Исследования также показывают, что кривая изменения  $\tau$  при  $i = \text{const}$  носит экспоненциальный характер и может быть описана выражением

$$\tau(i, t) = \tau_{yc} \left[ 1 - e^{-\frac{t}{\sigma(i)}} \right], \quad (4)$$

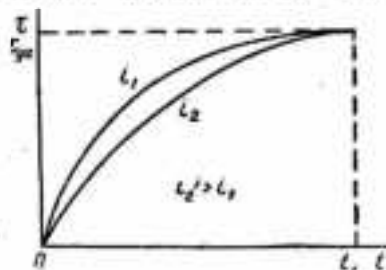
где  $\sigma$  — характерное время изменения  $\tau$ . В свою очередь, зависимость  $\sigma(i)$  принята в виде полинома  $\sigma(i) = b_0 + b_1 i + b_2 i^2$  (5), где  $b_0, b_1, b_2$  — оцениваемые параметры.

Переменные  $\theta_{yc}(i), \sigma(i)$  являются наблюдаемыми, поэтому зависимости (3), (5) можно идентифицировать автономно, а затем использовать в общей модели (2). Задача идентификации сводится к оценке параметров  $a_0, a_1, a_2$  и  $b_0, b_1, b_2$  в моделях (3), (5) соответственно.

Параметры оценивали с помощью метода наименьших квадратов [3] по известному алгоритму  $A = (X^T X)^{-1} \times X^T Y$  (6), где  $X$  — информационная матрица, столбцам которой соответствуют переменные  $i, i^2$ , а строкам — значения этих величин, снятых экспериментально,  $Y$  — вектор-столбец измеренных значений  $\theta_{yc}$ ;  $A^T = [a_0, a_1, a_2]$ .

Аналогично находили параметры  $b$ ,  $B^T = [b_0, b_1, b_2]$ . В качестве вектора  $Y$  использовали экспериментальные значения  $\sigma$ .

Проверка модели (2) в реальных условиях показала ее адекватность на сравнительно малом интервале времени  $\Delta t = t - t_0$ , где  $t_0$  соответствует выбранному значению  $\theta_0$ . Неадекватность модели в широком интервале времени, до момента окончания переходного процесса  $t$  (см. рисунок), связана с необходимостью пересчета  $\theta_0$  с ростом  $t$ . Одним из путей модификации модели (2) может быть переход к дискретной модели. В формуле (2) величина  $\theta_0$  — некоторый перегрев, приобретенный аппаратом до начала процесса нагрева с характерным временем  $\tau$ . Следовательно, разбив



процесс нагрева по времени на равные интервалы  $\Delta t$  и предположив, что внутри этих интервалов  $\tau$  остается неизменным, можно считать перегрев к концу интервала  $\Delta t_{n-1}$  начальным относительно интервала  $\Delta t_n$ . Тогда, учитывая равенство интервалов  $\Delta t$ , можно записать (2) в рекуррентном виде:

$$\theta_n(i, t) = \theta_{n-1} e^{-\frac{\Delta t}{\tau_n(i, t)}} + \theta_{yc}(i) \left[ 1 - e^{-\frac{\Delta t}{\tau_n(i, t)}} \right], \quad (7)$$

где  $\tau_n(i, t)$  — характерное время в  $n$ -м интервале  $\Delta t$ .

Переходя к дискретному времени, из равенства (4) получаем

$$\tau_n(i, t) = \tau_{yc} \left[ 1 - e^{-\frac{t_n}{\sigma(i)}} \right], \quad (8)$$

где  $t_n = n\Delta t$ ,  $n = 1, 2, 3, \dots$ . Таким образом,  $t_n$  — время, отсчитанное от начала процесса нагрева до конца  $n$ -го интервала;  $\tau_n(i, t)$  — характерное время, определенное в конце  $n$ -го интервала.

Подставляя в уравнение (7) выражение для  $\tau_n(i, t)$ , определенное из формулы (8), получаем предлагаемую тепловую модель ПРА в окончательном виде:

$$\theta_n(i, t) = \theta_{n-1} \exp \left\{ -\frac{\Delta t}{\tau_{yc} \left[ 1 - \exp \left( -\frac{t_n}{\sigma(i)} \right) \right]} \right\} + \theta_{yc}(i) \left\{ 1 - \exp \left[ -\frac{\Delta t}{\tau_{yc} \left[ 1 - \exp \left( -\frac{t_n}{\sigma(i)} \right) \right]} \right] \right\}. \quad (9)$$

Очевидно, что  $\theta_n(i, t)$  — перегрев в точке, для которой определено  $\tau_n(i, t)$  из формулы (8), следовательно, точность модели зависит от выбора размера интервала  $\Delta t$ . Интервал времени  $\Delta t$  может быть выбран в зависимости от конкретных практических задач. Экспериментально установлено, что точность модели, приемлемая для практического использования, обеспечивается при выборе  $\Delta t$  в соответствии с неравенством  $\Delta t < 0,1 t_1$ . Проверка модели (9) на экспериментальных данных подтвердила ее адекватность объекту.

Полученная тепловая модель ПРА позволяет с высокой точностью определить тепловое состояние аппарата в номинальном и аномальных режимах работы. Анализируя тепловые характеристики ПРА с использованием разработанной модели, получаем исходные данные для разработки защитных устройств и оцениваем эксплуатацию аппарата в экстремальных условиях. Кроме того, тепловая модель может оказаться полезной и на стадии разработки ПРА.

Список литературы: 1. Основы теории электрических аппаратов / Под ред. Г. В. Буткевича. — М.: Высш. школа, 1970. — 600 с. 2. Перельман И. Н. Оперативная идентификация объектов управления. — М.: Энергия, 1982. — 269 с. 3. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. — М.: Статистика, 1973. — 391 с.

Поступила в редакцию 08.02.88.

## АВТОМАТИЗАЦИЯ ПОСТРОЕНИЯ РАЗВЕРТОК

На практике широко применяются развертки из листового материала для изготовления газо- и воздуховодов, волноводов, волноводных переходов, футеровочных плит. Графическое построение разверток часто связано с трудоемкими расчетно-графическими операциями. Для автоматического построения разверток необходимо использовать разработку математического обеспечения комплекса ЕС ЭВМ — графопостроитель или ЕС ЭВМ — дисплей.

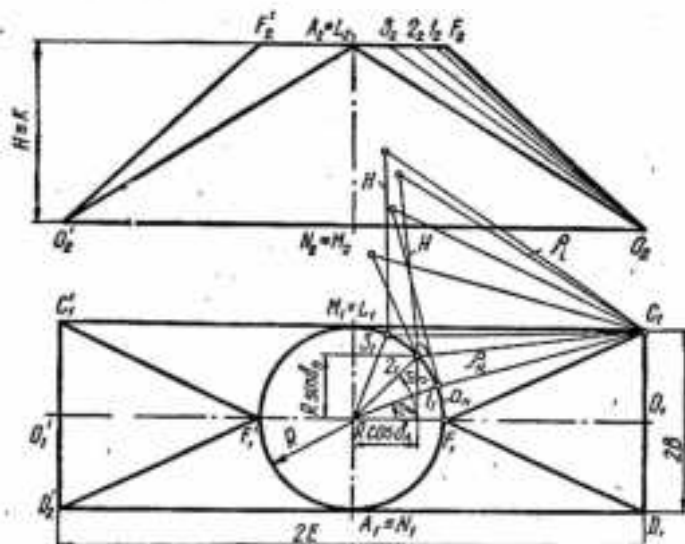


Рис. 1

Рассмотрим аналитический алгоритм определения координат точек разверток наклонной пирамиды (конуса) по соответствующим координатам точек комплексного чертежа, а также практический пример получения развертки волноводного перехода на комплексе ЕС ЭВМ — графопостроитель.

Боковая поверхность волноводного перехода (рис. 1) состоит из четырех граней, сопряженных поверхностями наклонных конусов. Заданы значения  $B$ ,  $E$ ,  $H$ ,  $R$ . Данная сложная поверхность линейчатая, развертывающаяся. Участки конических поверхностей аппроксимируются участками вписанных в них поверхностей пирамид, и развертка строится методом триангуляции.

Графическое построение развертки (рис. 2) — трудоемкая задача. При автоматическом получении чертежа развертки по графич-

чекскому алгоритму решения задачи составляется аналитический алгоритм определения координат точек развертки в следующей последовательности.

Определяем величины  $k$ ,  $OE$ ,  $\varphi_0$ ,  $\beta_M$ ,  $\rho_0$  (см. рис. 1, 2) по формулам

$$k = \sqrt{H^2 + (R - B)^2}; \quad (1)$$

$$OF = O_2F_2 = \sqrt{H^2 + (E - R)^2}; \quad (2)$$

$$\varphi_0 = \arctg\left(\frac{OF}{B}\right); \quad (3)$$

$$\beta_M = \arctg\left(\frac{k}{E}\right); \quad (4)$$

$$\rho_0 = B/\cos\varphi_0. \quad (5)$$

Находим координаты точек развертки верхнего основания волноводного перехода из рис. 2:

$$\rho_i = \sqrt{H^2 + \rho_{it}^2} = \sqrt{H^2 + (E - R \cos \delta_i)^2 + (B - R \sin \delta_i)^2}. \quad (6)$$

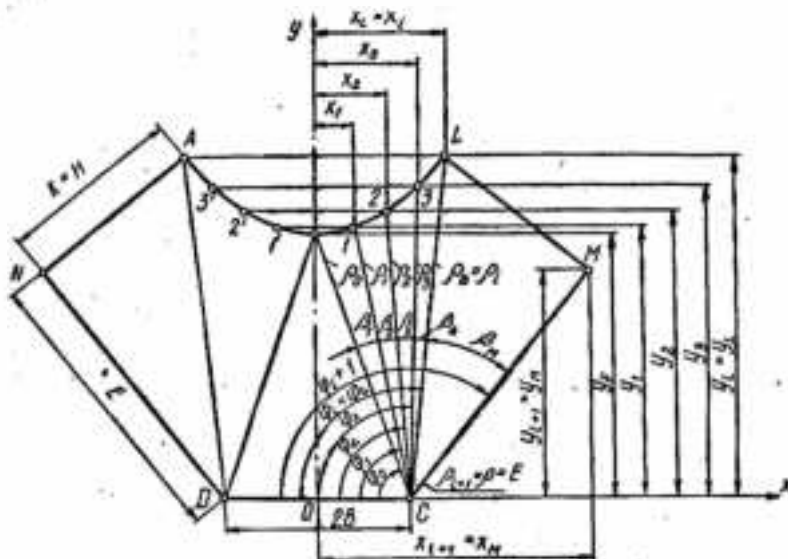


Рис. 2

После преобразования получим

$$\rho_i = \sqrt{H^2 + B^2 + E^2 + R + 2R(B \sin \delta_i + E \cos \delta_i)}. \quad (7)$$

Из рис. 2 следует

$$X_i = B - \rho_i \cos \varphi_i; \quad Y_i = \rho_i \sin \varphi_i. \quad (8)$$

Вычислим параметр  $\varphi_i = \varphi_{i-1} + \beta_i$  (9). Определим угол  $\beta_i$ :  $\cos \beta_i = (p_i^2 + p_{i-1}^2 - a_n^2) / 2p_{i-1}p_i$  (10);  $a_n = 2\pi R / N_n$  (11), где  $N_n$  — число граней участка наклонной пирамиды, которой аппроксимируется поверхность участка наклонного конуса.

Исходными данными построения развертки (рис. 3) являются принятые значения  $H, B, E, R$  и масштаб чертежа. Чтобы получить плавную кривую, координаты  $X, Y$  ее точек вычисляем с дискретностью  $1^\circ$ . Начало координат принимаем в точке  $O$ . При таком

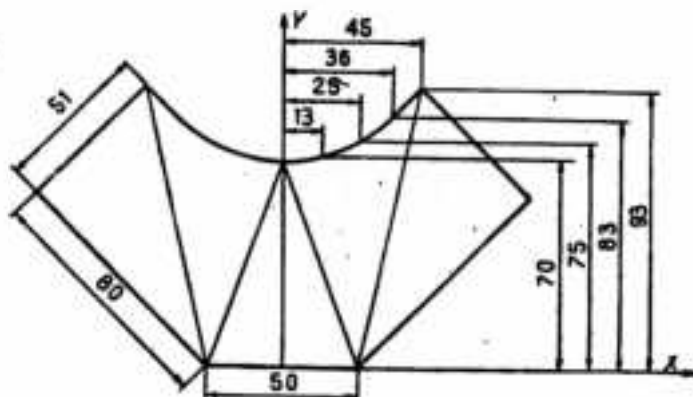


Рис. 3

выборе все вычисления производим только для правой половины чертежа развертки. При вычерчивании левой половины происходит инверсия знака координаты  $X$  правой половины. Для вычерчивания размеров используем стандартные процедуры STRK, STRKV, STRN, которые позволяют получать размерные линии, параллельные координатным осям STRN, произвольного ориентирования на плоскости STRK, а также размерные линии вместе с выносными STRKV. Программа написана на языке FORTRAN EC ЭВМ с использованием функционального обеспечения системы EC ЭВМ — графопостроитель. Аналитический алгоритм, реализованный на данном комплексе, позволяет решать задачи оптимизации для заданных условий.

Поступила в редакцию 01.01.82.

## СОДЕРЖАНИЕ

Мелешко В. И., Назырова В. П., Сект С. С. Метод условной ускоренной статистической оптимизации с линейными ограничениями	3
Шнырев И. М. Метод оценки функциональной надежности КТС АСУ ТП на этапе проектирования	10
Кизуб В. А., Никифоров С. Н., Щербаков А. Ю. Способ повышения надежности коммутаторов технических средств диагностирования	15
Тевяшев А. Д., Поповский В. И. Учет влияния показателей надежности на качество функционирования инженерной сети	20
Деордица Ю. С., Пугач В. Ф. Списочное представление фундаментальных циклов ориентированного мультиграфа	27
Гвоздинский А. Н., Дьяков А. Г. Алгоритмы стохастической аппроксимации в задаче идентификации параметров в АСУ ТП сложных промышленных комплексов	30
Романов П. Г. Диалоговая система расчета балансовых уравнений сложных технологических комплексов	35
Максимов Ю. Б., Пидлисний А. В. Агрегирование конструкторской и технологической информации. Сообщение 2. Синхронизация	41
Кутеев В. М., Васильцова Н. В. Интервальное оценивание при обработке данных метрологического эксперимента	46
Кашеев Л. Б. Об одном из методов повышения эффективности имитационных экспериментов	50
Вороновицкий И. Э., Алексеева А. М. Алгоритмы имитации пространственно неоднородных телевизионных изображений фона	52
Бондаренко М. Ф. О дискретизации речевых сигналов	60
Дедиков Э. А., Тарасов А. В., Чайка Л. И., Ченцов В. Ф. Внутренняя модель и схема базы данных	66
Сенченко Н. И., Пай Н. П., Хара Г. И. Применение языка типа CSMР для автоматизации программирования аналоговых и аналого-цифровых систем	70
Коноваленко К. Д., Колчигина В. К. Выбор оптимального варианта проекта автоматизированной системы управления	76
Путятина Г. М. О методе управления многоименклатурными запасами с нелинейными ограничениями	78
Петров Э. Г., Кновалецко М. К. Формирование оптимальных кооперированных связей предприятий экономического региона (объединения) по производству продукции с использованием ЭВМ	82
Алипов Н. В., Солошко С. Д. Об одном методе контроля дискретных устройств ЭВМ	92
Немченко В. П., Шкиль А. С., Богуславская А. Л. Алгоритм упорядочения D-тестов диагностирования цифровых устройств	97
Семенов В. В. Алгоритм оптимального размещения элементов ГИС с учетом теплофизических ограничений	106
Азаренков В. И. Компонировка электронной аппаратуры систем управления заданного теплового режима	109
Кулик Е. Г., Довнар А. И., Храмов В. Н. Алгоритм оптимизации радиоэлектронных устройств с учетом дискретно изменяющихся параметров элементов схемы	113
Огороднейчук И. Ф., Чурилов А. И., Сериков А. Д. Возможный подход повышения эффективности расчета цифровых схем большой размерности	118
Намитокх К. К., Пашенко И. Л., Борячок Н. Ф. Идентификация электрических аппаратов для систем автоматического управления газоразрядными источниками света	121
Иозеф Г. И., Кудинов А. А. Автоматизация построения разверток	124

**АВТОМАТИЗИРОВАННЫЕ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ  
И ПРИБОРЫ АВТОМАТИКИ**

**Выпуск 71**

Редактор *Н. И. Верховская*  
Художественный редактор *Т. П. Воробийко*  
Технический редактор *Л. Т. Ема*  
Корректор *Л. М. Забродина*

Информ. бланк № 8423

Сдано в набор 04.11.83, Подп. в печать 20.01.84. БЦ 09020. Формат 60 × 90/16. Бумага типогр. № 3. Лит. гарн. Вис. печать, 8,5 печ. л. 8,75 кр.-отт. 9,9 уч.-изд. л. Тираж 1000 экз. Изд. № 1204. Зак. 3-412. Цена 1 р. 40 к.

Издательство при Харьковском государственном университете издательского объединения «Вища школа», 310003, Харьков-3, ул. Университетская, 16

Харьковская книжная фабрика «Коммунист», 310012, Харьков-12, ул. Энгельса, 11.

## РЕФЕРАТЫ

УДК 519.95

Метод условной ускоренной статистической оптимизации с линейными ограничениями. Мелешко В. И., Назырова В. П., Сект С. С. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 3—10.

Предлагается ускоренный алгоритм второго порядка условной статистической оптимизации с линейными ограничениями. Описываются адаптивные процедуры построения всех компонент, настраивающиеся на параметры модели. Приводятся результаты численных экспериментов на тестовых моделях, демонстрирующие работоспособность и помехоустойчивость метода.

Ил. 3, Библиогр.: 5 назв.

УДК 658.5

Метод оценки функциональной надежности КТС АСУ ТП на этапе проектирования. Шимрив И. М. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 10—15.

Предложен метод аналитических расчетов на ЭВМ показателей функциональной надежности АСУ ТП непрерывных производств. Обоснован выбор математической модели надежности обобщенной элементарной цепи. Дана общая оценка изложенного метода.

Ил. 1, Библиогр.: 5 назв.

УДК 621.395

Способ повышения надежности коммутаторов технических средств диагностирования. Кизуб В. А., Никифоров С. Н., Щербачев А. Ю. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 15—19.

Описан способ повышения надежности коммутаторов средств диагностирования. Он заключается в замене части контактных устройств коммутатора на постоянные связи. Доказана возможность подобной замены именно для средств диагностирования методом тестирования. Показано, что в результате применения предлагаемого способа сокращается число контактов и коммутаций коммутатора. Выведены аналитические выражения для определения относительного сокращения числа контактов и коммутаций, а также для интенсивности отказов коммутатора. Рассмотрен числовой пример.

Табл. 2, Ил. 3, Библиогр.: 2 назв.

Учет влияния показателей надежности на качество функционирования инженерной сети. Тебяшев А. Д., Поповский В. И. — АСУ и приборы автоматки, 1984, вып. 71, с. 20—27.

Посвящена исследованию статистических свойств показателей качества функционирования инженерной сети в зависимости от статистических свойств потоков отказов и восстановлений элементов сети. Получены количественные оценки соответствующих показателей качества функционирования инженерной сети.

Библиогр.: 4 назв.

Списочное представление фундаментальных циклов ориентированного мультиграфа. Деордица Ю. С., Пугач В. Ф. — АСУ и приборы автоматки, 1984, вып. 71, с. 27—30.

Предлагается новый способ представления системы фундаментальных циклов для итерационных алгоритмов решения задач потокораспределения в инженерных сетях. По сравнению с теоретико-множественным представлением новый способ является более компактным и объем информации не зависит от способа выбора остова дерева графа.

Табл. 1. Ил. 1. Библиогр.: 2 назв.

Алгоритмы стохастической аппроксимации в задаче идентификации параметров в АСУ ТП сложных промышленных комплексов. Гвоздинский А. Н., Дьяков А. Г. — АСУ и приборы автоматки, вып. 71, с. 30—34.

Предложен метод синтеза алгоритмов стохастической аппроксимации в задаче идентификации параметров в АСУ сложным техническим объектом, в качестве которого рассматривается литейная машина с управляемым технологическим комплексом.

Ил. 2. Библиогр. ссылка в подстроч. примеч.

Диалоговая система расчета балансовых уравнений сложных технологических комплексов. Романый П. Г. — АСУ и приборы автоматки, 1984, вып. 71, с. 35—41.

Рассмотрены вопросы организации диалогового режима между пользователем и ЭВМ при решении балансовых уравнений сложных технологических комплексов. Машинная программа разработана на основе двухуровневого алгоритма с использованием для координации подсистем штрафных функций.

Библиогр.: 5 назв.

**Агрегирование конструкторской и технологической информации. Сообщение 2. Синхронизация.** Ю. Б. Максимов, А. В. Пидлисный. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 41—45.

Рассмотрен один из аспектов процедуры агрегирования — условия координации во времени агрегированных процессов (агрегатов). Исследования, приведенные в статье для различных видов функции управления (интенсивности) сводятся в основном к устранению избыточности связей между агрегатами и проверке непустоты области синхронизации, т. е. к установлению признаков противоречивости этих связей. Для этого вводится понятие связей «по состояниям». Предложенные алгоритмы могут использоваться при агрегировании информации в системах управления.

Ил. 3. Библиогр.: 5 назв.

## УДК 519.23

**Интервальное оценивание при обработке данных метрологического эксперимента.** Кутеев В. М., Васильцова Н. В. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 46—50.

Предметом исследования являются алгоритмы интервального оценивания при обработке данных метрологического эксперимента. Выполнено требование единой структуры методов определения доверительных интервалов. Предложенные алгоритмы позволяют решить одну из основных задач метрологических исследований — определение границ измерения некоторых метрологических характеристик.

Библиогр.: 4 назв.

## УДК 519.254

**Об одном из методов повышения эффективности имитационных экспериментов.** Кашеев Л. Б. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 50—52.

Рассмотрен способ обработки результатов имитационного эксперимента, позволяющий получать статистически обеспеченные оценки исследуемого процесса для ограниченного участка поверхности при меньшем количестве статистических испытаний за счет привлечения близлежащих реализаций.

Ил. 1. Библиогр.: 2 назв.

## УДК 681.3.06

**Алгоритм имитации пространственно неоднородных телевизионных изображений фона.** Ворновикки И. Э., Алексеева А. М. — АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 52—60.

Рассмотрен алгоритм имитации случайных изображений, статистически эквивалентных заданной тестовой реализации. Алгоритм позволяет уменьшить вычислительные затраты за счет раздельного моделирования низкочастотной и высокочастотной составляющих изображения и их последующего суммирования.

Ил. 3. Библиогр.: 5 назв.

УДК 510.62

О дискретизации речевых сигналов. Бондаренко М. Ф.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 60—66.

Предложен метод дискретизации речевых сигналов с учетом эффекта сглаживания в слухе. Разработаны схемы для его реализации.

Ил. 4. Библиогр.: 2 назв.

УДК 519.683.

Внутренняя модель и схема базы данных. Дедиков Э. А., Тарасов А. В., Чайка Л. И., Чепцов В. Ф.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 66—70.

Проанализированы известные способы внутримашинного представления базы данных. Рассмотрены физическая структура данных и разработанной авторами СУБД СИНТА, включая внутреннее представление схемы базы данных и словарных файлов. В основе физической структуры используются трижды связанные деревья, что позволило реализовать иерархическую СУБД с высокой степенью логической независимости.

Табл. 1. Ил. 4. Библиогр.: 5 назв.

УДК 681.34

Применение языка типа CSMP для автоматизации программирования аналоговых и аналого-цифровых систем. Сенченко Н. И., Пан Н. П., Хара Г. И.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 70—75.

Описана система автоматизации аналогового и гибридного программирования, обеспечивающая полную подготовку к моделированию системы обыкновенных дифференциальных уравнений. Приведены примеры работы системы и ее техническая характеристика.

Табл. 1. Ил. 4. Библиогр.: 5 назв.

УДК 658.012

Выбор оптимального варианта проекта автоматизированной системы управления. Коноваленко К. Д., Колчигина В. К.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 76—77.

Рассматриваются вопросы выбора оптимального варианта автоматизированной системы управления производством с использованием экспертных методов и путем аналитического сравнения. При выборе рассматриваются отдельные элементы, оцениваемые по нескольким критериям.

Библиогр.: 5 назв.

УДК 658.012

О методе управления многоименными запасами с нелинейными ограничениями. Путяткина Г. М.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 78—82.

Рассмотрен метод оптимизации многоименной задачи управления ресурсами как сепарабельной задачи нелинейного программирования с нелинейными ограничениями. Предложен метод преобразования исходной задачи к задаче динамического программирования при ограничениях, отличных от принятых в общей постановке. Приведены рекуррентные соотношения метода, позволяющего эффективно решить задачи небольшой размерности.

Табл. 1. Библиогр.: 3 назв.

УДК 519.713

Формирование оптимальных кооперированных связей предприятий экономического региона (объединения) по производству продукции с использованием ЭВМ. Петров Э. Г., Коноваленко М. К.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 82—92.

Рассмотрен вопрос организации изготовления некоторых видов техники на основе кооперированных связей. Предложена новая методика определения оптимального технологического процесса, а также предприятия, имеющие необходимые производственные мощности для изготовления продукции.

Выбор технологического процесса осуществлялся по минимальной себестоимости.

Табл. 3. Ил. 4. Библиогр.: 3 назв.

УДК 681.335.4

Об одном методе контроля дискретных устройств ЭВМ. Алипов Н. В., Солошко С. Д.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 92—97.

Рассматривается метод обнаружения сбоев и отказов элементов дискретных устройств, основанный на использовании избыточного представления двоичных чисел, описываются основные алгоритмы преобразования информации.

Табл. 4. Библиогр.: 2 назв.

УДК 681.326.74

Алгоритм упорядочения *D*-тестов диагностирования цифровых устройств. Немченко В. П., Шкиль А. С., Богуславская А. Л.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 97—105.

Рассмотрен алгоритм упорядочения *D*-тестов диагностирования цифровых схем как составная часть *D*-метода. Алгоритм решает установочную задачу при построении *D*-теста для последовательностных схем и обеспечивает условия отсутствия в них состязаний.

Табл. 2. Ил. 2. Библиогр.: 4 назв.

УДК 621.382

Алгоритм оптимального размещения элементов ГИС с учетом теплофизических ограничений. Семенов В. В.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 106—108.

Для определения размещения на подложке ГИС электрических элементов, при котором суммарная длина соединений между элементами минимальна, известен алгоритм, основанный на методе силовых функций. Показано, как на основе этого метода можно решить более сложную задачу — разместить элементы так, чтобы суммарная длина соединений была минимальной и чтобы были выполнены все теплофизические ограничения.

Табл. 1. Библиогр.: 3 назв.

УДК 621.39С

Компоновка электронной аппаратуры систем управления заданного теплового режима. Азаренков В. И.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 109—113.

Предлагается подход к вопросам оптимальной компоновки электронной аппаратуры систем управления и автоматики с целью обеспечения заданного теплового режима, определения способа охлаждения проектируемой аппаратуры и расчета теплофизических параметров будущей конструкции.

Библиогр.: 5 назв.

УДК: 681.34

**Алгоритм оптимизации радиоэлектронных устройств с учетом дискретно изменяющихся параметров элементов схемы.** Куник Е. Г., Довняров А. И., Хранцов В. Н.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 113—117.

Предложена модификация алгоритма определения оптимального решения в многоэкстремальных задачах схемотехнического проектирования, поиск которого производится с учетом изменения элементов схем по дискретной сетке номиналов. Приводится сравнение данного алгоритма с ограниченным прямым перебором и поиском дискретного значения вблизи экстремума критерия при непрерывном распределении значений схемных компонент.

Табл. 2. Библиогр.: 3 назв.

УДК 621.38

**Возможный подход повышения эффективности расчета цифровых схем большой размерности.** Огороднейчук И. Ф., Чурилов А. И., Сериков А. Д.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 118—120.

Приводится классификация возможных подходов, позволяющих увеличить размерность проектируемых с помощью ЭВМ схем, и выделены области их применения. Для случая проектирования цифровых схем высокой степени интеграции предлагается использовать гибридный подход, базирующийся на сочетании логического и электрического анализ.

Библиогр.: 3 назв.

УДК 628.9.03

**Идентификация электрических аппаратов для систем автоматического управления газоразрядными источниками света.** Намитков К. К., Пашенко И. Л., Борячок Н. Ф.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 121—123.

Описывается математическая тепловая модель электрических аппаратов для оптимизации способов защиты систем автоматического управления газоразрядными источниками света. В основу ее построения положен эмпирический подход. Параметры модели определяются методом регрессионного анализа.

Ил. 1. Библиогр.: 3 назв.

УДК 621.34

**Автоматизация построения разверток.** Нозеф Г. И., Кудянов А. А.— АСУ и приборы автоматики, 1984, вып. 71, с. 124—126.

Работа посвящена автоматизации построения разверток. Предлагаются рациональные графический и аналитический алгоритмы построения развертки практического примера волноводного перехода. Предложенная методика позволяет механизировать ручные чертежно-графические работы.

Ил. 3.

## ТРЕБОВАНИЯ К АВТОРАМ СБОРНИКА

1. Рукописи статей, направляемые в редакцию сборника, должны сопровождаться разрешением на опубликование от учреждения, в котором выполнена данная работа. Необходимы две рецензии — внешняя и внутренняя.

2. Объем статьи не должен превышать 12 страниц машинописного текста, включая список литературы, таблицы и реферат.

3. К статье прилагается реферат объемом не более 1/2 страницы машинописного текста, зашифрованный по универсальной десятичной классификации (УДК).

4. Рукопись передается в двух экземплярах, напечатанная на машинке через два интервала только на черной ленте, включая сноски, таблицы и примечания на одной стороне стандартного листа белой бумаги. Должны быть строго выдержаны поля: 2 см сверху, 1 см справа, 2,5 см слева и снизу. Таблицы и список литературы печатаются на отдельных страницах. Страницы нумеруются посередине верхнего поля карандашом. На полях рукописи необходимо карандашом указать место расположения рисунков или таблиц. Сокращение слов в таблицах не допускается.

5. В тексте разрешаются только общепринятые сокращения (т. е., и т. д., и т. п., и др.). Иностранный текст, если нет машинки с иностранным шрифтом, пишется от руки.

6. Формулы должны быть разборчиво написаны от руки тушью или черными чернилами (буквы вдвое больше печатных). Следует четко разграничивать индексы и показатели степени, прописные и строчные буквы. Буквы одинакового начертания — *c*, *k*, *v*, *w*, *s*, *z*, *x*, *y*, *p* подчеркивать: прописные (большие) — двумя черточками снизу, строчные (малые) — двумя черточками сверху. Особенно аккуратно следует выписывать

сходные по начертаниям буквы: *h* и *l*, *l* и *e*, *g* и *q*. Необходимо четко отличать штрихи от единиц. Все греческие буквы обводить красным карандашом. Готический шрифт не употреблять. Буквы на рисунках размечаются так же.

7. Иллюстративный материал (не более одного рисунка на пять страниц текста) прилагается отдельно в двух экземплярах и выполняется тушью на кальке. На обороте каждого рисунка указывать его номер, фамилию автора и название статьи. Подписи к рисункам следует прилагать на отдельном листе в конце статьи. На первых экземплярах рисунков буквенных и цифровых обозначений не давать.

8. Цифра в тексте, указывающая ссылку на литературу, заключается в квадратные скобки. В список литературы включаются только те работы, на которые ссылается автор статьи, в такой последовательности: для книг — фамилия автора, инициалы, полное название книги, место издания, издательство, год издания, том, общее количество страниц; для журналов — фамилия автора, инициалы, название статьи, журнала, год издания, номер тома, номер журнала, номера страниц статьи. Ссылки на неопубликованные работы не допускаются. В списке — не более пяти наименований.

9. В конце рукописи должны быть указаны название учреждения, в котором выполнена работа, имя, отчество, фамилия автора, домашний адрес, дата, подпись.

10. В случае переработки статьи датой ее поступления считается дата получения редакцией исправленного варианта (в двух экземплярах). После переработки статья вновь рассматривается редколлегией. При отказе в публикации работы редколлегия оставляет за собой право не возвращать автору экземпляр.

**РЕДКОЛЛЕГИЯ**

1-п-10к/

# АВТОМАТИЗИ- РОВАННЫЕ СИСТЕ- МЫ УПРАВЛЕНИЯ

И ПРИБОРЫ АВТОМАТИКИ

РЕСПУБЛИКАНСКИЙ  
МЕЖДУВЕДОМСТВЕННЫЙ  
НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ  
СБОРНИК

Основан в 1965г.