

УДК 519.86

© 2013 г. **Г.А. Пикина**, д-р техн. наук
(Московский энергетический институт),

Ф.Ф. Пашенко, д-р техн. наук

(Институт проблем управления им. В.А.Трапезникова РАН, Москва)

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ПЕРЕХОДНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ОБЪЕКТОВ В ЧЕЛОВЕКО-МАШИННЫХ СИСТЕМАХ*

Рассмотрены вопросы идентификации переходных характеристик объектов в человеко-машинных системах управления. Показано, что стандартные процедуры аналитического моделирования и корреляционного анализа в этом случае неприемлемы. Предложен метод идентификации оценки переходной функции объектов. Показано, что полученная оценка является несмещенной и состоятельной.

Ключевые слова: модель, идентификация систем, управление, человеко-машинные системы, оператор, временные характеристики, оценка переходной функции объекта.

Введение

Идентификация объектов, функционирующих в интеллектуальных человеко-машинных системах, существенно осложняется, так как лицом, принимающим решение, является человек-оператор, поведение которого отличается субъективностью и слабо формализуется [1, 2]. Процессы, протекающие в таких объектах, обладают ярко выраженной нестационарностью и неопределенностью. В связи с этим стандартные процедуры аналитического моделирования и корреляционного анализа оказываются неприменимыми.

Практически единственный способ устранения этого затруднения состоит в отстранении персонала от вмешательства в режим работы объекта на время проведения эксперимента по определению динамических характеристик объекта управления. Невмешательство человека-оператора оказывается возможным лишь до тех пор, пока отклонения регулируемых величин остаются в допустимых по условиям эксплуатации пределах. Когда же эти отклонения начинают достигать опасных значений, эксперимент должен быть прекращен до восстановления оператором нормального режима. После восстановления режима эксперименты могут быть продолжены.

* Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ № 12-08-01334 и Программы Президиума РАН № 27.

Таким образом, при идентификации объектов, входящих в человеко-машинные системы, экспериментатор располагает относительно небольшими отрезками времени без вмешательства оператора. В эти отрезки времени удается подать на вход объекта одиночные воздействия обычно в виде прямоугольных импульсов или ступенек. В результате многократного повторения опытов можно получить ансамбль реализаций выхода объекта $y(t)$, представляющих собой зашумленную реакцию объекта на входное воздействие. В работе решается задача идентификации переходных характеристик динамических объектов в человеко-машинных системах.

Постановка задачи

Пусть целью эксперимента является определение импульсной переходной функции объекта $q(t)$, представляющей собой реакцию на прямоугольный импульс единичной амплитуды и длительностью ΔT (ширина импульса). И пусть в i -м опыте на вход объекта был подан прямоугольный импульс, амплитуда которого равна a_i :

$$x_i(t) = a_i [1(t) - 1(t + \Delta T)].$$

Здесь $1(t) = \begin{cases} 1, & t > 0; \\ 0, & t < 0 \end{cases}$ – единичная функция Хевисайда.

Наблюдаемая на выходе объекта реакция искажается действием помех $v(t)$:

$$y_i(t) = a_i q(t) + v_i(t). \quad (1)$$

В частном случае ширина импульса ΔT может быть выбрана равной или большей времени «памяти» объекта T_{Π} . Тогда входное воздействие может рассматриваться как ступенчатое

$$x_i(t) = a_i 1(t),$$

а импульсная функция $q(t)$ становится равной реакции на единичное ступенчатое воздействие, т.е. переходной функции $h(t)$. Наблюдаемая в i -м опыте реакция объекта определится соотношением

$$y_i(t) = a_i h(t) + v_i(t). \quad (2)$$

Дальнейшее изложение методов обработки экспериментов и оценки точности идентификации проведем на примере определения переходной функции объекта $h(t)$.

Вмешательство человека-оператора в работу объекта между очередными опытами оказывает влияние на статистические свойства помехи, проходящей на выход объекта.

Осуществляя управление, человек-оператор стремится скомпенсировать влияние воздействия $v(t)$ соответствующим перемещением регулирующего органа. В частности, при стабилизации выходной величины $y(t)$ реакция объекта $y_{\mu}(t)$ на регулирующее воздействие $\mu(t)$ должна возможно точно (но с противо-

положительным знаком) следовать за изменением возмущения $v(t)$ (рис.1). Очевидно, изменение регулируемой величины при этом будет равно

$$y(t) = v(t) - y_{\mu}(t). \quad (3)$$

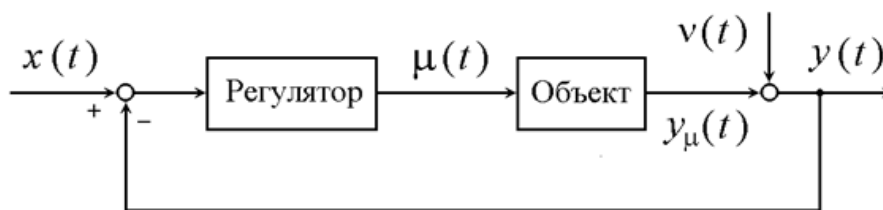


Рис. 1. Одноконтурная система регулирования.

Пусть в момент времени t_1 оператор прекращает управлять объектом. Последующие отклонения регулируемой величины будут обусловлены как изменением возмущения $v(t)$, так и изменением $y_{\mu}(t)$, связанным с переходными процессами от управления. К моменту времени $t_2 = t_1 + T_{\Pi}$ переходные процессы заканчиваются, реакция объекта на управление принимает постоянное значение $y_{\mu}(t \geq t_2) = \text{const} = y_{\mu}(t_2)$, а дальнейшее изменение выходной величины определяется изменением возмущения:

$$y(t) = v(t) - y_{\mu}(t_2), \text{ для } t \geq t_2. \quad (4)$$

С момента времени t_2 можно производить эксперимент по определению временной характеристики объекта.

Вполне вероятно, что по окончании опыта вновь потребуется вмешательство оператора. Пусть в момент времени t_3 оператор устраняется от управления, а в момент времени $t_4 = t_3 + T_{\Pi}$ вновь начинается очередной опыт по идентификации.

Метод оценки переходной функции объекта

Рассмотрим множество отрезков изменения $y(t)$, свободных от вмешательства оператора, как ансамбль реализаций случайного процесса $Y(\tau)$, приняв за начало отсчета реализаций моменты времени t_2 , t_4 и т.д., в которые на объект подаются ступенчатые воздействия одинаковой амплитуды a . Случайный процесс $Y(\tau)$ содержит три составляющих:

$$Y(\tau) = ah(\tau) + N(\tau) - Y_{\mu}(0). \quad (5)$$

Здесь $N(\tau)$ – случайный стационарный процесс с дисперсией σ_v^2 и корреляционной функцией $r_v(\tau)$ (моментные характеристики процесса $N(\tau)$ равны моментным характеристикам возмущения $v(t)$); $Y_{\mu}(0)$ – случайная величина, принимающая значения, равные с точностью до ошибки регулирования значениям возмущения $v(t)$ в моменты времени t_2 , t_4 и т.д.; $ah(\tau)$ – неслучайный процесс, равный реакции объекта на ступенчатое воздействие.

Как видно из (5), исключить влияние оператора на результаты эксперимента

не удалось. Оно отражено в составляющей $Y_\mu(0)$, статистические характеристики которой неизвестны.

Чтобы полностью устранить влияние оператора, при обработке эксперимента из $Y(\tau)$ образуем новый случайный процесс $Z(\tau)$ центрированием относительно начального значения $Y(0)$ [3]:

$$Z(\tau) = Y(\tau) - Y(0). \quad (6)$$

С учетом (5) формула (6) принимает вид:

$$\begin{aligned} Z(\tau) &= ah(\tau) + N(\tau) + Y_\mu(0) - N(0) - Y_\mu(0) = ah(\tau) + N(\tau) - N(0) = \\ &= ah(\tau) + \overset{\circ}{N}(\tau) - \overset{\circ}{N}(0), \end{aligned} \quad (7)$$

где $\overset{\circ}{N}(\tau) = N(\tau) - m_\nu$ и $\overset{\circ}{N}(0) = N(0) - m_\nu$ – центрированные значения помехи $\nu(t)$; m_ν – ее математическое ожидание.

Математическое ожидание процесса $Z(\tau)$ с точностью до множителя a равно искомой временной функции объекта

$$E\{Z(\tau)\} = ah(\tau), \quad (8)$$

а дисперсия определяется выражением

$$D\{Z(\tau)\} = E\left\{\left[\overset{\circ}{N}(\tau) - \overset{\circ}{N}(0)\right]^2\right\} = 2\left[\sigma_\nu^2 - r_\nu(\tau)\right]. \quad (9)$$

Как видно, центрирование результатов опытов относительно начального значения дает несмещенную оценку временной функции, но дисперсия возрастает с ростом τ от нуля до $2\sigma_\nu^2$ при $\tau > \tau_{\text{кор}}$.

Пусть в соответствии с вышеизложенными рекомендациями проведено n опытов, в результате которых получен ансамбль реализаций $z_1(\tau), z_2(\tau), \dots, z_n(\tau)$ (рис. 2). Усреднением по множеству опытов вычисляем оценку переходной характеристики объекта:

$$\tilde{h}(\tau) = \frac{1}{a} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i(\tau) \right]. \quad (10)$$

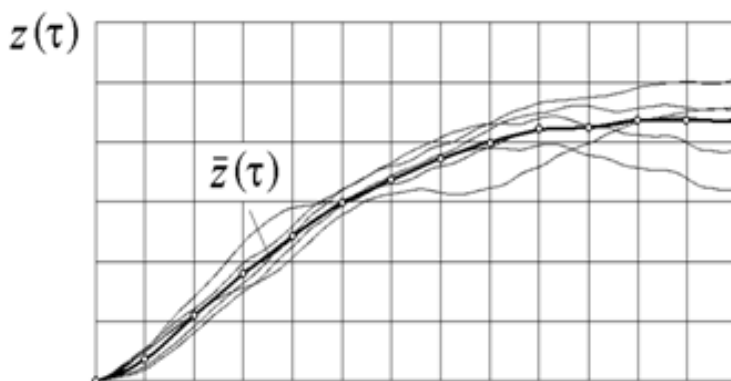


Рис. 2. Ансамбль реализаций и усредненная кривая разгона.

Математическое ожидание оценки $\tilde{h}(\tau)$ с учетом (8) равно истинной переходной функции

$$E\{\tilde{h}(\tau)\} = \frac{1}{a} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M\{z_i(\tau)\} \right] = h(\tau), \quad (11)$$

Из (11) следует, что оценка (10) несмещенная. Дисперсия оценки, как это следует из (9), равна

$$D\{\tilde{h}(\tau)\} = \frac{2}{a^2 n} [\sigma_v^2 - r_v(\tau)], \quad (12)$$

Таким образом, оценка (10) является состоятельной, так как при неограниченном увеличении числа опытов n ее дисперсия стремится к нулю.

Практически формулой (12) для оценки точности идентификации воспользоваться, как правило, не удастся, так как статистические характеристики помехи $v(t)$ априори неизвестны. Поэтому вместо истинного значения дисперсии $D\{\tilde{h}(\tau)\}$ используют ее оценку в виде суммы квадратов отклонений

$$\tilde{D}\{\tilde{h}(\tau)\} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left[\frac{z_i(\tau)}{a} - \tilde{h}(\tau) \right]^2. \quad (13)$$

При отсутствии априорных данных о распределениях обычно принимается допущение о нормальном законе распределения $v(t)$. Тогда абсолютная статистическая погрешность оценки переходной функции может быть определена по формуле

$$\Delta_h(\tau) = \pm t_\beta \frac{1}{\sqrt{n}} \sigma\{\tilde{h}(\tau)\}, \quad (14)$$

где t_β – значение двустороннего критерия Стьюдента для доверительной вероятности β .

Если подача ступенчатых воздействий во время эксперимента производится вручную, то амплитуды a_i в различных опытах могут оказаться различными. Возникает ситуация неравноточных опытов, требующая при усреднении вводить различные весовые коэффициенты для различных опытов [2]. Чем больше амплитуда скачка, тем выше точность результатов данного опыта и тем больший вес следует придать ему при усреднении:

$$\tilde{h}(\tau) = \sum_{i=1}^n g_i \frac{z_i(\tau)}{a_i} = \sum_{i=1}^n g_i \tilde{h}_i(\tau). \quad (15)$$

В данной формуле g_i – вес i -го опыта при усреднении.

Чтобы оценка переходной функции (15) была несмещенной, веса должны удовлетворять условию

$$\sum_{i=1}^n g_i = 1. \quad (16)$$

С другой стороны, естественно выбрать эти веса обратно пропорциональными

дисперсиям оценки переходной функции в каждом опыте, т.е. пропорциональными квадратам амплитуд ступенчатых воздействий:

$$\frac{g_i}{g_j} = \frac{D\{\tilde{h}_j(\tau)\}}{D\{\tilde{h}_i(\tau)\}} = \frac{a_i^2}{a_j^2}. \quad (17)$$

Из формул (16) и (17) окончательно получим

$$g_i = \frac{a_i^2}{\sum_{i=1}^n a_i^2}. \quad (18)$$

Таким образом, выражение для оценки переходной функции при неравноточных опытах примет вид:

$$\tilde{h}(\tau) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n a_i^2} \sum_{i=1}^n a_i^2 \tilde{h}_i(\tau). \quad (19)$$

В частном случае, когда амплитуды ступенчатого воздействия во всех опытах одинаковы, из (19) получим формулу (10).

Все сказанное относительно методики проведения и обработки эксперимента по идентификации переходной характеристики справедливо и по отношению к оценке импульсной переходной функции (весовой функции) объекта, а также к идентификации автоматизированных объектов, когда на время проведения эксперимента система регулирования отключается.

Пример

Рассмотрим оценку точности переходной характеристики котла 51-СП по каналу «положение траверзы плоского контроллера – температура газа за конвективным пароперегревателем», полученную в результате обработки девяти кривых разгона. Положение траверзы плоского контроллера определяет подачу угольной пыли в топку котла за счет изменения тока в цепи возбуждения двигателя, т.е. числа его оборотов.

Обработка эксперимента сводилась к центрированию каждой кривой относительно начального (в момент подачи ступенчатого воздействия) значения выходной величины и последующего усреднения центрированных кривых по множеству опытов. Результаты обработки эксперимента сведены в таблицу.

t , мин	0	1	2	3	4	5	6	7
$\tilde{h}(t)$, °C/дел	0	1,54	2,66	3,26	3,77	4,27	4,53	4,66
$\tilde{\sigma}_h(t)$	0	0,17	0,2	0,24	0,26	0,22	0,16	0,1
$\pm l_\beta \tilde{\sigma}_h(t)$	0	$\pm 0,39$	$\pm 0,46$	$\pm 0,55$	$\pm 0,60$	$\pm 0,51$	$\pm 0,37$	$\pm 0,23$

Примем гипотезу о нормальном распределении помехи, действующей во время эксперимента. Тогда границы доверительных интервалов сечений в соответствии с методикой оценки случайных функций можно вычислить по формуле

$$I\{\tilde{h}(t)\} = \tilde{h}(t) \pm l_{\beta} \tilde{\sigma}_h(t),$$

где $l_{\beta} = t_{\beta}$ — критерий Стьюдента.

Для доверительной вероятности $\beta = 0,95$ и числа степеней свободы $N_2 - 1 = 8$ из таблиц распределения Стьюдента находим $l_{\beta} = 2,31$. Результаты расчетов ширины доверительных интервалов даны в последней строке таблицы.

Границы доверительных интервалов сечений образуют границу доверительной области оценки переходной функции, внутри которой истинная переходная функция находится 95 % времени переходного процесса. Данное утверждение справедливо в среднем, т.е. для большой серии экспериментов, по девять опытов в каждом. Коль скоро мы располагаем одним экспериментом, оценим предельное отклонение возможной длительности пребывания истинной переходной характеристики внутри доверительной области от 95 %.

Так как основные возмущения в пылеугольном котле идут со стороны топлива, время корреляции приведенной к выходу объекта помехи эксперимента больше времени переходного процесса T_{Π} . Тогда число интервалов корреляции на интервале времени переходного процесса $N_1 = 1$. Для $N_1 = 1$ и числа опытов $N_2 = 9$ имеем $\delta\{\eta/T_{\Pi}\} = \pm 1,96 \sqrt{0,05/(0,95 \cdot 1 \cdot 9)} \cdot 100\% = \pm 15\%$, т.е. время нахождения истинной переходной функции внутри построенной доверительной области может составлять от 80 до 100 % времени переходного процесса T_{Π} .

Заключение

Предложен метод идентификации переходных характеристик объектов в человеко-машинных системах. Рассмотрено влияние оператора и действующих помех на результаты идентификации. Получены выражения для несмещенных и состоятельных оценок переходной функции и доверительных интервалов. Рассмотрен пример идентификации переходной функции котла 51-СП. Показано, что время нахождения переходной функции внутри построенной доверительной области составляет 80-100 % времени переходного процесса.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Pashchenko F.F., Pashchenko A.F.* Imitation Models in Decision-Making Systems. Proceedings of the 7th IEEE Conference on Industrial Electronics and Applications (ICIEA). Singapur. Piscataway, NJ, USA: IEEE. – 2012. – P. 478-482.
2. *Пащенко Ф.Ф.* Введение в состоятельные методы моделирования систем. – Ч.2. Идентификация нелинейных систем. – М.: Финансы и статистика, 2007.
3. *Пикина Г.А.* Анализ активных методов идентификации промышленных объектов: Автореф. дис. ... канд. техн. наук. – М.: МЭИ, 1969.

E-mail:

Пикина Галина Алексеевна – Pikinaga@mpei.ru;

Пащенко Федор Федорович – feodor@ipu.ru.