

УДК 519.87

Разработка метода пассивной идентификации многопараметрической системы

С.А. Дьяконича^а, И.Р. Сугачевский^б, М.М. Галошина^с

Братский государственный университет, ул. Макаренко 40, Братск, Россия

^аdiaconitsa@mail.ru, ^бkatanig@mail.ru, ^сgalosinamm@mail.ru

Статья поступила 16.01.2013, принята 14.04.2013

Современные системы автоматического управления часто являются многопараметрическими сложными системами, состоящими из множества простых одномерных систем. Ввиду их малой изученности существует проблема идентификации и моделирования. Традиционный подход к идентификации многопараметрических систем, а именно поочередная подача всех входных воздействий, не может быть реализован в условиях нормальной эксплуатации системы. Поэтому необходима разработка пассивных методов идентификации, которые не будут нарушать ход работы технологического процесса. В данной работе рассмотрен и реализован пассивный метод идентификации, который использует в качестве тестовых входных сигналов шумы системы в рабочем частотном диапазоне. В подтверждение разработанного метода проведен эксперимент по идентификации автономной системы отопления промышленного стенда «Автоматизированная установка для исследования характеристик отопительных приборов и систем». Для определения адекватности модели, полученной данным методом, используется формализованный анализ остаточных ошибок между результатами, полученными с помощью моделирования, и данными реального эксперимента. В результате удалось установить, что модель адекватна. Также для проверки адекватности полученной модели в работе используется метод кумулятивной периодограммы остаточных ошибок, который является эффективным средством обнаружения периодического отклонения от случайности. По полученным кумулятивным периодограммам видно, что полученная в ходе эксперимента модель адекватно описывает процесс. Разработанный метод пассивной идентификации в полной мере применим для построения математических моделей многопараметрических динамических систем.

Ключевые слова: многопараметрические сложные системы, пассивный метод идентификации, адекватность модели.

Development of passive identification technique for multiparameter system

S.A.Dyakonitsa^а, I.R.Sugachevsky^б, M.M. Galoshina^с

Bratsk State University, 40 Makarenko st., Bratsk, Russia

^аdiaconitsa@mail.ru, ^бkatanig@mail.ru, ^сgalosinamm@mail.ru

Received 16.01.2013, accepted 14.04.2013

Modern automatic control systems are often complex multiparameter systems consisting of a set of simple one-dimensional systems. In view of insufficient previous study, there is a problem of identification and simulation. The traditional approach to the multiparameter systems identification, namely, an alternate supply of all input actions, can not be implemented under the conditions of a system's normal operation. Therefore, the development of the passive identification techniques which will not disturb the technological process operation is necessary. The paper has examined and implemented the passive identification technique employing system noises as test input signals in the operating frequency range. In support of the developed method, the experiment to identify the indirect heating system of the industrial bench "The automated facility to research the characteristics of heating instruments and systems" has been conducted. To determine the adequacy of the model obtained by this technique, the formalized analysis of residual errors between the results obtained by means of simulation and the actual experiment data is used. Therefore, it was found that the model was adequate. To check of the adequacy of the obtained model, the cumulative periodogram technique of residual errors that is considered to be effective means of randomness periodic variation detection is used. The cumulative periodograms demonstrate that the obtained model describes the process adequately. The developed passive identification technique is in full applicable to develop mathematical models of multiparameter dynamic systems.

Keywords: multiparameter complex systems, passive identification technique, model adequacy.

Введение. Модель многопараметрической системы (рис. 1) заключается во влиянии на все выходные реакции всех входных возмущений. Одним из подходов к идентификации таких систем является поочередная подача всех входных воздействий, что практически не

может быть реализовано в условиях нормальной эксплуатации системы. Поэтому необходима разработка пассивных методов идентификации, которые не будут нарушать ход работы технологического процесса.

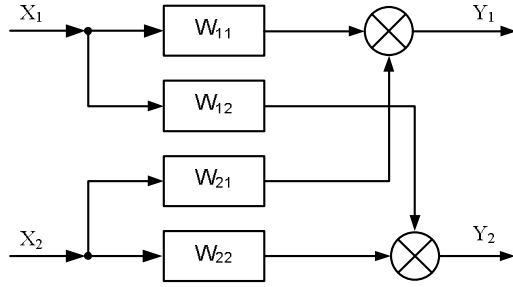


Рис. 1. Структурное представление многомерной системы

К пассивным методам идентификации можно отнести методы, которые используют в качестве тестовых входных сигналов шумы системы в рабочем частотном диапазоне.

Взаимосвязь между выходными и входными сигналами многосвязной системы отопления (рис. 1) можно представить в пространстве Лапласа следующими соотношениями:

$$\begin{aligned} Y_1(p) &= W_{11}(p)X_1(p) + W_{21}(p)X_2(p); \\ Y_2(p) &= W_{12}(p)X_1(p) + W_{22}(p)X_2(p), \end{aligned} \quad (1)$$

или линейными дифференциальными уравнениями:

$$\begin{aligned} \sum_{l=0}^{m_1} a_{1l} y_1^{(l)}(t) &= \sum_{l=0}^{n_1} b'_{1l} x_1^{(l)}(t) + \sum_{l=0}^{s_1} b''_{1l} x_2^{(l)}(t); \\ \sum_{l=0}^{m_2} a_{2l} y_2^{(l)}(t) &= \sum_{l=0}^{r_2} b'_{2l} x_1^{(l)}(t) + \sum_{l=0}^{s_2} b''_{2l} x_2^{(l)}(t). \end{aligned} \quad (2)$$

Так как при идентификации системы отопления используются дискретные выборки реальных сигналов, то соотношения (1) заменяются дискретными аналогами в z-области:

$$\begin{aligned} Y_1(z) &= W_{11}(z)X_1(z) + W_{21}(z)X_2(z); \\ Y_2(z) &= W_{12}(z)X_1(z) + W_{22}(z)X_2(z). \end{aligned} \quad (3)$$

Разностные рекуррентные уравнения, соответствующие соотношениям (3) и отражающие динамику и статику процессов в системе отопления (рис. 1), будут иметь вид:

$$\begin{aligned} y_1(i\Delta T) &= \frac{1}{a_{10}} \left(\sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{1k} x_1((i-k)\Delta T) + \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{1k} x_2((i-k)\Delta T) \right. \\ &\quad \left. - \sum_{k=1}^{n_1} \hat{a}_{1k} y_1((i-k)\Delta T) \right); \\ y_2(i\Delta T) &= \frac{1}{a_{20}} \left(\sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{2k} x_1((i-k)\Delta T) + \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{2k} x_2((i-k)\Delta T) \right. \\ &\quad \left. - \sum_{k=1}^{n_2} \hat{a}_{2k} y_2((i-k)\Delta T) \right). \end{aligned} \quad (4)$$

Параметрический анализ во временной области предполагает оценивание параметров $\hat{a}_{10} \dots \hat{a}_{1n_1}$, $\hat{a}_{20} \dots \hat{a}_{2n_2}$, $\hat{b}'_{10} \dots \hat{b}'_{1m_1}$, $\hat{b}'_{20} \dots \hat{b}'_{2m_2}$, $\hat{b}''_{10} \dots \hat{b}''_{1m_1}$, $\hat{b}''_{20} \dots \hat{b}''_{2m_2}$ при известных порядках m_1 , m_2 , n_1 и n_2 модели.

Как правило, порядок модели неизвестен, поэтому число параметров, описывающих динамические свой-

ства системы, определяют экспериментально, увеличивая количество членов в левой части выражения (4) до тех пор, пока автокорреляционная функция остаточных ошибок не будет информировать нас о том, что нет признаков корреляции остаточных ошибок.

Параметры $\hat{a}_{10} \dots \hat{a}_{1n_1}$, $\hat{a}_{20} \dots \hat{a}_{2n_2}$, $\hat{b}'_{10} \dots \hat{b}'_{1m_1}$, $\hat{b}'_{20} \dots \hat{b}'_{2m_2}$, $\hat{b}''_{10} \dots \hat{b}''_{1m_1}$, $\hat{b}''_{20} \dots \hat{b}''_{2m_2}$ при фиксированных значениях m_1 , m_2 , n_1 и n_2 могут быть определены с помощью метода наименьших квадратов [2], который минимизирует сумму квадратов отклонений значений $y(i\Delta T)$, измеренных экспериментально, от расчетных, полученных из выражений (4). Для данной системы этот метод будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} I_1 &= \sum_{i=n_1}^{N-1} (y_1^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{1k} x_1((i-k)\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{1k} x_2((i-k)\Delta T) - \\ &\quad - \sum_{k=1}^{n_1} \hat{a}_{1k} y_1((i-k)\Delta T))^2 \rightarrow \min; \\ I_2 &= \sum_{i=n_2}^{N-1} (y_2^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{2k} x_1((i-k)\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{2k} x_2((i-k)\Delta T) - \\ &\quad - \sum_{k=1}^{n_2} \hat{a}_{2k} y_2((i-k)\Delta T))^2 \rightarrow \min, \end{aligned} \quad (5)$$

где N – количество отсчетов во временном ряду.

Из выражений (5) можно вывести общую формулу (6) для определения необходимых параметров:

$$\begin{aligned} I_s &= \sum_{i=n_s}^{N-1} (y_s^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{n_1} \hat{b}'_{sk} x_1((i-k)\Delta T) - \sum_{k=0}^{n_2} \hat{b}''_{sk} x_2((i-k)\Delta T) - \\ &\quad - \sum_{k=1}^{m_s} \hat{a}_{sk} y_s((i-k)\Delta T))^2 \rightarrow \min. \end{aligned} \quad (6)$$

Применим стандартный прием, а именно, приравняем к нулю все частные производные выражения (6) по необходимым параметрам, то есть:

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \hat{a}_{sr}} &= 2 \sum_{i=n_s}^{N-1} \left[\begin{aligned} &y_s^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} x_1((i-k)\Delta T) \\ &- \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} x_2((i-k)\Delta T) - \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} y_s((i-k)\Delta T) \end{aligned} \right] \\ &\quad \cdot [-y_s((i-r)\Delta T)] = 0, \quad k=1, 2, \dots, n_s; \\ \frac{\partial I}{\partial \hat{b}'_{sr}} &= 2 \sum_{i=n_s}^{N-1} \left[\begin{aligned} &y_s^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} x_1((i-k)\Delta T) \\ &- \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} x_2((i-k)\Delta T) - \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} y_s((i-k)\Delta T) \end{aligned} \right] \\ &\quad \cdot [-x_1((i-r)\Delta T)] = 0, \quad k=0, 1, \dots, n_s; \\ \frac{\partial I}{\partial \hat{b}''_{sr}} &= 2 \sum_{i=n_s}^{N-1} \left[\begin{aligned} &y_s^3(i\Delta T) - \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} x_1((i-k)\Delta T) \\ &- \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} x_2((i-k)\Delta T) \\ &- \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} y_s((i-k)\Delta T) \end{aligned} \right] \cdot [-x_2((i-r)\Delta T)] = 0, \quad k=0, 1, \dots, n_s. \end{aligned} \quad (7)$$

$$\cdot [-x_2((i-r)\Delta T)] = 0, k=0, 1, \dots, n; r=1, 2, 3.$$

После некоторых преобразований выражения (7) можно переписать в следующем виде:

$$\begin{aligned} & \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s^{\circ} (i\Delta T) \cdot y_s((i-k)\Delta T) = \\ & \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_1((i-k)\Delta T) \cdot y_s((i-r)\Delta T) + \\ & + \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_2((i-k)\Delta T) \cdot y_s((i-r)\Delta T) \\ & + \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s((i-k)\Delta T) \cdot y_s((i-r)\Delta T) \\ & \quad , k=1, 2, \dots, n; \\ & \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s^{\circ} (i\Delta T) \cdot x_1((i-r)\Delta T) = \\ & \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_1((i-k)\Delta T) \cdot x_1((i-r)\Delta T) + \\ & + \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_2((i-k)\Delta T) \cdot x_1((i-r)\Delta T) \\ & + \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s((i-k)\Delta T) \cdot x_1((i-r)\Delta T) \\ & \quad , k=0, 1, \dots, n; \\ & \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s^{\circ} (i\Delta T) \cdot x_2((i-r)\Delta T) = \\ & \sum_{k=0}^{m_1} \hat{b}'_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_1((i-k)\Delta T) \cdot x_2((i-r)\Delta T) + \\ & + \sum_{k=0}^{m_2} \hat{b}''_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} x_2((i-k)\Delta T) \cdot x_2((i-r)\Delta T) \\ & + \sum_{k=1}^{n_s} \hat{a}_{sk} \sum_{i=n_s}^{N-1} y_s((i-k)\Delta T) \cdot x_2((i-r)\Delta T) \\ & \quad , k=0, 1, \dots, n. \end{aligned} \quad (8)$$

Из выражения (8) видно, что нами получена система из $n_1+n_2+m_1+m_2$ уравнений с $n_1+n_2+m_1+m_2$ неизвестными. Решив эту систему линейных уравнений при фиксированном значении параметров, определяем параметры разностных рекуррентных уравнений (4), которые будут описывать взаимосвязь входных и выходных величин, т. е. являться моделью системы отопления (рис. 1).

Для подтверждения разработанного метода проведен эксперимент по идентификации автономной системы отопления промышленного стенда «Автоматизированная установка для исследования характеристик отопительных приборов и систем». На рис. 2 – 5 представлены полученные входные и выходные сигналы.

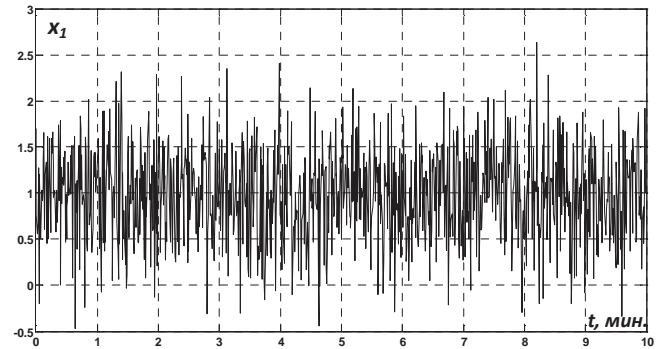


Рис. 2. Входной сигнал x_1

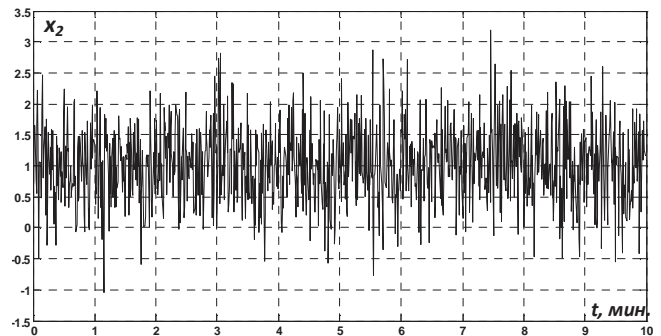


Рис. 3. Входной сигнал x_2

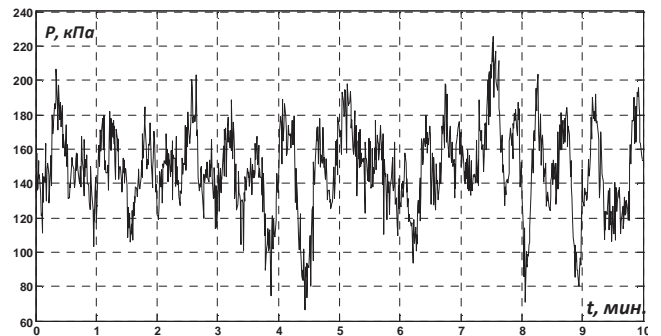


Рис. 4. Выходной реальный сигнал u_1

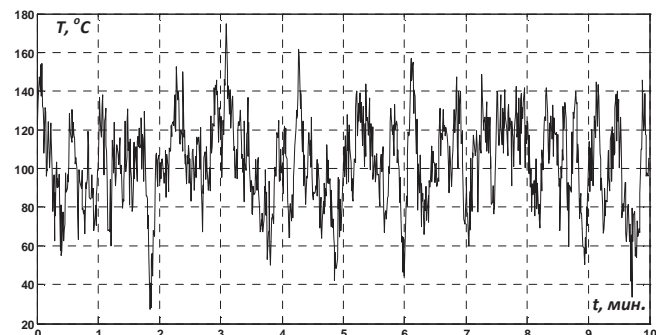


Рис. 5. Выходной реальный сигнал u_2

На основе полученных выборок (рис. 2 – 6) и выражений (8) определены параметры разностных рекуррентных уравнений (4), которые имеют следующий вид:

$$\begin{aligned}
 y_1(i\Delta T) = & 0,0159x_1(i\Delta T) + 1,1839x_1((i-1)\Delta T) \\
 & + 3,503x_1((i-2)\Delta T) + 4,6549x_1((i-3)\Delta T) + \\
 & + 4,9632x_1((i-4)\Delta T) + 4,3451x_1((i-5)\Delta T) \\
 & + 4,0355x_1((i-6)\Delta T) + 3,0985x_1((i-7)\Delta T) + \\
 & + 2,6955x_1((i-8)\Delta T) + 1,6417x_1((i-9)\Delta T) \\
 & + 0,0248x_2(i\Delta T) \\
 & - 0,3751x_2((i-1)\Delta T) - 0,3473x_2((i-2)\Delta T) - \\
 & - 0,1951x_2((i-3)\Delta T) - 0,2722x_2((i-4)\Delta T) \\
 & + 0,1078x_2((i-5)\Delta T) - 0,4493x_2((i-6)\Delta T) - \\
 & - 0,1527x_2((i-6)\Delta T) + 0,4466x_2((i-8)\Delta T) \\
 & + 0,0723x_2((i-9)\Delta T) + 0,3015y_1((i-1)\Delta T) + \\
 & + 0,2701y_1((i-2)\Delta T) + 0,1999y_1((i-3)\Delta T) \\
 & + 0,151y_1((i-4)\Delta T) + 0,0954y_1((i-5)\Delta T) + \\
 & + 0,011y_1((i-6)\Delta T) + 0,0166y_1((i-7)\Delta T) \\
 & - 0,092y_1((i-8)\Delta T) - 0,1468y_1((i-9)\Delta T) \\
 y_2(i\Delta T) = & 0,2547x_1(i\Delta T) + 0,4067x_1((i-1)\Delta T) \\
 & + 0,0019x_1((i-2)\Delta T) + 0,2833x_1((i-3)\Delta T) - \\
 & - 0,2115x_1((i-4)\Delta T) - 0,5643x_1((i-5)\Delta T) \\
 & - 0,3546x_1((i-6)\Delta T) - 0,3143x_1((i-7)\Delta T) + \\
 & + 0,2008x_1((i-8)\Delta T) - 0,2071x_1((i-9)\Delta T) \\
 & + 0,0388x_2(i\Delta T) \\
 & + 3,0828x_2((i-1)\Delta T) + 7,0273x_2((i-2)\Delta T) + \\
 & + 9,9599x_2((i-3)\Delta T) + 9,9528x_2((i-4)\Delta T) \\
 & + 9,1412x_2((i-5)\Delta T) + 7,7177x_2((i-6)\Delta T) + \\
 & + 5,8387x_2((i-7)\Delta T) + 3,6093x_2((i-8)\Delta T) \\
 & - 2,1242x_2((i-9)\Delta T) + 0,1431y_1((i-1)\Delta T) + \\
 & + 0,1158y_1((i-2)\Delta T) + 0,1092y_1((i-3)\Delta T) \\
 & + 0,0649y_1((i-4)\Delta T) + 0,0692y_1((i-5)\Delta T) + \\
 & + 0,0609y_1((i-6)\Delta T) + 0,0131y_1((i-7)\Delta T) \\
 & - 0,0497y_1((i-8)\Delta T) - 0,1018y_1((i-9)\Delta T)
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

На рис. 6 – 7 приведены моделируемые выходные сигналы системы отопления, полученные с помощью имитационного моделирования.

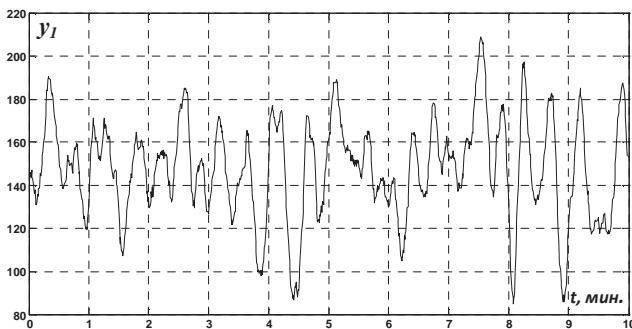


Рис. 6. Выходной моделируемый сигнал y_1

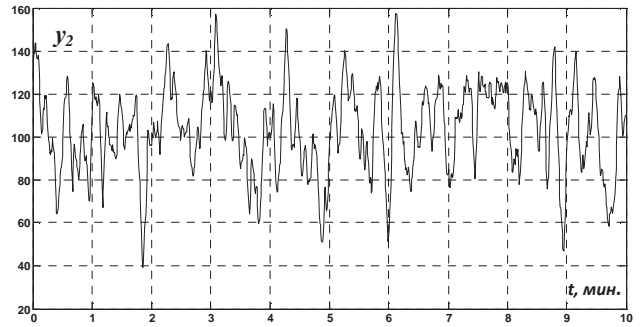


Рис. 7. Выходной моделируемый сигнал y_2

Для определения адекватности полученной модели (9) в работе используется формализованный анализ остаточных ошибок [4] между результатами, полученными с помощью моделирования, и данными реального эксперимента. Модель будет достоверна, если не будет признаков автоковариации остаточных ошибок, которые определяются по формуле:

$$r_s^{ee}(i\Delta T) = \frac{1}{N-i-n} \sum_{k=n}^{N-i-1} \varepsilon_s(k\Delta T) \varepsilon_s((i+k)\Delta T);$$

$$i=0, 1, \dots; s=1,2,3, \tag{10}$$

где $\varepsilon_s((i\Delta T)) = y_s(i\Delta T) - \sum_{j=1}^n \hat{a}_j y_s((i-j)\Delta T); i=n, \dots, N-1$.

По критерию Пирсона [1, 3] идентифицированная модель будет адекватна, если значение

$$Q_s = N \sum_{k=0}^K (r_s^{ee}(k\Delta T))^2 \tag{11}$$

распределено приближенно как χ^2 при определенном уровне значимости и количестве степеней свободы и квантиль $\chi_r^2 > Q$.

Появление регулярных, заметно отличающихся от нуля выборочных взаимных ковариаций входного воздействия и остаточных ошибок свидетельствует также о неадекватности модели:

$$r_{sr}^{xe}(i\Delta T) = \frac{1}{N-i} \sum_{k=0}^{N-i-1} (x_r(k\Delta T) e_s((i+k)\Delta T)); i=0, 1, \dots; s=1,2,3; r=1, 2. \tag{12}$$

Аналогично, как и для автоковариаций остаточных ошибок, значение на основе взаимных ковариаций:

$$V_{sr} = N \sum_{k=0}^K (r_{sr}^{xe}(k\Delta T))^2 \tag{13}$$

приближенно распределено с законом распределения χ^2 , и модель (4) будет адекватна, если при определенном уровне значимости и количестве степеней свободы выполняется критерий Пирсона.

На рис. 10 – 15 представлены автоковариационные и взаимно ковариационные функции для определения адекватности модели, полученной в ходе представленного выше эксперимента.

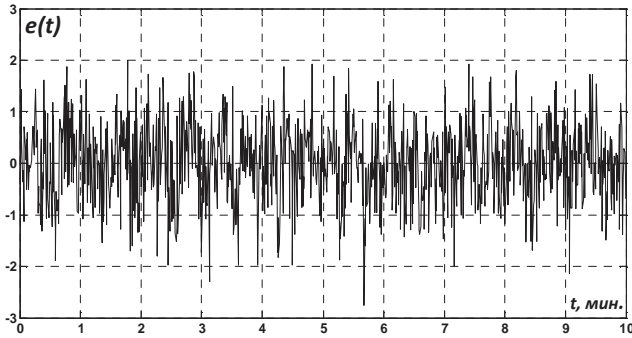


Рис. 8. Функция остаточных ошибок $e(t)$ для y_1

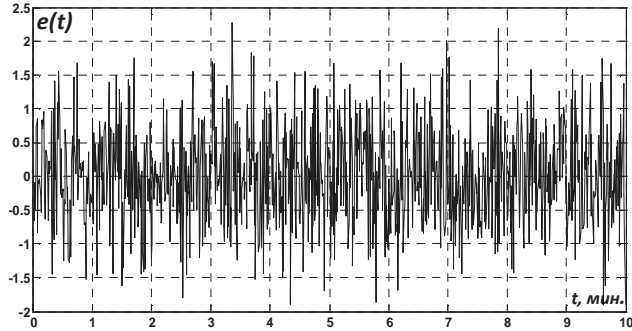


Рис. 9. Функция остаточных ошибок $e(t)$ для y_2

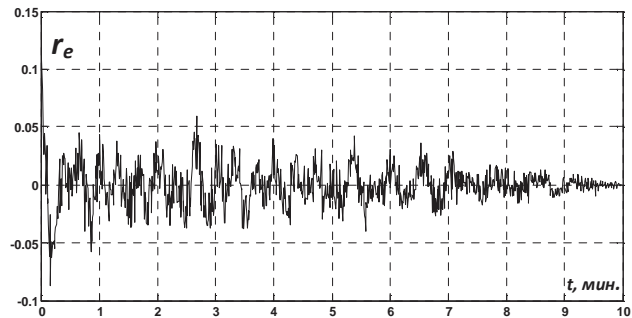


Рис. 10. Автоковариационная функция остаточных ошибок r_e^{ee} для y_1

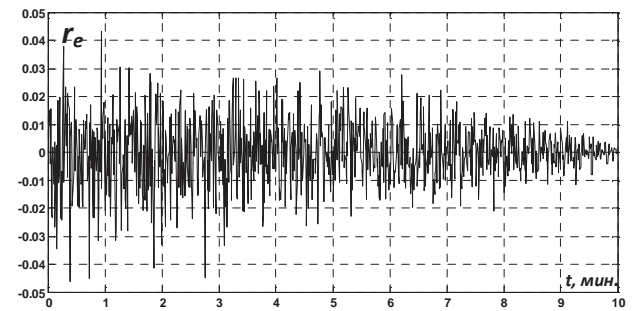


Рис. 11. Автоковариационная функция остаточных ошибок r_e^{ee} для y_2

На основе характеристик (рис. 10 – 15) рассчитаны значения Q_s и V_{rs} , которые приведены в таблице 1.

Таблица 1

Рассчитанные значения Q_s и V_{rs}

Q_1	46,2962	V_{12}	21,6622
Q_2	4,1640	V_{21}	1,8909
V_{11}	4,8154	V_{22}	2,4460

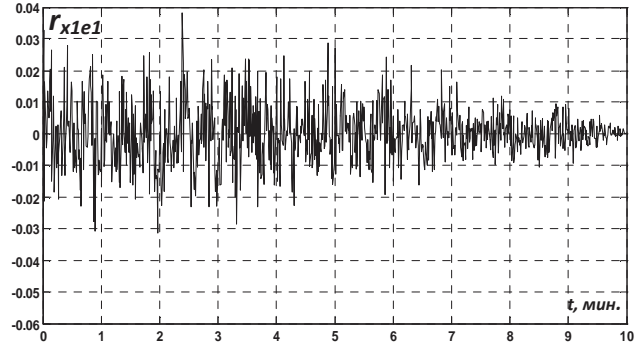


Рис. 12. Взаимно ковариационная функция r_{11}^{xe}

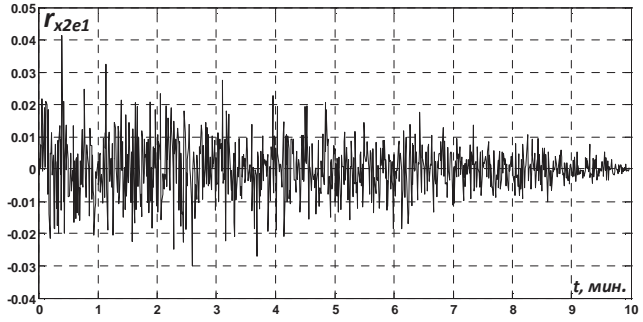


Рис. 13. Взаимно ковариационная функция r_{21}^{xe}

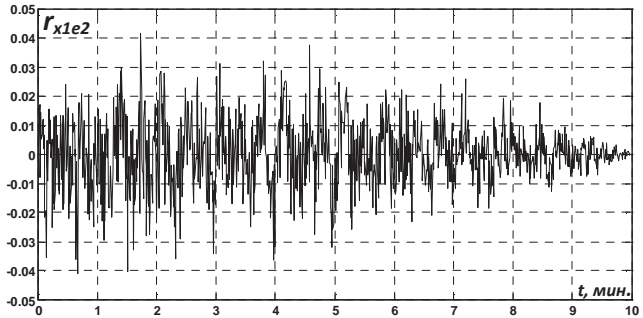


Рис. 14. Взаимно ковариационная функция r_{12}^{xe}

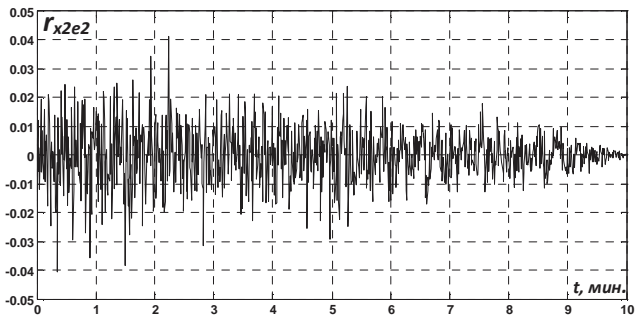


Рис. 15. Взаимно ковариационная функция r_{22}^{xe}

Исходя из представленных значений при уровне значимости $\alpha = 0,005$ и количестве степеней свободы $L > 1000$ ($\chi_T^2 = 888,5635$), можно сделать вывод, что модель адекватна.

Также для проверки адекватности полученной модели в работе используется метод кумулятивной периодограммы остаточных ошибок, который является эффективным средством обнаружения периодического отклонения от случайности.

Спектр мощности белого шума имеет постоянное значение $2\sigma^2$ в частотном диапазоне 0-0,5 Гц. Следовательно

но, график кумулятивного спектра белого шума как функции имеет вид прямой линии, идущей от точки (0; 0) к точке (0,5; σ^2), и, следовательно, график $P(f)/\sigma^2$ – прямая линия, идущая от (0; 0) к (0,5; 1).

Если модель адекватна, а параметры ее точно известны, $e(t)$, вычисляемые из данных, обладали бы свойствами белого шума. Для белого шума график нормированной кумулятивной периодограммы $C(f_i)$:

$$C(f_j) = \frac{\sum_{i=0}^j I(f_i)}{N_s^2}, \quad (14)$$

где s^2 – выборочная оценка σ^2 , имел бы разброс относительно прямой, соединяющей точки (0; 0) и (0,5; 1).

С другой стороны, из-за неадекватности модели ряд $e(t)$ становится неслучайным, и его кумулятивная периодограмма должна систематически отклоняться от этой линии. В частности, периодичности приводили бы к появлению больших соседних значений $I(f_j)$. Эти большие ординаты усиливали бы друг друга в $C(f_j)$ и образовывали бы заметное отклонение от ожидаемой прямой линии.

Вероятностное соотношение между кумулятивной периодограммой и проинтегрированным спектром точно такое же, как между эмпирической и теоретической функциями распределения. По этой причине мы можем оценить отклонения периодограммы от ожидаемой для белого шума при помощи критерия Колмогорова. Пользуясь этим критерием, мы можем провести около теоретической прямой предельные линии. Они имеют следующий смысл: если ряд $e(t)$ – белый шум, кумулятивная периодограмма будет отклоняться от прямой настолько, чтобы пересечь эти предельные линии только с указанной вероятностью. Поэтому использование в качестве теста неадекватности модели пределов Колмогорова позволяет приближенно оценивать вероятности.

Эти предельные линии обладают тем свойством, что для чисто случайных рядов кумулятивная периодограмма выходила бы за них в ε -й части всех случаев. Они проводятся на расстояниях $\pm K_\varepsilon / \sqrt{q}$ выше и ниже теоретической прямой; здесь $q = (N-2)/2$ для четных N и $(N-1)/2$ для нечетных. Приближенные значения K_ε приведены в таблице 2.

Таблица 2

Коэффициенты для вычисления приближенных вероятностных пределов в критерии кумулятивной периодограммы

ε	0,01	0,05	0,10	0,25
K_ε	1,63	1,36	1,22	1,02

На рис. 16 – 17 показаны кумулятивные периодограммы, по которым видно, что полученная в ходе вышеописанного эксперимента модель адекватно описывает процесс.

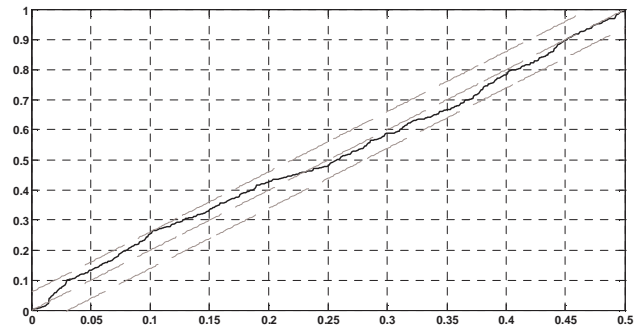


Рис. 16. Кумулятивная периодограмма остаточных ошибок для y_1

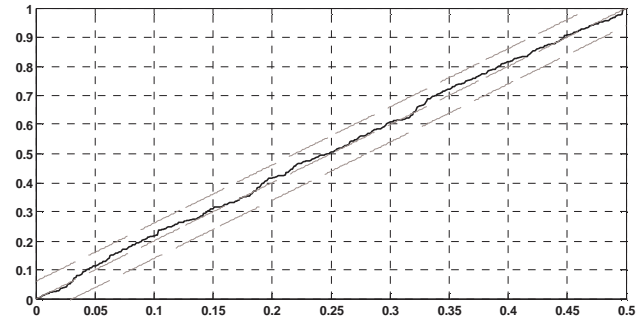


Рис. 17. Кумулятивная периодограмма остаточных ошибок для y_2

Выводы. Разработан метод пассивной идентификации многопараметрической динамической системы отопления, с помощью которого полученная модель описывается совокупностью прямых и взаимных зависимостей в виде разностных рекуррентных уравнений, использующих в качестве входных тестовых сигналов шумы системы в рабочем частотном диапазоне.

Литература

1. Дьяконича С.А., Рябова М.В. Разработка алгоритма оптимизации параметров регулирования многопараметрической динамической системы // Труды Братского государственного университета: Сер. Естественные и инженерные науки – развитию регионов Сибири. 2011. Т. 1. С. 28-32.
2. Дьяконича С.А., Федоров А.А. Формирование модели многопараметрической динамической системы по экспериментальным данным // Там же. С. 32-36.
3. Дьяконича С.А. Адаптивный алгоритм многосвязного управления многопараметрической системой выработки пара // Там же. 2012. Т. 1. С. 26-31.
4. Дьяконича С.А., Семенов Д.С. Разработка алгоритма цифрового моделирования многосвязной системы управления отоплением // Там же. 2010. Т. 1. С. 47-51.

References

1. Dyakonitsa S.A., Ryabova M.V. Development of the algorithm for optimizing the parameters of multiparameter dynamic system regulation // Trudy Bratskogo gosudarstvennogo universiteta: Ser.: Estestvennye i inzhenernye nauki – razvitiyu regionov Sibiri: v 2 t. Bratsk: BrGU, 2011. T. 1. S. 28-32.
2. Dyakonitsa S.A., Fedorov A.A. Formation of the multiparameter dynamic system model based on the experimental data // Trudy Bratskogo gosudarstvennogo universiteta: Ser.: Estestvennye i inzhenernye nauki – razvitiyu regionov Sibiri: v 2 t. Bratsk: BrGU, 2011. T. 1. S. 32-36.
3. Dyakonitsa S.A. The adaptive algorithm of the multicoupling control for a multiparameter steam generating system // Trudy Bratskogo gosudarstvennogo universiteta: Ser.: Estestvennye i inzhenernye nauki – razvitiyu regionov Sibiri: v 2 t. Bratsk: BrGU, 2012. T. 1. S. 26-31.
4. Dyakonitsa S.A., Semenov D.S. Development of the digital simulation algorithm for the multicoupling heating controlling system // Trudy Bratskogo gosudarstvennogo universiteta: Ser.: Estestvennye i inzhenernye nauki – razvitiyu regionov Sibiri: v 2 t. Bratsk: BrGU, 2010. T. 1. S. 47-51.