



АКТИВНАЯ ПАРАМЕТРИЧЕСКАЯ ИДЕНТИФИКАЦИЯ НЕЛИНЕЙНЫХ ДИСКРЕТНЫХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ ЛИНЕАРИЗАЦИИ ВО ВРЕМЕННОЙ ОБЛАСТИ И ОПТИМАЛЬНОГО УПРАВЛЕНИЯ¹

В.М. Чубич, О.С. Черникова

Получены результаты для случая, когда неизвестные параметры содержатся в уравнениях состояния и наблюдения, начальных условиях и ковариационных матрицах помех динамики и ошибок измерений. Рассмотрен пример оптимального оценивания параметров одной модельной структуры.

Ключевые слова: линеаризация, оценивание параметров, метод максимального правдоподобия, планирование оптимальных входных сигналов, информационная матрица Фишера, метод Шатровского.

ВВЕДЕНИЕ

Проблема идентификации относится к одной из основных проблем теории и практики автоматического управления. Ее качественное решение способствует эффективному применению современных математических методов и сложных наукоемких технологий при проектировании различных систем управления подвижными и технологическими объектами, построении прогнозирующих моделей, конструировании следящих и измерительных систем и др.

По способу проведения эксперимента идентификацию можно разделить на пассивную и активную. При пассивной идентификации для построения математической модели используются реально действующие в системе сигналы и тем самым нормальный режим эксплуатации не нарушается. Методы пассивной идентификации достаточно полно описаны, например, в книгах [1, 2]. Активная идентификация, напротив, предполагает нарушение технологического режима и подачу на вход изучаемой системы специальным образом синтезированного сигнала. Его находят в результате решения экстремальной задачи для некоторого предварительно выбранного функционала от информа-

ционной (или дисперсионной) матрицы вектора оцениваемых параметров. Трудности, связанные с необходимостью нарушения технологического режима, должны окупаться повышением эффективности и корректности проводимых исследований, что обусловлено самой идеологией активной идентификации, базирующейся на сочетании приемов параметрического оценивания с теорией планирования эксперимента [3, 4].

Процедура активной параметрической идентификации (оптимального оценивания параметров) моделей динамических систем предполагает:

— вычисление оценок параметров по измеренным данным, соответствующим некоторому пробному сигналу;

— синтез на основе полученных оценок оптимального по некоторому выбранному критерию сигнала;

— пересчет оценок неизвестных параметров по измеренным данным, соответствующим синтезированному сигналу.

Целесообразность применения активной параметрической идентификации для построения математических моделей стохастических линейных систем показана в работах [5—7]. Тем не менее, данная область исследований остается еще недостаточно изученной, возможности применения в ней методов оптимального оценивания параметров выявлены далеко не полностью. В настоящей статье приведены результаты дальнейших исследований авторов в рамках указанной проблемы

¹ Работа выполнена при поддержке Федерального агентства по образованию в рамках ФЦП «Научные и научно-педагогические кадры инновационной России» на 2009 — 2013 гг.

применительно к гауссовским нелинейным дискретным системам, причем входной сигнал синтезируется путем решения соответствующей задачи дискретного оптимального управления методом Шатровского.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассмотрим следующую модель управляемой, наблюдаемой, идентифицируемой динамической системы в пространстве состояний:

$$x(k+1) = f[x(k), u(k), k] + \Gamma(k)w(k), \quad (1)$$

$$y(k+1) = h[x(k+1), k+1] + v(k+1), \quad k = 0, 1, \dots, N-1, \quad (2)$$

где $f[x(k), u(k), k]$ — n -мерная векторная функция указанных аргументов; $x(k)$ — n -мерный вектор состояния; $u(k)$ — детерминированный r -мерный вектор управления (входа), $\Gamma(k)$ — матрица размера $n \times p$; $w(k)$ — p -мерный вектор возмущения; k — дискретное время; $y(k+1)$ — m -мерный вектор измерения (выхода); $h[x(k+1), k+1]$ — m -мерная векторная функция указанных аргументов; $v(k+1)$ — m -мерный вектор ошибки измерения.

Предположим, что $f[x(k), u(k), k]$ и $h[x(k+1), k+1]$ непрерывны и дифференцируемы по $x(k)$, $u(k)$ и $x(k+1)$ соответственно; случайные векторы $w(k)$ и $v(k+1)$ образуют взаимно независимые стационарные белые гауссовские последовательности с нулевыми средними и ковариационными матрицами Q и R соответственно, т. е.

$$E[w(k)] = 0, \quad E[w(k)w^T(i)] = Q\delta_{ki}$$

$$E[v(k+1)] = 0, \quad E[v(k+1)v^T(i+1)] = R\delta_{ki}$$

$$E[v(k+1)w^T(i)] = 0, \quad k, i = 0, 1, \dots, N-1,$$

(здесь и далее $E[\cdot]$ — оператор математического ожидания, δ_{ki} — символ Кронекера); начальное состояние $x(0)$ имеет нормальное распределение со средним $\bar{x}(0)$ и ковариационной матрицей $P(0)$, т. е.

$$E[x(0)] = \bar{x}(0), \\ E\{[x(0) - \bar{x}(0)][x(0) - \bar{x}(0)]^T\} = P(0),$$

и не коррелирует с $w(k)$ и $v(k+1)$ при любых значениях переменной k ; неизвестные параметры сведены в вектор $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_s)$, включающий в себя элементы вектор-функций $f[x(k), u(k), k]$, $h[x(k+1), k+1]$, матриц $\Gamma(k)$, Q , R , $P(0)$ и вектора $\bar{x}(0)$ в различных комбинациях.

Необходимо для математической модели (1), (2) с учетом высказанных априорных предположений разработать процедуру активной параметри-

ческой идентификации на основе линеаризации и оптимального управления, исследовать ее эффективность и целесообразность применения.

2. ЛИНЕАРИЗАЦИЯ МОДЕЛИ

Считая значение вектора неизвестных параметров Θ фиксированным, выполним линеаризацию во временной области нелинейной модели (1), (2) относительно номинальной траектории $\{x_H(k+1), k = 0, 1, \dots, N-1\}$, для которой

$$\begin{cases} x_H(k+1) = f[x_H(k), u_H(k), k], & k = 0, 1, \dots, N-1, \\ x_H(0) = \bar{x}(0). \end{cases} \quad (3)$$

Разложив для каждого k вектор-функции $f[x(k), u(k), k]$ и $h[x(k+1), k+1]$ в ряды Тейлора в окрестностях точек $[x_H(k), u_H(k)]$ и $x_H(k+1)$ соответственно и отбросив члены второго и более высоких порядков, запишем уравнения линеаризованной модели

$$\begin{aligned} x(k+1) &= f[x_H(k), u_H(k), k] + \\ &+ \frac{\partial f[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial x(k)} [x(k) - x_H(k)] + \\ &+ \frac{\partial f[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial u(k)} [u(k) - u_H(k)] + \Gamma(k)w(k), \quad (4) \\ y(k+1) &= h[x_H(k+1), k+1] + \\ &+ \frac{\partial h[x_H(k+1), k+1]}{\partial x(k+1)} [x(k+1) - x_H(k+1)] + \\ &+ v(k+1), \quad (5) \end{aligned}$$

для которой и будем решать поставленную задачу. С учетом обозначений

$$a(k) = \alpha(k) + \Psi(k)u(k); \quad (6)$$

где

$$\begin{aligned} \alpha(k) &= f[x_H(k), u_H(k), k] - \\ &- \frac{\partial f[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial x(k)} x_H(k) - \frac{\partial f[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial u(k)} u_H(k), \end{aligned}$$

$$\Psi(k) = \frac{\partial f[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial u(k)},$$

$$\Phi(k) = \frac{\partial h[x_H(k), u_H(k), k]}{\partial x(k)}, \quad (7)$$

$$\begin{aligned} A(k+1) &= h[x_H(k+1), k+1] - \\ &- \frac{\partial h[x_H(k+1), k+1]}{\partial x(k+1)} x_H(k+1); \quad (8) \end{aligned}$$

$$H(k+1) = \frac{\partial h[x_H(k+1), k+1]}{\partial x(k+1)} \quad (9)$$



соотношения (4) и (5) определяют модель гауссовской линейной нестационарной системы, описываемой уравнениями

$$x(k + 1) = a(k) + \Phi(k)x(k) + \Gamma(k)w(k), \quad (10)$$

$$y(k + 1) = A(k + 1) + H(k + 1)x(k + 1) + v(k + 1), \quad k = 0, 1, \dots, N - 1. \quad (11)$$

Заметим, что изложенный способ линеаризации не применим к неоднозначным функциям и нелинейностям, имеющим угловые точки и разрывы. Для линеаризации таких нелинейностей можно воспользоваться методом статистической линеаризации (см., например, работы [8, 9]).

3. ОЦЕНИВАНИЕ НЕИЗВЕСТНЫХ ПАРАМЕТРОВ

Априорные предположения, высказанные в § 1, и выполненная в § 2 линеаризация во временной области моделей состояния и наблюдения относительно выбранной детерминированной номинальной траектории (3) позволяют воспользоваться для оценивания параметров методом максимального правдоподобия. В соответствии с этим методом необходимо найти такие значения параметров $\hat{\Theta}$, для которых

$$\hat{\Theta} = \arg \min_{\Theta \in \Omega_{\Theta}} [-\ln L(\Theta; \Xi)] = \arg \min_{\Theta \in \Omega_{\Theta}} [\chi(\Theta; \Xi)],$$

где в соответствии с [2, 10] можно записать:

$$\chi(\Theta; \Xi) = \frac{Nm}{2} \ln 2\pi + \frac{1}{2} \sum_{k=0}^{N-1} [\varepsilon(k + 1)]^T B^{-1}(k + 1) \times \\ \times [\varepsilon(k + 1)] + \frac{1}{2} \sum_{k=0}^{N-1} \ln \det B(k + 1).$$

Здесь Ω_{Θ} — область допустимых значений параметров; $L(\Theta; \Xi)$ — функция правдоподобия; Ξ — выборочные данные; $\chi(\Theta; \Xi)$ — взятая со знаком «-» логарифмическая функция правдоподобия; $\varepsilon(k + 1) = y(k + 1) - \hat{y}(k + 1|k)$; $\hat{y}(k + 1|k)$ и $B(k + 1)$ определяются по соответствующим рекуррентным уравнениям дискретного фильтра Калмана [11]:

$$\hat{x}(k + 1|k) = \Phi(k)\hat{x}(k|k) + a(k);$$

$$P(k + 1|k) = \Phi(k)P(k|k)\Phi^T(k) + \Gamma(k)Q\Gamma^T(k);$$

$$\hat{y}(k + 1|k) = H(k + 1)\hat{x}(k + 1|k) + A(k + 1);$$

$$B(k + 1) = H(k + 1)P(k + 1|k) + H^T(k + 1) + R;$$

$$K(k + 1) = P(k + 1|k)H^T(k + 1) + B^{-1}(k + 1);$$

$$\hat{x}(k + 1|k + 1) = \hat{x}(k + 1|k) + K(k + 1)\varepsilon(k + 1);$$

$$P(k + 1|k + 1) = [I - K(k + 1)H(k + 1)]P(k + 1|k)$$

для $k = 0, 1, \dots, N - 1$ с начальными условиями $\hat{x}(0|0) = \bar{x}(0)$, $P(0|0) = P(0)$.

4. СИНТЕЗ ВХОДНОГО СИГНАЛА

Точность оценивания неизвестных параметров можно повысить, оптимизируя определенным образом выбранный критерий от информационной матрицы Фишера (ИМФ)

$$M(U; \Theta) = [M_{ij}(u(0), u(1), \dots, u(N - 1)); \Theta], \\ i, j = 1, 2, \dots, s,$$

которая связана с логарифмической функцией правдоподобия соотношением [2]

$$M_{ij}(U; \Theta) = -E_Y \left[\frac{\partial^2 \ln L(\Theta; \Xi)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right].$$

Здесь усреднение берется по выборочному пространству. Зависимость ИМФ от неизвестных параметров обуславливает локально-оптимальное планирование.

В теории оптимального эксперимента наиболее часто используются критерии D -, A -, E -оптимальности с вполне определенной статистической интерпретацией [3, 4]. Следуя работе [12], будем использовать в качестве критерия оптимальности след ИМФ:

$$U^* = \arg \max_{U \in \Omega_U} Sp M(U; \Theta). \quad (12)$$

Для гауссовской линейной нестационарной модели (10), (11) в работе [13] получена формула для ИМФ, допускающая ее разложение на сумму двух слагаемых, одно из которых зависит от входного сигнала, а другое — нет:

$$M_{ij}(U; \Theta) = W_{ij}(U; \Theta) + V_{ij}(\Theta).$$

Это позволяет задачу (12) представить в виде

$$U^* = \arg \max_{U \in \Omega_U} Sp W(U; \Theta).$$

Воспользовавшись материалами работы [13], запишем

$$J_1 = Sp W(U; \Theta) = \sum_{i=1}^s W_{ii}(U; \Theta) = \\ = \sum_{k=0}^{N-1} [\bar{x}_A^T(k + 1)Z_{A1}(k + 1)\bar{x}_A(k + 1) + \\ + 2\bar{x}_A^T(k + 1)Z_{A2}(k + 1)A_A(k + 1)], \quad (13)$$

где

$$\bar{x}_A(k+1) = E \begin{bmatrix} \hat{x}(k+1|k) \\ \frac{\partial \hat{x}(k+1|k)}{\partial \theta_1} \\ \dots \\ \frac{\partial \hat{x}(k+1|k)}{\partial \theta_s} \end{bmatrix},$$

$$Z_{A1}(k+1) = \begin{pmatrix} Z_{A1}^{1,1}(k+1) & Z_{A1}^{1,2}(k+1) & \dots & Z_{A1}^{1,s+1}(k+1) \\ Z_{A1}^{2,1}(k+1) & Z_{A1}^{2,2}(k+1) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Z_{A1}^{s+1,1}(k+1) & 0 & \dots & Z_{A1}^{s+1,s+1}(k+1) \end{pmatrix},$$

причем

$$Z_{A1}^{1,1} = \sum_{i=1}^s \frac{\partial H^T(k+1)}{\partial \theta_i} B^{-1}(k+1) \frac{\partial H(k+1)}{\partial \theta_i};$$

$$Z_{A1}^{1,j} = \frac{\partial H^T(k+1)}{\partial \theta_{j-1}} B^{-1}(k+1) H(k+1), \quad j = \overline{2, s+1};$$

$$Z_{A1}^{i,1} = H^T(k+1) B^{-1}(k+1) \frac{\partial H^T(k+1)}{\partial \theta_{i-1}}, \quad i = \overline{2, s+1};$$

$$Z_{A1}^{i,i} = H^T(k+1) B^{-1}(k+1) H(k+1), \quad i = \overline{2, s+1};$$

$$Z_{A2}(k+1) = \begin{pmatrix} 0 & \frac{\partial H^T(k+1)}{\partial \theta_1} B^{-1}(k+1) & \dots & \frac{\partial H^T(k+1)}{\partial \theta_s} B^{-1}(k+1) \\ 0 & H^T(k+1) B^{-1}(k+1) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & H^T(k+1) B^{-1}(k+1) \end{pmatrix};$$

$$A_A(k+1) = \begin{bmatrix} A(k+1) \\ \frac{\partial A(k+1)}{\partial \theta_1} \\ \dots \\ \frac{\partial A(k+1)}{\partial \theta_s} \end{bmatrix}.$$

В силу симметричности матрицы $Z_{A1}(k+1)$ и того, что

$$\begin{cases} \bar{x}_A(k+1) = \Phi_A(k) \bar{x}_A(k) + \Psi_A(k) u(k) + b_A(k), \\ \quad k = 0, 1, \dots, N-1; \\ \bar{x}_A(0) = \left[\bar{x}^T(0) \quad \frac{\partial \bar{x}^T(0)}{\partial \theta_1} \quad \dots \quad \frac{\partial \bar{x}^T(0)}{\partial \theta_s} \right]^T, \end{cases} \quad (14)$$

где

$$\Phi_A(k) = \begin{bmatrix} \Phi(k) & 0 & \dots & 0 \\ \frac{\partial \Phi(k)}{\partial \theta_1} - \tilde{K}(k) \frac{\partial H(k)}{\partial \theta_1} & \Phi(k) - \tilde{K}(k) H(k) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial \Phi(k)}{\partial \theta_s} - \tilde{K}(k) \frac{\partial H(k)}{\partial \theta_s} & 0 & \dots & \Phi(k) - \tilde{K}(k) H(k) \end{bmatrix};$$

$$\Psi_A(k) = \begin{bmatrix} \psi(k) \\ \frac{\partial \psi(k)}{\partial \theta_1} \\ \dots \\ \frac{\partial \psi(k)}{\partial \theta_s} \end{bmatrix};$$

$$b_A(k) = \begin{bmatrix} \alpha(k) \\ \frac{\partial \alpha(k)}{\partial \theta_1} - \tilde{K}(k) \frac{\partial A(k)}{\partial \theta_1} \\ \dots \\ \frac{\partial \alpha(k)}{\partial \theta_s} - \tilde{K}(k) \frac{\partial A(k)}{\partial \theta_s} \end{bmatrix};$$

$$\tilde{K}(k) = \Phi(k) K(k),$$

критерий (13) можно привести к виду

$$J_1 = \sum_{k=0}^{N-1} [d_0(k) + \bar{x}_A^T(k) d_1(k) + u^T(k) d_2(k) + \bar{x}_A^T(k) D_1(k) u(k) + \bar{x}_A^T(k) D_2(k) \bar{x}_A(k) + u^T(k) D_3(k) u(k)], \quad (15)$$

в котором

$$d_0(k) = b_A^T(k) Z_{A1}(k+1) b_A(k) + 2b_A^T(k) Z_{A2}(k+1) A_A(k+1);$$

$$d_1(k) = 2\Phi_A^T(k) Z_{A2}(k+1) A_A(k+1) + 2\Phi_A^T(k) Z_{A1}(k+1) b_A(k);$$

$$d_2(k) = 2\Psi_A^T(k) Z_{A2}(k+1) A_A(k+1) + 2\Psi_A^T(k) Z_{A1}(k+1) b_A(k);$$

$$D_1(k) = 2\Phi_A^T(k) Z_{A1}(k+1) \Psi_A^T(k);$$

$$D_2(k) = \Phi_A^T(k) Z_{A1}(k+1) \Phi_A(k);$$

$$D_3(k) = \Psi_A^T(k) Z_{A1}(k+1) \Psi_A(k).$$



Поскольку $d_0(k)$ в соотношении (15) не зависит от U , при максимизации критерия J_1 это слагаемое можно не учитывать. В результате приходим к критерию

$$J_2 = \sum_{k=0}^{N-1} [\bar{x}_A^T(k)d_1(k) + u^T(k)d_2(k) + \bar{x}_A^T(k)D_1(k)u(k) + \bar{x}_A^T(k)D_2(k)\bar{x}_A(k) + u^T(k)D_3(k)u(k)],$$

который вместе с системой (14) определяет задачу синтеза оптимальных входных сигналов как задачу дискретного оптимального управления с суммарным показателем качества [14]. Для ее решения воспользуемся симплексным методом Нелдера—Мида.

Сформулированную задачу можно свести к следующей задаче оптимизации конечного состояния [14]:

$$J_2 = \chi(N) \rightarrow \max_{u \in \Omega_U},$$

$$\begin{cases} \begin{bmatrix} \bar{x}_A(k+1) \\ \chi(k+1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_A(k)\bar{x}_A(k) + \Psi_A(k)u(k) + b_A(k) \\ \chi(k) + \bar{x}_A^T(k)D_1(k)u(k) + \bar{x}_A^T(k)D_2(k)\bar{x}_A(k) + u^T(k)D_3(k)u(k) + \bar{x}_A^T(k)d_1(k) + u^T(k)d_2(k) \end{bmatrix}, \\ k = 0, 1, \dots, N-1; \\ \begin{bmatrix} \bar{x}_A^T(0) \\ \chi(0) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}^T(0) & \frac{\partial \bar{x}^T(0)}{\partial \theta_1} & \dots & \frac{\partial \bar{x}^T(0)}{\partial \theta_s} \\ 0 \end{bmatrix}. \end{cases}$$

Для решения этой задачи воспользуемся методом последовательного улучшения управлений Л.И. Шатровского [15, 16], адаптировав его к дискретной задаче.

5. ОПТИМАЛЬНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ ОДНОЙ МОДЕЛЬНОЙ СТРУКТУРЫ

Рассмотрим следующую модель нелинейной дискретной системы:

$$x(k+1) = \left(1 - \frac{\theta_2}{\theta_1}\right)x(k) + \frac{0,1}{\theta_1} \exp\{0,25[u(k) - x(k)]\} + \frac{0,1}{\theta_1} w(k), \quad (16)$$

$$y(k+1) = x(k+1) + v(k+1), \quad k = 0, 1, \dots, N-1, \quad (17)$$

где θ_1 и θ_2 — неизвестные параметры системы, причем $3 \leq \theta_1 \leq 10$; $0,05 \leq \theta_2 \leq 1,25$.

Будем считать, что выполнены все априорные предположения (см. § 1), причем $E[w(k)w(i)] = 0,6\delta_{ki} = Q\delta_{ki}$; $E[v(k+1)v(i+1)] = 0,6\delta_{ki} = R\delta_{ki}$; $x(0) \in N(0; 0,01)$.

Выполнив линеаризацию модели (16), (17) относительно номинальной траектории

$$\begin{cases} x_H(k+1) = \left(1 - \frac{\theta_2}{\theta_1}\right)x_H(k) + \frac{0,1}{\theta_1} \exp\{0,25[u_H(k) - x_H(k)]\}, \\ k = 0, 1, \dots, N-1; \\ x_H(0) = 0, \end{cases} \quad (18)$$

получим линеаризованную модель вида (10), (11), в которой в соответствии с соотношениями (6)—(9)

$$a(k) = \frac{0,1}{\theta_1} \exp\{0,25[u_H(k) - x_H(k)]\} \times \{1 - 0,25[u_H(k) - x_H(k)] + 0,25u(k)\};$$

$$\Phi(k) = 1 - \frac{\theta_2}{\theta_1} - \frac{0,025}{\theta_1} \exp\{0,25[u_H(k) - x_H(k)]\};$$

$$A(k+1) = 0; \quad H(k+1) = 1.$$

Таким образом, необходимо оценить параметры θ_1 и θ_2 , входящие в выражения для $a(k)$, $\Phi(k)$ и $\Gamma(k)$.

Считая, что для номинальной траектории (18) $u_H(k) = u(k)$, $k = 0, 1, \dots, N-1$, обеспечим наилучшее приближение построенной линеаризованной модели к своему нелинейному аналогу.

Определим область допустимых входных сигналов $\Omega_U = \{U \in R^N | 10 \leq u(k) \leq 20, k = 0, 1, \dots, N-1\}$.

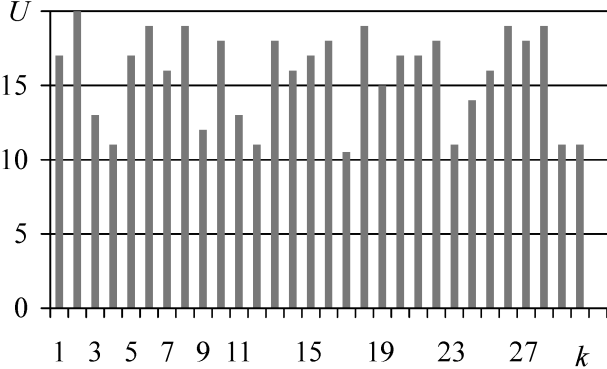
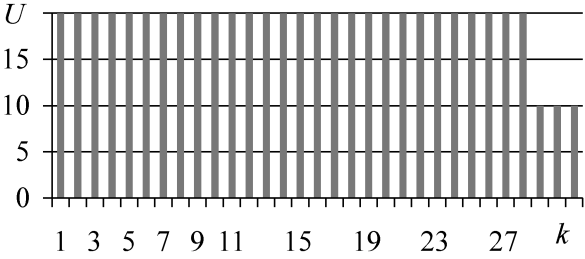
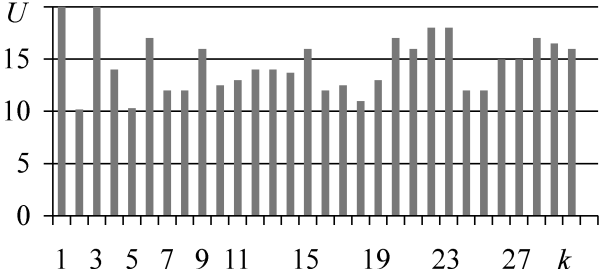
Для ослабления зависимости результатов оценивания от выборочных данных произведем пять независимых запусков системы, и усредним полученные оценки неизвестных параметров. Реализации входных и выходных сигналов получим компьютерным моделированием при истинных значениях параметров $\theta_1^* = 4$, $\theta_2^* = 0,5$ и $N = 31$. Результаты выполнения процедуры активной параметрической идентификации представлены в таблице.

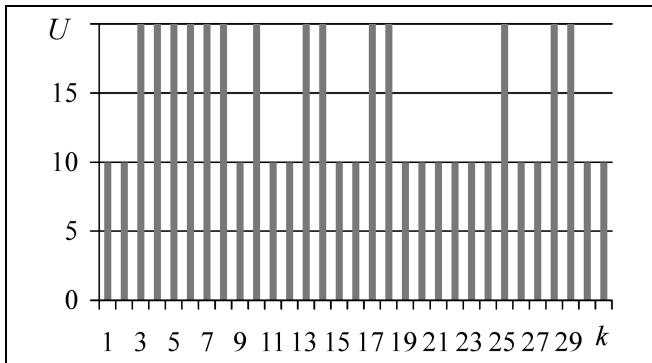
При решении реальных задач истинные значения параметров неизвестны. Будем судить о качестве оценивания в пространстве откликов по значению коэффициента

$$k_Y = \frac{\|Y_{cp} - \hat{Y}_{cp}\|}{\|Y_{cp} - \hat{Y}_{cp}^*\|} = \sqrt{\frac{\sum_{k=0}^{N-1} (y_{cp}(k+1) - \hat{y}_{cp}(k+1|k+1))^2}{\sum_{k=0}^{N-1} (y_{cp}(k+1) - \hat{y}_{cp}^*(k+1|k+1))^2}},$$

где $Y_{cp} = \{y_{cp}(k+1), k = 0, 1, \dots, N-1\}$, $\hat{Y}_{cp} = \{\hat{y}_{cp}(k+1|k+1), k = 0, 1, \dots, N-1\}$, $\hat{Y}_{cp}^* = \{\hat{y}_{cp}^*(k+1|k+1), k = 0, 1, \dots, N-1\}$ — усредненные по всем запускам последовательности измерений для вектора θ , равного θ^* ,

Результаты активной параметрической идентификации

Входной сигнал	Номер запуска	Оценки параметров	
		$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$
Исходный 	1	4,686	0,432
	2	3,277	0,553
	3	5,067	0,423
	4	6,482	0,609
	5	7,424	0,282
	Средние значения	5,387	0,460
Синтезированный методом Нелдера — Мида 	1	4,190	0,561
	2	4,043	0,502
	3	3,785	0,461
	4	3,803	0,498
	5	4,495	0,567
	Средние значения	4,063	0,518
Синтезированный методом Шатровского 	1	4,695	0,492
	2	4,231	0,506
	3	3,139	0,497
	4	3,625	0,522
	5	4,723	0,538
	Средние значения	4,083	0,511


 Рис. 1. Тестовый сигнал U для анализа качества прогнозирования на основе результатов, приведенных в таблице

$\hat{\theta}_{\text{ср}}$, $\hat{\theta}_{\text{ср}}^*$ соответственно, при входном сигнале $U = \{u(k), k = 0, 1, \dots, N - 1\}$, представленном на рис. 1.

Определим при помощи равенства $\hat{y}(k + 1|k + 1) = A(k + 1) + H(k + 1)\hat{x}(k + 1|k + 1)$ величины $\{\hat{y}(k + 1|k + 1), k = 0, 1, \dots, N - 1\}$ для вектора θ , равного θ^* , $\hat{\theta}_{\text{ср}}$, $\hat{\theta}_{\text{ср}}^*$. Полученные результаты представлены на рис. 2.

Сопоставление рис. 2, б и в показывает практически одинаковое качество прогнозирования при оценках параметров, найденных по синтезированному входному сигналу методами Нелдера—Мида и Шатровского. В обоих случаях коэффициент $k_{\gamma} \approx 1,36$. Учитывая, что метод Шатровского позволяет, вообще говоря, не оптимальное, а достаточно хорошее допустимое управле-

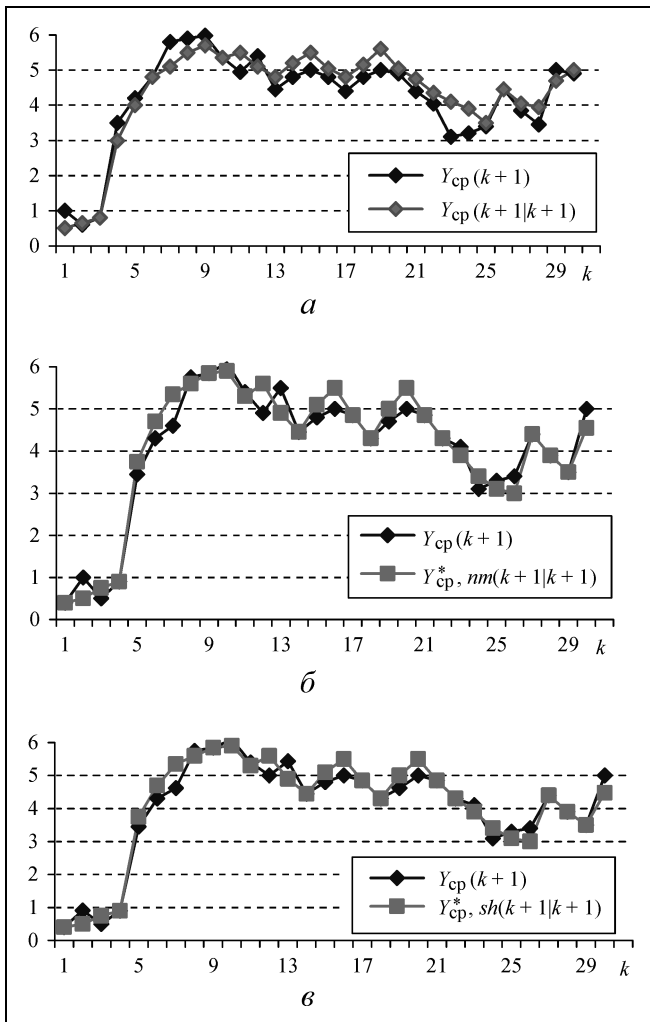


Рис. 2. Оценки \tilde{Y}_{cp} и \tilde{Y}_{cp}^* , соответствующие исходному (а) входному сигналу, синтезированному методами Нелдера—Мида (б) и Шатровского (в)

ние, применение методов нелинейного программирования должно обеспечивать более качественные результаты оценивания.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Для гауссовских нелинейных дискретных систем рассмотрена и решена задача активной параметрической идентификации с применением методов теории оптимального управления. Рассмотрен случай вхождения неизвестных параметров в уравнения состояния и наблюдения, начальные условия и ковариационные матрицы помех динамики и ошибок измерений. Разработана процедура оптимального оценивания параметров, целесообразность применения которой продемонстрирована на модельном примере. Выполненные исследо-

вания показали, что применение методов оптимального управления при решении задач активной параметрической идентификации стохастических динамических систем не только принципиально возможно, но и дает положительный эффект.

ЛИТЕРАТУРА

1. Цыпкин Я.З. Информационная теория идентификации. — М.: Наука, 1995. — 336 с.
2. Льюнг Л. Идентификация систем: Теория для пользователя. — М.: Наука, 1991. — 432 с.
3. Федоров В.В. Теория оптимального эксперимента (планирование регрессионных экспериментов). — М.: Наука, 1971. — 312 с.
4. Ермаков С.М., Жигляевский А.А. Математическая теория оптимального эксперимента. — М.: Наука, 1987. — 320 с.
5. Денисов В.И., Еланцева И.Л., Чубич В.М. Активная идентификация стохастических линейных дискретных систем, описываемых моделями в пространстве состояний и ARMAX — моделями // Сибирский журнал индустриальной математики. — 2000. — Т. 3, № 1(5). — С. 87—100.
6. Денисов В.И., Чубич В.М., Черникова О.С. Активная параметрическая идентификация стохастических линейных дискретных систем во временной области // Там же. — 2003. — Т. 6, № 3(15). — С. 70—87.
7. Активная параметрическая идентификация стохастических линейных систем: монография / В.И. Денисов и др. — Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2009. — 192 с.
8. Казаков И.Е., Доступов Б.Г. Статистическая динамика нелинейных автоматических систем. — М.: Физматгиз, 1962. — 332 с.
9. Сивинцы И.Н. Методы статистической линеаризации // Автоматика и телемеханика. — 1974. — № 5. — С. 82—94.
10. Åström K.J. Maximum likelihood and prediction errors methods // Automatica. — 1980. — Vol. 16. — P. 551—574.
11. Озарков М. А. Методы статистического оценивания параметров случайных процессов. — М.: Энергоатомиздат, 1980. — 208 с.
12. Mehra R.K. Optimal inputs for linear system identification // IEEE Trans. Automatic Control. — 1974. — Vol. AC-19, N 3. — P. 192—200.
13. Чубич В.М. Вычисление информационной матрицы Фишера в задаче активной параметрической идентификации стохастических нелинейных дискретных систем // Научный вестник НГТУ. — 2009. — № 1 (34). — С. 23—40.
14. Пропой А.И. Элементы теории оптимальных дискретных процессов. — М.: Наука, 1973. — 256 с.
15. Шатровский Л.И. Об одном численном методе решения задач оптимального управления // Журнал вычислительной математики и математической физики. — 1962. — № 2. — С. 488—491.
16. Афанасьев В.Н., Колмановский В.Б., Носов В.Р. Математическая теория конструирования систем управления. — М.: Высшая школа, 1998. — 574 с.

Статья представлена к публикации членом редколлегии В.Н. Афанасьевым.

Чубич Владимир Михайлович — канд. техн. наук, доцент, ✉ chubich_62@ngs.ru,

Черникова Оксана Сергеевна — канд. техн. наук, доцент, ✉ chernicova@ngs.ru,

Новосибирский государственный технический университет, ☎ (383) 346-27-76.