

## ОБЩНОСТЬ И РАЗЛИЧИЕ СИГНАЛЬНОЙ И ПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ ИДЕНТИФИКАЦИИ

### Введение

Возникновение теории идентификации, как математической формализации причинно-следственных связей в объектах реального мира, теряется в глубине веков. Пик развития ее припадает на вторую половину XX-го века – период появления и быстрого развития средств компьютеризации и автоматизации экспериментальных исследований.

Но и сейчас нельзя утверждать, что эта теория сформировалась и является достаточно корректной. Для объектов реального мира характерны бесконечномерность, всеобщая взаимосвязь переменных и, как следствие, отсутствие статики, линейности взаимосвязей (коэффициенты взаимосвязи, будучи материальными, тоже изменяются), автономности (изолированности) и т.д. Закономерность  $f_\infty$ , связывающая бесконечномерный вектор состояния  $\dot{X}_\infty$ , возможно и постоянно, но непознаваема:

$$\dot{X}_\infty = f_\infty(X_\infty). \quad (1)$$

Ограничивая пространственно-временную область  $G_\infty$  изменения  $X_\infty$  достаточно малой областью  $G$ , рассматривают лишь его проекцию:

$$\dot{X} = f(X), \quad (2)$$

где вектор-функция  $X(t)$  – конечномерная.

Продолжая сужение области  $G$ , с определенной степенью точности  $\varepsilon$ , переходят к линейной стационарной модели:

$$\Delta \dot{X} = A \Delta X + B \Delta U. \quad (3)$$

Здесь переменные реального объекта разделены на причинные  $U$  и следственные  $X$ , и взяты в отклонениях  $\Delta X, \Delta U$  от некоторого центра  $(X_0, U_0)$  области  $G$ .

Другой способ связывает оператором  $W$  непосредственно вход  $\Delta U$  и выход  $\Delta Y$  объекта:

$$\Delta Y = W \cdot \Delta U. \quad (4)$$

Здесь  $\Delta Y, \Delta U$  и  $W$  могут быть как функциями времени ( $W$  – интеграл свертки), так и изображениями по Лапласу ( $W$  – передаточная функция).

Неучтенное подмножество  $(X_\infty - X)$  переменных реального мира создает приближенность моделей (3), (4). Погрешность  $\varepsilon$  стремится к нулю

лишь при сужении области  $G$  в точку. Но при этом исчезает необходимая для нахождения  $A$ ,  $B$  или  $W$  по  $\Delta X(t)$ ,  $\Delta U(t)$ ,  $\Delta Y(t)$  информация. Таким образом, модели (2), (3), (4) в принципе не могут быть точными: при малых выборках влияют быстро (относительно  $X$ ,  $U$ ) меняющиеся составляющие отброшенного подмножества  $(X_\infty - X)$ , воспринимаемые как случайный процесс  $N_1(t)$ ; при больших – теорема Чебышева не работает вследствие влияния медленно меняющихся составляющих  $N_2(t)$  этого подмножества, вносящих не стационарность в усредненные характеристики случайного процесса.

Учитывая вышеприведенное, будем различать два существенно различных подхода к задаче идентификации:

– **сигнальная**, когда для заданного множества входных сигналов  $U(t)$  необходимо подобрать такое отображение  $U(t)$  в  $Y(t)$ , чтобы некоторая норма ошибки  $\varepsilon$  была меньше заданной  $\Delta$ :

$$\|\varepsilon\| < \Delta, \tag{5}$$

то есть, сигнал  $Y(t)$  аппроксимируется в базисе  $W_i(U(t))$ , преобразованных операторами  $W_i$  сигналов  $U(t)$ ;

– **параметрическая**, когда на множестве сигналов  $\Delta U$ ,  $\Delta X$  или  $\Delta Y$  необходимо, кроме условия (5), определить структуру и параметры матриц  $A$ ,  $B$  модели (3) или оператора  $W$  модели (4), усредненную по области  $G$ , или конкретную для заданной точки  $(X_0, U_0, t_0)$  этой области.

**Сигнальная** применяется при целеориентации абстрактных моделей на задачи управления и прогнозирования, **параметрическая** – для диагностики и контроля конкретных параметров реального объекта.

**Сигнальная идентификация и двукратная инвариантность адаптивного управления**

Представим в ограниченной области  $G$  модель реального объекта в виде:

$$\Delta Y = W \cdot \Delta U + W_1 \cdot \Delta F + W_2 \cdot \Delta N. \tag{6}$$

Здесь  $\Delta F$  – вектор контролируемых возмущений,  $\Delta N = N_1 + N_2$  – не контролируемых,  $W$ ,  $W_1$ ,  $W_2$  – соответствующие операторы. Требуется построить инвариантный к  $\Delta F(t)$ , оптимальный в смысле квадратичного функционала  $I_1(\Delta Y, \Delta U)$  регулятор:

$$\Delta U(t) = W_p(\varepsilon(t, \beta)), \tag{7}$$

где  $\beta$  – вектор параметров операторов  $W$  и  $W_1$ .

Ошибка  $\varepsilon(t)$  в (7) равна:

$$\varepsilon(t) = \Delta Y^*(t) - \Delta Y(t), \tag{8}$$

где  $\Delta Y^*$  – заданная траектория.

При отсутствии ограничений оператор  $W_p$  линейный [2]:

$$\Delta U(t) = W_{p1} \cdot \varepsilon(t) + W_{p2} \cdot \Delta F(t). \tag{9}$$

Подставим управление (9) в модель (6):

$$\Delta Y(t) = W \cdot [W_{p1} \cdot (\Delta Y^*(t) - \Delta Y(t)) + W_{p2} \cdot \Delta F(t)] + W_{p1} \cdot \Delta F(t) + W_2 \cdot \Delta N(t). \quad (10)$$

Отсюда:

$$\Delta Y(t) = (W \cdot W_{p1} + I)^{-1} \cdot [W \cdot W_{p1} \cdot \Delta Y^*(t) + (W \cdot W_{p2} + W_1) \cdot \Delta F(t) + W_2 \cdot \Delta N(t)]. \quad (11)$$

Условие инвариантности к контролируемому возмущению  $\Delta F(t)$ :

$$W_{p2} = W^{-1} \cdot W_1, \quad (12)$$

где  $W$  и  $W_1$  – неизвестные операторы модели (6) объекта.

Для оценивания  $W$  и  $W_1$  введем модель:

$$\Delta \hat{Y} = \hat{W}(\hat{\beta}) \cdot \Delta U + \hat{W}_1(\hat{\beta}) \cdot \Delta N_1, \quad (13)$$

вектор  $\hat{\beta}$  параметров которой оценивается из условий минимума показателя  $I_2$ :

$$I_2(\hat{\beta}) = \|\Delta Y(t) - \Delta \hat{Y}(\hat{\beta}, t)\|. \quad (14)$$

Здесь имеет место **сигнальная** идентификация: чем оперативнее оптимизируется из условия минимума  $I_2$  вектор  $\hat{\beta}$  параметров оператора  $\hat{W}$  и  $\hat{W}_1$  и чем полнее они (шире базис  $W_i(\hat{\beta})$ , аппроксимирующий эти операторы), тем ближе  $\Delta \hat{Y}$  к  $\Delta Y$ . При этом косвенно (за счет оперативной подстройки  $\hat{\beta}$ ) компенсируется влияние неконтролируемых медленных возмущений  $N_2(t)$ . В асимптотике система обладает двукратной [3] инвариантностью: к изменению параметров объекта, контролируемым  $\Delta F$  и низкочастотным неконтролируемым  $N_1$  возмущениям. Высокочастотная составляющая  $N_2$  возмущений, как правило, сглаживается природной инерционностью объекта, но влияет на качество идентификации модели (13). Учитывая не стационарность процесса  $N(t)$ , сложность структуры модели (13) адаптируется к темпу не стационарности характеристик случайного процесса  $N(t)$ . Для этого целесообразно применять ортогональный базис или нониусный подход [4] для адаптации их размерности к указанной не стационарности. Теоретически крайними в ряду сложности являются

- простейшая не стационарная модель  $\Delta \hat{Y} = \hat{k}(t) \cdot \Delta U$ , где  $\hat{k}(t)$  изменяется в темпе процессов  $\Delta Y(t)$ ,  $\Delta U(t)$ , обеспечивая близость  $\Delta \hat{Y}$  к  $\Delta Y$  объекта;

- сложнейшая стационарная модель (1).

Практически имеют место модели (13), усложнение которых должно способствовать повышению точности (14) и квазистационарности вектора  $\hat{\beta}$  их параметров. Учет физических процессов в объекте не обязателен,

оценка  $\hat{\beta}$  может не иметь физического смысла, строгая выпуклость и унимодальность показателя (14), как функции  $\beta$ , не обязательна.

**Параметрическая идентификация – оценивание физических параметров реального объекта.**

Здесь необходимо максимально учесть “физику” процессов в объекте при выборе структуры нелинейности  $f$  в (2), матриц  $A, B$  в (3) или оператора  $W$  в (4). Помним, что модели (3) и (4) являются линеаризацией модели (2). Линеаризация допустима в силу гладкости нелинейности  $f$  (в природе идеальные скачки отсутствуют). Для однозначности и объективности оценки  $\hat{\beta}$  физических параметров  $\beta$  объекта, необходимо планированием эксперимента обеспечить строгую выпуклость показателя (14). Желательно, чтобы оценка  $\hat{\beta}$  линейно входила в выражение ошибки (8), а  $n$  ее компонентов  $\hat{\beta}_i$  ( $i = \overline{1, n}$ ) – коэффициенты при линейно независимых функциях чувствительности ошибки (8) по  $\hat{\beta}_i$ . Тогда задача оценивания  $\beta$  сводится к минимизации строго выпуклого квадратичного показателя (14). Оценка единственна, а при соответствующих подходах [5] статистически несмещенная и эффективна.

Однако, остается ее методическое смещение вследствие приближенности моделей (2), (3), (4). Приближенность стремиться к нулю, когда область  $G$  изменения переменных стягивается в точку  $(X_0, U_0, t_0)$ . Но с уменьшением  $\Delta X$ ,  $\Delta U$  возрастает соотношение “шум  $N(t)$  – сигнал  $\Delta X(t)$ ”. Это приводит к потере эффективности оценки  $\hat{\beta}$ . В работе [6] предложен метод, позволяющий получить методически несмещенную и достаточно эффективную оценку  $\hat{\beta}$  в точке  $(X_0, U_0, t_0)$ . Для этого выполняется последовательный ряд однотипных (но различных по амплитуде отклонений  $\Delta X$ ) активных экспериментов на объекте, каждый из которых обеспечивает выпуклость показателя (14) для линейного базиса модели. Находятся методически смещенные, но достаточно эффективные оценки  $\hat{\beta}$ . Несмещенная оценка определяется по регрессионной зависимости  $\hat{\beta}(\|\Delta X\|)$ , построенной для каждого  $\hat{\beta}_i$  на множестве амплитуд  $\|\Delta X\|$  и взятая в точке, где  $\|\Delta X\|$  равна нулю.

**Пример.** В продольном короткопериодическом движении самолета М-17 выполнено ряд “перекладок” руля высоты разной амплитуды. Для каждой “перекладки” оценивались коэффициенты матриц  $A, B$  модели (3), являющиеся аэродинамическими; по ним рассчитывался физический параметр самолета – нормированное расстояние  $\sigma_n$  между центром масс и аэродинамическим фокусом самолета М-17. В таблице приведены значения амплитуды  $\|\Delta\alpha\|$  отклонений угла атаки  $\alpha$  и соответствующее им значение оценки  $\hat{\sigma}_n$ . В последнем столбике дана несмещенная оценка  $\hat{\sigma}_n = 0.225$ , полученная путем линейной аппроксимации табличной зависимости  $\hat{\sigma}_n(\|\Delta\alpha\|)$  и расчета ее значения в точке нулевых отклонений. Простое усреднение результатов даст существенно смещенную оценку  $\hat{\sigma}_n = 0.188$ .

**Заключение.** Для корректности задачи идентификации следует строго различать **сигнальный** и **параметрический** подходы. Общность

Зависимость  $\hat{\sigma}_n$  от  $\|\Delta\alpha\|$

$\ \Delta\alpha\ $	8.35	6.04	5.49	4.13	1.56	0
$\hat{\sigma}_n$	0.168	0.18	0.187	0.19	0.215	0.225

их состоит в минимизации ошибки (8); различие – в моделях (абстрактной и “физически” адекватной) и требованиям к функционалу (14), как функции оценки  $\hat{\beta}$  (соответственно нестрогая и строгая выпуклость). К сожалению, в практике летных испытаний часто пользуются для оценивания параметров **сигнальной** идентификацией, закладывая в модель вида (3) априорно необъективно заданные (по расчету или результатам продувок в аэродинамической трубе) коэффициенты с последующей подстройкой их из условия не строго выпуклого функционала ошибки (8). При этом достигается кажущаяся адекватность модели (3) объекту: ошибка (8) достаточно мала, но оценки  $\hat{\beta}$  близки к априорным; последние же могут существенно отличаться от истинных физических параметров.

### Литература

1. Калман Р., Фалб П., Арби М. Очерки по математической теории систем. М.: Мир, 1971, 400 с.
2. Сейдж Э.П., Уайт Ч.С. Оптимальное управление системами. М.: Радио и связь, 1989, 390 с.
3. Петров Б.Н. и др. Принципы построения и проектирования самонастраивающихся систем управления. М.: Машиностроение, 1972, 259 с.
4. Адаптивные системы идентификации /Под ред. Костюка В.И. К.: Техніка, 1975, 288 с.
5. Сильвестров А.Н., Чинаев П.И. Идентификация и оптимизация автоматических систем. М.: Энергоатомиздат, 1983, 200 с.
6. Сильвестров А.Н. Два альтернативных подхода к задаче идентификации реальных объектов // Проблемы управления и информатики.–1996, 6.-с. 54-65.