

УДК 621.391.1

ОБРАБОТКА ДАННЫХ ИЗМЕРЕНИЙ ПРИ СЛУЧАЙНОЙ СМЕНЕ СТРУКТУР ДИНАМИЧЕСКИХ ПОМЕХ

Ю. Г. Булычев, Л. И. Бородин, В. А. Головской,
А. А. Мозоль, В. М. Челахов

*Ростовский военный институт ракетных войск
им. Главного маршала артиллерии М. И. Неделина,
344027, г. Ростов-на-Дону, пр. М. Нагибина, 24/50
E-mail: ProfBulychev@yandex.ru*

Развивается оптимальный метод обобщенного оценивания значений линейных функционалов для случая, при котором экспериментальные данные включают в себя не только выборочные значения измеряемого процесса, но и значения его производных различных порядков. Кроме того, полагается, что экспериментальные данные содержат мультиструктурную кусочно-непрерывную помеху, известную с точностью до параметров, для которой неизвестны моменты переключения структур. Метод инвариантен к помехам данного типа и не требует расширения пространства состояний по сравнению с известными методами оценивания.

Ключевые слова: мультиструктурная помеха, вектор линейных функционалов, инвариантность, обобщенное оценивание, оптимальность.

Введение. В работе [1] в рамках классической теории среднеквадратического оценивания развит метод оптимального сглаживания экспериментальных данных (ЭД) для случая, когда расширенный вектор наблюдений включает в себя не только выборочные значения измеряемого процесса (ИП), но и значения его производных различных порядков. Однако на практике зачастую возникает необходимость оценивания не только коэффициентов сглаживающего многочлена, но и других числовых линейных характеристик ИП, например его производных различных порядков, определенных интегралов, спектральных плотностей и других, т. е. речь идет о задаче обобщенного сглаживания, которая имеет место при решении задач математического моделирования информационно-измерительных комплексов различного назначения [2–4].

В работах [2, 3] развит метод обобщенного сглаживания ЭД, обеспечивающий оптимальное оценивание значений вектора линейных функционалов (ВЛФ) (т. е. набора числовых линейных характеристик ИП) в условиях параметрической неопределенности. Данная неопределенность связана с наличием в ЭД не только флуктуационных шумов (ФШ), но и мультиструктурных помех (МСП), т. е. помех заданной структуры со случайными параметрами (коэффициентами). Метод обобщенного сглаживания позволяет компенсировать МСП без традиционного расширения пространства состояний, которое на практике ведет к значительным вычислительным затратам и известному эффекту «размазывания» точности. При этом в [2] рассматривался случай компенсации МСП, непрерывных на интервале наблюдения, а в [3] — кусочно-непрерывных МСП, принадлежащих множеству возможных структур.

Предложенный в [3] подход ограничивается случаем, когда переключение МСП с одной структуры на другую осуществляется в строго фиксированные моменты времени. Однако практика показывает, что такое ограничение достаточно жесткое и является, скорее, исключением, чем правилом, при решении конкретных прикладных задач, связанных с обработкой ЭД.

В предлагаемой работе дается дальнейшее развитие метода обобщенного оценивания значений ВЛФ [3] на базе расширенного вектора наблюдений [1], когда известны лишь отдельные временные области, принадлежащие интервалу наблюдения и «подозрительные» на предмет переключения МСП с одной структуры на другую. Очевидно, что современный теоретический и прикладной аппарат (например, спектральный) позволяет с высокой надежностью регистрировать области, подозрительные на смену структуры помехи (ОПССП).

Постановка задачи. Пусть на отрезке $[t_0, t_N]$ наблюдается множество аддитивных скалярных смесей $y_l(t) \in W_{yl}$ производных $x^{(l)}(t) \in W_{xl}$, ИП $x(t)$, МСП $h_l(t) \in W_{hl}$ и ФШ $\xi_l(t) \in W_{\xi l}$:

$$y_{ln} = x_n^{(l)} + h_{ln} + \xi_{ln}, \quad l = \overline{0, L}, \quad n = \overline{0, N}, \quad (1)$$

где $y_{ln} = y_l(t_n)$, $x_n^{(l)} = x^{(l)}(t_n)$, $h_{ln} = h_l(t_n)$, $\xi_{ln} = \xi_l(t_n)$, $t_n \in [t_0, t_N] \subset \mathbf{R}^1$; W_{yl} , W_{xl} , W_{hl} , $W_{\xi l}$ — линейные подпространства одного и того же линейного функционального пространства W_l , $x_n^{(l)} = d^l x(t)/dt^l|_{t=t_n}$, $x^{(0)}(t) = x(t) \in W_{x0}$.

По аналогии с [1] мы имеем дело с расширенной моделью наблюдений.

ИП $x(t)$ задается в конечно-аналитическом виде:

$$x(t) = \mathbf{A}^T \mathbf{q}(t) = \mathbf{q}^T(t) \mathbf{A}, \quad t \in [t_0, t_N], \quad (2)$$

где $\mathbf{A} = [a_m, m = \overline{1, M}]^T$ — вектор неизвестных коэффициентов; $\mathbf{q}(t) = [q_m(t), m = \overline{1, M}]^T$ — вектор линейно независимых функций на отрезке $[t_0, t_N]$ (базис ИП).

Для описания МСП $h_l(t)$ воспользуемся следующей моделью (рис. 1):

$$h_l(t) = \mathbf{B}_{l0}^T \boldsymbol{\theta}_{l0}(t) + \sum_{i=1}^{I_l} \sum_{j=1}^{\Delta_{li}} \gamma_{lij} \mathbf{B}_{lij}^T \boldsymbol{\theta}_{lij}(t), \quad l = \overline{0, L}, \quad t \in [t_0, t_N], \quad (3)$$

где $\mathbf{B}_{l0} = [b_{l0m}, m = \overline{1, M_{l0}}]^T$ — вектор случайных коэффициентов с неизвестным законом распределения; $\boldsymbol{\theta}_{l0}(t) = [\theta_{l0m}(t), m = \overline{1, M_{l0}}]^T$ — основной базис помехи; I_l — число ОПССП $_{li}$ ($i = \overline{1, I_l}$, $l = \overline{0, L}$), каждая точка t_{lij} которых подозрительна на предмет переключения структур МСП; $\mathbf{B}_{lij} = [b_{lijm}, m = \overline{1, M_{li}}]^T$ — вектор случайных коэффициентов, соответствующих вспомогательному базису помехи $\boldsymbol{\theta}_{lij}(t) = [\theta_{lijm}(t), m = \overline{1, M_{li}}]^T$:

$$\theta_{lijm}(t) = \begin{cases} \theta_{lim}(t - t_{lij}) & \forall t_{lij} \leq t \leq t_N, \\ 0 & \forall t_0 \leq t < t_{lij}, \end{cases} \quad (4)$$

где $t_{lij} \in \{t_0, t_1, \dots, t_N\}$; γ_{lij} — индикатор переключения структур МСП в точке t_{lij} ($\gamma_{lij} = 1$ при смене структуры и $\gamma_{lij} = 0$ в противном случае); $\{\theta_{lim}(t)\}_{m=1}^{M_{li}}$ — набор линейно независимых функций.

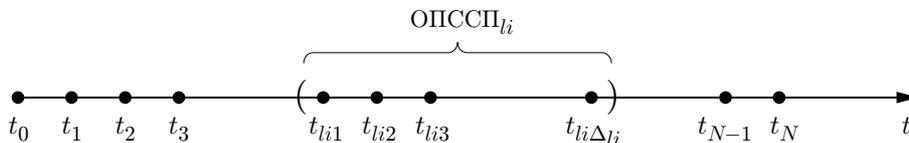


Рис. 1

Для ОПССП $_{li}$ и ОПССП $_{lk}$ справедливо:

$$\text{ОПССП}_{li} = \{t_{li1}, t_{li2}, \dots, t_{li\Delta_{li}}\}, \quad t_{lij} \in \{t_n\}_{n=0}^N, \quad j = \overline{1, \Delta_{li}};$$

$$\text{ОПССП}_{lk} = \{t_{lk1}, t_{lk2}, \dots, t_{lk\Delta_{lk}}\}, \quad t_{lkj} \in \{t_n\}_{n=0}^N, \quad j = \overline{1, \Delta_{lk}};$$

$$\text{ОПССП}_{li} \cap \text{ОПССП}_{lk} = \emptyset \quad \forall i \neq k, \quad i, k = \overline{1, I_l}.$$

Полагаем, что $\sum_{i=1}^{I_l} \Delta_{li} \ll N+1$, т. е. число точек, подозрительных на смену структуры МСП, много меньше общего числа измерений.

По аналогии с [2, 3] введем над ИП $x(t) \in W_{x_0}$ оператор вида $Z: W_{x_0} \rightarrow \mathbf{R}^{M_Z}$ такой, что $Z\{x(t)\} = [z_r\{x(t)\}, r = \overline{1, M_Z}]^T = \mathbf{Z} = [z_r, r = \overline{1, M_Z}]^T$, $z_r \in \mathbf{R}^1$, т. е. рассматривается оператор $Z\{\cdot\}$ со значениями в вещественном пространстве \mathbf{R}^{M_Z} .

Требуется найти оптимальный ВЛФ $Z^*\{\cdot\}$ вида $Z^*: \mathbf{R}^{N_L} \rightarrow \mathbf{R}^{M_Z}$ (где $N_L = (L+1) \times (N+1)$) такой, что его значения $Z^*\{y_{ln}, l = \overline{0, L}, n = \overline{0, N}\} = \mathbf{Z}^* = [z_r^*, r = \overline{1, M_Z}]^T$ близки к значениям исходного ВЛФ $Z: W_{x_0} \rightarrow \mathbf{R}^{M_Z}$.

Для выяснения смысла оптимальности введем следующие обозначения:

$$\mathbf{Y} = [\mathbf{Y}_0^T, \mathbf{Y}_1^T, \dots, \mathbf{Y}_L^T]^T, \quad \mathbf{Y}_l = [y_{l0}, y_{l1}, \dots, y_{lN}]^T,$$

$$\mathbf{X} = [\mathbf{X}_0^T, \mathbf{X}_1^T, \dots, \mathbf{X}_L^T]^T, \quad \mathbf{X}_l = [x_0^{(l)}, x_1^{(l)}, \dots, x_N^{(l)}]^T = [\mathbf{A}^T \mathbf{q}_0^{(l)}, \mathbf{A}^T \mathbf{q}_1^{(l)}, \dots, \mathbf{A}^T \mathbf{q}_N^{(l)}]^T,$$

$$\mathbf{H} = [\mathbf{H}_0^T, \mathbf{H}_1^T, \dots, \mathbf{H}_L^T]^T, \quad \mathbf{H}_l = [h_{l0}, h_{l1}, \dots, h_{lN}]^T,$$

$$\mathbf{\Xi} = [\mathbf{\Xi}_0^T, \mathbf{\Xi}_1^T, \dots, \mathbf{\Xi}_L^T]^T, \quad \mathbf{\Xi}_l = [\xi_{l0}, \xi_{l1}, \dots, \xi_{lN}]^T,$$

$$l = \overline{0, L}, \quad \mathbf{q}_n^{(l)} = \mathbf{q}^{(l)}(t)|_{t=t_n}, \quad n = \overline{0, N}.$$

Полагаем, что случайный вектор $\mathbf{\Xi}$ характеризуется нулевым математическим ожиданием и соответствующей корреляционной матрицей $K_{\mathbf{\Xi}}$.

Оптимальный ВЛФ $Z^*: \mathbf{R}^{N_L} \rightarrow \mathbf{R}^{M_Z}$ будем искать в виде матрицы P_Z обобщенного линейного сглаживания (оценивания):

$$Z^*\{\mathbf{Y}\} = P_Z \mathbf{Y} = \mathbf{Z}^*, \quad (5)$$

где $P_Z = [p_{zrn}, r = \overline{1, M_Z}, n = \overline{1, N_L}]$ — матрица неизвестных коэффициентов; $\mathbf{Z}^* = [z_r^*, r = \overline{1, M_Z}]$ — оценка вектора \mathbf{Z} .

Корреляционная матрица линейной оценки (5) для принятой модели случайного вектора $\mathbf{\Xi}$ находится по правилу

$$K_Z = P_Z K_{\mathbf{\Xi}} P_Z^T. \quad (6)$$

Под оптимальной оценкой $\mathbf{Z}^* = P_Z \mathbf{Y}$ будем понимать такую оценку, которая обеспечивает минимизацию следа $\text{tr}(K_Z) = \sum_{r=1}^{M_Z} \sigma_{zr}^2$ матрицы K_Z :

$$\min_{P_Z} \text{tr}(K_Z) = \min_{P_Z} \sum_{r=1}^{M_Z} \sigma_{zr}^2, \quad (7)$$

где $\{\sigma_{zr}^2\}_{r=1}^{M_Z}$ — диагональные члены матрицы K_Z ; выполнение условия несмещенности значений ВЛФ

$$\mathbf{Z}^*\{\mathbf{X}\} - Z\{x(t)\} = [\mathbf{0}]_{M_Z \times 1} \quad (8)$$

и условия инвариантности к МСП

$$\mathbf{Z}^*\{\mathbf{H}\} = [\mathbf{0}]_{M_Z \times 1}, \quad (9)$$

где $[\mathbf{0}]_{M_Z \times 1}$ — нулевой вектор-столбец размером M_Z ; $\mathbf{Z}^*\{\mathbf{X}\} = [z_r^*\{\mathbf{X}\}, r = \overline{1, M_Z}]^T$; $\mathbf{Z}^*\{\mathbf{H}\} = [z_r^*\{\mathbf{H}\}, r = \overline{1, M_Z}]^T$.

Требуется с учетом (1)–(9) найти матрицу P_Z , соответствующую оптимальной оценке $\mathbf{Z}^* = P_Z \mathbf{Y}$. Ставится также задача проанализировать влияние неадекватности конечномерной модели (2) на результаты обобщенного сглаживания.

Решение задачи. Введем следующие обозначения:

$$\mathbf{B} = [\mathbf{B}_{l0}^T, \mathbf{B}_{l11}^T, \dots, \mathbf{B}_{l1\Delta_{l1}}^T, \dots, \mathbf{B}_{lI_1}^T, \dots, \mathbf{B}_{lI_l\Delta_{ll}}^T, l = \overline{0, L}] \quad (10)$$

— расширенный вектор неизвестных коэффициентов МСП;

$$\Theta = [\Theta_{l0}, \Theta_{l11}, \dots, \Theta_{l1\Delta_{l1}}, \dots, \Theta_{lI_1}, \dots, \Theta_{lI_l\Delta_{ll}}, l = \overline{0, L}] \quad (11)$$

— расширенная базисная матрица помехи, где $\Theta_{l0} = [\theta_{l0m}(t_k), k = \overline{0, N}, m = \overline{1, M_{l0}}]$ — основная базисная матрица помехи; $\Theta_{lij} = [\theta_{lijm}(t_k), k = \overline{0, N}, m = \overline{1, M_{li}}, i = \overline{1, I_l}, j = \overline{1, \Delta_{li}}$, — вспомогательная базисная матрица помехи; $\theta_{lijm}(t_k) = \theta_{lim}(t_k - t_{lij}) \equiv 0 \forall t_0 \leq t_k < t_{lij}$.

Расширенная базисная матрица помехи Θ имеет размер $N_L \times M_\Sigma$, где

$$M_\Sigma = \sum_{l=0}^L \left(M_{l0} + \sum_{i=1}^{I_l} \Delta_{li} M_{li} \right).$$

Переходя к векторно-матричной записи, получим следующие модели:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X} + \mathbf{H} + \Xi \quad (12)$$

— расширенный вектор наблюдений;

$$\mathbf{X} = Q\mathbf{A} \quad (13)$$

— ИП (где $Q = [Q_0, Q_1, \dots, Q_L]^T$ — базисная матрица ИП, $Q_l = [q_{mn}^{(l)}, n = \overline{0, N}, m = \overline{1, M}]$, $q_{mn}^{(l)} = d^l q_m / dt^l|_{t=t_n}$, $l = \overline{0, L}$);

$$\mathbf{H} = \Theta\mathbf{B} \quad (14)$$

— расширенный вектор МСП.

Принимая во внимание (2), (5), (8) и (13), получаем

$$Z\{\mathbf{X}\}^* = Z\{x(t)\} = Z\{\mathbf{q}^T(t)\mathbf{A}\} = Z\{\mathbf{A}^T\mathbf{q}(t)\} = P_Z\mathbf{X} = P_Z\mathbf{Q}\mathbf{A}. \quad (15)$$

С учетом (8) из (15) вытекает условие несмещенности

$$Z\{\mathbf{q}^T(t)\} - P_Z\mathbf{Q} = [0]_{M_Z \times M}, \quad (16)$$

где $Z\{\mathbf{q}^T(t)\} = [z_r\{\mathbf{q}(t)\}, r = \overline{1, M_Z}] = [z_r\{q_m(t)\}, r = \overline{1, M_Z}, m = \overline{1, M}]$, $[0]_{M \times M}$ — нулевая матрица размера $M \times M$.

Аналогично, учитывая (9) и (14), запишем

$$Z\{\mathbf{H}\}^* = Z\{\Theta\mathbf{B}\}^* = P_Z\Theta\mathbf{B} = [0]_{M_Z \times 1}. \quad (17)$$

Из (17) следует условие инвариантности

$$P_Z\Theta = [0]_{M_Z \times M_\Sigma}. \quad (18)$$

Далее предполагается, что неоднородная система уравнений (16), (18) совместна.

Теорема. Матрица P_Z оптимального обобщенного оценивания значений ВЛФ, удовлетворяющая условиям несмещенности (16) и инвариантности (18), находится по формуле

$$P_Z = [\Psi_\Theta \Gamma_Q (Q^T \Psi_\Theta \Gamma_Q)^{-1} Z\{\mathbf{q}(t)\}]^T, \quad (19)$$

где $Z\{\mathbf{q}(t)\} = [z_r\{q_m(t)\}, m = \overline{1, M_x}, r = \overline{1, M_Z}]$; $\Psi_\Theta = E_{N_L \times N_L} - \Gamma_\Theta \Phi_\Theta^{-1} \Theta^T$; $E_{N_L \times N_L}$ — единичная матрица размера $N_L \times N_L$; $\Phi_\Theta = \Theta^T K_\Xi^{-1} \Theta$; $\Gamma_\Theta = K_\Xi^{-1} \Theta$; $\Gamma_Q = K_\Xi^{-1} Q$.

Доказательство теоремы проводится по аналогии с [2, 3]. Для этого находятся независимые минимумы скалярных функций

$$F(\mathbf{P}_{zr}, \boldsymbol{\gamma}_r, \boldsymbol{\eta}_r) = \mathbf{P}_{zr}^T K_\Xi \mathbf{P}_{zr} + \boldsymbol{\gamma}_r^T \Theta^T \mathbf{P}_{zr} + \{z_r[\mathbf{q}^T(t)] - \mathbf{P}_{zr}^T Q\} \boldsymbol{\eta}_r, \quad r = \overline{1, M_Z}, \quad (20)$$

где $\boldsymbol{\gamma}_r = [\gamma_{rj}, j = \overline{1, M_\Sigma}]^T$ и $\boldsymbol{\eta}_r = [\eta_{rj}, j = \overline{1, M}]^T$ — векторные множители Лагранжа; $\mathbf{P}_{zr}^T = [p_{zrn}, n = \overline{1, N_L}]$ — r -я строка матрицы P_Z .

Решение задачи минимизации (20), в которой учитываются условия несмещенности (16) и инвариантности (18), имеет вид

$$\mathbf{P}_{zr} = \Psi_\Theta \Gamma_Q (Q^T \Psi_\Theta \Gamma_Q)^{-1} z_r\{\mathbf{q}(t)\}, \quad r = \overline{1, M_Z}. \quad (21)$$

Соответственно для искомой матрицы P_Z ВЛФ обобщенного оценивания с учетом (21) получаем (19).

Следствие. Выражение для корреляционной матрицы K_Z искомой оценки (5) находится по формуле

$$K_Z = (\Gamma_Q^T \Psi_\Theta^T Q)^{-1} G_{Q\Theta} (Q^T \Psi_\Theta \Gamma_Q)^{-1}, \quad (22)$$

где $G_{Q\Theta} = \Gamma_Q^T \Psi_\Theta^T K_\Xi \Psi_\Theta \Gamma_Q$.

Доказательство данного следствия вытекает из (6) и (19).

Формулы (19), (22) составляют математическую основу универсального метода обобщенного оценивания значений ВЛФ, обладающего свойством внутренней инвариантности по отношению к МСП заданного класса.

Анализ метода. Необходимыми и достаточными условиями существования и единственности решения (19) задачи обобщенного оценивания значений ВЛФ рассматриваемого класса являются:

- наличие ненулевых матриц в правой части (19);
- существование обратных матриц $K_{\Xi}^{-1}, \Psi_{\Theta}^{-1}, (Q^T \Psi_{\Theta} \Gamma_Q)^{-1}$;
- совместность системы линейных уравнений, отвечающих условиям несмещенности (16) и инвариантности (18) при достижении максимального ранга $M + M_{\Sigma}$, равного числу неизвестных коэффициентов в моделях ИП (13) и МСП (14);
- соблюдение неравенства $N_L \gg M + M_{\Sigma}$, что обеспечивает появление эффекта сглаживания флуктуационных ошибок Ξ .

Выполнение данных условий на практике обеспечивается рациональным выбором базисов ИП и МСП, числа узлов $\{t_n\}_{n=0}^N$ и их расположением, а также числа степеней свободы в моделях ИП и МСП.

Оценим теперь методическую погрешность обобщенного оценивания значений ВЛФ, обусловленную неадекватностью принятой математической модели ИП (2).

Пусть реальный ИП $\tilde{x}(t)$ имеет следующее аналитическое представление в виде ряда

$$\tilde{x}(t) = x(t) + R_x(t) = \mathbf{A}^T \mathbf{q}(t) + r_x(t), \quad (23)$$

где $r_x(t)$ — остаток ряда, характеризующий погрешность аппроксимации реального ИП $\tilde{x}(t)$ процессом $x(t)$.

Используя символ математического ожидания $M\{\cdot\}$ и учитывая, что $Z\{\mathbf{A}^T \mathbf{q}(t)\} = Z\{\mathbf{X}\}$, $Z\{\mathbf{H}\} = [\mathbf{0}]_{M_Z \times 1}$ и $M\{\Xi\} = [0]_{N_L \times 1}$, находим среднее значение методической ошибки

$$\begin{aligned} M\{Z\{\tilde{x}(t)\} - Z\{\mathbf{Y}\}\} &= M\{Z\{\mathbf{A}^T \mathbf{q}(t)\} + Z\{r_x(t)\} - Z\{\mathbf{X}\} - Z\{\mathbf{R}_x\} - Z\{\mathbf{H}\} - Z\{\Xi\}\} = \\ &= M\{Z\{r_x(t)\} - P_Z \mathbf{R}_x - P_Z \mathbf{Y}\} = Z\{r_x(t)\} - P_Z \mathbf{R}_x, \end{aligned} \quad (24)$$

где $\mathbf{R}_x = [(\mathbf{R}_x^{(l)})^T, l = \overline{0, L}]^T$; $\mathbf{R}_x^{(l)} = [r_x^{(l)}(t_n), n = \overline{0, N}]^T$.

Из (23) и (24) следует, что рассматриваемая методическая погрешность целиком определяется свойствами ВЛФ $Z\{\cdot\}$ и $Z^*\{\cdot\}$, а также величинами остатков ряда $\{r_x^{(l)}(t)\}_{l=0}^L$ и его дискретного аналога \mathbf{R}_x .

В качестве результирующей погрешности обобщенного оценивания значений ВЛФ можно принять величину

$$\varepsilon = \left[\sum_{r=1}^{M_Z} (M\{z_r\{\tilde{x}(t)\} - z_r^*\{\mathbf{Y}\}\} + 3\sigma_{zr})^2 \right]^{1/2} = \left[\sum_{r=1}^{M_Z} (z_r\{r_x(t)\} - \mathbf{P}_{zr}^T \mathbf{R}_x + 3\sigma_{zr})^2 \right]^{1/2}. \quad (25)$$

Необходимо отметить, что минимизация результирующей погрешности (25), которая характеризуется величинами $\text{tr}(K_Z)$ и $M\{Z\{\tilde{x}(t)\} - Z^*\{\mathbf{Y}\}\}$, достигается на практике путем рационального варьирования параметрами $N_L, M, M_{li}, \Delta_{li}, i = \overline{0, I_l}, l = \overline{0, L}$.

П р и м е р. Пусть $L = 0, M = 2, a_1 = 15, a_2 = 0,4, q_1(t) = t, q_2(t) = t^2, M_{00} = 1, b_{001} = 60, \theta_{001}(t) = \sin 0,6t, I_0 = 1, \Delta_{01} = 5, M_{01} = 5, \gamma_{011} = \gamma_{012} = \gamma_{014} = \gamma_{015} = 0, \gamma_{013} = 1, \mathbf{B}_{013} = [60, -1, 7, 150, 12]^T, \mathbf{B}_{011} = \mathbf{B}_{012} = \mathbf{B}_{014} = \mathbf{B}_{015} = [\mathbf{0}]_{5 \times 1}, \theta_{013}(t) = [\theta_{013m}(t), m = \overline{1, 5}]^T, \theta_{0131}(t) = \cos[0,6(t - t_{13})], \theta_{0132}(t) = \text{tg}(t - t_{13}), \theta_{0133}(t) = (t - t_{013})^3/10^3, \theta_{0134}(t) = (t - t_{013})^{1/2}, \theta_{0135}(t) = 4(t - t_{013})^2/10^2 - 60, \text{ОПССП}_{01} = \{t_{19}, t_{20}, t_{21}, t_{22}, t_{23}\}$

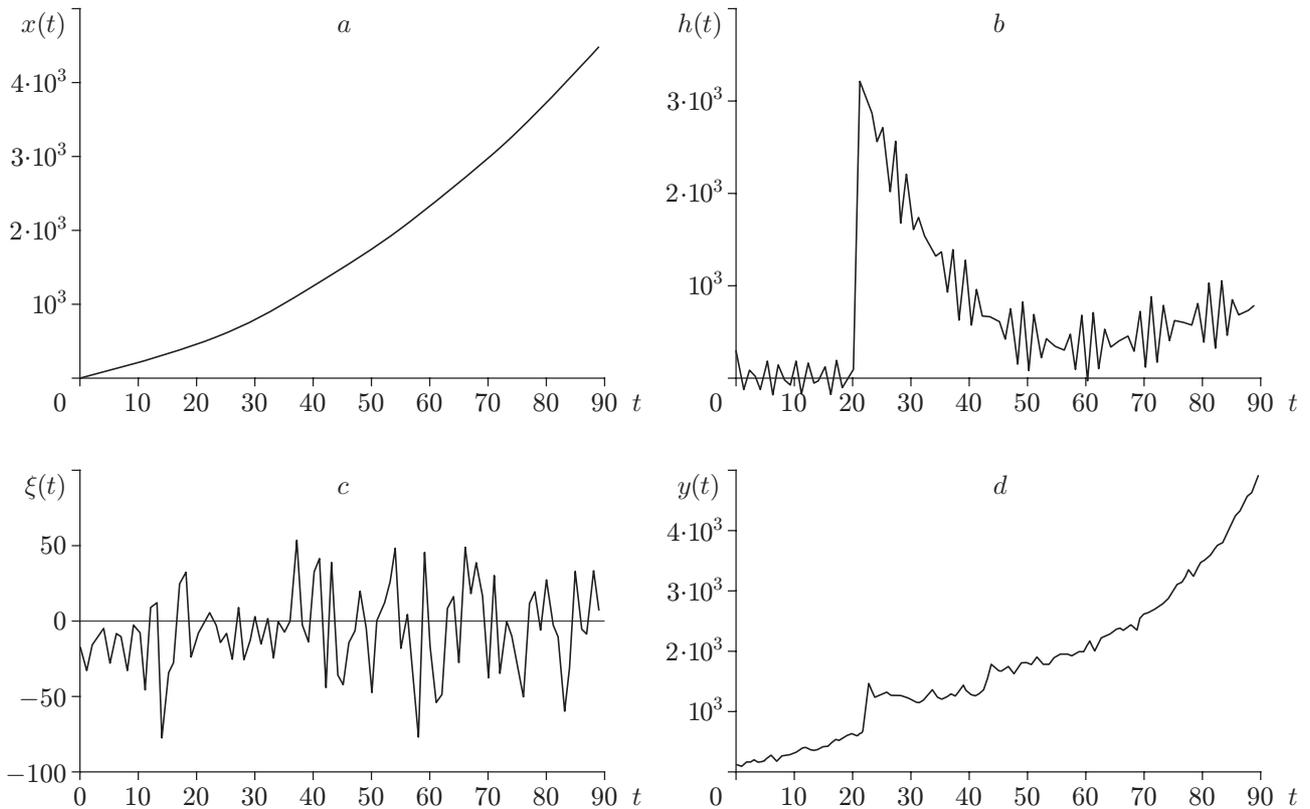


Рис. 2

($t_{19} = t_{011}$, $t_{20} = t_{012}$, $t_{21} = t_{013}$, $t_{22} = t_{014}$, $t_{23} = t_{015}$), $\xi_{0n} \in N(0, \sigma_{\xi_{0n}}^2)$ — нормальный закон распределения с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_{\xi_{0n}}^2$: $\sigma_{\xi_{0n}}^2 = \sigma_{\xi_0}^2$, $M\{\xi_{0n}\xi_{0m}\} = 0$, $t_n = n \Delta t$ ($\Delta t = 1$), $n, m = \overline{0, 89}$, $\sigma_{\xi_0} \in \{30, 50, 120\}$.

Таким образом, рассматривается случай, когда МСП имеет одну ОПССП₀₁. При формировании уравнения наблюдения (1) принимается, что смена структуры МСП произошла в точке $t_{21} = t_{013} = 21 \Delta t = 21$. Отсчеты ФШ задаются датчиком случайных чисел. Требуется найти оценки ВЛФ $Z\{x(t)\} = [z_1\{x(t)\}, z_2\{x(t)\}]^T = [a_1, a_2]^T$.

В силу громоздкости явные выражения для матриц Q , Θ , P_Z и т. д. не приведены, а результаты численного моделирования представлены на рис. 2: a — ИП $x(t)$, b — МСП $h(t)$, c — одна реализация ФШ $\xi(t)$ (для $\sigma = 30$), d — наблюдение $y(t)$ (для $\sigma = 30$).

После усреднения (по двадцати реализациям ФШ) получены оценки для случаев $\sigma_{\xi} = 30$, $\sigma_{\xi} = 50$, $\sigma_{\xi} = 120$ соответственно:

$$\overset{*}{\mathbf{Z}} = \overset{*}{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} 14,973\,000 \\ 0,400\,560 \end{bmatrix}, \quad \Delta a_1 = |a_1 - \overset{*}{a}_1| = 0,027\,000, \quad \delta a_1 = (\Delta a_1/a_1) 100 = 0,001\,800, \\ \Delta a_2 = |a_2 - \overset{*}{a}_2| = 0,000\,560, \quad \delta a_2 = (\Delta a_2/a_2) 100 = 0,001\,400,$$

$$\overset{*}{\mathbf{Z}} = \overset{*}{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} 14,963\,000 \\ 0,400\,975 \end{bmatrix}, \quad \Delta a_1 = |a_1 - \overset{*}{a}_1| = 0,037\,000, \quad \delta a_1 = (\Delta a_1/a_1) 100 = 0,002\,467, \\ \Delta a_2 = |a_2 - \overset{*}{a}_2| = 0,000\,975, \quad \delta a_2 = (\Delta a_2/a_2) 100 = 0,002\,438,$$

$$\overset{*}{\mathbf{Z}} = \overset{*}{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} 15,131\,000 \\ 0,398\,000 \end{bmatrix}, \quad \Delta a_1 = |a_1 - \overset{*}{a}_1| = 0,131\,000, \quad \delta a_1 = (\Delta a_1/a_1) 100 = 0,008\,730, \\ \Delta a_2 = |a_2 - \overset{*}{a}_2| = 0,001\,580, \quad \delta a_2 = (\Delta a_2/a_2) 100 = 0,003\,950.$$

Результаты моделирования показывают, что предлагаемый метод инвариантен к МСП с произвольными моментами переключения структур, обладает хорошими сглаживающими свойствами, отвечающими критерию оптимальности (7) и условиям несмещенности (16) и инвариантности (18).

Заключение. Несложный анализ формулы (19) показывает, что в частном случае оценивания коэффициентов модели (13) мы получаем матрицу P_Z , соответствующую классическому методу наименьших квадратов. Если по условию задачи известны моменты переключения структур МСП, то ОПССП стягиваются в точки, при этом матрица (19) преобразуется в известную матрицу обобщенного оценивания значений ВЛФ [3].

Представленный в данной работе метод не требует расширения пространства состояний, позволяет оценивать значения наиболее важных числовых характеристик ИП, необходимых в задачах моделирования, проектирования и эксплуатации различных информационно-измерительных комплексов [4].

Примерами возникновения МСП являются информационно-измерительный комплекс полигона, содержащий разнородные измерители параметров движения с различными тактико-техническими характеристиками, и бортовой навигационный комплекс летательного аппарата, построенный на основе комплексирования разнородных измерителей. Последний представляет собой сложный объект, структура которого может меняться в зависимости от помеховой обстановки и режимов полета аппарата [5, 6], что приводит к изменению структуры помехи. Погрешности подобного рода возникают и при работе аппаратуры потребителей спутниковой навигационной системы при переходе от оптимального созвездия навигационных космических аппаратов к неоптимальному [7].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Булычев Ю. Г., Бурлай И. В. Оптимальное сглаживание экспериментальных данных, содержащих высшие производные // Мат. моделирование. 1996. 8, № 2. С. 66–74.
2. Булычев Ю. Г., Елисеев А. В. Алгоритм обработки измерений при кусочно-непрерывной помехе // Теория и системы управления. 2007. № 2. С. 57–64.
3. Булычев Ю. Г., Елисеев А. В. Обработка измерений в условиях мультиструктурных помех // Автометрия. 2007. 43, № 5. С. 26–38.
4. Булычев Ю. Г., Манин А. П. Математические аспекты определения движения летательных аппаратов. М.: Машиностроение, 2000.
5. Харисов В. Н., Петров А. И., Болдин В. А. Глобальная спутниковая навигационная система ГЛОНАСС. М.: ИПРЖР, 1999.
6. Казаков И. В. Стохастические системы со случайной сменой структуры // Техническая кибернетика. 1989. № 1. С. 58–78.
7. Лысенко Л. Н., Нгуен Танг Кыонг. Теоретические и прикладные аспекты мультиструктурных схем рекуррентной обработки информации в навигационных системах летательных аппаратов // Теория и системы управления 1997. № 6. С. 38–48.

Поступила в редакцию 8 июля 2008 г.