

В.А. Бурдастых

ОБ ОДНОМ МЕТОДЕ ИДЕНТИФИКАЦИИ
ЛИНЕЙНЫХ ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫХ СИСТЕМ

(г. Ростов-на-Дону)

Рассмотрим задачу идентификации линейных динамических систем со скалярными входом $u(t)$ и выходом $x(t)$ и дробно-рациональной передаточной функцией $W(s) = (\alpha_0 + \alpha_1 s + \dots + \alpha_n s^n) / (1 + \beta_1 s + \dots + \beta_n s^n) = a_0 + a_1 / (1 + sT_1) + \dots + a_n / (1 + sT_n)$,

где T_i - полюсы, которые предполагаются действительными и различными. Эта система может быть описана в пространстве состояний в виде /1/

$$\left. \begin{aligned} \dot{z}_i(t) &= -\frac{1}{T_i} z_i(t) + \frac{1}{T_i} u(t), \quad i=1, 2, \dots, n \\ x(t) &= a_0 u(t) + \sum_{i=1}^n a_i z_i(t), \end{aligned} \right\} \quad (I)$$

Полагая $z_i(0) = 0, i=1, 2, \dots, n$, соотношение (I) можно записать в следующем преобразованном по Лапласу виде:

$$X(s) = a_0 u(s) + \sum_{i=1}^n a_i \frac{1}{1 + sT_i} u(s). \quad (2)$$

Задача параметрической идентификации сводится к определению оценок параметров a_0, a_i, T_i модели (I) или, что то же самое, модели (2) по наблюдениям $\tilde{x}_N = \{\tilde{x}(t_1), \tilde{x}(t_2), \dots, \tilde{x}(t_n)\}$ выхода $x(t)$ в заданные моменты времени $\{t_i\}_{i=1}^n$ и известному входу $u(t)$. При этом предполагается, что $\tilde{x}(t_i) = x(t_i) + \varepsilon_i$, где $\{\varepsilon_i\}_{i=1}^n$ - последовательность независимых случайных величин с нулевыми средними значениями и одинаковыми дисперсиями, т.е. $\text{cov}[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = \sigma^2 \delta_{ij}$, где δ_{ij} - символ Кронекера, σ^2 - интенсивность шума. При решении сформулированной задачи возникают трудности, связанные с наличием параметров T_i , входящих в соответствии с выражением (2), нелинейным образом в наблюдение \tilde{x}_N /2/. Ниже предлагается эффективный метод преодоления этих трудностей, обобщающий результаты работы /3/.

Вместо ориентированной (явной) модели (2) рассмотрим линейную

по оценяваемым параметрам C_0, C_i , но неориентированную (неявную) модель

$$X(s) = C_0 u(s) + \sum_{i=1}^n C_i \frac{1}{1+sT_i} u(s) + \sum_{i=1}^n C_{n+i} \frac{1}{1+sT_i} X(s), \quad (3)$$

где T_i - фиксированные различные константы. Модель (3) эквивалентна модели (2) в том смысле, что для любых a_0, a_i, T_i существуют значения C_0, C_j , при которых из соотношения (2) для произвольных процессов $x(t), u(t)$ следуют соотношения (3) для этих же процессов, и наоборот, для любых C_0, C_j существуют такие a_0, a_i, T_i , при которых из соотношения (3) следует соотношение (2) /4/.

Уравнения связи между C_0, C_j , с одной стороны, и a_0, a_i, T_i , с другой, устанавливаются из условия эквивалентности следующих равенств:

$$\prod_{i=1}^n (1+sT_i) X(s) = \left[a_0 \prod_{i=1}^n (1+sT_i) + \sum_{i=1}^n a_i \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n (1+sT_j) \right] u(s), \quad (4)$$

$$\left[\prod_{i=1}^n (1+sT_i) - \sum_{i=1}^n C_{n+i} \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n (1+sT_j) \right] X(s) = \left[\prod_{i=1}^n (1+sT_i) C_0 + \sum_{i=1}^n C_i \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n (1+sT_j) \right] u(s), \quad (5)$$

полученных путем приведения к общему знаменателю соответственно соотношений (2) и (3). Сравнивая равенства (4) и (5), легко видеть, что параметры T_i - корни полинома $s^n + \ell, s^{n-1} + \dots + \ell_{n-1}s + \ell_n$, стоящего сомножителем при $X(s)$ в левой части соотношения (5). Коэффициент этого полинома определяют по формуле

$$\ell_n = (-1)^k \left(\sum_{i=1}^n T_{i1} \dots \sum_{\substack{i=k \\ i_k = \ell(k-1)+1}} T_{ik} + \sum_{i=1}^n C_{n+i} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n T_{j1} \dots \sum_{\substack{j(k-1) \\ j(k-1) \neq i}} T_{j(k-1)} \right),$$

он зависит от T_i и C_{n+i} . Приравнивая коэффициенты полиномов в правых частях соотношений (4) и (5), легко получить систему линейных уравнений для определения значений параметров a_0, a_i модели (2) по значениям C_0, C_j модели (3).

В соответствии с моделью (3) имеем

$$x(t) = C_0 u(t) + \sum_{i=1}^n C_i \psi_i(t) + \sum_{i=1}^n C_{n+i} \varphi_i(t), \quad (6)$$

где $\varphi_i, i=1, 2, \dots, n$ - решения дифференциального уравнения.

$$\dot{\varphi}_i(t) = -\frac{1}{T_i} \varphi_i(t) + \frac{1}{T_i} x(t). \quad (7)$$

Оценивание параметров a_0, a_i, T_i можно производить по следующей схеме: вначале по данным $\bar{x}_N, u(t)$ находятся МНК-оценки (оценки метода наименьших квадратов) параметров c_0, c_j модели (6), затем по этим оценкам, как было описано выше, находятся оценки a_0, a_i, T_i .

Так как наблюдения \bar{x}_N выхода $x(t)$ "зашумлены", то полученные описанным способом оценки параметров a_0, a_i, T_i модели (2) не совпадают с МНК-оценками этих же параметров, найденных непосредственно по ориентированной модели (2). МНК-оценки обладают многими статистически оптимальными свойствами [5], и поэтому указанное несовпадение является серьезным недостатком описанного метода идентификации.

Следующая процедура позволяет преодолеть этот недостаток. Суть ее заключается в последовательной идентификации моделей вида (3), в которых на каждом последующем шаге происходит уточнение свободных параметров T_i , путем присваивания им значений оценок постоянных времени T_i модели (2), полученных (в соответствии с описанным выше алгоритмом) на предыдущем шаге. Такое "подстраивание" модели (3) приводит к последовательному ее "вырождению" в ориентированную модель (2), если коэффициенты c_{n+i} при y_i в (6) с ростом числа шагов стремятся к нулю. Таким образом, в пределе модель (3) стремится к модели (2) и, следовательно, можно ожидать, что последовательность оценок параметров a_0, a_i, T_i стремится к МНК-оценкам этих параметров модели (2). Это следует из эквивалентности моделей (3), соответственно (6), при различных значениях свободных параметров T_i и из того, что присваивание T_i свободным параметрам T_i равносильно "занулению" параметров c_{n+i} .

Многолетняя практика использования этого алгоритма показала, что при уровне шумов до 5% сходимость всегда имела место.

Библиографический список

1. Львов Е.Л. Математическое описание динамических систем в пространстве состояний. - М.: МЭИ, 1984.
2. Хемминг Р.В. Численные методы. - М.: Наука, 1972. - 400 сл.
3. Бурдастых В.А., Исаев К.В. Об экспоненциальной аппроксимации экспериментальных данных // Автоматизация научных исследований: Сб. науч. трудов. - Куйбышев: КуАИ, 1985. - С. 23-28.

4. Эйккофф П. Основы идентификации систем управления. - М.: Мир, 1975.

5. Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы теории обработки наблюдений. - М.: Физматгиз, 1958.

УДК 681.142.2

А.В.Баландин, А.А.Сидоров

МОДЕЛЬ И АНАЛИЗ ИЗМЕРИТЕЛЬНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА
С ПРОГРАММНЫМИ КОМПОНЕНТАМИ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ

(г. Куйбышев)

Измерительный эксперимент является надежным средством для получения адекватных оценок характеристик вычислительных систем. В то же время это и самый трудоемкий способ анализа. В этой связи важное значение имеет правильная подготовка эксперимента, чтобы была возможность наиболее полного анализа его результатов. Проблема заключается в том, что потребность в анализе тех или иных характеристик часто возникает в процессе самого анализа и может вызывать необходимость дополнительного эксперимента. Априорно трудно однозначно определить, что будет интересовать исследователя, а что нет. Поэтому эксперимент необходимо строить так, чтобы результаты измерений обеспечили бы потенциальную возможность получения целого класса характеристик.

В работе вводится модель измерительного эксперимента с программными компонентами вычислительных систем, реализуемых последовательными процессорами, и предлагается метод ее анализа.

Для формализации анализа программную компоненту (ПК) удобно представить в виде графа. Обозначим граф ПК через $G = \langle V, D \rangle$, где $V = \{v_1, v_2, v_3, \dots, v_n\}$ множество вершин, а $D = \{d_1, d_2, \dots, d_m\}$ - множество направленных дуг, $d_i = (v_j, v_k)$, где $v_j, v_k \in V$. Каждая вершина графа определяет логически выделенную совокупность команд, выполняемых в ПК последовательно. Вершина v_n является особой вершиной. Она не принадлежит ПК, а определяет ее внешнюю среду.

Граф G дает логическое представление структуры ПК, но не оговаривает модель поведения. Конструктивной основой для анализа