

УДК 519.2:53.05

Ф.Ф. Идрисов, А.Ф. Терпугов

**ОЦЕНКА МНОГОМЕРНЫХ ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ  
ПРИ ИСКАЖЕННЫХ НАБЛЮДЕНИЯХ.  
ЧАСТЬ 2. ИССЛЕДОВАНИЕ АЛГОРИТМА**

Исследованы свойства алгоритма оценивания параметров многомерной динамической системы при искаженных наблюдениях. Аналитически доказана его устойчивость.

**Ключевые слова:** система, процесс, ошибки, алгоритм, сходимость, устойчивость.

В работе [1] рассматривалась многомерная динамическая система вида

$$x_{t+1} = Bx_t + n_{t+1}, \tag{1}$$

где  $x_t = [x_t^{(1)}, x_t^{(2)}, \dots, x_t^{(m)}]^T$  – вектор размерности  $m$ ,  $B = [b_{ip}]$  – матрица размерности  $m \times m$  и  $n_t = [n_t^{(1)}, n_t^{(2)}, \dots, n_t^{(m)}]^T$  – случайный вектор размерности  $m$ . Были сделаны следующие предположения:

1. Все собственные числа матрицы  $B$  по модулю меньше единицы.
2. Векторы  $n_t$  независимы по  $t$  и одинаково распределены, причем  $M\{n_t\} = 0$ ,  $M\{n_t n_t^T\} = Rn$ .
3. Плотность вероятностей компонента  $n_t$  будем считать четной функцией, так что все моменты величин  $n_t$  нечетного порядка равны нулю. Моменты четвертого порядка будем считать ограниченными.

Модель наблюдений над системой (1) была выбрана в виде

$$y_t = x_t + \gamma_t z_t, \tag{2}$$

где  $\gamma_t$  – последовательность независимых случайных величин, принимающих значение 0 с вероятностью  $1 - \varepsilon$  и 1 с вероятностью  $\varepsilon$ , а  $z_t$  – независимый по  $t$  случайный вектор с  $M\{z_t\} = 0$  и  $M\{z_t z_t^T\} = Rz$ . Второе слагаемое в (2) определяет наличие аномальных наблюдений, которые появляются с вероятностью  $\varepsilon$  (далее всюду будем считать, что  $\varepsilon \ll 1$ ).

В [1] подчеркивалось, что, несмотря на малость  $\varepsilon$ , в силу свойств ковариационной матрицы  $Rz$ , влияние искажений может быть достаточно большим. Там же был предложен алгоритм определения параметров системы (1), построенный с использованием знакового критерия, и было показано, что он более устойчив к искажениям наблюдений в сравнении с известными алгоритмами [2, 3].

Представляет интерес оценка характеристик данного алгоритма.

**1. Оценка характеристик алгоритма**

Прежде всего, рассмотрим матрицу  $D^{(i)}$  при искажении наблюдений. Ее элементы в этом случае имеют вид

$$D_{jl}^{(i)}(\varepsilon) = -2M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \left( x_{t-1}^{(l)} + \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(l)} \right) \text{sign} \left( x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)} \right) \right\}.$$

Раскрывая скобки, получим

$$D_{jl}^{(i)}(\varepsilon) = -2M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\} - \quad (3)$$

$$-2M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\}.$$

Но в силу предположения о четности плотностей вероятностей величин  $n_t^{(i)}$  и  $z_t$  второе слагаемое в (3) равно нулю, так как оно содержит нечетную по  $z_{t-1}^{(l)}$  функцию. В силу независимости  $z_t$  по  $t$

$$D_{jl}^{(i)}(\varepsilon) = -2M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \right\} M \left[ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right]. \quad (4)$$

Вычислим каждый сомножитель отдельно. С вероятностью  $(10 - \varepsilon)^2$   $\gamma_t = \gamma_{t-1} = 0$ ; с вероятностью  $2\varepsilon - \varepsilon^2$  хотя бы одно из  $\gamma_t$  или  $\gamma_{t-1}$  отлично от нуля. Если через  $p_c(u)$  обозначить плотность вероятностей величины

$$u = \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)}$$

при условии, что хотя бы одно из  $\gamma_t$  или  $\gamma_{t-1}$  отлично от нуля, то

$$M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \right\} = (1 - \varepsilon)^2 p_i(0) + (2\varepsilon - \varepsilon^2) \int_{-\infty}^{\infty} p_i(u) p_c(u) du.$$

Но заметим, что, по предположению, искажения наблюдений велики, так что дисперсия величины  $z_t$  много больше дисперсий величин  $n_t^{(i)}$  и  $x_t^{(i)}$ . Поэтому  $p_i(u)$  приближенно ( по отношению к  $p_c(u)$ ) может быть заменена  $\delta$ -функцией, так как  $p_c(u)$  много «шире»  $p_i(u)$ . Тогда

$$\int_{-\infty}^{\infty} p_i(u) p_c(u) du = p_c(0)$$

и 
$$M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \right\} = (1 - \varepsilon)^2 p_i(0) + (2\varepsilon - \varepsilon^2) p_c(0). \quad (5)$$

Оценим второе слагаемое. В случае нормальных распределений  $p(0) = 1/\sigma\sqrt{2\pi}$ . Поэтому  $p_i(0) \sim 1/\sigma_{n_i}$ ,  $p_c(0) \sim 1/\sigma_u$ , так что

$$M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \right\} = p_i(0) \left[ (1 - \varepsilon)^2 + (2\varepsilon - \varepsilon^2) \frac{\sigma_{n_i}}{\sigma_u} \right]. \quad (6)$$

Но в силу большой величины искажений в наблюдениях  $\sigma_{n_i}/\sigma_u \ll 1$ , кроме того,  $\varepsilon$  тоже мало. Поэтому второе слагаемое в (5) и (6) много меньше первого, так что

$$M \left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) \right\} = (1 - \varepsilon)^2 p_i(0). \quad (7)$$

Рассмотрим теперь второй сомножитель в (4). Усредняя сначала по  $\gamma_{t-2}$ , а затем по  $z_{t-2}^{(j)}$ , получим

$$M \left\{ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\} = (1 - \varepsilon) M \left\{ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)}) \right\} + \varepsilon M \left\{ \left[ 1 - 2F_{z_j}(-x_{t-2}^{(j)}) \right] x_{t-1}^{(l)} \right\},$$

где  $F_{z_j}(\cdot)$  – функция распределения величины  $z_t^{(j)}$ . Учитывая еще раз, что искажения наблюдений могут быть значительными, разложим  $F_{z_j}(-x_{t-2}^{(j)})$  в ряд Тейлора по степеням  $x_{t-2}^{(j)}$  и ограничимся первым слагаемым. Тогда

$$M \left\{ \left[ 1 - 2F_{z_j}(-x_{t-2}^{(j)}) \right] x_{t-1}^{(l)} \right\} = 2p_{z_j}(0) M \left\{ x_{t-1}^{(l)} x_{t-2}^{(j)} \right\} = 2p_{z_j}(0)(B \cdot Rx)_{lj}. \quad (8)$$

И, учитывая результат, полученный в [1],

$$M \left\{ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\} = \sqrt{2/\pi}(1 - \varepsilon)(B \cdot Rx)_{lj} \left( \sqrt{Rx_{jj}} \right)^{-1} + 2\varepsilon p_{z_j}(0)(B \cdot Rx)_{lj}.$$

Считая  $z_t^{(j)}$  нормальными, получим

$$M \left\{ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\} = \frac{(B \cdot Rx)_{lj}}{\sqrt{Rx_{jj}}} \left( \sqrt{\frac{2}{\pi}}(1 - \varepsilon) + \frac{\varepsilon \sqrt{Rx_{jj}}}{\sqrt{2\pi\sigma_{z_j}}} \right). \quad (9)$$

Но в последнем слагаемом можно считать, что  $\sqrt{Rx_{jj}}/\sigma_{z_j} \ll 1$ , так как искажения в наблюдениях велики. Величина  $\varepsilon$  также мала. Поэтому второе слагаемое гораздо меньше первого и можно считать, что

$$M \left\{ x_{t-1}^{(l)} \operatorname{sign}(x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right\} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{(1 - \varepsilon)(B \cdot Rx)_{lj}}{\sqrt{Rx_{jj}}}. \quad (10)$$

Таким образом

$$D_{jl}^{(i)}(\varepsilon) = (1 - \varepsilon)D_{jl}^{(i)} + \dots, \quad (11)$$

где многоточием обозначены слагаемые, которые гораздо меньше выписанного.

Итак, наличие искажений в наблюдениях очень мало изменяет матрицу  $D_{jl}^{(i)}(\varepsilon)$ , то есть она является устойчивой к этим искажениям.

Рассмотрим теперь величины

$$\begin{aligned} \xi_{ij} &= \frac{1}{N-3} \sum_{t=3}^N \operatorname{sign} \left[ \left( y_t^{(i)} - \sum_{p=1}^m b_{ip} y_{t-1}^{(p)} \right) y_{t-2}^{(j)} \right] = \\ &= \frac{1}{N-3} \sum_{t=3}^N \operatorname{sign} \left[ \left( n_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{p=1}^m b_{ip} z_{t-1}^{(p)} \right) (x_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)}) \right] \end{aligned} \quad (12)$$

и вычислим ковариационную матрицу этих величин. Очевидно, что  $M\{\xi_{ij}\} = 0$ . Имеем

$$\begin{aligned} (N-3)M\{\xi_{ip}\xi_{jq}\} &= \frac{1}{N-3} \sum_{t,l=3}^N M \left\{ \operatorname{sign} \left[ \left( n_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) (x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}) \right] \times \right. \\ &\quad \left. \times \left( n_l^{(j)} + \gamma_l z_l^{(j)} - \gamma_{l-1} \sum_{s=1}^m b_{js} z_{l-1}^{(s)} \right) (x_{l-2}^{(q)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(q)}) \right\}. \end{aligned} \quad (13)$$

Рассмотрим отдельные слагаемые этого выражения.

а) Слагаемое с  $l = t$ .

С вероятностью  $(1-\varepsilon)^3$   $\gamma_t = \gamma_{t-1} = \gamma_{t-2} = 0$  и отдельное слагаемое приобретает вид

$$M \left\{ \text{sign} \left( n_t^{(i)} n_t^{(j)} \right) \right\} \cdot M \left\{ \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} x_{t-2}^{(q)} \right) \right\}.$$

Считая  $n_t$  нормальным, получим, что это слагаемое равно

$$\frac{4}{\pi^2} \arcsin \left( \frac{Rn_{ij}}{\sqrt{Rn_{ii} Rn_{jj}}} \right) \arcsin \left( \frac{Rx_{pq}}{\sqrt{Rx_{pp} Rx_{qq}}} \right). \quad (14)$$

С вероятностью  $1 - (1-\varepsilon)^3 \approx 3\varepsilon$  хотя бы одна из величин  $\gamma_t$ ,  $\gamma_{t-1}$  или  $\gamma_{t-2}$  будет отлична от нуля. Можно вычислить слагаемое в этом случае явно, но выражение будет громоздким. Однако, так как  $\text{sign}(\cdot) = \pm 1$ , то очевидно, что по модулю это слагаемое не превосходит единицу. Таким образом, при  $l = t$  отдельное слагаемое в (13) равно

$$(1-\varepsilon)^3 \frac{4}{\pi^2} \arcsin \left( \frac{Rn_{ij}}{\sqrt{Rn_{ii} Rn_{jj}}} \right) \arcsin \left( \frac{Rx_{pq}}{\sqrt{Rx_{pp} Rx_{qq}}} \right) + 3\varepsilon k, \quad (15)$$

где  $|k| < 1$ .

б) Слагаемое с  $l = t \pm 1$ .

Если  $\gamma_{t-1} = 0$ , то это слагаемое имеет вид

$$M \left\{ \text{sign} \left( n_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} \right) \right\} \times \\ \times M \left\{ \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) \text{sign} \left[ \left( n_{t-1}^{(j)} - \gamma_{t-2} \sum_{s=1}^m b_{js} z_{t-2}^{(s)} \right) \left( x_{t-3}^{(q)} + \gamma_{t-3} z_{t-3}^{(q)} \right) \right] \right\} = 0, \quad (16)$$

в силу того, что  $n_t^{(i)}$  и  $z_t^{(i)}$  не зависят от остальных величин. Таким образом, это слагаемое может быть отлично от нуля лишь при  $\gamma_{t-1} = 1$ , что будет с вероятностью  $\varepsilon$ . По модулю это слагаемое также не превышает 1.

в) Слагаемое с  $l = t \pm 2$  имеет вид

$$M \left\{ \text{sign} \left( n_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) \right\} \times \\ \times M \left\{ \text{sign} \left[ \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) \left( n_{t-2}^{(j)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(j)} - \gamma_{t-3} \sum_{s=1}^m b_{js} z_{t-3}^{(s)} \right) \left( x_{t-4}^{(q)} + \gamma_{t-4} z_{t-4}^{(q)} \right) \right] \right\} = 0. \quad (17)$$

Оно равно нулю в силу первого множителя. Очевидно, что все слагаемые с  $|l - t| > 2$  также равны нулю.

Итак,

$$(N-3)M \{ \xi_{ip} \xi_{jq} \} = (1-\varepsilon)^3 \frac{4}{\pi^2} \arcsin \left( \frac{Rn_{ij}}{\sqrt{Rn_{ii} Rn_{jj}}} \right) \arcsin \left( \frac{Rx_{pq}}{\sqrt{Rx_{pp} Rx_{qq}}} \right) + 5\varepsilon k, \quad (18)$$

где  $|k| < 1$ .

Отметим, что в силу малости  $\varepsilon$  последнее слагаемое в (18) также мало. Поэтому можно утверждать, что искажение данных в наблюдениях мало сказывается на  $M \{ \xi_{ip} \xi_{jq} \}$ , то есть величины  $\xi_{ij}$  являются устойчивыми к искажению данных в наблюдениях.

## 2. Исследование ковариации оценок параметров системы

Рассмотрим теперь вопрос о вычислении ковариационной матрицы величин  $\hat{b}_{ip}$  при  $N \rightarrow \infty$ , получаемых из системы (29), приведенной в [1]. Для этих целей используем метод, аналогичный изложенному в работе [4].

Обычно ковариации оценок при  $N \rightarrow \infty$  убывают как  $1/N$ . Нетрудно показать, что и в нашем случае  $\text{cov}(\hat{b}_{ip}, \hat{b}_{jq}) \sim 1/N$ . В этом случае  $\hat{b}_{ip} - b_{ip}$  являются величинами порядка  $1/\sqrt{N}$ , так что  $\hat{b}_{ip} = b_{ip} + c_{ip}/\sqrt{N}$ .

Рассмотрим процессы

$$\eta_{ip}(N, \bar{c}_i) = \frac{1}{\sqrt{N-3}} \sum_{t=3}^N \text{sign} \left[ \left( x_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m \left( b_{ir} + \frac{c_{ir}}{\sqrt{N-3}} \right) (x_{t-1}^{(r)} + \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)}) \right) \times \right. \\ \left. \times (x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}) \right], \quad p = \overline{1, m}, \quad (19)$$

зависящие от объема выборки  $N$  и вектора  $\bar{c}_i = (c_{i1}, c_{i2}, \dots, c_{im})$ . Найдем асимптотические (при  $N \rightarrow \infty$ ) характеристики этих процессов.

Вычисляя математическое ожидание, получим

$$M \{ \eta_{ip}(N, \bar{c}_i) \} = \sqrt{N-3} G_{ip} \left( \bar{b}_i + \frac{\bar{c}_i}{\sqrt{N-3}}, \bar{b}_i \right) = \sqrt{N-3} G_{ip} (\bar{b}_i, \bar{b}_i) + \\ + \sqrt{N-3} \sum_{l=1}^m \frac{\partial G_{ip}(\bar{b}_i, \bar{b}_i)}{\partial \hat{b}_{il}} \Big|_{\hat{b}_{il}=b_{il}} \cdot \frac{c_{il}}{\sqrt{N-3}} + O \left( \frac{1}{\sqrt{N-3}} \right).$$

Так как  $G_{ip}(\hat{b}_i, \hat{b}_i) = 0$ , то

$$M \{ \eta_{ip}(N, \bar{c}_i) \} = \sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)} c_{il} + O \left( \frac{1}{\sqrt{N-3}} \right) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)} c_{il}. \quad (20)$$

Вычислим теперь асимптотическую ковариационную функцию этих процессов, то есть

$$R_N(\bar{c}, \bar{c}') = \text{cov}(\eta_{ip}(N, \bar{c}), \eta_{ip}(N, \bar{c}')). \quad (21)$$

Представим отдельное слагаемое в (19) в виде

$$\eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}_i) = \frac{1}{\sqrt{N-3}} \text{sign} \left( n_t^{(i)} + \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} - \frac{1}{\sqrt{N-3}} \sum_{r=1}^m c_{ir} y_{t-1}^{(r)} \right) \times \\ \times \text{sign}(x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}), \quad (22)$$

где  $y_{t-1}^{(r)} = x_{t-1}^{(r)} + \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)}$ .

Усредняя это выражение по  $n_t^{(i)}$ , получим

$$M \{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}_i) \} = \frac{1}{\sqrt{N-3}} \left( 1 - 2F_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} \right) - \frac{1}{\sqrt{N-3}} \sum_{r=1}^m c_{ir} y_{t-1}^{(r)} \right) \times \\ \times \text{sign}(x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}), \quad (23)$$

где  $F_i(\cdot)$  – функция распределения величины  $n_t^{(i)}$ . Заметим, что  $F_i(\cdot)$  – гладкая функция. Разлагая ее в ряд Тейлора, получим

$$M\{\eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}_i)\} = \frac{1}{\sqrt{N-3}} \left( 1 - 2F_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} \right) \right) \text{sign}(x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}) - \\ - \frac{2}{N-3} p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} \right) \sum_{s=1}^m c_{is} (x_{t-1}^{(s)} + \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(s)}) \text{sign}(x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}) + O\left(\frac{1}{(N-3)^{3/2}}\right).$$

Заметим, что  $1 - 2F_i(\cdot)$  – нечетная по аргументу функция. Поэтому после усреднения по  $z_t^{(i)}$  и  $z_{t-1}^{(i)}$  первое слагаемое обратится в ноль и

$$M\{\eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}_i)\} = -\frac{2}{N-3} M\left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} \right) \right\} \times \\ \times \sum_{s=1}^m c_{is} M\left\{ x_{t-1}^{(s)} \text{sign}(x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)}) \right\} + O\left(\frac{1}{(N-3)^{3/2}}\right), \quad (24)$$

где учтено, что

$$M\left\{ p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \sum_{r=1}^m b_{ir} \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(r)} \right) z_{t-1}^{(s)} \right\} = 0$$

в силу нечетности по  $z$  усредняемого выражения.

Таким образом,  $M\{\eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}_i)\}$  убывает как  $1/(N-3)$ .

Возвращаясь к искомой ковариационной функции, можно записать

$$R_N(\bar{c}, \bar{c}') = \frac{1}{N-3} \sum_{t,l=3}^N M\left\{ \left( \eta_{ip}^{(t)}(\bar{c}) - M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(\bar{c}) \right\} \right) \left( \eta_{ip}^{(l)}(\bar{c}') - M\left\{ \eta_{ip}^{(l)}(\bar{c}') \right\} \right) \right\}. \quad (25)$$

Рассмотрим поведение отдельных групп слагаемых в этой двойной сумме.

а) Слагаемые с  $t = l$ . Соответствующая часть суммы из (25) имеет вид

$$\sum_{t=3}^N \left( M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}') \right\} - M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \right\} M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}') \right\} \right). \quad (26)$$

Но, как видно из (22),  $\eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \sim 1/\sqrt{N-3}$ . Поэтому сумма (26) принимает вид

$$1 - \frac{1}{N-3} \sum_{s,s'=1}^m c_{is} c_{is'} R_{iss'} + O\left(\frac{1}{N-3}\right), \quad (27)$$

где  $R_{iss'}$  – некоторые коэффициенты, которые легко выписать явно, используя (24). Для нас же важно то, что при  $N \rightarrow \infty$  сумма (27) стремится к 1 и в пределе зависимость от  $c_{is}$  и  $c_{is'}$  исчезает.

б) Слагаемые с  $|t-l|=1$  или  $|t-l|=2$ .

Рассмотрим для примера слагаемые с  $|t-l|=1$ . Соответствующая группа слагаемых имеет вид

$$\sum_{t=3}^N \left( M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \eta_{ip}^{(t-1)}(N, \bar{c}') \right\} - M\left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \right\} M\left\{ \eta_{ip}^{(t-1)}(N, \bar{c}') \right\} \right). \quad (28)$$

Так как  $n_t^{(i)}$  и  $n_{t-1}^{(i)}$  независимы, то, производя усреднение по ним, получим

$$\begin{aligned} & M_n \left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \eta_{ip}^{(t-1)}(N, \bar{c}') \right\} = \\ & = \frac{1}{N-3} \left[ 1 - 2F_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} - \frac{1}{\sqrt{N-3}} \sum_{r=1}^m c_{ir} y_{t-1}^{(r)} \right) \right] \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) \times \\ & \times \left[ 1 - 2F_i \left( \gamma_{t-1} z_{t-1}^{(i)} - \gamma_{t-2} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-2}^{(r)} - \frac{1}{\sqrt{N-3}} \sum_{r=1}^m c'_{ir} y_{t-2}^{(r)} \right) \right] \text{sign} \left( x_{t-3}^{(p)} + \gamma_{t-3} z_{t-3}^{(p)} \right). \quad (29) \end{aligned}$$

Не вычисляя явно это выражение, оценим порядок получающихся слагаемых.

Так как  $F_i(\cdot)$  – гладкие функции, то это выражение можно разложить в ряд по  $c_{ir}$ ,  $c'_{ir}$ . Слагаемые, не содержащие  $c_{ir}$ , будут равны  $D/(N-3)$ , где  $D$  – некоторая константа, и поэтому в сумме (28) также дадут некоторую константу. Слагаемые, содержащие  $c_{ir}$  или  $c'_{ir}$  в первой степени, будут иметь порядок  $c_{ir}/(N-3)^{3/2}$  и поэтому в сумме (28) дадут слагаемые, убывающие как  $1/\sqrt{N-3}$ . При  $N \rightarrow \infty$  эти слагаемые исчезнут.

Последующие слагаемые от  $M \left\{ \eta_{ip}^{(t)}(N, \bar{c}) \right\} M \left\{ \eta_{ip}^{(t-1)}(N, \bar{c}') \right\}$  будут иметь порядок  $1/(N-3)^2$  и в пределе  $N \rightarrow \infty$  также обратятся в ноль.

Аналогичные рассуждения верны также для слагаемых с  $l = t \pm 1$  и  $l = t \pm 2$ . Поэтому соответствующие суммы после предельного перехода стремятся к некоторой константе, не зависящей от  $c_{ir}$ ,  $c'_{ir}$ .

в) Слагаемые с  $|t-l| > 2$ .

Прежде всего отметим что, в силу стационарности процесса  $x_t$  эти слагаемые зависят лишь от  $k = |t-l|$  и соответствующие слагаемые имеют вид  $\sum_{|t-l| \geq 3} f(|t-l|)$ .

Переходя к величине  $k = |t-l|$ , приведем эту сумму к виду

$$\sum_{|t-l| \geq 3} f(|t-l|) = 2 \sum_{k=3}^{N-3} (N-3-k) f(k) = \frac{2}{N-3} \sum_{k=3}^{N-3} (N-3-k)(N-3) f(k). \quad (30)$$

Если мы докажем, что  $\lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{k=3}^N (N-3)^2 f(k)$  конечен, то тем самым докажем, что соответствующие слагаемые стремятся к нулю как  $1/(N-3)$  при  $N \rightarrow \infty$ .

Заметим, что при  $|t-l| \geq 3$  в выражениях, определяющих  $\eta_{ip}^{(t)}$  и  $\eta_{ip}^{(l)}$ , независимы не только  $n_t^{(i)}$  и  $n_l^{(i)}$ , но и  $z_t, z_{t-2}, z_{t-2}$ , и  $z_l, z_{l-2}, z_{l-2}$ . Поэтому при вычислении  $M \left\{ \eta_{ip}^{(t)} \eta_{ip}^{(l)} \right\}$  усреднение по  $n$  и  $z$  можно в каждом случае проводить отдельно.

Используя (23) и разлагая это выражение в ряд по  $c_{ir}$  до членов с  $c_{ir}^2$ , получим

$$M \left\{ \eta_{ip}^{(t)} \right\} = \frac{I_t^{(0)}}{\sqrt{N-3}} + \frac{I_t^{(1)} \sum_{s=1}^m c_{is} y_{t-1}^{(s)}}{N-3} + \frac{I_t^{(2)} \left( \sum_{s=1}^m c_{is} y_{t-1}^{(s)} \right)^2}{(N-3)^{3/2}} + \dots, \quad (31)$$

где

$$\begin{aligned}
 I_t^{(0)} &= \left[ 1 - 2F_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) \right] \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right), \\
 I_t^{(1)} &= 2p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right), \\
 I_t^{(2)} &= -2p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right).
 \end{aligned} \tag{32}$$

Усредняя по  $z_t$ , получим, что  $M \{ I_t^{(0)} \} = 0$ . Поэтому после усреднения еще и по  $z_t$  получим

$$M_{n,z} \{ \eta_{ip}^{(t)} \eta_{ip}^{(l)} \} = \frac{M \{ I_t^{(1)} \} M \{ I_l^{(1)} \}}{(N-3)^2} \sum_{s,s'=1}^m c_{is} c_{is'} y_{t-1}^{(s)} y_{l-1}^{(s')} + o \left( \frac{1}{(N-3)^2} \right), \tag{33}$$

так как остальные слагаемые дают величины порядка  $1/(N-3)^3$ . Поэтому

$$M_{n,z} \{ \eta_{ip}^{(t)} \eta_{ip}^{(l)} \} = \frac{M \left\{ 2p_i \left( \gamma_t z_t^{(i)} - \gamma_{t-1} \sum_{r=1}^m b_{ir} z_{t-1}^{(r)} \right) \right\}}{(N-3)^2} \sum_{s,s'=1}^m c_{is} c_{is'} K_{ss'}, \tag{34}$$

где

$$\hat{K}_{ss'} = M_z \left\{ x_{t-1}^{(s)} \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) x_{l-1}^{(s')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right) \right\},$$

и где учтено, что  $M \{ z_{t-1}^{(s)} \} = M \{ z_{l-1}^{(s)} \} = 0$ . В силу этого, с точностью до постоянно-го множителя,

$$f(k)(N-3)^2 = \sum_{s,s'=1}^m c_{is} c_{is'} \hat{K}_{ss'}, \tag{35}$$

где

$$\begin{aligned}
 \hat{K}_{ss'}(|t-l|) &= M \left\{ \left[ x_{t-1}^{(s)} \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) - M \left\{ x_{t-1}^{(s)} \text{sign} \left( x_{t-2}^{(p)} + \gamma_{t-2} z_{t-2}^{(p)} \right) \right\} \right] \times \right. \\
 &\quad \left. \times \left[ x_{l-1}^{(s')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right) - M \left\{ x_{l-1}^{(s')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right) \right\} \right] \right\}. \tag{36}
 \end{aligned}$$

Рассмотрим теперь асимптотическое поведение  $\hat{K}_{ss'}(k)$  при  $k \rightarrow \infty$ . Пусть, например,  $l \geq 3$ . Тогда легко видеть, что

$$M_{x_{l-1}} \left\{ x_{l-1}^{(s')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right) \right\} = \sum_{r'=1}^m b_{s'r'} x_{l-2}^{(r')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right).$$

Усредняя еще и по  $z_{l-2}$ , получим

$$\begin{aligned}
 &M_{x,z} \left\{ x_{l-1}^{(s')} \text{sign} \left( x_{l-2}^{(p)} + \gamma_{l-2} z_{l-2}^{(p)} \right) \right\} = \\
 &= \sum_{r'=1}^m b_{s'r'} x_{l-2}^{(r')} \left[ (1-p) \text{sign} x_{l-2}^{(p)} + p \left[ 1 - 2F_z \left( x_{l-2}^{(p)} \right) \right] \right] = \varphi(x_{l-2}), \tag{37}
 \end{aligned}$$

где  $x_{l-2} = [x_{l-2}^{(1)}, x_{l-2}^{(2)}, \dots, x_{l-2}^{(m)}]^T$ . Заметим, что  $\varphi(x_{l-2})$  растет на бесконечности не быстрее, чем первая степень компонента  $x_{l-2}$ .

Представим совместную плотность вероятностей величин  $x_{l-2}, x_{l-1}, x_{l-2}$  в виде

$$p(x_{l-2}, x_{l-1}, x_{l-2}) = p(x_{l-2} | x_{l-1}) p(x_{l-1}, x_{l-2}). \quad (38)$$

Тогда легко заметить, что вычисление величин  $K_{ss'}(l-t)$  сведется к вычислению интегралов вида

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \psi(x_{l-1}, x_{l-2}) \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x_{l-2}) (p(x_{l-2} | x_{l-1}) - p(x_{l-2})) dx_{l-2} \right] p(x_{l-1}, x_{l-2}) dx_{l-1} dx_{l-2}, \quad (39)$$

где  $p(x_{l-2})$  – безусловная плотность вероятностей величин  $x_{l-2}$ , а  $\psi(x_{l-1}, x_{l-2})$  – некоторая функция, растущая на бесконечности не быстрее первой степени  $x_{l-1}$ .

Учитывая нормальность процесса  $n_t$ , можно записать

$$p(x_{l-2} | x_{l-1}) = \frac{1}{(2\pi)^{m/2} \sqrt{\det R_k}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x_{l-2} - B^{k-1}x_{l-1})^T R_k^{(-1)}(x_{l-2} - B^{k-1}x_{l-1})\right), \quad (40)$$

где  $k = |l-t|$  и

$$R_k = Rn + BRnB^T + \dots + B^{k-2}Rn(B^T)^{k-2}, \quad (41)$$

а

$$p(x_{l-2}) = \frac{1}{(2\pi)^{m/2} \sqrt{\det Rx}} \exp\left(-\frac{1}{2}x_{l-2}^T \cdot Rx \cdot x_{l-2}\right). \quad (42)$$

Разлагая  $p(x_{l-2} | x_{l-1}) - p(x_{l-2})$  в ряд Тейлора с остаточным членом в форме Лагранжа, в слагаемом со второй производной можно получить, что

$$p(x_{l-2} | x_{l-1}) - p(x_{l-2}) = p(x_{l-2}) \left[ x_{l-2}^T B^k x_{l-1} + B^{2k-2} X(x_{l-2}, x_{l-1}) \right], \quad (43)$$

где  $X(x_{l-2}, x_{l-1})$  – матрица с элементами, растущими не быстрее, чем вторая степень от  $x_{l-1}, x_{l-2}$ . Поэтому при вычислении  $\hat{K}_{ss'}(|l-t|)$  получится, что они имеют вид

$$\hat{K}_{ss'}(k) = \sum_{ij} b_{ij}^{(k)} A_{ij} = \text{Sp}(B^k A), \quad (44)$$

где  $A$  – некоторая ограниченная матрица.

В силу того, что, по определению, все собственные числа матрицы  $B$  по модулю меньше единицы, получим, что

$$\sum_{k=3}^{\infty} \hat{K}_{ss'}(k) = \text{Sp}\left(\sum_{k=3}^{\infty} B^k A\right) < +\infty,$$

так как ряд  $\sum_{k=3}^{\infty} B^k$  сходится. В силу этого сходится и ряд (30), и тем самым доказывается, что последняя группа слагаемых стремится к нулю при  $N \rightarrow \infty$ .

Теперь можем доказать следующую теорему.

**Теорема 1.** При  $N \rightarrow \infty$  имеет место следующая среднеквадратическая сходимость:

$$\eta_{ip}(N, \bar{c}_i) - \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i) \xrightarrow{\text{ср. кв.}} \sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)}(c_{il} - c'_{il}). \quad (45)$$

**Доказательство.** Действительно, имеем

$$\begin{aligned} M \left\{ \left[ \eta_{ip}(N, \bar{c}_i) - \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i) - M \{ \eta_{ip}(N, \bar{c}_i) \} + M \{ \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i) \} \right]^2 \right\} = \\ = \text{cov}(\eta_{ip}(N, \bar{c}_i), \eta_{ip}(N, \bar{c}_i)) - 2 \text{cov}(\eta_{ip}(N, \bar{c}_i), \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i)) + \\ + \text{cov}(\eta_{ip}(N, \bar{c}'_i), \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i)). \end{aligned} \quad (46)$$

Но как только что мы показали, что при  $N \rightarrow \infty$  все указанные в (46) ковариации стремятся к некоторой константе, не зависящей от  $c_i$  и  $c'_i$ . Обозначив эту константу через  $E_{ip}$ , получим, что выражение (46) стремится к  $E_{ip} - 2 E_{ip} + E_{ip} = 0$ . Так как, в свою очередь, при  $N \rightarrow \infty$  согласно (20)

$$M \{ \eta_{ip}(N, \bar{c}_i) - \eta_{ip}(N, \bar{c}'_i) \} \rightarrow \sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)} (c_{il} - c'_{il}),$$

то отсюда и следует доказываемое утверждение.

**Теорема 2.** При  $N \rightarrow \infty$  величины  $\Delta b_{il}$  распределены асимптотически так же, как величины  $D^{(i(-1))} \bar{\xi}_i$ .

**Доказательство.** Действительно, из только что доказанной теоремы следует, что при  $N \rightarrow \infty$  величины  $\eta_{ip}(N, \bar{c})$  распределены так же, как и величины

$$\eta_{ip}(N, 0) + \sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)} c_{il}.$$

Поэтому условие  $\eta_{ip}(N, \bar{c}_i) = 0$ , определяющее  $\bar{c}_i$ , превращается в систему уравнений

$$\sum_{l=1}^m D_{pl}^{(i)} c_{il} = -\eta_{ip}(N, 0),$$

или, в матричном виде,

$$D^{(i)} \bar{c}_i = -\eta(N, 0).$$

Но заметим, что  $\eta_i(N, 0)$  есть не что иное, как  $\bar{\xi}_i \sqrt{N-3}$ , а  $\bar{c}_i$  есть  $\Delta \bar{b}_i \sqrt{N-3}$ . В силу этого при  $N \rightarrow \infty$ , в смысле сходимости по распределению, величина  $D^{(i)} \Delta \bar{b}_i$  распределена так же, как и величина  $\bar{\xi}_i$ . Это позволяет найти асимптотическую ковариационную матрицу величин  $\Delta \bar{b}_i$ . Действительно, в этом случае  $\Delta \bar{b}_i = D^{(i(-1))} \bar{\xi}_i$ , и тогда

$$M \{ \Delta \bar{b}_i \Delta \bar{b}_j^T \} = D^{(i(-1))} M \{ \bar{\xi}_i \bar{\xi}_j^T \} D^{(i(-1))T}. \quad (47)$$

Используя явные выражения для матриц  $D^{(i)}$  и  $M \{ \bar{\xi}_i \bar{\xi}_j^T \}$ , можем теперь вычислять значения ковариационной матрицы  $M \{ \Delta \bar{b}_i \Delta \bar{b}_j^T \}$ .

В [4] приводятся результаты сравнительного анализа данных алгоритмов. В частности, там указывается, что в отсутствие искажений наблюдаемых данных устойчивый алгоритм увеличивает дисперсию оценок параметров динамической системы в 2,46 раза. Но этот недостаток компенсируется тем, что при искажениях

данных наблюдений ковариационная матрица  $M\{\Delta\bar{b}_i\Delta\bar{b}_j^T\}$  устойчивого алгоритма практически не изменяется, в то время как для неустойчивого алгоритма соответствующая ковариационная матрица сильно возрастает (в связи с ростом слагаемого  $\varepsilon Rz$ ). И в этом случае устойчивый алгоритм дает значительно меньшие дисперсии ошибок.

### Заключение

Итак, если наблюдения над динамической системой искажены, то кросскорреляционный алгоритм обработки данных является неустойчивым. Алгоритм, основанный на методе наименьших модулей, приводит к смещенным оценкам. Аналитически показана устойчивость знакового алгоритма к подобным искажениям.

### ЛИТЕРАТУРА

1. Идрисов Ф.Ф., Терпугов А.Ф. Оценка параметров динамических систем при искаженных наблюдениях // Вестник ТГУ. Управление, вычислительная техника и информатика. 2009. № 4(9). С.52 – 59.
2. Морозов В.А. Оценивание параметров линейных динамических систем с неопределенными наблюдениями // Автоматика и телемеханика. 1984. № 4. С. 84 – 94.
3. Васильев В.А., Конев В.В. Последовательное оценивание параметров динамических систем при наличии мультипликативной и аддитивной помех в наблюдениях // Автоматика и телемеханика. 1985. № 6. С. 33 – 44.
4. Идрисов Ф.Ф. Оценка параметров многомерной авторегрессионной модели при наличии аномальных ошибок // Изв. вузов. Физика. 1993. Т. 36. № 12. С. 86 – 92.

*Идрисов Фарит Фатыхович*

Томский государственный педагогический университет

E-mail: farit.idrisov@mail.ru

Поступила в редакцию 9 сентября 2009 г.