

Библиографический список

1. Системы микроЭВМ в научных исследованиях и процессе обучения: Материалы советско-польского семинара. - М.: МЭИ, 1985.
2. Многодоступная система выполнения задач с разделением времени МАСТЕР. - Катовице: НПО СУ, 1985.
3. Зиглер К. Методы проектирования программных систем. - М.: МИР, 1985.
4. Руководящие методические материалы по разработке ТЗ на автоматизированный учебно-исследовательский комплекс. - М.: МВССО РСФСР, 1986.

АЛГОРИТМИЗАЦИЯ ПРОЦЕССОВ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ И УПРАВЛЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТОМ

УДК 681.34

Н.В.Беликов, К.В.Исаев

АНАЛОГО-ЦИФРОВАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ МЕТОДА ФОРМИРУЮЩИХ
ФИЛЬТРОВ ДЛЯ ИДЕНТИФИКАЦИИ В СИСТЕМАХ АНИ
НА БАЗЕ МИКРОЭВМ В СТАНДАРТЕ КАМАК

(г. Ростов-на-Дону)

Многие задачи обработки экспериментальных данных могут быть сформулированы как задачи параметрической или структурно-параметрической идентификации моделей исследуемых объектов (в частности, динамических) /1-3/. Один из наиболее универсальных подходов к решению этих задач основан на разложении оператора объекта по заданной базисной системе формирующих фильтров (ФФ) и оценивании коэффициентов этого разложения - параметров модели /3/. В нелинейном по параметрам случае решение многих задач параметрической идентификации может быть получено ньютоновскими методами путем итерации линейных задач. Ниже описан опыт реализации этого подхода в системе АНИ, выполненной на базе микроЭВМ в стандарте КАМАК. Основное внимание

удлиено алгоритмизации метода, включая его метрологическое обеспечение, и в связи с этим рациональному сочетанию цифровых и аналоговых средств переработки информации. При этом цифровая часть переработки сведена к небольшому числу автономных алгоритмов (программ).

Задача структурно-параметрической идентификации состоит в определении структур и параметров моделей, которые наилучшим образом описывают результаты наблюдений исследуемого объекта [2]. В рассматриваемой постановке задачи множество допустимых структур моделей задается с помощью множества операторов (формирующих фильтр -

$$\{x(t) = B_{0t}[y(\cdot)], z_k(t) = B_{kt}[y(\cdot)], k = 1, 2, \dots, n\}, \quad (1)$$

определенных на всевозможных векторных процессах $y(t), t \in [0, t_f]$, характеризующих непрерывный объект исследования (0 и t_f - соответственно время начала и время окончания наблюдения, $x(t)$ и $z_k(t)$ - скаляры). Для так называемых физически реализуемых операторов $B_{kt}, k = 0, 1, \dots, n$ текущие значения $x(t)$ и $z_k(t)$ определяются лишь начальным отрезком (сужением) процесса $y(\cdot)$, соответствующим интервалу времени $[0, t] \subset [0, t_f]$.

П о л н о й (относительно множества (1)) с т р у к т у р о й назовем соотношение вида

$$x(t) = \sum_{k=1}^n C_k z_k(t) = z_0^T, \quad t \in [0, t_f], \quad (2)$$

где параметры C_k и процессы $z_k(\cdot)$ объединены соответственно в n -векторы-столбцы C и $Z(\cdot)$ (T - символ транспонирования), и вектор C считается неопределенным. Если вектор C зафиксировать, то получим некоторую конкретную модель исследуемого объекта. Исключая из соотношения (2) различные группы слагаемых, соответствующие различным базисным процессам $z_k(\cdot)$, получим различные неполные структуры (или просто структуры). Таким образом, каждая из числа исследуемых структур может быть задана n -разрядным двоичным числом вида $(z_1 z_2 \dots z_n)$, если условиться, что $z_k = 0$ лишь в том случае, когда слагаемое $C_k z_k(t)$ в этой структуре отсутствует.

Ради простоты обозначений ниже вместо $x(t_i), z(t_i)$ будем писать соответственно $x(i), z(i)$. Предположим, что эксперименталь-

ные данные представлены множеством величин $\{\tilde{x}(i) = x(i) + \Delta_x(i), \tilde{z}(i) = z(i) + \Delta_z(i); i=1, 2, \dots, N\}$, где $\{\Delta_x(i)\}, \{\Delta_z(i)\}$ — случайные стационарные, не зависящие от $\{x(i)\}_{i=1}^N$ и $\{z(i)\}_{i=1}^N$, белые соответственно скалярная и векторная последовательности. Для каждой допустимой структуры можно ставить и решать задачу оценивания ее параметров (параметрическая идентификация) по данным $\{\tilde{x}(i), \tilde{z}(i); i=1, 2, \dots, N\}$. Задачу структурно-параметрической идентификации определим как задачу оценивания параметров допустимых структур (определения соответствующих им моделей исследуемого объекта) с одновременной выработкой системы предпочтений (приоритетов) на множестве полученных таким образом моделей.

Приступая к решению сформулированной задачи, рассмотрим вначале полную структуру (I..III) и решим для нее задачу параметрической идентификации. В основу критерия оптимального оценивания параметров C естественно положить среднее значение квадратического функционала

$$J(C) = E \left[\sum_{i=1}^N [(\tilde{x}(i) - \Delta_x(i) - (\tilde{z}(i) - \Delta_z(i))^T C)^2] / \{\tilde{x}(i), \tilde{z}(i)\}_{i=1}^N \right] = \quad (3)$$

$$= V_x - N E [\Delta_x^2(i)] - 2C^T V_{xz} + 2NC^T E [\Delta_x(i) \Delta_z(i)] + C^T V_z C - NC^T E [\Delta_z(i) \Delta_z^T(i)] C,$$

где $E[\cdot]$ — оператор условного математического ожидания:

$$V_x = \sum_{i=1}^N \tilde{x}^2(i), \quad V_{xz} = \sum_{i=1}^N \tilde{x}(i) \tilde{z}(i), \quad V_z = \sum_{i=1}^N \tilde{z}(i) \tilde{z}^T(i). \quad (4)$$

Если имеются оценки P_x , P_{xz} и P_z соответственно для скаляра $E[\Delta_x^2(i)]$, n -вектора $E[\Delta_x(i) \Delta_z(i)]$ и $n \times n$ -матрицы $E[\Delta_z(i) \Delta_z^T(i)]$, то, подставляя их в выражение (3) и минимизируя полученное выражение по C , получаем следующие формулы для оптимальной оценки \hat{C} :

$$\hat{C} = W_z^{-1} W_{xz}, \quad (5)$$

$$W_z = V_z - N P_z, \quad W_{xz} = V_{xz} - N P_{xz}. \quad (6)$$

Оценкой остаточной суммы квадратов может служить величина $\lambda/4$, /4/

$$\lambda = E \left[\sum_{i=1}^N [(\tilde{x}(i) - (\tilde{z}(i) - \Delta_z(i))^T \hat{C})^2] / \{\tilde{x}(i), \tilde{z}(i)\}_{i=1}^N \right] = V_x - W_{xz}^T \hat{C} \quad (7)$$

Для среднеквадратического отклонения помех имеем оценку

$$\hat{a}^2 = A / (N - 1). \quad (8)$$

Оценивание параметров и среднеквадратического отклонения помех любой неполной структуры $(z_1 z_2 \dots z_n)$ может быть выполнено по формулам (5), (7), (8), если вместо векторов W_{xz}, V_{xz}, P_{xz} и матрицы W_z в этих формулах использовать соответствующие векторы и матрицу, полученные из исходных вычеркиванием всех элементов (строк и столбцов в матрице W_z) с номерами j , которым в двоичном представлении этой структуры $(z_1 z_2 \dots z_n)$ соответствуют нулевые z_j .

Ниже с целью сокращения записей будем пользоваться расширенными векторами $(\Delta_x(i); \Delta_z^T(i))^T = \Delta(i), \alpha(i) = (\tilde{x}(i); \tilde{z}^T(i))$ и расширенными матрицами

$$P = \begin{pmatrix} P_{xz} & | & P_{xz}^T \\ \hline P_{xz} & | & P_z \end{pmatrix}, V = \begin{pmatrix} V_{xz} & | & V_{xz}^T \\ \hline V_{xz} & | & V_z \end{pmatrix}, W = \begin{pmatrix} V_{xz} & | & W_{xz}^T \\ \hline W_{xz} & | & W_z \end{pmatrix}. \quad (9)$$

Общий алгоритм структурно-параметрической идентификации, ориентированный на автоматизированный эксперимент с применением микроЭВМ, представим в виде следующей последовательности из трех алгоритмов: 1) алгоритм 1 получения матрицы P ; 2) алгоритм 2 получения матрицы V ; 3) алгоритм 3 дискриминации структур и оценивания их параметров.

Рассмотрим вначале алгоритм 2, непосредственно связанный с экспериментом. В соответствии с формулами (4), (9) этот алгоритм сводится к повторению в цикле от $i = 1$ до $i = N$ двух операций: 1) формирование вектора $\alpha(i)$ и 2) уточнение матрицы V по формуле

$$V = V + \alpha(i)\alpha^T(i) \quad (10)$$

(перед началом цикла матрица V зануляется). Значения $\alpha(i)$ при всех i записываются в одни и те же ячейки памяти, т.е. накопление информации об объекте производится только за счет обновления матрицы V (достаточной статистики) по формуле (10).

Описанный способ выполнения алгоритма 2 в масштабе реального времени эксперимента значительно экономит память ЭВМ, применяемой в системе автоматизации эксперимента. При этом реализация ФФ с вектором выходов $\alpha(i)$ может быть осуществлена двумя способами: программно и аппаратно. В первом способе возникают серьезные ограничения на максимально допустимое число $n+1$ ФФ и допустимую сложность

выполняемых ими преобразований, связанные с ограниченным быстродействием ЭВМ (все вычисления в одном цикле должны быть выполнены в промежутке между измерениями). Отказ от обработки данных в реальном времени экспериментом и переход к ретроспективной обработке снижает требования к быстродействию ЭВМ, но требует значительного увеличения объема ее памяти для хранения всего массива экспериментальных данных. При аппаратной (аналоговой, цифровой или аналого-цифровой) реализации ФФ происходит распараллеливание вычислений, и требования к основной ЭВМ, выполняющей лишь уточнение матрицы V по формуле (10) в реальном времени, существенно снижаются. При этом ФФ становятся как бы естественными концевыми элементами измерительных трактов, и съем данных сводится к последовательному подключению их выходов через АЦП ко входу ЭВМ.

Алгоритм 1 связан по существу с метрологическим обеспечением эксперимента — идентификацией помех, оценка P ковариационной матрицы которых используется затем при обработке экспериментальных данных. Метрологические испытания измерительных трактов (включая их концевые элементы — ФФ) могут быть выполнены лишь при условии, что имеется возможность точного задания некоторых значений полезных сигналов $x(i), z(i)$ наиболее удобными из которых являются $x(i) \equiv 0$ и $z(i) \equiv 0$. Не вдаваясь в подробности, укажем лишь на один простой способ обнуления полезных сигналов, связанный с введением в состав измерительных трактов идентичных фильтров высших частот, например с передаточной функцией $ST/(1+ST)$ (S — переменная Лапласа). При постоянных значениях $x(i), z(i)$ (это условие, как правило, легко обеспечивается), высокочастотным характере помех и достаточно большой постоянной времени T после окончания переходных процессов на выходах ФФ установится процесс $a(i) \equiv (A_x(\cdot), A_z(\cdot))$ в вычислительной точке алгоритм 1 ничем не отличается от алгоритма 2: в каждом цикле измерение $a(i) = (A_x(\cdot), A_z(\cdot))$ используется для уточнения матрицы V по формуле (10), после некоторого числа N_f таких циклов вычисляется оценка $P = V(N_f)$ ковариационной матрицы помех.

Рассмотрим, наконец, алгоритм 3. Способ вычисления оценок векторов параметров θ и среднеквадратических отклонений помех $\hat{\sigma}^2$ для каждой фиксированной структуры был указан выше. В качестве критерия согласия различных моделей с экспериментальными данными можно использовать F -критерий [4, 6], основанный на сравнении соответствующих этим моделям не зависящих от P_x оценок среднеквадратиче-

оких отклонений шумов (8) с оценкой \hat{D}_x дисперсии случайной величины $\Delta x(i)$, получаемой в алгоритме I.

Гибкая аналого-цифровая система, реализующая описанные выше алгоритмы, была разработана в НИИ механики и прикладной математики Ростовского госуниверситета. Система выполнена на базе микроЭВМ "Электроника-60" в стандарте КАМАК. Аналоговая часть системы, включающая в себя управляемые от ЭВМ ФФ, аналоговое запоминающее устройство (АЗУ) и коммутатор, выход которого связан с входом в быстродействующий АЦП, размещена в крейте КАМАК. Максимальное число n ФФ в системе ограничивается числом закрепленных за ним в крейте КАМАК мест (до 8). Номенклатура ФФ, используемых в системе, может быть самой различной и, в частности, включать в себя различные полосовые фильтры, фильтры верхних и нижних частот, Лагерра, Эрмита, линии задержки. Допускается параллельно-последовательное соединение любого числа ФФ. Управление ФФ осуществляется программно от ЭВМ и сводится для линейных ФФ к изменению их постоянных времени в диапазоне 0,01...10 с и типа передаточной функции. Линейные ФФ легко и точно реализуются на RC-цепочках и операционных усилителях. В приводимых ниже примерах задач идентификации, решаемых системой, применялся лишь один тип ФФ с передаточной функцией $ST_1 / (1+ST_1)(1+ST_2)$. Управление этими ФФ сводится к изменению постоянных времени T_1 и T_2 . При этом случаи $T_1 = \infty$ и $T_2 = 0$ не исключаются: в первом из них рассматриваемый ФФ переходит в простейший фильтр нижних частот $1 / (1+ST_2)$, во втором - в простейший фильтр верхних частот $ST_1 / (1+ST_1)$.

Пример I (определение частотных характеристик). Пусть $y_1(t)$ и $y_2(t)$ - соответственно скалярные вход и выход исследуемого объекта. Задача определения его частотных характеристик (или коэффициентов гармонической линеаризации в случае нелинейного в смысле "вход-выход" объекта) решается при подаче на вход сигнала $y_1(t) = a + b \sin \omega t$ с помощью двухпараметрической модели, в которой, например,

$$\left. \begin{aligned} X(s) &= \frac{ST_1}{(1+ST_1)(1+ST_2)} Y_2(s) \\ Z(s) &= \begin{pmatrix} Z_1(s) \\ Z_2(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{ST_1}{(1+ST_1)(1+ST_2)} Y_1(s) \\ \frac{ST_1}{(1+ST_1)} \frac{ST_2}{(1+ST_2)} Y_1(s) \end{pmatrix} \end{aligned} \right\} \quad (II)$$

В соотношениях (II), реализующих частный случай соотношений (I), (2) и записанных в форме передаточных функций (в преобразованном по Лапласу виде), T_1 и T_2 - фиксированные постоянные времени. Для обеспечения высокой точности оценивания частотных характеристик значение T_2 должно быть достаточно близким к величине $1/\omega$. Первые множители $ST_1/(1+ST_1)$ в передаточных функциях фильтров (II) служат для того, чтобы на выходы этих фильтров не пропустить постоянные составляющие сигналов $y_1(t)$ и $y_2(t)$. Вектор C может быть оценен в соответствии с приведенными выше алгоритмами. Его компоненты C_1 и C_2 однозначно связаны с частотными характеристиками исследуемого объекта (действительная часть $Re(w)$ частотной характеристики совпадает с C_1 , а мнимая часть $Im(w)$ вычисляется по формуле $Im = \omega T_2 C_2$). Поскольку в рассматриваемом примере структура определена однозначно, дискриминация моделей не проводится.

Пример 2. Рассмотрим задачу структурно-параметрической идентификации непрерывного динамического объекта со скалярными, соответственно, входом $y_1(t)$ и выходом $y_2(t)$. Каждая допустимая структура задается в пространстве изображений по Лапласу в виде соотношения

$$y_2(s) = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 s + \alpha_2 s^2 + \dots + \alpha_m s^m}{1 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \dots + \beta_m s^m} y_1(s) \quad (12)$$

и определяется числом $m, m=1, 2, \dots, \ell$. Легко видеть, что структура (12) эквивалентна, например, следующей структуре описанного выше (линейного по параметрам) типа /7/:

$$y_2(s) = C_1 y_1(s) + C_2 \frac{ST_1}{(1+ST_1)} y_1(s) + C_3 \frac{1}{(1+ST_1)} y_2(s) + \dots + C_{2m} \frac{ST_m}{(1+ST_m)} y_1(s) + C_{2m+1} \frac{1}{(1+ST_m)} y_2(s), \quad (13)$$

где T_1, T_2, \dots, T_ℓ - различные фиксированные положительные константы (постоянные времени); $(2m+1)$ параметров $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_m, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ структуры (12) однозначно определяют такое же число параметров $C_1, C_2, \dots, C_{2m+1}$ структуры (13) и наоборот: уравнения связи получаются путем приведения соотношения (13) к виду (12) и приравнивания коэффициентов при одинаковых степенях s в числителях и знаменателях полученного соотношения и соотношения (12). В соответствии с выражением (13) множество допустимых структур имеет вид $\{00\dots000111, 00\dots01111, \dots, (11\dots1111)\}$, т.е. для $m=1, \dots, \ell$ задается последователь-

интервалы $(T + 2m)$ - параметрических структур. Для проведения в автоматическом алгоритме I метрологических измерений вместо $Y_1(s)$ и $Y_2(s)$ в модели (13) можно использовать, например, $U_1(s) = [ST/(1+ST)]Y_1(s)$, $U_2(s) = [ST/(1+ST)]Y_2(s)$, при этом метрологические измерения следует проводить при $Y_1(t) \equiv Y_2(t) = const$.

В заключение отметим, что если помимо управления от ЭВМ (в ходе автоматизированного эксперимента) типом и постоянными времени ФФ ввести также управление начальными значениями их входов, то в системе могут быть реализованы различные аналого-цифровые модификации алгоритма фильтрации Калмана-Бьюси [8], широко применяемого в задачах обработки экспериментальных данных.

Библиографический список

1. Цыпкин Я.З. Адаптация и обучение в автоматических системах. - М.: Наука, 1968. - 390 с.
2. Эйкхофф П. Основы идентификации систем управления. - М.: Мир, 1975. - 680 с.
3. Нудельман П.Я. Полиномиальные синтезаторы частотных и временных характеристик. - М.: Связь, 1975. - 128 с.
4. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. - М.: Мир, 1980. - 452 с.
5. Пугачев В.С. Теория вероятностей и математическая статистика. - М.: Наука, 1979. - 496 с.
6. Плескунина В.И., Воронин Е.Д. Теоретические основы организации и анализа выборочных данных в эксперименте. - Л.: ЛГУ, 1979. - 232 с.
7. Бурдастых В.А., Исаев К.В. Об экспоненциальной аппроксимации экспериментальных данных // Автоматизация научных исследований: Сб. науч. работ. - Куйбышев: КуАИ, 1985. - С. 23-28.
8. Браммер К., Зиффлинг Г. Фильтр Калмана-Бьюси. - М.: Наука, 1982. - 200 с.