



ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫЕ УРАВНЕНИЯ
И

ПРОЦЕССЫ УПРАВЛЕНИЯ
N 2, 2005

Электронный журнал,
рег. N П23275 от 07.03.97

<http://www.neva.ru/journal>
e-mail: diff@osipenko.stu.neva.ru

Общая теория управления

ОРТОРЕГРЕССИОННЫЕ МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ И ЗАДАЧИ ОТДЕЛЕНИЯ ТРЕНДОВ В ЛИНЕЙНЫХ СИСТЕМАХ

А.А. Ломов

Институт математики им. С. Л. Соболева СО РАН,
пр. ак. Коптюга, 4, 630090 г. Новосибирск, Россия.
e-mail: lomov@math.nsc.ru

Аннотация.

Рассматривается задача оценивания параметров линейных динамических систем по коротким участкам переходных процессов с аддитивными измерительными возмущениями. Для получения оценок используются многомерные статистические методы типа ортогональной регрессии. Приводятся результаты сравнительного исследования методов с точки зрения использования информации о линейных связях в наблюдениях. Исследованы свойства оценок в предельных случаях выборки большого объема и малых возмущений. Предложена схема сравнения методов по линейным приближениям. Обсуждается применение орторегрессионных методов для идентификации систем без свойства управляемости. Рассмотрен новый класс задач отделения трендов в линейных системах. Показано, что определение параметров уравнения тренда связано с идентификацией некоторой расширенной системы без свойства управляемости.

Введение

В статье рассматривается задача оценивания параметров линейных динамических систем по коротким выборкам измерений переходных процессов с аддитивными измерительными возмущениями. Объем статистической выборки здесь определяется числом измеренных отрезков траекторий. Начальные условия траекторий подлежат оцениванию совместно с параметрами системы. Общая постановка задач такого рода обсуждалась в [1].

Известные в литературе исследования в области оценивания параметров по измерениям коротких участков траекторий преимущественно связаны с расширенным фильтром Калмана для систем в форме 1-го порядка [1, 2]. Отмечается, что для эффективных вычислений в реальном времени методы такого рода имеют недостаточный радиус сходимости [2].

Альтернативный подход, рассматриваемый в статье, основан на записи системы в равносильной форме высокого порядка без переменных состояния и оценивании параметров вариационными методами [3]. К семейству вариационных методов принадлежит известный метод ортогональной регрессии (ОР) и его разновидности [4, 5, 6, 7, 8]. Для вариационных методов к настоящему времени разработаны устойчивые вычислительные алгоритмы получения оценок с большим радиусом сходимости, решены задачи оценки сигналов системы совместно с параметрами уравнения [3], исследованы условия идентифицируемости параметров и состоятельности оценок [9, 10, 11, 12].

Вариационные орторегрессионные методы отличаются друг от друга вычислительной сложностью и асимптотическими свойствами оценок. В [6] сравнивались два метода этого типа на примере систем со скалярными сигналами входа, выхода. Сравнение проводилось методом теории возмущений для собственных чисел и собственных векторов положительно определенной матрицы функции потерь в предположении малости измерительного шума.

В статье приводятся результаты сравнительного исследования оценок вариационных методов в двух разных предельных случаях: малых возмущений и большого объема выборки. Первые результаты в этом направлении были опубликованы в [10, 13, 14]. В подолжение этих работ, здесь проводится сравнение методов с точки зрения использования априорной информации о линейных связях в траекториях оцениваемого объекта. Показано, что от степени использования информации о линейных связях зависит дисперсия оценок.

Поясним сказанное примером.

Пусть объект описывается системой линейных уравнений

$$\begin{cases} \dot{y} = Kw_* + L\theta_* + \eta_*, \\ Mw_* = 0. \end{cases}$$

Здесь K, L, M^T — заданные числовые матрицы с линейно независимыми столбцами, w_*, θ_* — векторы оцениваемых параметров, $\eta_* \in \mathbf{N}(0, \sigma^2 I)$ — стохастические возмущения, \check{y} — наблюдаемый сигнал. Сравниваются две модели объекта:

$$(a) \text{ полная } \begin{cases} y = Kw + L\theta, \\ Mw = 0; \end{cases} \quad (b) \text{ упрощенная модель } y = Kw + L\theta.$$

Для параметров объекта $(w_*; \theta_*)$ строятся две состоятельные оценки:

$$(w_0; \theta_0) \doteq \arg \min_{w, \theta: Mw=0} \|\check{y} - y\|^2, \quad (w_1; \theta_1) \doteq \arg \min_{w, \theta} \|\check{y} - y\|^2.$$

Здесь и далее применяются обозначения $(A, B) \doteq (AB)$, $(A; B) \doteq \begin{pmatrix} A \\ B \end{pmatrix}$.

Оценка θ_0 , полученная по полной модели (а), в общем случае имеет меньшую дисперсию, чем оценка θ_1 по модели (б) (приложение, раздел 8.8).

Данная схема сравнения линейных методов применяется к нелинейным орторегрессионным методам. Для этого рассматривается случай малых возмущений с заменой оценок линейными приближениями (раздел 3.2).

Показано, что в орторегрессионном методе ВИ [3, 10, 11] полностью используется информация вида $Mw = 0$ о связях между отсчетами траекторий линейного динамического объекта. Это позволяет на коротких участках переходных процессов за счет более интенсивных вычислений получать состоятельные оценки параметров с лучшими асимптотическими свойствами.

Существенной особенностью рассматриваемых методов является возможность получать состоятельные оценки параметров по измерениям отрезков траекторий конечной длины. Это позволяет включить в рассмотрение новый класс систем без условий устойчивости и управляемости. Системы без условия управляемости привлекли внимание исследователей сравнительно недавно [15]. Здесь мы показываем, что неуправляемые системы возникают в задачах отделения динамических трендов от полезных сигналов системы (раздел 6).

1 Класс систем

Исследуемые системы описываются уравнениями вида

$$\alpha_p y_{k+p} + \dots + \alpha_0 y_k = \beta_p u_{k+p} + \dots + \beta_0 u_k, \quad k \in \overline{1, N-p}. \quad (1)$$

Здесь $p \geq 0$ — порядок системы, $N \geq p + 1$ — длина траектории, $\alpha_i = \alpha_{i,\theta} \in \mathbb{R}^{r \times r}$, $\beta_i = \beta_{i,\theta} \in \mathbb{R}^{r \times m}$ — матрицы, зависящие от фиксированного параметра θ , подлежащего оцениванию.

Системе (1) сопоставим многочленную матрицу

$$\gamma_\theta(s) \doteq \gamma_{0,\theta} + \gamma_{1,\theta}s + \dots + \gamma_{p,\theta}s^p \in \mathbb{R}^{r \times (r+m)}[s], \quad (2)$$

$$\gamma_{i,\theta} \doteq \gamma_i = (\alpha_i, -\beta_i) \in \mathbb{R}^{r \times (r+m)}.$$

Запись $\mathbb{R}^{r \times (r+m)}[s]$ обозначает кольцо многочленов с действительными матричными коэффициентами из $\mathbb{R}^{r \times (r+m)}$.

Введем также числовую матрицу

$$\gamma_\theta \doteq (\gamma_{0,\theta} \gamma_{1,\theta} \dots \gamma_{p,\theta}) \in \mathbb{R}^{r \times (r+m)(p+1)}. \quad (3)$$

Обозначим $\gamma^i \doteq (\gamma_0^i \gamma_1^i \dots \gamma_p^i)$ i -ю строку γ_θ , и определим вектор

$$\gamma = \gamma(\theta) \doteq (\gamma^1; \dots; \gamma^r) \doteq \text{vec } \gamma_\theta \quad (4)$$

как последовательно составленный из строк матрицы γ_θ .

На систему (1) налагаются условия:

(i) $\gamma(\theta) = d + D\theta \doteq \mathfrak{D}(1; \theta) \doteq \mathfrak{D}\vartheta$, где $\mathfrak{D} \doteq (d, D)$, $\vartheta \doteq (1; \theta)$; матрица \mathfrak{D} задана;

$$\theta \in \Omega \subset \mathbb{R}^v.$$

(ii) Для каждого значения параметра $\theta \in \Omega$ в матрице $\gamma_\theta(s)$ (2)

а) строки линейно независимы;

б) сумма степеней строк $p_1 + \dots + p_r \doteq n$ постоянна;

в) $\gamma_\theta(s)$ имеет наименьшую сумму степеней строк среди всех левозэквивалентных $\gamma_\theta(s)$ матриц, т.е. $\gamma_\theta(s)$ приведена по строкам;

г) числовая матрица $\gamma_\theta(0) = \gamma_{0,\theta}$ имеет линейно независимые строки.

(iii) Параметры системы *различимы* в том смысле, что любым двум различным значениям параметра θ соответствуют разные множества решений системы (1). Для различимости необходимо и достаточно, чтобы из равенства $\rho(s)\gamma_\theta(s) = \gamma_\xi(s)$, $\xi \in \Omega$, следовало $\rho(s) = I_{r \times r}$, $\xi = \theta$; более простые алгоритмически проверяемые критерии различимости в виде ограничений на ранги специальных матриц, построенных из элементов γ_θ , приведены в [12, 16].

Отметим, что условия (i)–(iii) не накладывают ограничений на устойчивость и управляемость системы. Это позволяет включить в рассмотрение новые задачи оценки параметров и сигналов для систем без свойства управляемости (раздел 6).

1.1 Обозначения

Отсчеты векторных сигналов объекта y_k, u_k объединим в вектор-траекторию

$$z \doteq (z_1; \dots; z_N), \quad z_i \doteq (y_i; u_i).$$

Систему (1) запишем в матричном виде:

$$Gz = 0, \quad G = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \dots & \gamma_p & & 0 \\ & \gamma_0 & \gamma_1 & \dots & \gamma_p & \\ & & \ddots & \ddots & & \ddots \\ 0 & & & \gamma_0 & \gamma_1 & \dots & \gamma_p \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Матрица G имеет *клеточно-теплицев* вид, что прямо связано со стационарностью системы.

Система уравнений (5) допускает равносильную форму записи

$$G(\gamma)z = V(z)\gamma, \quad (6)$$

в которой используется вектор γ (4) и матрица

$$V(z) \doteq \begin{pmatrix} I_r \otimes (z_1^T \dots z_{p+1}^T) \\ I_r \otimes (z_2^T \dots z_{p+2}^T) \\ \vdots \\ I_r \otimes (z_{N-p}^T \dots z_N^T) \end{pmatrix}.$$

Перестановкой строк (6) приводится к виду

$$\begin{pmatrix} G_1 \\ \vdots \\ G_r \end{pmatrix} z = \begin{pmatrix} \mathfrak{B} & 0 \\ & \ddots \\ 0 & \mathfrak{B} \end{pmatrix} \gamma, \quad (7)$$

$$G_i \doteq \begin{pmatrix} \gamma_0^i & \gamma_1^i & \cdots & \gamma_p^i & & 0 \\ & \gamma_0^i & \gamma_1^i & \cdots & \gamma_p^i & \\ & & \ddots & \ddots & & \ddots \\ 0 & & & \gamma_0^i & \gamma_1^i & \cdots & \gamma_p^i \end{pmatrix},$$

$$\mathfrak{B} \doteq \begin{pmatrix} z_1^T & \cdots & z_{p+1}^T \\ z_2^T & \cdots & z_{p+2}^T \\ \vdots & & \vdots \\ z_{N-p}^T & \cdots & z_N^T \end{pmatrix}.$$

Будем использовать также следующую форму записи системы (1), (5). Переупорядочим компоненты траектории. Примем

$$v_k \doteq (y_k; u_k) \doteq (v_k^{[1]}; \dots; v_k^{[r+m]}) \in \mathbb{R}^{r+m}.$$

Вместо $z = (y_1; u_1; \dots; y_N; u_N) = (v_1; \dots; v_N)$ запишем

$$z = (v_1^{[1]}; \dots; v_N^{[1]}; \dots; v_1^{[r+m]}; \dots; v_N^{[r+m]}). \quad (8)$$

Тогда уравнение (5) можно записать через многочленную матрицу $\gamma_\theta(s)$ в следующем виде:

$$(\gamma_\theta(s) \otimes E) z = 0, \quad (9)$$

где \otimes — символ Кронекерова произведения, s — оператор сдвига:

$$s^k E \doteq E_k \doteq \left(\underbrace{\begin{pmatrix} 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}}_k \left| \begin{matrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{matrix} \right. \underbrace{\begin{pmatrix} 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}}_{p_n - k} \right) \in \mathbb{R}^{(N-p_n) \times N}.$$

Если позволяют обстоятельства изложения, в обозначениях многочленов (многочленных матриц) $\phi(s) \in \mathbb{R}^{n \times m}[s]$ иногда будем опускать знак аргумента: $\phi(s) \doteq \phi$.

Введем обозначение \mathcal{N}_γ для многообразия решений системы (9) (правого нуль-пространства матрицы $\gamma(s) \otimes E$):

$$\mathcal{N}_\gamma \doteq \ker \gamma(s) \otimes E.$$

Для любой траектории z системы (5) справедливо представление

$$z = H(\theta)w,$$

так что $\mathcal{N}_\gamma = \text{im } H(\theta)$, где $H(\theta)$ — матрица из марковских параметров (приложение, раздел 8.6), и $w = (x_0; u)$ — вектор, составленный из начальных условий x_0 и входного сигнала $u = (u_1; \dots; u_N)$.

Пусть \mathcal{N} — линейное многообразие в \mathbb{R}^n . И пусть $Px = 0$, $P \in \mathbb{R}^{m \times n}$ — система уравнений, множество решений которой совпадает с \mathcal{N} : $\ker P = \mathcal{N}$. Тогда систему $Px = 0$ (или матрицу P) будем называть *описанием* для \mathcal{N} . Без ограничения общности можно считать, что строки P линейно независимы. В этом смысле любая базисная система строк в ортогональном дополнении $\overline{\mathcal{N}}$ является описанием для \mathcal{N} .

Линейную оболочку строк матрицы P будем обозначать $\text{spanr } P$, тогда

$$\text{spanr } P = \overline{\ker P}. \quad (10)$$

Если P — описание для \mathcal{N} , то $\text{spanr } P = \overline{\mathcal{N}}$.

Пусть $A \in \mathbb{R}^{n \times m}$. Будем обозначать $\overline{A} \in \mathbb{R}^{n \times k}$ матрицу, столбцы которой образуют базис дополнения $\text{im } A$ до \mathbb{R}^n . Согласно этому определению, всегда

$$\text{im } A = \ker \overline{A}^T. \quad (11)$$

Кроме того, будем обозначать $A_\perp \in \mathbb{R}^{m \times t}$ матрицу, столбцы которой образуют базис подпространства $\ker A$:

$$\ker A = \text{im } A_\perp, \quad AA_\perp = 0. \quad (12)$$

Столбцы составной матрицы (A^T, A_\perp) всегда содержат базис пространства \mathbb{R}^m :

$$\text{im } (A^T, A_\perp) = \mathbb{R}^m.$$

Если строки A линейно независимы, то матрица (A^T, A_\perp) неособенная.

Предложение 1. *Имеют место следующие соотношения:*

- 1) если столбцы матрицы A линейно независимы, то $\overline{(\overline{A})} \doteq \overline{\overline{A}} = A$;
- 2) всегда $(A_\perp)_\perp \doteq A_{\perp\perp} = 0$;
- 3) всегда $(\overline{A})_\perp = 0$;
- 4) если строки матрицы A линейно независимы, то $\overline{(A_\perp)} \doteq \overline{A}_\perp = A^T$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Первое соотношение сразу следует из определения матрицы \bar{A} . Второе и третье соотношения следуют из того, что матрицы \bar{A} и A_{\perp} по определению имеют линейно независимые столбцы, то есть $\ker \bar{A} = 0$ и $\ker A_{\perp} = 0$. Четвертое соотношение получается так: по условию строки A линейно независимы, следовательно, матрица (A^T, A_{\perp}) неособенная; последнее равносильно тому, что $A_{\perp} = \bar{A}^T$ или (ввиду соотношения 1) $\bar{A}_{\perp} = A^T$.

Предложение доказано.

Пусть $A(s)$ — многочленная матрица. Каноническую форму $A(s)$, состоящую из нулей и инвариантных многочленов на диагонали (форму Смита) [17, с. 135], обозначаем $\text{Sm } A(s)$.

1.2 Однородные траектории

В частном случае однородной системы (1) ($\beta_i = 0, m = 0$) многообразие \mathcal{N}_{γ} образовано векторами вида

$$\begin{aligned} z &\doteq (y_1; \dots; y_N), \\ y_t &= y_{01}P_1s_1^t + \dots + y_{0n}P_ns_n^t, \\ n &= p_1 + \dots + p_r = \deg \det \alpha(s), \end{aligned} \quad (13)$$

где для $i \in \overline{1, n}$ числа $y_{0i} \in \mathbb{C}$ есть начальные условия, $s_i \in \mathbb{C}$ — корни уравнения $\det \alpha(s) = 0$, векторы $P_i \in \mathbb{R}^r$ вычисляются из уравнений $\alpha(s_i)P_i = 0$ и нормируются каким-либо способом, например, $\|P_i\| = 1$. В случае, если корень s_i имеет кратность $k \geq 2$, будем считать, что совпадают корни $s_i = s_{i+1} = \dots = s_{i+k-1}$, и тогда у соответствующих слагаемых суммы (13) появляются сомножители — многочлены от t степени от нуля до $k - 1$:

$$(y_{0,i}P_i + y_{0,i+1}P_{i+1}t + \dots + y_{0,i+k-1}P_{i+k-1}t^{k-1}) s_i^t. \quad (14)$$

В качестве векторов P_i, \dots, P_{i+k-1} в этом случае выбирается нормированный базис подпространства $\ker \alpha(s_i)$.

В силу того, что уравнение (1) имеет действительные коэффициенты, комплексные корни появляются в парах сопряженных корней $s_j \doteq a + ib$, $s_{j+1} \doteq a - ib$. Поскольку мы ограничиваемся только действительными решениями, начальные условия $y_{0,i}$ в линейных комбинациях (13) и (14) при действительных корнях s_i должны быть действительными, а при комплексных сопряженных корнях s_j и s_{j+1} — сопряженные: $y_{0,j} = \overline{y_{0,j+1}}$ [18]. В последнем случае два парных слагаемых j и $j + 1$ в сумме (13) дают траекторию

$$A \rho^t \cos(\omega t + \varphi),$$

$$\rho \doteq \sqrt{a^2 + b^2}, \quad \omega \doteq \arccos \frac{a}{\sqrt{a^2 + b^2}}.$$

Эта траектория определена с точностью до чисел $A = A(y_{0,j}, y_{0,j+1})$, $\varphi = \varphi(y_{0,j}, y_{0,j+1})$.

Соответствующая парам сопряженных корней часть многочлена имеет вид

$$(s - s_j)(s - s_{j+1}) = (s^2 - 2\rho \cos \omega \cdot s + \rho^2).$$

Траектории вида

$$z \doteq (y_1; \dots; y_N), \quad y_t = P s^t = P e^{t \ln s}, \quad P \in \mathbb{R}^r,$$

являются показательными функциями времени t с основанием s или экспонентами с показателем $t \ln s$. Ввиду этого линейные комбинации (13) можно называть экспоненциальными траекториями.

Однородные системы с “вертикальными” матрицами

Рассмотрим системы

$$\alpha_p y_{k+p} + \dots + \alpha_0 y_k = 0, \quad k \in \overline{1, N-p},$$

с матрицами $\alpha_i \in \mathbb{R}^{q \times r}$, $q \geq r$. Пусть $\alpha(s)$ имеет полный нормальный ранг, то есть инвариантные многочлены $\alpha(s)$ ненулевые. В этом случае многообразии решений \mathcal{N}_γ определяется формулами (13) с заменой $\det \alpha(s)$ на $\pi(s)$, где $\pi(s)$ — произведение инвариантных многочленов $\alpha(s)$, или (равносильно) наибольший общий делитель миноров порядка r в $\alpha(s)$.

1.3 Постановка задачи идентификации

Пусть $\check{z}_{(i)}$ — наблюдения траекторий:

$$\check{z}_{(i)} = z_{*(i)} + \eta_{*(i)}, \quad i \geq 1, \quad (15)$$

где $z_{*(i)} = H(\theta_*) w_{*(i)}$ — траектории, соответствующие “истинному” значению параметров θ_* , и

$$\eta_{*(i)} \in \mathbf{N}(0, \sigma^2 I), \quad \mathbf{M}[\eta_{*(i)} \eta_{*(j)}^T] = \sigma^2 I \cdot \delta_{ij}$$

— стохастические погрешности измерений (\mathbf{M} — символ математического ожидания), $w_{*(i)}$ — независимые одинаково распределенные случайные величины.

Определение. Пусть $\theta = \theta_*$. При условии (iii) множество решений системы (1)

$$\mathcal{N}_{*L} \doteq \{z_{*(1)}, \dots, z_{*(L)}\}$$

называется *полным*, если параметр θ по множеству \mathcal{N}_{*L} вычисляется однозначно. Можно показать [11], что полнота \mathcal{N}_{*L} равносильна условию

$$L^{-1} \sum_{i=1}^L D^T V(z_{*(i)})^T V(z_{*(i)}) D > 0. \quad (16)$$

Последовательность наблюдений $\{\check{z}_{(i)}, i \geq 1\}$ (15) называется *полной*, если она соответствует множеству решений \mathcal{N}_{*L} , полному в пределе $L \rightarrow \infty$:

$$\lim_{L \rightarrow \infty} L^{-1} \sum_{i=1}^L D^T V(z_{*(i)})^T V(z_{*(i)}) D > 0.$$

Задача. Исходя из полной последовательности наблюдений $\{\check{z}_{(i)}, i \geq 1\}$, получить оценку $\theta_L = \theta_L(\check{z}_{(1)}, \dots, \check{z}_{(L)})$, сходящуюся с вероятностью 1 к истинному значению: $\lim_{L \rightarrow \infty} \theta_L = \theta_*$.

2 Орторегрессионные оценки параметров

Орторегрессионные оценки θ_L строятся как результат минимизации квадратичной функции потерь с линейными ограничениями [3, 5, 6, 10, 11]:

$$\theta_L = \arg \min_{\theta} J_L(\theta), \quad J_L = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L J_{(i)}, \quad J_{(i)} = \min_{Gz_{(i)}=0} \|\Phi \check{z}_{(i)} - z_{(i)}\|^2, \quad (17)$$

$$\ker \Phi = 0.$$

Отметим, что возможна запись функции потерь $J_{(i)}$ в более симметричном виде по отношению к переменным $\check{z}_{(i)}, z_{(i)}$:

$$J_{(i)} = \min_{Gz_{(i)}=0} \|\Phi \check{z}_{(i)} - \Upsilon z_{(i)}\|^2, \quad (18)$$

$$\ker \Phi = 0, \quad \ker \Upsilon = 0.$$

Запись (18) сводится к (17) заменой $\Upsilon z_{(i)}$ на $z_{(i)}$ при добавлении новых строк к матрице ограничений: $[G; g] z_{(i)} = 0$, где g есть наибольшая линейно независимая система строк, отвечающая условию $g\Upsilon = 0$.

Условия сильной состоятельности (сходимости с вероятностью 1) для оценок θ_L (17) при $\Phi = I$ исследовались в [9, 10, 11]. Переход к случаю $\Phi \neq I$ не составляет принципиальных затруднений. Кроме того, допустимо наличие не зависящей от параметра θ неособенной весовой матрицы в норме $\|\cdot\|$. В [19] доказана сильная состоятельность оценок θ_L при $\Phi = I$, $p = 0$, $\alpha_{0,\theta} \equiv I$, вес $\beta_{0,\theta} \equiv \theta$. Обобщением результата [19] на случай $p \geq 0$ является следующая теорема.

Теорема 1. При ограничениях (i)–(iii) и полном множестве наблюдений $\{\tilde{z}_{(i)}, i \geq 1\}$ орторегрессионная оценка θ_L (17) сильно состоятельна по $L \rightarrow \infty$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО несложно провести по схеме [11] (опущено).

Далее без потери общности будем полагать $L = 1$, опустив соответствующие индексы у величин.

2.1 Оценки методов вариационной идентификации и ортогональной регрессии

Частными случаями оценок (17) являются оценки методов ВИ θ_V и ОР θ_{OR} , определяемые соотношениями:

$$\theta_V = \arg \min_{\theta} J(\theta), \quad J(\theta) = \min_{Gz=0} \|\tilde{z} - z\|^2, \quad (19)$$

$$G = \begin{pmatrix} \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} & & 0 \\ & \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} & \\ & & \ddots & \ddots & & \ddots \\ 0 & & & \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} \end{pmatrix},$$

$$\theta_{OR} = \arg \min_{\theta} J_{OR}(\theta), \quad J_{OR}(\theta) = \min_{G_{OR}z=0} \|\tilde{z} - z\|^2, \quad (20)$$

$$G_{OR} = \begin{pmatrix} \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} & & & 0 \\ & & & & & & \\ & & & \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} \\ & & & & & \ddots & \\ 0 & & & & & & \gamma_{0,\theta} & \gamma_{1,\theta} & \cdots & \gamma_{p,\theta} \end{pmatrix}.$$

Отметим, что оценки (19) и (20) отличаются только матрицами ограничений: G_{OR} получается из G вычеркиванием части строк.

Для функции потерь J (19) получим явное выражение зависимости от θ (см. также [3, 10, 11]). Наименьшее по z значение квадрата нормы $\|\check{z} - z\|^2$ при условии $Gz = 0$ равно $\check{z}^T \Pi_G \check{z}$, где $\Pi_G = G^T (GG^T)^{-1} G$ есть матрица проектора на ортогональное дополнение к подпространству $\ker G$ траекторий системы. Заменяя $G\check{z}$ на $V(\check{z})\gamma = V(\check{z})\mathcal{D}\vartheta$, получим

$$J(\theta) = \vartheta^T \mathcal{D}^T \check{V}^T C \check{V} \mathcal{D} \vartheta, \quad (21)$$

$$\check{V} \doteq V(\check{z}), \quad C = (GG^T)^{-1}.$$

Таким же образом получается выражение для $J_{\text{OR}}(\theta)$ (20):

$$J_{\text{OR}}(\theta) = \vartheta^T \mathcal{D}^T \check{V}_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} \check{V}_{\text{OR}} \mathcal{D} \vartheta,$$

$$\check{V}_{\text{OR}} \doteq V_{\text{OR}}(\check{z}), \quad V_{\text{OR}}(z) = \begin{pmatrix} I_r \otimes (z_1^T \dots z_{p+1}^T) \\ I_r \otimes (z_{p+2}^T \dots z_{2p+2}^T) \\ \vdots \\ I_r \otimes (z_{M-p}^T \dots z_M^T) \end{pmatrix},$$

$$\exists k \ M = k(p+1) \in \overline{N-p, N},$$

$$C_{\text{OR}} = (G_{\text{OR}} G_{\text{OR}}^T)^{-1} = \begin{pmatrix} (\gamma_\theta \gamma_\theta^T)^{-1} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & (\gamma_\theta \gamma_\theta^T)^{-1} \end{pmatrix}.$$

2.2 Модифицированные оценки ортогональной регрессии

Введем еще один частный случай орторегрессионных оценок, так называемые модифицированные (M):

$$\theta_M = \arg \min_{\theta} J_M(\theta), \quad J_M(\theta) = \vartheta^T \mathcal{D}^T \check{V}^T C_{\text{OR}} \check{V} \mathcal{D} \vartheta. \quad (22)$$

Как показано в [6], M-оценки при $r = 1$ обладают большей устойчивостью к возмущениям в исходных данных, чем оценки ОР.

3 Сравнение оценок

С точки зрения общего определения (17), оценка ВИ (19) при $L \geq 1$ может быть представлена как оценка ОР (20) с “большой” матрицей $G_L = \text{diag}(G \dots G)$ вместо $G = \text{diag}(\gamma \dots \gamma)$.

По виду функции потерь, М-оценки занимают промежуточное положение между оценками ОР и ВИ. Они получаются из оценок ВИ (21) заменой матрицы C на матрицу $C_{\text{ОР}}$ более простой структуры. С другой стороны, модифицированная оценка θ_M (22) является оценкой ОР (20) с особым образом сформированным вектором наблюдений \check{z} . Действительно, имеют место соотношения:

$$J_M = \min_{G_M z_M=0} \|\Phi \check{z} - z_M\|^2, \quad (23)$$

$$\Phi = \begin{pmatrix} \boxed{I} & & 0 \\ & \boxed{I} & \\ 0 & & \dots \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} I_r & 0 \\ 0 & I_m \end{pmatrix} \doteq \bar{\Phi} \otimes \begin{pmatrix} I_r & 0 \\ 0 & I_m \end{pmatrix}, \quad \bar{\Phi} \in \mathbb{R}^{(N-p)(p+1) \times N},$$

$$G_M = \begin{pmatrix} \gamma_\theta & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \gamma_\theta & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \gamma_\theta \end{pmatrix}, \quad G_M \Phi = G.$$

Здесь символ \otimes обозначает Кронекерово произведение матриц. Как можно увидеть из определений (23), матрица ограничений G_M в модифицированном методе имеет ту же клеточно-диагональную структуру, что и матрица $G_{\text{ОР}}$ в методе ОР, отличаясь только увеличенным размером. Соответственно увеличен размер вектора z_M вспомогательной (модельной) траектории. Но это связано не с увеличением объема выборки за счет добавления новых независимых измерений, а с дублированием компонент в векторе измерений $\Phi \check{z}$:

$$\check{z} = (\check{z}_1; \dots; \check{z}_N), \quad \Phi \check{z} = (\check{z}_1; \dots; \check{z}_{p+1} \check{z}_2; \dots; \check{z}_{p+2}; \dots; \check{z}_N).$$

Заметим,

$$V(z) = V_{\text{ОР}}(\Phi z).$$

С точки зрения вычислительных ресурсов, поиск минимума функции потерь метода ВИ требует существенно большего числа операций, чем ОР. Оценки ОР и М по вычислительным затратам практически не отличаются. Подробное рассмотрение оценок с вычислительной стороны выходит за рамки статьи.

Далее сравниваются оценки θ_V (19, 21) и θ_M (22).

3.1 Оценки метода вариационной идентификации как модифицированные оценки ортогональной регрессии с дополнительными линейными ограничениями на оцениваемые переменные

В функциях потерь (19), (22) явно выразим траекторию z через начальное состояние системы x_0 и входной сигнал $u = (u_1; \dots; u_N)$:

$$J(\theta) = \min_w J(\theta, w), \quad J(\theta, w) \doteq \|\Phi \check{z} - \Phi H(\theta)w\|^2, \quad w \doteq (x_0; u), \quad (24)$$

$$J_M(\theta) = \min_{w_M} J_M(\theta, w_M), \quad J_M(\theta, w_M) \doteq \|\Phi \check{z} - H_M(\theta)w_M\|^2, \quad w_M \doteq (x_{M,0}; u_M). \quad (25)$$

Матрицы $H(\theta)$, $H_M(\theta)$, и векторы w , w_M выписаны в приложении (раздел 8.6). Сомножитель Φ добавлен к обоим слагаемым (24) для приведения (24) к виду (25) по первому слагаемому $\Phi \check{z}$.

Утверждение 1. *Существует линейное ограничение $Mw_M = 0$, при наложении которого функция потерь $J_M(\theta)$ (25) совпадает с функцией потерь $J(\theta)$ (24):*

$$J(\theta) = \min_w J(\theta, w) = \min_{w_M: Mw_M=0} J_M(\theta, w_M). \quad (26)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО см. в приложении, раздел 8.6.

3.2 Сравнение оценок по линейному приближению

В орторегрессионных методах параметры w , w_M оцениваются совместно с θ . Оценки для пар $(w; \theta)$, $(w_M; \theta)$ можно заменить линейными приближениями, рассмотрев предельный случай малых возмущений.

Предположим, что случайные величины $\eta_{(i)} \in \mathbb{R}^{N(r+m)}$ имеют распределение \mathbf{P} с выпуклым ограниченным носителем: $\text{supp } \mathbf{P} \ni 0$, $\text{diam supp } \mathbf{P} < \sigma$. Пусть $\mathbf{M}\eta_{(i)} = 0$. Будем полагать величину σ достаточно малой, чтобы значения $\chi_V \doteq (w_V; \theta_V)$ и $\chi_M \doteq (w_M; \theta_M)$, получаемые минимизацией (24), (25), с вероятностью 1 уклонялись от истинных значений $\chi_* \doteq (w_*; \theta_*)$ не более чем на заранее заданную малую величину ε . Возможность такого выбора σ обусловлена однозначностью и непрерывностью зависимости оптимальных значений параметров $\chi \doteq (w; \theta)$ от исходных данных \check{z} . Эта зависимость задается как неявная функция системой равенств $\partial J(\check{z}, \chi)/\partial \chi = 0$. Существование и непрерывность неявной функции $\chi(\check{z})$ для орторегрессионных методов следует непосредственно из результатов [10] (приложение, раздел 8.10.2).

Пусть $(w^\diamond; \theta^\diamond)$ — некоторая оценка для $(w_*; \theta_*)$ с отклонением не более ε .

3.2.1 Линейные приближения

Запишем функцию потерь (24) в виде $J = \min \|F\|^2$ и разложим функцию F относительно точки $(z^\diamond; w^\diamond; \theta^\diamond)$, $z^\diamond = H(\theta^\diamond)w^\diamond$, в ряд Тейлора с остаточным членом R :

$$J(w, \theta) = \|F_0 + \Delta F(w, \theta) + R(w, \theta)\|^2, \quad (27)$$

$$F_0 \doteq z^\diamond - H(\theta^\diamond)w^\diamond = 0,$$

$$\Delta F \doteq \Delta \tilde{z} - \Delta H(\theta^\diamond, \Delta \theta)w^\diamond - H(\theta^\diamond)\Delta w,$$

$$\Delta \tilde{z} \doteq \tilde{z} - z^\diamond, \quad \Delta w \doteq w - w^\diamond, \quad \Delta \theta \doteq \theta - \theta^\diamond.$$

В записи (27) выделим слагаемые, зависящие от переменных $(\Delta w; \Delta \theta) \doteq \Delta \chi$:

$$\begin{aligned} J(\Delta \chi) &= \|\Delta \tilde{z} - \Delta f(\chi^\diamond, \Delta \chi) + R(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2 = \\ &= \|\Delta \tilde{z} - \Delta f(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2 + O(\|\Delta \chi\|^3). \end{aligned} \quad (28)$$

Оценка ВИ χ_v , соответствующая измерениям $\Delta \tilde{z} \doteq \tilde{z} - z^\diamond$, вычисляется путем минимизации функции потерь (28):

$$\chi_v = \chi^\diamond + \Delta \chi_v, \quad (29)$$

$$\Delta \chi_v = \arg \min_{\Delta \chi} J(\Delta \chi).$$

Зададимся приближенной функцией потерь

$$\tilde{J}(\Delta \chi) = \|\Delta \tilde{z} - \Delta f(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2. \quad (30)$$

Минимизируя приближенную функцию $\tilde{J}(\Delta \chi)$, получим некоторую оценку $\tilde{\chi}_v$:

$$\tilde{\chi}_v = \chi^\diamond + \Delta \tilde{\chi}_v, \quad (31)$$

$$\Delta \tilde{\chi}_v = \arg \min_{\Delta \chi} \tilde{J}(\Delta \chi).$$

Покажем, что оценка $\tilde{\chi}_v$ является приближением для χ_v в следующем смысле.

Утверждение 2. $\|\tilde{\chi}_v - \chi_v\| = o(\|\chi_v - \chi^\diamond\|)$, т. е. при $\|\chi_v - \chi^\diamond\| \rightarrow 0$ имеет место сходимость

$$\frac{\|\tilde{\chi}_v - \chi_v\|}{\|\chi_v - \chi^\diamond\|} \rightarrow 0.$$

Другими словами, если рассматривать оценку χ_v как один шаг итерационной процедуры уточнения оценки χ^\diamond , то по мере уменьшения величины шага, разница между χ_v и $\tilde{\chi}_v$ будет уменьшаться быстрее, чем величина шага $\|\chi_v - \chi^\diamond\|$. В этом смысле $\tilde{\chi}_v$ является приближением для χ_v .

Замечание. В рассуждениях всюду полагаем $\chi_v - \chi^\diamond \doteq \Delta\chi_v \neq 0$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Установим лемму:

Лемма 1. Пусть некоторая функция $J(x) : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^1$ представима в виде суммы $J(x) = J_1(x) + R(x)$, $J_1(x) = J_0 + (x - x_0)^T Q(x - x_0)$, $x, x_0 \in B$, где $Q > 0$ — положительно определенная матрица, B — замкнутое выпуклое подмножество \mathbb{R}^n , и функция $R(x)$ в B непрерывна и ограничена: $\forall x \in B \ \|R(x)\| < C$. Обозначим x_1 точку минимума $J(x)$ в B . Тогда расстояние между точками минимума функций $J(x)$ и $J_1(x)$ ограничено сверху величиной: $\|x_1 - x_0\| < \sqrt{\frac{2C}{\lambda_{\min}(Q)}}$, где $\lambda_{\min}(Q)$ — наименьшее собственное число матрицы Q .

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО леммы дано в приложении, раздел 8.7.

2) Введем обозначения:

$$x \doteq \Delta\chi, \quad J_1(x) \doteq \tilde{J}(\Delta\chi),$$

$$x_0 \doteq \Delta\tilde{\chi}_v, \quad J_0 \doteq \tilde{J}(\Delta\tilde{\chi}_v),$$

$$Q \doteq \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \tilde{J}(x)}{\partial x^2}(x_0).$$

Запишем функцию потерь $\tilde{J}(\Delta\chi)$ (30):

$$\tilde{J}(\Delta\chi) \doteq J_1(x) = J_0 + (x - x_0)^T Q(x - x_0). \quad (32)$$

Применим лемму 1 к функциям $\tilde{J}(\Delta\chi)$ (32) и $J(\Delta\chi) = \tilde{J}(\Delta\chi) + O(\|\Delta\chi\|^3)$ (28), учитывая оценку

$$R(x) = O(\|\Delta\chi\|^3) < C_1 \|\Delta\chi_v\|^3$$

для некоторой константы C_1 . Эта оценка обеспечивается надлежащим выбором области B значений $\Delta\chi$. Согласно лемме, имеет место следующая оценка сверху для расстояния между корнями функций $\tilde{J}(\Delta\chi)$ и $J(\Delta\chi)$:

$$\|\Delta\tilde{\chi}_v - \Delta\chi_v\| = \|\tilde{\chi}_v - \chi_v\| < \sqrt{\frac{2C_1 \|\Delta\chi_v\|^3}{\lambda_{\min}(Q)}} \doteq C_2 \|\Delta\chi_v\|^{3/2} = C_2 \|\chi_v - \chi^\diamond\|^{3/2}.$$

Отсюда следует $\|\tilde{\chi}_v - \chi_v\| = o(\|\chi_v - \chi^\diamond\|)$.

Утверждение доказано.

Построим линейное приближение для модифицированных оценок (25). Для этого повторим изложенные выше рассуждения, заменив обозначения.

Запишем функцию потерь (25) в виде $J_M = \min \|F_M\|^2$ и разложим функцию F_M относительно точки $(z^\diamond; w^\diamond; \theta^\diamond)$ в ряд Тейлора с остаточным членом R_M :

$$J_M(w_M, \theta) = \|F_{M,0} + \Delta F_M(w_M, \theta) + R_M(w_M, \theta)\|^2, \quad (33)$$

$$F_{M,0} \doteq \Phi z^\diamond - H_M(\theta^\diamond)w_M^\diamond = 0,$$

$$\Delta F_M \doteq \Phi \Delta \tilde{z} - \Delta H_M(\theta^\diamond, \Delta \theta)w_M^\diamond - H_M(\theta^\diamond)\Delta w_M,$$

$$\Delta \tilde{z} \doteq \tilde{z} - z^\diamond, \quad \Delta w_M \doteq w_M - w_M^\diamond, \quad \Delta \theta \doteq \theta - \theta^\diamond.$$

В записи (33) выделим слагаемые, зависящие от переменных $(\Delta w_M; \Delta \theta) \doteq \Delta \chi$:

$$\begin{aligned} J_M(\Delta \chi) &= \|\Phi \Delta \tilde{z} - \Delta f_M(\chi^\diamond, \Delta \chi) + R_M(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2 = \\ &= \|\Phi \Delta \tilde{z} - \Delta f_M(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2 + O(\|\Delta \chi\|^3). \end{aligned} \quad (34)$$

Модифицированная оценка χ_M , соответствующая измерениям $\Delta \tilde{z} \doteq \tilde{z} - z^\diamond$, вычисляется путем минимизации функции потерь (34):

$$\chi_M = \chi^\diamond + \Delta \chi_M, \quad (35)$$

$$\Delta \chi_M = \arg \min_{\Delta \chi} J_M(\Delta \chi).$$

Зададимся приближенной функцией потерь

$$\tilde{J}_M(\Delta \chi) = \|\Phi \Delta \tilde{z} - \Delta f_M(\chi^\diamond, \Delta \chi)\|^2. \quad (36)$$

Минимизируя приближенную функцию $\tilde{J}_M(\Delta \chi)$, мы получим некоторую оценку $\tilde{\chi}_M$:

$$\tilde{\chi}_M = \chi^\diamond + \Delta \tilde{\chi}_M, \quad (37)$$

$$\Delta \tilde{\chi}_M = \arg \min_{\Delta \chi} \tilde{J}_M(\Delta \chi).$$

Оценка $\tilde{\chi}_M$ является приближением для χ_M согласно следующему утверждению.

Утверждение 3. $\|\tilde{\chi}_M - \chi_M\| = o(\|\chi_M - \chi^\diamond\|)$, т. е. при $\|\chi_M - \chi^\diamond\| \rightarrow 0$ имеет место сходимость

$$\frac{\|\tilde{\chi}_M - \chi_M\|}{\|\chi_M - \chi^\diamond\|} \rightarrow 0.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО полностью аналогично доказательству утверждения 2.

3.2.2 Сравнение по линейным приближениям

В изложенном выше смысле можно заменить оценки χ_V, χ_M (и соответственно θ_V, θ_M) (29, 35) линейными приближениями $\tilde{\chi}_V, \tilde{\chi}_M$ ($\tilde{\theta}_V, \tilde{\theta}_M$) (31, 37). После замены используется изложенная во введении и приложении (раздел 8.8) схема сравнения линейных оценок.

Сформулируем основной результат.

Теорема 2. Пусть D_V и D_M — дисперсии оценок $\tilde{\theta}_V$ и $\tilde{\theta}_M$ соответственно. Тогда $D_V \leq D_M$, и равенство достигается тогда и только тогда, когда

$$\forall \Delta\theta \quad H_M(\theta_*)^T \Delta H_M(\theta_*, \Delta\theta) = 0.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Учтем соответствие обозначений в теореме 7 (приложение, раздел 8.8) и в формулах (33, 36), с заменой θ^\diamond на θ_* при малых ε (согласно определению θ^\diamond , данному в начале раздела 3.2):

$$\begin{aligned} \theta &\doteq \Delta\theta, & w &\doteq \Delta w_M, & Y &\doteq \Phi \Delta \check{z}, \\ K &\doteq H_M(\theta_*), & L\theta &\doteq \Delta H_M(\theta_*, \Delta\theta) w_{M*}. \end{aligned}$$

Тогда утверждение теоремы является непосредственным следствием теоремы 7. Теорема доказана.

Укажем класс систем (1), для которого всегда выполняется строгое неравенство $D_V < D_M$.

Определение. Пусть $\alpha(s) \doteq \alpha_0 + \alpha_1 s + \dots + \alpha_p s^p$ и многочлен $\det \alpha(s)$ не имеет нулевых корней. Тогда в системе (82) многочлен $\det(sI - A)$ не имеет нулевых корней и матрица A неособенная. Кроме того, пусть в разложении

$$\begin{aligned} \alpha(s) &= (\text{diag}_i s^{p_i}) \cdot (\alpha_{[0]} + s^{-1} \alpha_{[-1]} + \dots + s^{-p_r} \alpha_{[-p_r]}), \\ \text{diag}_i s^{p_i} &\doteq \text{diag}(s^{p_1}, s^{p_2}, \dots, s^{p_r}), \end{aligned}$$

с числовыми матрицами $\alpha_{[i]}$ матрица $\alpha_{[0]}$ не зависит от параметра θ . Тогда в равносильной системе (82) в форме восстанавливаемости матрица C не зависит от параметра θ (приложение, раздел 8.4). В этом случае будем говорить, что система (1) принадлежит классу *простых*.

В [13, 14] было приведено без доказательства следующее утверждение.

Теорема 3. Для систем из класса *простых* всегда

$$\exists \Delta\theta \quad H_M(\theta)^T \Delta H_M(\theta, \Delta\theta) \neq 0,$$

т. е. всегда $D_V < D_M$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО дано в приложении, раздел 8.9.

Теоремы 2 и 3 утверждают, что метод ВИ в предельном случае малых возмущений обеспечивает оценки параметров с меньшей дисперсией, чем метод ОР, по крайней мере для систем из класса простых, за счет более полного использования информации о линейных связях в наблюдениях.

4 Асимптотическое распределение оценок (предельный случай $L \rightarrow \infty$)

Состоятельность оценки θ_L (17) утверждается в теореме 1. В этом разделе исследуется асимптотическое распределение при $L \rightarrow \infty$.

Сначала сформулируем результат для оценок ВИ. Для оценок ОР соответствующие утверждения получаются заменой G на $G_{\text{ОР}}$ и V на $V_{\text{ОР}}$.

Пусть γ^{ij} — ij -й элемент γ_θ (3), тогда строка γ^i имеет вид

$$\gamma^i \doteq (\gamma_0^i, \gamma_1^i, \dots, \gamma_p^i) \doteq (\gamma^{i1}, \gamma^{i2}, \dots, \gamma^{it}), \quad t \doteq (p+1)(r+m).$$

Будем располагать строки в G согласно (7). Обозначим

$$\Pi \doteq I - G^T C G,$$

$$E_{ij} \doteq \partial G / \partial \gamma^{ij}, \tag{38}$$

$$\hat{z} \doteq \Pi \hat{z}.$$

Матрицу V (7) разобьем на клеточные столбцы:

$$V = \begin{pmatrix} \mathfrak{B} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \mathfrak{B} \end{pmatrix} = I_r \otimes \mathfrak{B} \doteq (V_1 \dots V_r), \tag{39}$$

$$V_1 \doteq \begin{pmatrix} \mathfrak{B} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \dots, \quad V_r \doteq \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \mathfrak{B} \end{pmatrix}.$$

Обозначим V_{ij} — j -й столбец матрицы V_i . Отметим, что V_{ij} есть столбец матрицы V , порядковый номер l которого вычисляется по двойному индексу ij согласно правилу $l = j + (i-1)(p+1)(r+m)$.

Теорема 4. В условиях теоремы 1 орторегрессионная оценка θ_L (1), (19) асимптотически по $L \rightarrow \infty$ нормальна с дисперсией

$$(1) \quad \text{cov } L^{1/2}(\theta_L - \theta_*) \xrightarrow{L \rightarrow \infty} (\mathbf{M} J_1'')^{-1} (\mathbf{M} J_1' J_1'^T) (\mathbf{M} J_1'')^{-1},$$

$$(2) \quad \mathbf{M} J_1' J_1'^T = \sigma^2 \mathbf{M} J_1'' + \sigma^2 D^T X^T X D,$$

$$(3) \quad \mathbf{M} J_1'' = \mathbf{M} D^T V_*^T C V_* D,$$

$$X^T X \doteq \|x_{ij,kl}\|_{\substack{i \in \overline{1,r}, j \in \overline{1,t} \\ k \in \overline{1,r}, l \in \overline{1,t}}}, \quad x_{ij,kl} \doteq \mathbf{M} (\widehat{V} - V_*)_{ij}^T C (\widehat{V} - V_*)_{kl},$$

$$(4) \quad x_{ij,kl} = \sigma^2 \text{Sp } \Pi E_{ij}^T C E_{kl} \Pi,$$

$$\widehat{V} \doteq V(\widehat{z}), \quad V_* \doteq V(z_*).$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО теоремы дано в статье [10] и для удобства читателя приведено с незначительными изменениями в приложении (раздел 8.10).

Замечание 1. В теореме 4 из формулы (4) следует, что второе слагаемое в (2) имеет величину порядка σ^4 .

Рассмотрим модифицированные оценки (22). Они отличаются от оценок ОР и ВИ тем, что выражение $G^T (G_{\text{OR}} G_{\text{OR}}^T)^{-1} G$ в функции потерь (22):

$$\begin{aligned} J_M(\theta) &= \vartheta^T \mathfrak{D}^T \check{V}^T C_{\text{OR}} \check{V} \mathfrak{D} \vartheta = \\ &= \check{z}^T G^T (G_{\text{OR}} G_{\text{OR}}^T)^{-1} G \check{z} \end{aligned}$$

— уже не является проективной матрицей со свойством $\Pi^2 = \Pi$. Это существенно усложняет отдельные моменты доказательства. Учитывая замечание 1, для М-оценок заменим некоторые из точных выражений оценками сверху.

Теорема 5. В условиях теоремы 1 модифицированная орторегрессионная оценка θ_L (1), (22) асимптотически по $L \rightarrow \infty$ нормальна с дисперсией

$$(1) \quad \text{cov } L^{1/2}(\theta_L - \theta_*) \xrightarrow{L \rightarrow \infty} (\mathbf{M} J_1'')^{-1} (\mathbf{M} J_1' J_1'^T) (\mathbf{M} J_1'')^{-1},$$

$$(2) \quad \mathbf{M} J_1' J_1'^T = \sigma^2 \mathbf{M} D^T V_*^T C_{\text{OR}} V_* D + \sigma^4 D^T W D,$$

$$0 < W < c_1 I,$$

$$c_1 = N^4 (p+1)^3 r (r+m+1)^3 \text{Sp} (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

$$(3) \quad \mathbf{M} J_1'' = \mathbf{M} D^T V_*^T C_{\text{OR}} V_* D + \sigma^2 \text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})''_{\theta\theta},$$

$$\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})''_{\theta\theta} \leq 4 (p+1)^{1/2} N^3 (r+m)^2 \|DD^T\| \text{Sp} (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

$$V_* \doteq V(z_*).$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО дано в приложении, раздел 8.11.

Следствие. В случае $\sigma \rightarrow 0$ предельные значения асимптотических дисперсий оценок ВИ, ОР, М определяются первыми слагаемым в формулах (2) утверждений теорем 4, 5:

$$\text{cov } L^{1/2}(\theta_L - \theta_*) \xrightarrow{L \rightarrow \infty} \sigma^2 (\mathbf{M} J_1'')^{-1}, \quad \sigma \rightarrow 0,$$

где для оценок ВИ

$$\mathbf{M} J_1'' \xrightarrow{\sigma \rightarrow 0} \mathbf{M} D^T V_*^T C V_* D, \quad (40)$$

для оценок ОР

$$\mathbf{M} J_1'' \xrightarrow{\sigma \rightarrow 0} \mathbf{M} D^T V_{\text{OR}*}^T C_{\text{OR}} V_{\text{OR}*} D, \quad (41)$$

и для оценок М

$$\mathbf{M} J_1'' \xrightarrow{\sigma \rightarrow 0} \mathbf{M} D^T V_*^T C_{\text{OR}} V_* D. \quad (42)$$

5 Распределение оценок при возмущениях малой амплитуды (предельный случай $\sigma \rightarrow 0$)

Получим предельные значения дисперсий оценок (40), (41), (42) другим способом, применяя теорему о неявной функции.

Пусть \check{z} — наблюдение траектории. Оценка параметров $\theta \doteq \theta_1$ (17) определяется из уравнения

$$J'_\theta(\check{z}, \theta) = 0, \quad (43)$$

где J'_θ обозначает частную производную J по θ . С учетом того, что все необходимые производные существуют (см. раздел 8.10.2), уравнение (43) задает неявную функцию

$$\theta(\check{z}) = \theta_0 + \Delta\theta(\Delta z) + \Delta^2\theta(\Delta z) + \dots$$

$$\Delta z \doteq \check{z} - z_0, \quad J'_\theta(z_0, \theta_0) = 0. \quad (44)$$

При малых отклонениях наблюдений \check{z} от опорной точки z_0 оценка θ будет мало отклоняться от значения $\theta_0 \doteq \theta(z_0)$. Если отклонения Δz носят стохастический характер, можно описать распределение оценки θ , отталкиваясь от известного распределения наблюдений \check{z} .

Разложим левую часть уравнения (43) в ряд Тейлора относительно точки (z_0, θ_0) :

$$J'_\theta(\check{z}, \theta) = J'_\theta(z_0, \theta_0) + J''_{\theta z}(z_0, \theta_0)\Delta z + J''_{\theta\theta}(z_0, \theta_0)\Delta\theta + O_{z,\theta,2},$$

где обозначено

$$O_{z,\theta,2} \doteq O(\|\Delta z\|^2) + O(\|\Delta\theta\|^2).$$

Учитывая (43), (44), получаем

$$J''_{\theta z}(z_0, \theta_0)\Delta z + J''_{\theta\theta}(z_0, \theta_0)\Delta\theta + O_{z,\theta,2} = 0,$$

откуда

$$\Delta\theta = - (J''_{\theta\theta})^{-1} J''_{\theta z}\Delta z + O_{z,\theta,2}. \quad (45)$$

Будем считать Δz случайной величиной, распределенной в окрестности нуля с нулевым мат. ожиданием и дисперсией $\sigma^2 I$. Пусть носитель распределения \check{z} имеет конечный диаметр не больше $c \cdot \sigma$, где c — некоторая константа.

Проведем сравнение $\Delta\theta$ с нормированным уклонением из условия теоремы 4:

$$\Delta\theta_L \doteq L^{1/2}(\theta_L - \theta_*). \quad (46)$$

Утверждение 4. Для оценок ВИ, М, ОР уклонение $\Delta\theta$ (45) в пределе $\sigma \rightarrow 0$ и уклонение $\Delta\theta_L$ (46) в пределе $L \rightarrow \infty$ имеют одинаковую дисперсию

$$D_{\Delta\theta} \doteq \sigma^2 Q_*^{-1},$$

где для оценок ВИ

$$Q_* = D^T V_*^T C V_* D,$$

для модифицированных оценок (М)

$$Q_* = D^T V_*^T C_{\text{OR}} V_* D,$$

и для оценок ОР

$$Q_* = D^T V_{\text{OR}*}^T C_{\text{OR}} V_{\text{OR}*} D.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) В случае оценок ВИ используем выражения для производных J'_θ , $J''_{\theta\theta}$ (лемма 3, приложение, раздел 8.10.2):

$$J = \check{z}^T G^T C G \check{z},$$

$$J'_\theta = (\theta^T D^T + d^T) \check{V}^T C \hat{V} D = z^T G^T C \hat{V} D$$

$$\Rightarrow J''_{\theta z} = \frac{\partial J''_{\theta}}{\partial z} = D^T \widehat{V}^T C G, \quad (47)$$

$$J''_{\theta\theta} = D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D + O_{z,1}, \quad O_{z,k} \doteq O(\|\Delta z\|^k). \quad (48)$$

Производные берутся в точках z_0, θ_0 , и сглаженное значение траектории \widehat{z} понимается как проекция \check{z} на пространство траекторий модели с параметрами θ_0 .

Подставляя (47), (48) в (45), получим зависимость $\Delta\theta(\Delta z)$:

$$\begin{aligned} \Delta\theta &= - \left(D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D + O_{z,1} \right)^{-1} D^T \widehat{V}^T C G \Delta z + O_{z,2} = \\ &= - \left(D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D \right)^{-1} D^T \widehat{V}^T C G \Delta z + O_{z,2}. \end{aligned}$$

Вычислим дисперсию $\Delta\theta$:

$$\begin{aligned} D_{\Delta\theta} &= \mathbf{M} \Delta\theta \Delta\theta^T = \\ &= \mathbf{M} \left\{ \left(D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D \right)^{-1} D^T \widehat{V}^T C G (\Delta z \Delta z^T) \times \right. \\ &\quad \left. \times G^T C \widehat{V} D \left(D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D \right)^{-1} \right\} + O_{z,3} = \\ &= \sigma^2 \widehat{Q}^{-1} + O_{z,3}, \quad (49) \\ \widehat{Q} &\doteq D^T \widehat{V}^T C \widehat{V} D. \end{aligned}$$

2) Асимптотическое по $L \rightarrow \infty$ выражение для дисперсии уклонения $\Delta\theta_L$ (46) согласно теореме 4 имеет вид:

$$\begin{aligned} D_{\Delta\theta_L} &\doteq \text{cov} L^{1/2}(\theta_L - \theta^*) \rightarrow \\ &\rightarrow (Q_*)^{-1} (\sigma^2 Q_* + \sigma^2 D^T X^T X D) (Q_*)^{-1} = \\ &= \sigma^2 Q_*^{-1} + O_{z,4}, \quad (50) \\ Q_* &\doteq D^T V_*^T C V_* D. \end{aligned}$$

Сравним выражения (49) и (50).

Рассмотрим предельный случай возмущений малой амплитуды $\sigma \rightarrow 0$ ($\|\Delta z\| \rightarrow 0$) при условии $z_0 = z_*, \theta_0 = \theta_*$. Интуитивно понятно, что при $\|\Delta z\| \rightarrow 0$ оценка траектории \widehat{z} сходится к значению z_* , и соответственно, $\widehat{Q} \rightarrow Q_*$. Здесь важно убедиться, что разность между $\sigma^2 \widehat{Q}^{-1}$ и $\sigma^2 Q_*^{-1}$ имеет

порядок величины не больше остатка $O_{z,3}$ в формуле (49). Действительно, из разложения $\|\check{z} - z_*\|^2 = \|\hat{z} - z_*\|^2 + \|\check{z} - \hat{z}\|^2$ следует $\|\hat{z} - z_*\| < \|\check{z} - z_*\| = \|\Delta z\|$. Значит, $\|\hat{V} - V_*\| = O_{z,1}$, и в силу равенства

$$\begin{aligned} \hat{Q} - Q_* &= \\ &= (\hat{V} - V_*)^T C (\hat{V} - V_*) + \\ &+ V_*^T C (\hat{V} - V_*) + (\hat{V} - V_*)^T C V_* \end{aligned}$$

получаем

$$\hat{Q} - Q_* = O_{z,1}.$$

Далее,

$$\hat{Q}^{-1} - Q_*^{-1} = -Q_*^{-1} (\hat{Q} - Q_*) Q_*^{-1} + O(\|\hat{Q} - Q_*\|^2) = O(\|\hat{Q} - Q_*\|) = O_{z,1}.$$

Следовательно,

$$\sigma^2 \hat{Q}^{-1} - \sigma^2 Q_*^{-1} = O_{z,3}.$$

Значит, уклонение $\Delta\theta$ (45) в пределе $\sigma \rightarrow 0$ и уклонение $\Delta\theta_L$ (46) в пределе $L \rightarrow \infty$ имеют одну и ту же дисперсию

$$D_{\Delta\theta} \doteq \sigma^2 Q_*^{-1}, \quad Q_* = D^T V_*^T C V_* D.$$

3) Для оценок ОР все выражения остаются в силе с заменой G на G_{OR} , C на C_{OR} и V на V_{OR} :

$$Q_* = D^T V_{\text{OR}*}^T C_{\text{OR}} V_{\text{OR}*} D.$$

4) Для модифицированных оценок вместо леммы 3 следует использовать лемму 6 (приложение, раздел 8.11).

Утверждение доказано.

6 Системы без свойства управляемости в задачах отделения трендов

Особенностью систем без свойства управляемости является наличие неуправляемых свободных движений. Оценка параметров и траекторий неуправляемых движений может быть осуществлена методами орторегрессионного типа.

Здесь будет показано, что неуправляемые системы возникают, в частности, в задачах отделения трендов от сигналов линейных динамических объектов. Трендами называем аддитивные составляющие, описываемые линейными разностными уравнениями, отличающимися от уравнений объекта. Тренды представляют собой детерминированные сигналы и играют роль возмущений нестохастического характера. Отделить тренд значит вычислить начальные условия и параметры уравнения тренда исходя из предъявленных измерений суммы тренда и полезного сигнала. Начальные значения полезного сигнала также подлежат вычислению. Если не все параметры системы известны, можно говорить о совместной оценке неизвестных параметров и начальных условий тренда и полезного сигнала, объединяя их в одну новую систему. Будет показано, что такие объединенные системы неуправляемы.

6.1 Разделение тренда и сигналов системы

Рассмотрим объект с траекториями z , описываемыми системой уравнений

$$Gz = 0, \quad (51)$$

и сигнал тренда ε :

$$F\varepsilon = 0. \quad (52)$$

Пусть наблюдаемой величиной является сумма \check{z} сигналов объекта и тренда:

$$\check{z} = z + \varepsilon.$$

Запишем уравнения для сигналов объекта и тренда в виде системы

$$\begin{cases} \check{z} = (I, I) \begin{bmatrix} z \\ \varepsilon \end{bmatrix}, \\ \begin{pmatrix} G & 0 \\ 0 & F \end{pmatrix} \begin{bmatrix} z \\ \varepsilon \end{bmatrix} = 0, \end{cases} \quad (53)$$

или, введя обозначения

$$P \doteq \begin{pmatrix} G & 0 \\ 0 & F \end{pmatrix}, \quad N \doteq (I, I), \quad x \doteq \begin{bmatrix} z \\ \varepsilon \end{bmatrix},$$

получим систему

$$\begin{cases} \check{z} = Nx, \\ Px = 0. \end{cases} \quad (54)$$

Задача. По наблюдению \check{z} при известных матрицах N, P восстановить x .

Если задача вычисления x по предъявленному \check{z} имеет единственное решение, будем говорить, что сигналы тренда ε и объекта z разделяемы.

6.2 Условия разделяемости

Получим условия разделяемости в виде условий на матрицы N, P .

Пусть наблюдение \check{z} не содержит ошибок и точно удовлетворяет системе (54) при некотором x (противоположный случай рассмотрен ниже в разделе 6.4). Условие $Px = 0$ равносильно выполнению равенства $x = P_{\perp}\chi$ при некотором χ , и вычисление x сводится к вычислению χ . Из первого уравнения системы (54) получаем

$$\check{z} = NP_{\perp}\chi,$$

откуда следует искомое условие на матрицы N, P_{\perp} :

Предложение 2. *Задача вычисления сигналов x по наблюдениям \check{z} имеет единственное решение тогда и только тогда, когда столбцы матрицы NP_{\perp} линейно независимы:*

$$\ker NP_{\perp} = 0.$$

Утверждение 5. *Следующие условия единственности равносильны:*

$$\ker NP_{\perp} = 0, \quad (55)$$

$$\ker (G_{\perp}, F_{\perp}) = 0, \quad (56)$$

$$\ker \begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix} = 0, \quad (57)$$

$$\ker F \cap \ker G = 0. \quad (58)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Равносильность (55) и (56) вытекает из определений:

$$P_{\perp} \doteq \begin{pmatrix} G_{\perp} & 0 \\ 0 & F_{\perp} \end{pmatrix}, \quad NP_{\perp} = (G_{\perp}, F_{\perp}).$$

2) Для доказательства равносильности (55) и (58), установим равносильность противоположных утверждений:

$$\ker NP_{\perp} \neq 0 \Leftrightarrow \ker F \cap \ker G \neq 0.$$

Переформулируем последнее утверждение, используя определение (12) и равносильность (55) и (56):

$$\ker (G_{\perp}, F_{\perp}) \neq 0 \Leftrightarrow \operatorname{im} G_{\perp} \cap \operatorname{im} F_{\perp} \neq 0.$$

Для доказательства этого соотношения заметим, что $\ker (G_{\perp}, F_{\perp}) \neq 0$ значит $G_{\perp}x = F_{\perp}y \doteq z$ для некоторых x, y , то есть $\operatorname{im} G_{\perp}$ и $\operatorname{im} F_{\perp}$ имеют общий элемент z . Обратно, если $z \in \operatorname{im} G_{\perp} \cap \operatorname{im} F_{\perp} \neq 0$, то $z = G_{\perp}x = F_{\perp}y$ для некоторых x, y , следовательно, $\ker (G_{\perp}, F_{\perp}) \neq 0$. Тем самым, равносильность (55) и (58) доказана.

3) Установим равносильность (57) и (56). От противного,

$$\begin{aligned} \ker \begin{pmatrix} P \\ N \end{pmatrix} \neq 0 &\Leftrightarrow \exists x \neq 0 \begin{cases} Px = 0, \\ Nx = 0, \end{cases} \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \begin{cases} x \in P_{\perp}, \\ x \in N_{\perp}, \end{cases} &\Leftrightarrow x = P_{\perp}\chi = N_{\perp}\omega \Leftrightarrow \ker (P_{\perp}, N_{\perp}) \neq 0. \end{aligned}$$

Утверждение доказано.

Отметим, что разделяемость сигналов тренда и системы равносильна нулевому пересечению многообразий трендов и траекторий системы ($\ker F \cap \ker G = 0$).

6.2.1 Условие нулевого пересечения многообразий динамических траекторий

Рассмотрим случай, когда системы (51), (52) описывают многообразия динамических траекторий. Это значит, что матрицы F и G имеют теплицев вид (5) и соответствуют разностным уравнениям вида (1).

Пусть, в согласии с формой записи (9),

$$G = \gamma(s) \otimes E, \quad F = \phi(s) \otimes E. \quad (59)$$

Утверждение 6. Условие $\ker F \cap \ker G = 0$ равносильно тому, что каноническая форма $\operatorname{Sm} \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix}$ для всех s имеет линейно независимые столбцы:

$$\forall s \in \mathbb{R} \quad \ker \operatorname{Sm} \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix} = 0. \quad (60)$$

Последнее равносильно тому, что $\text{Sm} \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix}$ состоит только из нулей и единиц и является “вертикальной” (число строк \geq числа столбцов).

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Как несложно увидеть,

$$\ker F \cap \ker G = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \ker \begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix} = 0.$$

Далее,

$$\begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma(s) \otimes E \\ \phi(s) \otimes E \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix} \otimes E.$$

Следовательно, $\ker \begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix} = 0$ означает, что система (1), соответствующая составной матрице $\gamma_\theta(s) \doteq \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix}$, имеет только нулевые траектории. По-

следнее равносильно тому, что каноническая форма $\text{Sm} \begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi(s) \end{pmatrix}$ для всех s имеет линейно независимые столбцы, или (равносильно) состоит только из нулей и единиц и является “вертикальной” (число строк \geq числа столбцов) (см. раздел 1.2).

Утверждение доказано.

6.3 Восстановление сигналов (фильтрация тренда) при известных параметрах системы и точно известном суммарном сигнале

Запишем систему (53) в равносильном виде

$$\begin{cases} \check{z} = z + \varepsilon, \\ z = G_\perp w, \\ \varepsilon = F_\perp e. \end{cases} \quad (61)$$

При известном суммарном сигнале \check{z} и известных матрицах G_\perp , F_\perp нужно восстановить значения слагаемых z , ε (или w , e). Это задача косого проецирования \check{z} на направления $\text{im } G_\perp$, $\text{im } F_\perp$, или разложения \check{z} в сумму

$$\check{z} = G_\perp w + F_\perp e. \quad (62)$$

Решение дается формулой (75):

$$F_{\perp}e = F_{\perp} \left(F_{\perp}^T \overline{G_{\perp}} \overline{G_{\perp}}^T F_{\perp} \right)^{-1} F_{\perp}^T \overline{G_{\perp}} \overline{G_{\perp}}^T \check{z},$$

$$G_{\perp}w = \check{z} - F_{\perp}e$$

(см. приложение, раздел 8.2).

В силу соотношения 4 в предложении 1, предыдущее выражение можно переписать в виде

$$F_{\perp}e = F_{\perp} (F_{\perp}^T G^T G F_{\perp})^{-1} F_{\perp}^T G^T G \check{z}. \quad (63)$$

Операция обращения выполнима при условии $\ker GF_{\perp} = 0$.

Предложение. (56), (57) $\Rightarrow \ker GF_{\perp} = 0$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Согласно определению символа \ker , имеем

$$\ker A = 0, \quad \ker B = 0 \quad \Rightarrow \quad \ker AB = 0. \quad (64)$$

Далее положим $A = \begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix}$, $B = (G_{\perp}, F_{\perp})$. Тогда

$$AB = \begin{pmatrix} G \\ F \end{pmatrix} (G_{\perp}, F_{\perp}) = \begin{pmatrix} 0 & GF_{\perp} \\ FG_{\perp} & 0 \end{pmatrix}.$$

Ввиду (56), (57) и (64),

$$\ker \begin{pmatrix} 0 & GF_{\perp} \\ FG_{\perp} & 0 \end{pmatrix} = 0,$$

тогда $\ker GF_{\perp} = 0$.

Предложение доказано.

Несложно увидеть, что все матрицы и произведения, входящие в формулу (63), имеют простую структуру, и вычисления легко выполнимы практически для любых размерностей вектора \check{z} (см. пример в разделе 6.6).

6.4 Восстановление сигналов, если суммарный сигнал известен неточно

Пусть наблюдение \check{z} содержит аддитивные ошибки и не удовлетворяет системе (54). Рассмотрим задачу восстановления x по неточным измерениям

\check{z} посредством условной минимизации квадратичной функции потерь

$$\begin{cases} J(x) = \|\check{z} - Nx\|^2, \\ Px = 0. \end{cases} \quad (65)$$

Введем строку множителей Лагранжа λ и запишем необходимое условие минимума в виде равенства нулю производных по x и по λ расширенной функции потерь

$$\begin{cases} J^* = \|\check{z} - Nx\|^2 + \lambda Px, \\ J_x^* = 2(\check{z} - Nx)^T N + \lambda P = 0, \\ J_\lambda^* = Px = 0. \end{cases} \quad (66)$$

Умножая обе части первого уравнения системы (66) справа на P_\perp , получим равенство

$$(\check{z} - Nx)^T NP_\perp = 0,$$

откуда следует

$$P_\perp^T N^T Nx = P_\perp^T N^T \check{z}.$$

Записав второе уравнение системы (66) в виде $x = P_\perp \chi$, получим

$$P_\perp^T N^T NP_\perp \chi = P_\perp^T N^T \check{z}. \quad (67)$$

Однозначное вычисление величин χ и x из последнего уравнения возможно тогда и только тогда, когда матрица $P_\perp^T N^T NP_\perp$ обратима, что равносильно линейной независимости столбцов NP_\perp .

Таким образом, предложение 2 и утверждение 5 остаются в силе и в случае восстановления x по неточным измерениям \check{z} посредством условной минимизации квадратичной функции потерь (65).

Обозначим \hat{z} отфильтрованное значение (оценку) суммарного сигнала \check{z} , полученную по формулам (65), (67):

$$\hat{z} = Nx = NP_\perp \chi = NP_\perp (P_\perp^T N^T NP_\perp)^{-1} P_\perp^T N^T \check{z}.$$

Заметим, что столбцы матрицы $NP_\perp \doteq \Sigma_\perp$ являются базисом многообразия решений суммарной системы (сигнал плюс тренд). Как показано в следующем разделе 6.5, для суммарной системы всегда существует матрица Σ описания с клеточно-теплицевой структурой:

$$\ker \Sigma = \text{im } \Sigma_\perp = \text{im } NP_\perp.$$

Тогда

$$\hat{z} = \left(I - \Sigma^T (\Sigma \Sigma^T)^{-1} \Sigma \right) \check{z},$$

где

$$\Pi \doteq I - \Sigma^T (\Sigma \Sigma^T)^{-1} \Sigma$$

есть матрица проектора на подпространство $\text{im } \Sigma_{\perp}$. Устойчивые алгоритмы вычисления проекции \hat{z} для клеточно-теплицевых матриц Σ описаны в [3]. Сложность программной реализации обсуждалась в [11].

Проекция \hat{z} по построению точно удовлетворяет системе уравнений (54). Поэтому для отфильтрованного значения \hat{z} суммарного сигнала \check{z} верны формулы восстановления тренда (62), (63) с заменой \check{z} на \hat{z} .

6.5 Описания суммарных систем

Пусть G, F — матрицы системы (53).

1. Множество решений $\mathcal{N}_{\Sigma} \doteq \{\check{z} = z + \varepsilon\}$ представимо в виде суммы

$$\mathcal{N}_{\Sigma} = \ker F + \ker G.$$

Описанием для \mathcal{N}_{Σ} по определению является матрица Σ , строки которой образуют базис подпространства $\overline{\ker F + \ker G}$ (см. раздел 1.1):

$$\text{spanr } \Sigma = \overline{\ker F + \ker G} = \overline{\ker F} \cap \overline{\ker G} = \text{spanr } F \cap \text{spanr } G. \quad (68)$$

2. Пусть G, F — клеточно-теплицевые матрицы. Покажем, что в этом случае суммарное множество $\mathcal{N}_{\Sigma} = \ker F + \ker G$ всегда можно описать некоторой системой уравнений с клеточно-теплицевой матрицей.

Утверждение 7. *Суммарное многообразие $\mathcal{N}_{\Sigma} = \ker F + \ker G$ является множеством решений некоторой стационарной динамической системы с клеточно-теплицевой матрицей Σ :*

$$\ker \Sigma = \mathcal{N}_{\Sigma}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Нужно показать, что подпространство $\text{spanr } F \cap \text{spanr } G$ имеет базис с клеточно-теплицевой структурой. Пусть G_i и F_j — клеточные строки матриц G и F , и пусть h — группа строк (клеточная строка) из пересечения $\text{spanr } F \cap \text{spanr } G$:

$$h = \sum \lambda_i G_i = \sum \mu_j F_j. \quad (69)$$

Клеточно-теплицевость G и F означает, что $\hat{s}G_i = G_{i+1}$, $\hat{s}F_i = F_{i+1}$, где \hat{s} — оператор сдвига. Следовательно, клеточная строка

$$\hat{s}h = \sum \lambda_i G_{i+1} = \sum \mu_i F_{i+1} \quad (70)$$

принадлежит пересечению вместе с h . В силу произвольности h заключаем, что пересечение $\text{spanr } F \cap \text{spanr } G$ имеет базис с клеточно-теплицевой структурой.

Если в разложениях (69) номер i принимает наибольшее значение, равное числу клеточных строк G или F , то запись G_{i+1} или F_{i+1} теряет смысл. В этом случае следует заменить h на строку $\hat{s}^{-1}h$. Если в разложениях (69) номер i принимает значение $i = 1$, так что запись $\hat{s}^{-1}h$ теряет смысл, то следует h разложить в сумму $h = h_0 + \hat{s}h_1$, используя клеточные строки h_0 , h_1 , для которых запись (70) имеет смысл, и рассматривать для включения в базис вместо h клеточные строки h_0 , h_1 .

Утверждение доказано.

3. Для клеточно-теплицевых матриц F , G , Σ выразим соотношение (68) через образующие многочленные матрицы.

Утверждение 8. Пусть G , F — клеточно-теплицевые матрицы (см. (9)):

$$G \doteq \gamma \otimes E, \quad \gamma \in \mathbb{R}^{r \times t}[s],$$

$$F \doteq \varphi \otimes E, \quad \varphi \in \mathbb{R}^{q \times t}[s].$$

Тогда

1) существует клеточно-теплицевая матрица Σ :

$$\ker \Sigma = \ker F + \ker G,$$

$$\Sigma \doteq \sigma \otimes E, \quad \sigma \in \mathbb{R}^{k \times t}[s];$$

2) строки многочленной матрицы $\sigma(s)$ являются базисом пересечения линейных оболочек многочленных строк матриц $\varphi(s)$, $\alpha(s)$:

$$\text{spanr } \sigma(s) = \text{spanr } \varphi(s) \cap \text{spanr } \alpha(s);$$

3) $k \leq \min \{q, r\}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) См. утверждение 7. 2) В силу соотношения (68),

$$\begin{aligned} \text{spanr } \Sigma &= (\text{spanr } \varphi(s) \otimes E) \cap (\text{spanr } \alpha(s) \otimes E) = \\ &= (\text{spanr } \varphi(s) \cap \text{spanr } \alpha(s)) \otimes E. \end{aligned}$$

Тогда

$$\text{spanr } \sigma(s) = \text{spanr } \varphi(s) \cap \text{spanr } \alpha(s). \quad (71)$$

3) Соотношение $k \leq \min \{q, r\}$ следует из (71).

Утверждение доказано.

Соотношение (71) показывает, что строки образующей многочленной матрицы $\sigma(s)$ образуют базис пересечения линейных оболочек строк многочленных матриц $\varphi(s)$ и $\alpha(s)$. Это соотношение является основным для построения описаний суммарных систем.

Примеры построения описаний суммарных систем приведены в приложении, раздел 8.3.

Суммарные системы неуправляемы

Примеры описаний суммарных систем из приложения, раздел 8.3, являются иллюстрацией к следующему утверждению.

Теорема 6. Пусть

$$\begin{aligned} G &\doteq \gamma \otimes E, & \gamma &\in \mathbb{R}^{1 \times t}[s], \\ F &\doteq \varphi \otimes E & \varphi &\in \mathbb{R}^{q \times t}[s], \end{aligned}$$

и существует описание $\Sigma \neq 0$ для суммарного многообразия

$$\ker G + \ker F = \ker \Sigma.$$

Тогда

- 1) $\Sigma = \sigma \otimes E$, $\sigma \in \mathbb{R}^{k \times t}[s]$, $k = 1$;
- 2) многочленная матрица σ разлагается в произведение

$$\sigma = \mu \gamma, \quad \mu \in \mathbb{R}[s],$$

то есть суммарная система Σ неуправляема в смысле предложения 5.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) См. утверждение 8. 2) Согласно утверждению 8,

$$\sigma \subseteq \text{spanr } \gamma \cap \text{spanr } \varphi.$$

Пересечение $\text{span} \gamma \cap \text{span} \varphi$ образовано многочленными строками из некоторого множества

$$\rho\gamma, \quad \rho \in P \subset \mathbb{R}[s].$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} \sigma &= \mu\gamma, & \mu &\in M \subset \mathbb{R}[s], \\ & & M &\subseteq P. \end{aligned}$$

Отсюда следует утверждение теоремы.

6.6 Примеры задач восстановления тренда

1. Рассмотрим пространство траекторий из 5 отсчетов $\check{z} \in \mathbb{R}^5$. В системе (53) примем

$$\begin{aligned} G &= \left(\begin{array}{ccc|cc} a & -1 & 0 & b & 0 \\ 0 & a & -1 & 0 & b \end{array} \right) = (\alpha(s), \beta(s)) \otimes E, \\ & \alpha(s) = a - s, & \beta(s) &= b, \end{aligned}$$

тогда запись (1) имеет вид

$$y_{k+1} - ay_k = by_k, \quad k = 1, 2.$$

Рассмотрим три варианта описания трендов:

$$F_1 = \left(\begin{array}{ccc|cc} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{array} \right) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix} \otimes E,$$

$$\varphi(s) = 1 - s,$$

$$F_2 = \left(\begin{array}{ccc|cc} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right) = \begin{pmatrix} \varphi(s) & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \otimes E,$$

$$F_3 = \left(\begin{array}{ccc|cc} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{array} \right) = \begin{pmatrix} \varphi(s) & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix} \otimes E.$$

Как показано в приложении (раздел 8.1), все три варианта соответствуют одному и тому же суммарному многообразию траекторий тренд плюс полезный сигнал.

Выпишем матрицы базисов правых нуль-пространств:

$$G_{\perp} = \left(\begin{array}{c|cc} 1 & 0 & 0 \\ a & b & 0 \\ \hline a^2 & ab & b \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{array} \right),$$

$$F_{1\perp} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \frac{0}{1} \\ 1 \end{pmatrix}, \quad F_{2\perp} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \frac{1}{0} \\ 0 \end{pmatrix}, \quad F_{3\perp} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ \frac{1}{0} & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Проверим условия единственности восстановления тренда согласно (60):

$$\begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi_1(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha(s) & \beta(s) \\ 1 & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix},$$

$$\text{Sm} \begin{pmatrix} \alpha(s) & \beta(s) \\ 1 & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma(s) \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \sigma(s) = \text{НОД}(M_1, M_2, M_3),$$

$$M_1 \doteq \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \varphi \end{vmatrix}, \quad M_2 \doteq \begin{vmatrix} \alpha & \beta \\ 0 & \varphi \end{vmatrix}, \quad M_3 \doteq \begin{vmatrix} \alpha & \beta \\ 1 & 0 \end{vmatrix},$$

$$\Rightarrow \sigma(s) = \text{НОД}(\varphi, \alpha\varphi, \beta) = 1.$$

Условие (60) выполнено, следовательно, тренд с описанием F_1 отделяем.

Похожим образом проверяется отделяемость тренда с описанием F_2 (опущено).

Проверим условие отделяемости (56) для описаний F_1, F_2 . Пусть “ \sim ” обозначает какую-либо последовательность операций перестановки строк и

столбцов матрицы.

$$(G_{\perp}, F_{1\perp}) = \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 0 & & & \\ a & b & 0 & 0 & & & \\ \hline a^2 & ab & b & 0 & & & \\ 0 & 1 & 0 & 1 & & & \\ 0 & 0 & 1 & 1 & & & \end{array} \right) \sim \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & & & & & & 0 \\ * & b & & & & & \\ * & * & b & & & & \\ * & * & * & 1 & & & \\ * & * & * & * & & & \end{array} \right),$$

очевидно, при $b \neq 0$ столбцы $(G_{\perp}, F_{1\perp})$ линейно независимы, и $\ker(G_{\perp}, F_{1\perp}) = 0$, условие (56) выполнено.

Далее,

$$(G_{\perp}, F_{2\perp}) = \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & & & \\ a & b & 0 & 1 & & & \\ \hline a^2 & ab & b & 1 & & & \\ 0 & 1 & 0 & 0 & & & \\ 0 & 0 & 1 & 0 & & & \end{array} \right) \sim \left(\begin{array}{ccc|ccc} * & * & * & * & * & & \\ \hline 1 & 1 & * & * & & & \\ a & 1 & * & * & & & \\ \hline 0 & 0 & 1 & 0 & & & \\ 0 & 0 & 0 & 1 & & & \end{array} \right).$$

При $a \neq 1$ подматрица $\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ a & 1 \end{pmatrix}$ неособенная, следовательно, столбцы $(G_{\perp}, F_{2\perp})$ линейно независимы, и $\ker(G_{\perp}, F_{2\perp}) = 0$, условие (56) выполнено.

Покажем, что тренд с описанием F_3 не отделяем. Действительно,

$$\begin{pmatrix} \gamma(s) \\ \phi_3(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha(s) & \beta(s) \\ \varphi(s) & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix},$$

$$\text{Sm} \begin{pmatrix} \alpha(s) & \beta(s) \\ \varphi(s) & 0 \\ 0 & \varphi(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma_3(s) \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \sigma_3(s) = \text{НОД}(M_1, M_2, M_3),$$

$$M_1 \doteq \begin{vmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \varphi \end{vmatrix}, \quad M_2 \doteq \begin{vmatrix} \alpha & \beta \\ 0 & \varphi \end{vmatrix}, \quad M_3 \doteq \begin{vmatrix} \alpha & \beta \\ \varphi & 0 \end{vmatrix},$$

$$\Rightarrow \sigma_3(s) = \text{НОД}(\varphi^2, \alpha\varphi, \beta\varphi) = \varphi.$$

Условие (60) не выполнено, следовательно, тренд с описанием F_3 не отделяем.

Для описания F_3 убедимся также в нарушении условия (56):

$$(G_{\perp}, F_{3\perp}) = \left(\begin{array}{ccc|cc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a & b & 0 & 1 & 0 \\ \hline a^2 & ab & b & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \end{array} \right), \quad x \doteq \begin{pmatrix} \left(\frac{b}{1-a}\right) \\ 1 \\ 1 \\ -\left(\frac{b}{1-a}\right) \\ -1 \end{pmatrix},$$

(см. пример к утверждению 9, приложение, раздел 8.1).

$$(G_{\perp}, F_{3\perp})x = 0 \quad \Rightarrow \quad \ker(G_{\perp}, F_{3\perp}) \neq 0,$$

условие (56) нарушено.

Для систем с описаниями трендов F_1, F_2 выпишем формулы (63) восстановления трендов:

$$F_{(1,2)\perp}e = F_{(1,2)\perp} \left(F_{(1,2)\perp}^T G^T G F_{(1,2)\perp} \right)^{-1} F_{(1,2)\perp}^T G^T G \check{z},$$

$$GF_{1\perp} = \left(\begin{array}{ccc|cc} a & -1 & 0 & b & 0 \\ 0 & a & -1 & 0 & b \end{array} \right) \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \frac{1}{1} \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b \\ b \end{pmatrix},$$

$$GF_{2\perp} = \left(\begin{array}{ccc|cc} a & -1 & 0 & b & 0 \\ 0 & a & -1 & 0 & b \end{array} \right) \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \frac{1}{0} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a-1 \\ a-1 \end{pmatrix},$$

$$\Rightarrow F_{1\perp}e = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \frac{1}{1} \\ 1 \end{pmatrix} \frac{1}{2b^2} \begin{pmatrix} b & b \end{pmatrix} G \check{z},$$

$$\Rightarrow F_{2\perp}e = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \frac{1}{0} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \frac{1}{2(a-1)^2} \begin{pmatrix} a-1 & a-1 \end{pmatrix} G\check{z}.$$

Ввиду клеточно-теплицевой структуры матрицы G , невязка $G\check{z}$ может вычисляться рекуррентно по мере поступления новых отсчетов \check{z} .

Полученные выражения для трендов $F_{1\perp}e$ и $F_{2\perp}e$ показывают, что в первом случае отделяется тренд (постоянная составляющая) в сигнале выхода y , а во втором случае — тренд в сигнале входа u . Нарушение условий отделяемости трендов с описанием F_3 означает невозможность однозначного отделения постоянных составляющих одновременно на входе и на выходе.

2. Пусть параметры a, b уравнения системы неизвестны.

Задача. По наблюдениям $\check{z} = z + \varepsilon$ суммарного сигнала системы (53) вычислить вектор параметров $\theta = (a; b)$, траекторию z и тренд ε .

Увеличим размерность пространства траекторий: $\check{z} \in \mathbb{R}^9$. Тогда

$$G = \left(\begin{array}{ccc|cc} a & -1 & & 0 & b & 0 \\ & a & -1 & & b & \\ & & a & -1 & & b \\ 0 & & & a & -1 & 0 \\ & & & & & b \end{array} \right).$$

Будем считать, что постоянная составляющая тренда присутствует только на выходе системы:

$$F\varepsilon = 0,$$

$$F = F_2 = \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & -1 & & 0 & & \\ & 1 & -1 & & & 0 \\ & & 1 & -1 & & \\ \hline 0 & & & 1 & -1 & \\ & & & & & 1 & 0 \\ & & 0 & & & 1 & \\ & & & & & 0 & 1 \end{array} \right).$$

Построим матрицу Σ описания суммарной системы, следуя примеру Б раздела 8.3 в приложении:

$$\begin{aligned} \Sigma &= (\varphi\alpha, \varphi\beta) \otimes E = \\ &= \left(s^2 - (a+1)s + a, \quad b - bs \right) \otimes E = \\ &= \left(\begin{array}{ccc|ccc} a & -(a+1) & 1 & 0 & b & -b & 0 \\ & a & -(a+1) & 1 & & b & -b \\ 0 & & a & -(a+1) & 1 & 0 & b & -b \end{array} \right). \end{aligned}$$

Если наблюдения \check{z} содержат стохастические возмущения:

$$\check{z} = z + \varepsilon + \eta, \quad \eta \in \mathbf{N}(0, \sigma^2 I),$$

— можно поставить и решать задачу оценки параметров a, b орторегрессионными методами (раздел 1.3).

Если суммарный сигнал \check{z} известен точно ($\eta = 0$), вектор параметров $(a; b)$ вычисляется из переопределенной системы линейных уравнений

$$\begin{aligned} \Sigma \check{z} &= V\gamma = V \left(d + D \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} \right) = 0, \\ \check{z} &\doteq (\check{y}_1; \check{y}_2; \check{y}_3; \check{y}_4; \check{y}_5; \check{u}_1; \check{u}_2; \check{u}_3; \check{u}_4), \\ V &\doteq \left(\begin{array}{cc|cc|cc} \check{y}_1 & \check{u}_1 & \check{y}_2 & \check{u}_2 & \check{y}_3 & \check{u}_3 \\ \check{y}_2 & \check{u}_2 & \check{y}_3 & \check{u}_3 & \check{y}_4 & \check{u}_4 \\ \check{y}_3 & \check{u}_3 & \check{y}_4 & \check{u}_4 & \check{y}_5 & 0 \end{array} \right), \end{aligned} \tag{72}$$

$$\gamma = \begin{pmatrix} a \\ b \\ -(a+1) \\ -b \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ -1 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & 0 \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} \doteq d + D \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix}.$$

Решение имеет вид

$$\begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} = - (D^T V^T V D)^{-1} D^T V^T V d.$$

Постоянная составляющая тренда $\varepsilon = F_{2\perp}e$, как было показано выше, вычисляется из уравнения

$$F_{2\perp}e = F_{2\perp} (F_{2\perp}^T G^T G F_{2\perp})^{-1} F_{2\perp}^T G^T G \check{z},$$

$$GF_{2\perp} = \left(\begin{array}{ccc|cc} a & -1 & & 0 & b & 0 \\ & a & -1 & & & b \\ & & a & -1 & & b \\ 0 & & & a & -1 & 0 \\ & & & & & b \end{array} \right) \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ \frac{1}{0} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a-1 \\ a-1 \\ a-1 \\ a-1 \end{pmatrix},$$

$$\Rightarrow F_{2\perp}e = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ \frac{1}{0} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \frac{1}{4(a-1)^2} (a-1, a-1, a-1, a-1) G \check{z}.$$

3. Рассмотрим пример, в котором параметры объекта известны:

$$a = 0.99, \quad b = 1,$$

$$G = \begin{pmatrix} \alpha(s), & \beta(s) \end{pmatrix} \otimes E = \begin{pmatrix} 0.99 - s, & 1 \end{pmatrix} \otimes E =$$

$$= \left(\begin{array}{ccc|cc} 0.99 & -1 & & 1 & 0 \\ & 0.99 & -1 & & 1 \\ & & 0.99 & -1 & 1 \\ 0 & & & 0.99 & -1 \\ & & & & 1 \end{array} \right)$$

— и надлежит оценить параметры φ_0, φ_1 уравнения тренда:

$$\varphi(s) = \varphi_0 + \varphi_1 s + s^2,$$

$$F = \begin{pmatrix} \varphi(s) & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \otimes E = \left(\begin{array}{cccc|ccc} \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & 0 & & & \\ & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & & 0 \\ 0 & & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & \\ \hline & & & & & 1 & 0 \\ & & & & & & 1 \\ & 0 & & & & & \\ & & & & & 0 & 1 \end{array} \right).$$

Как и ранее, измерению доступен суммарный сигнал $\check{z} = z + \varepsilon$.

Задача. По наблюдениям $\check{z} = z + \varepsilon$ суммарного сигнала системы (53) вычислить вектор параметров уравнения тренда $\theta = (\varphi_0; \varphi_1)$, траекторию z и тренд ε .

Построим матрицу описания суммарной системы:

$$\begin{aligned} \Sigma &= (\varphi\alpha, \varphi\beta) \otimes E = \\ &= \left(0.99\varphi_0 + (0.99\varphi_1 - \varphi_0)s + (0.99 - \varphi_1)s^2 - s^3, \varphi_0 + \varphi_1s + s^2 \right) \otimes E = \\ &= \left(\begin{array}{cccc|cccc} 0.99\varphi_0 & (0.99\varphi_1 - \varphi_0) & (0.99 - \varphi_1) & -1 & 0 & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & 0 \\ 0 & 0.99\varphi_0 & (0.99\varphi_1 - \varphi_0) & (0.99 - \varphi_1) & -1 & 0 & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 \end{array} \right). \end{aligned}$$

Пусть суммарный сигнал \check{z} известен точно ($\eta = 0$). Тогда вектор параметров $\theta = (\varphi_0; \varphi_1)$ вычисляется из переопределенной системы линейных уравнений

$$\Sigma\check{z} = V\gamma = V \left(d + D \begin{pmatrix} \varphi_0 \\ \varphi_1 \end{pmatrix} \right) = 0,$$

с вектором наблюдений \check{z} и матрицей V (72). Выпишем вектор d и матрицу D :

$$\gamma = \begin{pmatrix} 0.99\varphi_0 \\ \varphi_0 \\ (0.99\varphi_1 - \varphi_0) \\ \varphi_1 \\ (0.99 - \varphi_1) \\ 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0.99 \\ 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.99 & 0 \\ 1 & 0 \\ -1 & 0.99 \\ 0 & 1 \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varphi_0 \\ \varphi_1 \end{pmatrix} \doteq d + D \begin{pmatrix} \varphi_0 \\ \varphi_1 \end{pmatrix}.$$

Решение имеет вид

$$\begin{pmatrix} \varphi_0 \\ \varphi_1 \end{pmatrix} = - (D^T V^T V D)^{-1} D^T V^T V d.$$

После восстановления параметров $(\varphi_0; \varphi_1)$ выписываются элементы формул отделения тренда:

$$G_{\perp} = \left(\begin{array}{cccc|cccc} 1 & 0 & & & & & & 0 \\ 0.99 & 1 & & & & & & \\ 0.99^2 & 0.99 & 1 & & & & & \\ 0.99^3 & 0.99^2 & 0.99 & 1 & & & & \\ 0.99^4 & 0.99^3 & 0.99^2 & 0.99 & 1 & & & \\ \hline 0 & 1 & & & & & & 0 \\ 0 & & & 1 & & & & \\ 0 & & & & & 1 & & \\ 0 & 0 & & & & & & 1 \end{array} \right), \quad F_{\perp} = \left(\begin{array}{cc} 1 & 1 \\ \rho & \mu \\ \rho^2 & \mu^2 \\ \rho^3 & \mu^3 \\ \rho^4 & \mu^4 \\ \hline 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{array} \right),$$

где ρ, μ — корни многочлена $\varphi(s) = \varphi_0 + \varphi_1 s + s^2$ (см. раздел 1.2).

Постоянная составляющая тренда $\varepsilon = F_{\perp} e$ вычисляется из уравнения

$$F_{\perp} e = F_{\perp} (F_{\perp}^T G^T G F_{\perp})^{-1} F_{\perp}^T G^T G \check{z}.$$

Заметим, что в данном примере все оцениваемые параметры сосредоточены в “неуправляемой” части φ описания суммарной системы:

$$(\varphi\alpha, \varphi\beta) = \varphi(\alpha, \beta).$$

Предположим, что наблюдения \check{z} содержат стохастические возмущения того или иного рода. Тогда значения φ_0, φ_1 вычисляются как предельные значения некоторой последовательности, построенной согласно бесконечно растущему объему измерительной выборки. Здесь возможны два случая:

1) число L траекторий \check{z} конечно, объем выборки определяется длиной траекторий $N \rightarrow \infty$;

2) длина траекторий N конечна, объем выборки определяется числом траекторий $L \rightarrow \infty$.

Если корни ρ, μ многочлена $\varphi(s)$ лежат внутри единичного круга ($|\rho| < 1, |\mu| < 1$), то в пределе $N \rightarrow \infty$ сигналы тренда, будучи экспоненциальными

траекториями (раздел 1.2), сходятся к нулю в средне-квадратическом:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \|\varepsilon\|^2 = 0.$$

Это делает невозможным оценку параметров φ_0 , φ_1 любым методом, предполагающим статистический предел 1-го рода ($N \rightarrow \infty$) (например, [20, 21, 22, 23]). Следовательно, статистически состоятельные оценки параметров φ_0 , φ_1 уравнения тренда могут быть получены только по траекториям конечной длины N . Это приводит к необходимости обратиться к методам 2-го рода, например, орторегрессионным (ОР, М, ВИ) при аддитивных ошибках измерений [3, 4, 5, 6, 7, 8, 11], или к линейному методу наименьших квадратов в случае возмущений в невязке уравнения.

7 Заключение

Для оценки параметров динамических систем в темпе реального процесса, при отслеживании меняющихся характеристик динамических объектов особую значимость приобретают методы идентификации по коротким записям участков переходных процессов. Состоятельное оценивание параметров в этих условиях возможно только совместно с оценкой начальных условий собственных однородных движений объекта. Оценки получаются минимизацией нелинейной функции потерь. Среди большого разнообразия подходов к решению задач этого типа особое место занимают орторегрессионные методы идентификации. Постановки задачи минимизации и типы функций потерь, свойственные этим методам, приводят к итеративным алгоритмам вычислений с гарантированной сходимостью.

Разные варианты орторегрессионных методов отличаются друг от друга вычислительной сложностью и асимптотическими свойствами оценок. Сравнение их затруднено ввиду нелинейного характера функции потерь. Предложена схема сравнения методов по линейным приближениям, в предельных случаях большого объема измерительной выборки и малых возмущений. Линейные приближения оценок сравниваются по степени использования информации о линейных связях в наблюдениях. Показано, что с этой характеристикой напрямую связана дисперсия оценок.

Среди орторегрессионных методов оценивания метод вариационной идентификации [3, 10, 11] отличается наиболее полным использованием информации вида $Mw = 0$ о структуре линейного динамического объекта. Это

позволяет на коротких участках переходных процессов за счет более интенсивных вычислений получать состоятельные оценки параметров с лучшими характеристиками.

Возможность получать состоятельные оценки параметров по отрезкам траекторий конечной длины позволяет ввести в рассмотрение новый класс задач идентификации систем без свойств устойчивости и управляемости. Примером такого рода задач являются задачи отделения динамических трендов в измерениях траекторий динамического объекта. Получены условия разделяемости тренда и полезного сигнала в терминах матриц уравнения объекта и уравнения тренда. Предложены явные формулы фильтрации тренда при известных уравнениях тренда и объекта, а также алгоритмы вычисления (идентификации) неизвестных параметров уравнений объекта и тренда на основе орторегрессионных методов.

8 Приложение

8.1 Два утверждения о свойствах динамических систем

Пусть для линейных подпространств X, Y запись $(X; Y)$ означает множество векторов в пространстве суммарной размерности $\dim X + \dim Y$:

$$(X; Y) \doteq \{(x; y) \mid x \in X, y \in Y\}.$$

Обозначим $\mathcal{N}_\gamma \doteq \ker \gamma(s) \otimes E$ множество решений линейной динамической системы с матрицей $G = \gamma(s) \otimes E$ (см. (9)).

Утверждение 9. Пусть

$$\gamma(s) = (\alpha(s), \beta(s)) \in \mathbb{R}^{1 \times 2}[s],$$

$$\varphi(s) \in \mathbb{R}[s].$$

Тогда

$$\mathcal{N}_\gamma \supset (C\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi),$$

где C — матрица оператора

$$c: \mathcal{N}_\varphi \rightarrow \mathcal{N}_\varphi$$

с характеристическими числами

$$\lambda_i = -\frac{\beta(z_i)}{\alpha(z_i)}, \quad i \in \overline{1, q}, \quad q \doteq \deg \varphi(s), \quad \varphi(z_i) = 0,$$

и собственными векторами

$$u_i = (z_i^0; \dots; z_i^{N-1}), \quad i \in \overline{1, q}.$$

Другими словами, среди решений системы $z \in \mathcal{N}_\gamma$ для произвольного многочлена $\varphi(s)$ всегда найдутся траектории вида $z = (w; u)$, $u, w \in \mathcal{N}_\varphi$, $w = Cu$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть $u = (z^0; \dots; z^{N-1})$ для некоторого $z \in \mathbb{C}$. Тогда $\hat{s}u = zu$, \hat{s} — оператор сдвига, и $(\beta(\hat{s}) \otimes E)u = \beta(z)u$. С другой стороны, $(\alpha(\hat{s}) \otimes E)u = \alpha(z)u$, следовательно, составной вектор $x = \left(-\frac{\beta(z)}{\alpha(z)}u; u\right)$ является решением системы $(\gamma(s) \otimes E)x = 0$. Подставляя вместо z корни z_i многочлена $\varphi(s)$, получим доказываемое утверждение.

Пример. Пусть

$$\alpha(s) = s + \alpha_0, \quad \beta(s) = s + \beta_0, \quad \varphi(s) = s - \varphi_0.$$

Заметим, $(1; \varphi_0; \varphi_0^2) \in \mathcal{N}_\varphi$. Убедимся, что траектория

$$(c_0 (1; \varphi_0; \varphi_0^2); (1; \varphi_0; \varphi_0^2))$$

для некоторого числа c_0 является решением линейной системы с матрицей $\gamma(s) \otimes E$. Для этого проверим равенство

$$\left(\begin{array}{ccc|ccc} \alpha_0 & 1 & 0 & \beta_0 & 1 & 0 \\ 0 & \alpha_0 & 1 & 0 & \beta_0 & 1 \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} \left(\begin{array}{c} 1 \\ \varphi_0 \\ \varphi_0^2 \end{array} \right) c_0 \\ \left(\begin{array}{c} 1 \\ \varphi_0 \\ \varphi_0^2 \end{array} \right) \end{array} \right) = 0.$$

Действительно, последнее равносильно системе уравнений

$$\begin{cases} (\alpha_0 + \varphi_0) c_0 + (\beta_0 + \varphi_0) = 0, \\ \varphi_0 (\alpha_0 + \varphi_0) c_0 + \varphi_0 (\beta_0 + \varphi_0) = 0, \end{cases}$$

откуда следует $c_0 = -\frac{(\beta_0 + \varphi_0)}{(\alpha_0 + \varphi_0)} = -\frac{\beta(\varphi_0)}{\alpha(\varphi_0)}$, где φ_0 — корень многочлена $\varphi(s)$.

Утверждение 10. $\mathcal{N}_\gamma + (\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi) = \mathcal{N}_\gamma + (\mathcal{N}_\varphi; 0) = \mathcal{N}_\gamma + (0; \mathcal{N}_\varphi)$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Согласно утверждению 9, $\mathcal{N}_\gamma \supset (C\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi)$. Следовательно,

$$\mathcal{N}_\gamma + (\mathcal{N}_\varphi; 0) = \mathcal{N}_\gamma + (C\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi) + (\mathcal{N}_\varphi; 0) = \mathcal{N}_\gamma + (\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi).$$

Так же доказывается равенство

$$\mathcal{N}_\gamma + (0; \mathcal{N}_\varphi) = \mathcal{N}_\gamma + (\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi).$$

Утверждение доказано.

Другими словами, установлено следующее. Пусть дано многообразие сигналов системы \mathcal{N}_γ , и мы хотим “обогатить” его сигналами трендов

$$\mathcal{N}_\tau \doteq (\mathcal{N}_\varphi; \mathcal{N}_\varphi)$$

до суммы $\mathcal{N}_\gamma + \mathcal{N}_\tau$. Оказывается, для этого достаточно к \mathcal{N}_γ прибавить любое из двух “усеченных” многообразий

$$\mathcal{N}_{\tau_1} = (0; \mathcal{N}_\varphi),$$

$$\mathcal{N}_{\tau_2} = (\mathcal{N}_\varphi; 0).$$

8.2 Формулы косога проецирования

Выпишем формулы разложения вектора $z \in \mathbb{R}^n$ на непрямую сумму $z = z_A + z_B$, $z_A \in \text{im } A$, $z_B \in \text{im } B$, где A, B — матрицы, столбцы которых образуют базис \mathbb{R}^n : $\text{im } (A, B) = \mathbb{R}^n$, $\text{im } A \cap \text{im } B = 0$.

Выразим проекции z_A, z_B . Обозначим

$$z_A \doteq A\varphi, \quad z_B \doteq B\psi.$$

Ясно, что

$$\overline{A}^T z = \overline{A}^T z_B = \overline{A}^T B\psi, \tag{73}$$

следовательно,

$$\psi = \left(\overline{A}^T B \right)^{-1} \overline{A}^T z \tag{74}$$

$$z_B = B\psi = B \left(\overline{A}^T B \right)^{-1} \overline{A}^T z.$$

Аналогично,

$$z_A = z - z_B = \left[I - B \left(\bar{A}^T B \right)^{-1} \bar{A}^T \right] z.$$

С другой стороны,

$$z_A = A\varphi = A \left(\bar{B}^T A \right)^{-1} \bar{B}^T z.$$

Следовательно, для определенных выше матриц имеем тождества

$$I - B \left(\bar{A}^T B \right)^{-1} \bar{A}^T \equiv A \left(\bar{B}^T A \right)^{-1} \bar{B}^T.$$

$$I - A \left(\bar{B}^T A \right)^{-1} \bar{B}^T \equiv B \left(\bar{A}^T B \right)^{-1} \bar{A}^T.$$

Несложно проверить эти тождества для случая, когда столбцы составной матрицы (A, B) образуют ортогональный базис \mathbb{R}^n , то есть $\bar{B} = A$, $\bar{A} = B$ (проверку опускаем).

Таким образом, формулы

$$z_B = B \left(\bar{A}^T B \right)^{-1} \bar{A}^T z = \left[I - A \left(\bar{B}^T A \right)^{-1} \bar{B}^T \right] z,$$

$$z_A = z - z_B = \left[I - B \left(\bar{A}^T B \right)^{-1} \bar{A}^T \right] z = A \left(\bar{B}^T A \right)^{-1} \bar{B}^T z$$

определяют косое проецирование в \mathbb{R}^n на подпространства $\text{im } B$, $\text{im } A$ для описанных выше матриц A , B .

Пусть теперь A , B — матрицы, столбцы которых не образуют базис \mathbb{R}^n :

$$\text{im } (A, B) \subset \mathbb{R}^n, \quad \dim \text{im } (A, B) < n, \quad \ker (A, B) = 0, \quad \text{im } A \cap \text{im } B = 0.$$

Матрица $\bar{A}^T B$ в этом случае не является квадратной, и выражение (74) теряет смысл. Ввиду (11),

$$\text{im } A \cap \text{im } B = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \ker \bar{A}^T B = 0.$$

Учитывая, что $\ker \bar{A}^T B = 0$, из (73) получаем:

$$B^T \bar{A} \bar{A}^T z = B^T \bar{A} \bar{A}^T B \psi,$$

$$\psi = \left(B^T \bar{A} \bar{A}^T B \right)^{-1} B^T \bar{A} \bar{A}^T z,$$

$$z_B = B \left(B^T \bar{A} \bar{A}^T B \right)^{-1} B^T \bar{A} \bar{A}^T z. \quad (75)$$

Аналогично

$$z_A = A \left(A^T \bar{B} \bar{B}^T A \right)^{-1} A^T \bar{B} \bar{B}^T z.$$

Используя равенство $z = z_A + z_B$, получаем другую пару соотношений:

$$z_B = z - z_A = \left[I - A \left(A^T \bar{B} \bar{B}^T A \right)^{-1} A^T \bar{B} \bar{B}^T \right] z,$$

$$z_A = z - z_B = \left[I - B \left(B^T \bar{A} \bar{A}^T B \right)^{-1} B^T \bar{A} \bar{A}^T \right] z.$$

8.3 Примеры описаний для сумм многообразий динамических траекторий

Пример А. Рассмотрим системы с матрицами

$$F = \varphi(s) \otimes E, \quad \varphi(s) = s^2 + \varphi_1 s + \varphi_0,$$

$$G = \alpha(s) \otimes E, \quad \alpha(s) = s^2 + \alpha_1 s + \alpha_0.$$

$$\text{НОД}(\alpha, \varphi) = 1.$$

Пусть $N = 6$, тогда

$$F = \begin{pmatrix} \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & & 0 \\ & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & \\ & & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & \\ 0 & & & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 \end{pmatrix}, \quad G = \begin{pmatrix} \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & & & 0 \\ & \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & & \\ & & \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & \\ 0 & & & \alpha_0 & \alpha_1 & 1 \end{pmatrix}.$$

1. Согласно утверждениям раздела 1.2, множество решений системы $Fx = 0$ состоит из векторов

$$x = (x(1); \dots; x(5)), \quad x(t) = x_{01} s_1^t + x_{02} s_2^t, \quad t \in \overline{1, 5},$$

где x_{01}, x_{02} — произвольные числовые коэффициенты начальных условий, $s_{1,2}$ — корни многочлена $\varphi(s)$.

Множество решений системы $Gy = 0$ состоит из векторов

$$y = (y(1); \dots; y(5)), \quad y(t) = y_{01} s_3^t + y_{02} s_4^t, \quad t \in \overline{1, 5},$$

где y_{01}, y_{02} — произвольные числовые коэффициенты начальных условий, $s_{3,4}$ — корни многочлена $\alpha(s)$.

Суммарное множество $\{z\} = \{x\} + \{y\}$ состоит из векторов $z = (z(1); \dots; z(5))$,

$$z(t) = x_{01}s_1^t + x_{02}s_2^t + y_{01}s_3^t + y_{02}s_4^t, \quad t \in \overline{1, 5}, \quad (76)$$

где $x_{01}, x_{02}, y_{01}, y_{02}$ — произвольные числовые коэффициенты начальных условий, $\{s_1, \dots, s_4\}$ — объединение множеств корней многочленов $\varphi(s)$ и $\alpha(s)$.

Исходя из (76) заключаем, что суммарное множество $\{z\}$ является множеством решений системы уравнений $\Sigma z = 0$ с теплицевой матрицей Σ , составленной из коэффициентов многочлена $\sigma(s) = \varphi(s)\alpha(s)$:

$$\Sigma = (\varphi(s)\alpha(s)) \otimes E = \begin{pmatrix} \sigma_0 & \sigma_1 & \sigma_2 & \sigma_3 & 1 & 0 \\ 0 & \sigma_0 & \sigma_1 & \sigma_2 & \sigma_3 & 1 \end{pmatrix}.$$

2. Изложим еще один способ построения описания суммарной системы, основанный на аргументах более общего вида.

Согласно утверждению 8,

$$\Sigma = \sigma(s) \otimes E,$$

$$\text{spanr } \sigma(s) = \text{spanr } \varphi(s) \cap \text{spanr } \alpha(s).$$

Подпространство $\text{spanr } \varphi(s)$ образовано многочленами $p\varphi$, $p \in \mathbb{R}[s]$. Аналогично, подпространство $\text{spanr } \alpha(s)$ образовано многочленами $q\alpha$, $q \in \mathbb{R}[s]$. Пересечением этих подпространств является множество многочленов $r\varphi\alpha$, $r \in \mathbb{R}[s]$. Базисом пересечения является многочлен $\sigma = \varphi\alpha$, которому соответствует числовая теплицевая матрица $\Sigma = (\varphi(s)\alpha(s)) \otimes E$.

3. Заметим, что многообразия траекторий $\ker G$ и $\ker F$ имеют нулевое пересечение, так как это следует из утверждения 6:

$$\text{Sm} \begin{pmatrix} \alpha(s) \\ \varphi(s) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \Rightarrow \ker G \cap \ker F = 0.$$

Пример Б. Рассмотрим две динамические системы с матрицами F, G :

$$G \doteq (\alpha, \beta) \otimes E, \quad (77)$$

$$\alpha = \alpha(s) = s^2 + \alpha_1 s + \alpha_0, \quad \beta = \beta(s) = s^2 + \beta_1 s + \beta_0,$$

$$F \doteq \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix} \otimes E, \quad (78)$$

$$\varphi = \varphi(s) = s^2 + \varphi_1 s + \varphi_0, \quad \zeta = \zeta(s) = s^2 + \zeta_1 s + \zeta_0,$$

$$\text{НОД}(\alpha, \beta, \zeta, \varphi) = 1.$$

Пусть $N = 5$, тогда

$$G = \left(\begin{array}{cccc|cccc} \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & 0 & \beta_0 & \beta_1 & 1 & 0 \\ & \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & & \beta_0 & \beta_1 & 1 \\ 0 & & \alpha_0 & \alpha_1 & 1 & 0 & & \beta_0 & \beta_1 & 1 \end{array} \right),$$

$$F = \left(\begin{array}{cccc|cccc} \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & 0 & & & & & & \\ & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & & & 0 & & \\ 0 & & \varphi_0 & \varphi_1 & 1 & & & & & \\ \hline & & & & & \zeta_0 & \zeta_1 & 1 & 0 & \\ & & & 0 & & & \zeta_0 & \zeta_1 & 1 & \\ & & & & & 0 & & \zeta_0 & \zeta_1 & 1 \end{array} \right).$$

Система с матрицей G имеет порядок $p = 2$ в числителе и знаменателе. Уравнение (1) для нее имеет вид:

$$y_{k+2} + \alpha_1 y_{k+1} + \alpha_0 y_k = u_{k+2} + \beta_1 u_{k+1} + \beta_0 u_k, \quad k \in \overline{1, 3}.$$

Множество траекторий системы с матрицей F состоит из независимых однородных движений y', u' на входе и выходе. Они описываются уравнениями

$$\begin{aligned} y'_{k+2} + \varphi_1 y'_{k+1} + \varphi_0 y'_k &= 0, \\ u'_{k+2} + \zeta_1 u'_{k+1} + \zeta_0 u'_k &= 0, \\ k &\in \overline{1, 3}. \end{aligned} \quad (79)$$

Заданием коэффициентов φ_i, ζ_i можно определить, например, чтобы множество решений $\{y'\}$ (или $\{u'\}$) состояло:

1. из многочленов с действительными коэффициентами порядка не выше заданного (в данном примере ≤ 2);
2. из гармонических сигналов с экспоненциальным затуханием (нарастанием) амплитуды

(см. раздел 1.2).

1. Построим описание Σ для суммарного многообразия траекторий

$$\{\bar{z} = z + z'\} = \ker G + \ker F, \quad z \doteq (y; u), \quad z' \doteq (y'; u').$$

Согласно утверждению 8,

$$\Sigma = \sigma(s) \otimes E,$$

$$\text{spanr } \sigma(s) = \text{spanr } (\alpha, \beta) \cap \text{spanr } \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix}, \quad (80)$$

Подпространство $\text{spanr } (\alpha, \beta)$ состоит из строк

$$(r\alpha, r\beta), \quad r \in \mathbb{R}[s].$$

Подпространство $\text{spanr } \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix}$ состоит из строк

$$(p\varphi, q\zeta), \quad p, q \in \mathbb{R}[s].$$

Пересечение $\text{spanr } (\alpha, \beta) \cap \text{spanr } \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix}$ состоит из строк

$$(r\xi\alpha, r\xi\beta), \quad r \in \mathbb{R}[s], \quad \xi \doteq \text{НОК}(\varphi, \zeta),$$

где $\text{НОК}(\varphi, \zeta)$ — наименьшее общее кратное многочленов φ, ζ .

Базисом пересечения является строка

$$\sigma = (\xi\alpha, \xi\beta).$$

Следовательно,

$$\Sigma = (\xi\alpha, \xi\beta) \otimes E, \quad \xi \doteq \text{НОК}(\varphi, \zeta).$$

2. Получим условия, при которых многообразия траекторий $\ker G$ и $\ker F$ (77), (78) имеют нулевое пересечение

Утверждение 11. Пусть

$$G \doteq (\alpha, \beta) \otimes E, \quad F \doteq \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix} \otimes E,$$

$$\text{НОД}(\alpha, \beta, \zeta, \varphi) = 1.$$

Тогда условие

$$\ker G \cap \ker F = 0$$

равносильно

$$\begin{cases} \text{НОД}(\zeta, \varphi) = 1, \\ \text{НОД}(\zeta, \beta) = 1, \\ \text{НОД}(\alpha, \varphi) = 1. \end{cases} \quad (81)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Ввиду утверждения 6, достаточно проверить равносильность (81) и условия

$$\text{Sm} \begin{pmatrix} \alpha & \beta \\ \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma \\ 0 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

Последнее ввиду взаимной простоты многочленов $\alpha, \beta, \zeta, \varphi$ равносильно тому, что

$$\sigma = \text{НОД}(M_1, M_2, M_3) = \text{НОД}(\varphi\zeta, \alpha\zeta, \beta\varphi) = 1.$$

Отсюда следует (81) (проверяется от противного).

Обратно, пусть выполнено (81). Пусть $\alpha, \beta, \zeta, \varphi$ обозначают множества корней соответствующих многочленов. Объединение и пересечение множеств будем писать как сумму и произведение. Тогда (81) равносильно условиям

$$\begin{cases} \zeta\varphi = \emptyset, \\ \zeta\beta = \emptyset, \\ \alpha\varphi = \emptyset. \end{cases}$$

Следовательно,

$$(\varphi + \zeta)(\alpha + \zeta)(\beta + \varphi) = \emptyset,$$

что означает

$$\text{НОД}(\varphi\zeta, \alpha\zeta, \beta\varphi) = 1.$$

Утверждение доказано.

Следствие. Система (53) с матрицами

$$G \doteq (\alpha, \beta) \otimes E, \quad F \doteq \begin{pmatrix} \varphi & 0 \\ 0 & \zeta \end{pmatrix} \otimes E,$$

$$\text{НОД}(\alpha, \beta, \zeta, \varphi) = 1,$$

допускает отделение трендов тогда и только тогда, когда выполнены условия (81).

8.4 Системы в форме 1-го порядка

Система (1) допускает равносильную с точки зрения множества решений запись в форме уравнения 1-го порядка:

$$x_{k+1} = Ax_k + Bu_k, \quad y_k = Cx_k + Du_k, \quad x_1 = x_0 \in \mathbb{R}^n, \quad k = \overline{1, N}. \quad (82)$$

Среди всех равносильных систем (82) будем рассматривать системы с наименьшей размерностью $n = p_1 + \dots + p_r$ пространства состояний $\{x_k\}$.

Определение 1. Система (82) называется *наблюдаемой*, если любое изменение состояния x_t приводит к изменениям в выходном сигнале $(y_t; \dots; y_{t+n-1})$.

Предложение 3. Система (82) наблюдаема тогда и только тогда, когда столбцы матрицы $(C; CA; \dots; CA^{n-1})$ линейно независимы.

Наименьшее значение размерности n на множестве равносильных систем достигается тогда и только тогда, когда система наблюдаема [24]. Этот факт следует из известной теоремы о декомпозиции пространства состояний [25].

Для наблюдаемой системы всегда существует преобразование пространства состояний

$$\begin{aligned} x' &= Tx, \\ A' &= TAT^{-1}, \quad B' = TB, \quad C' = CT^{-1}, \quad D' = D, \end{aligned} \quad (83)$$

которое приводит четверку матриц (A, B, C, D) в равносильную *форму восстановления*. В этой форме наиболее просто выражается связь между элементами матриц описаний (1) и (82).

Определение. Описание (A, B, C, D) в пространстве состояний имеет форму восстанавливаемости (*the observer form* [26, 6.4.3]), если

$$A = \|A_{ij}\|_{\substack{i \in \overline{1,r} \\ j \in \overline{1,r}}}, \quad B = \|B_i\|_{i \in \overline{1,r}}, \quad C = \|C_j\|_{j \in \overline{1,r}}, \quad (84)$$

матрицы A_{ij}, B_i, C_j с размерами соответственно $p_i \times p_j, p_i \times m, r \times p_j$ имеют вид:

$$A_{ii} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 & -a_{ii}^{(0)} \\ 1 & \cdots & 0 & -a_{ii}^{(1)} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 & -a_{ii}^{(p_i-1)} \end{pmatrix}, \quad (85)$$

$$A_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 & -a_{ij}^{(0)} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & -a_{ij}^{(p_i-1)} \end{pmatrix}, \quad i \neq j, \quad (86)$$

$$B_i = \begin{pmatrix} b_{i1}^{(0)} & \cdots & b_{im}^{(0)} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{i1}^{(p_i-1)} & \cdots & b_{im}^{(p_i-1)} \end{pmatrix}, \quad (87)$$

$$C_j = \alpha_{[0]}^{-1} \begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix} e_j, \quad (88)$$

e_j — j -й столбец единичной матрицы I_r и $p_1 + \dots + p_r = n, p_1 \leq \dots \leq p_r$.

Матрицам (84–88) сопоставляется многочленная матрица $\gamma(s)$ (2) согласно формулам:

$$\begin{aligned} \gamma(s) &= (\alpha(s), -\beta(s)), \\ \alpha(s) &= a(s)\alpha_{[0]}, \quad \beta(s) = \alpha(s)D + b(s), \\ a(s) &= \|a_{ij}(s)\|_{\substack{i \in \overline{1,r} \\ j \in \overline{1,r}}}, \quad b(s) = \|b_{ij}(s)\|_{\substack{i \in \overline{1,r} \\ j \in \overline{1,m}}}, \\ a_{ij}(s) &= a_{ij}^{(0)}s^0 + \dots + a_{ij}^{(p_i-1)}s^{p_i-1} + \delta_{ij}s^{p_i}, \\ b_{ij}(s) &= b_{ij}^{(0)}s^0 + \dots + b_{ij}^{(p_i-1)}s^{p_i-1}, \end{aligned}$$

где δ_{ij} — символ Кронекера:

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1, & i = j, \\ 0, & i \neq j. \end{cases}$$

Определение 2. Система (82) называется *управляемой*, если выбором входного сигнала $(u_{t-n}; \dots; u_{t-1})$ ее можно привести в любое наперед заданное состояние x_t .

Предложение 4. Система (82) управляема тогда и только тогда, когда строки матрицы $(B, AB, \dots, A^{n-1}B)$ линейно независимы.

8.5 Признаки управляемости

Сформулируем условие управляемости (определение 2) через матрицы описания (1).

Определение 3. Система (1) называется *управляемой*, если управляема равносильная ей система (82).

Предложение 5. Система (1) управляема тогда и только тогда, когда разложение

$$\gamma(s) = \pi(s)\gamma'(s) \quad (89)$$

возможно только с унимодулярной матрицей $\pi(s)$ (т.е. $\deg \det \pi(s) = 0$).

Другими словами, неуправляемость равносильна наличию у всех подматриц из столбцов $\gamma(s)$ левого общего сомножителя $\pi(s)$ с определителем многочленом, отличным от константы: $\deg \det \pi(s) \geq 1$.

Определение 4. Многочленные матрицы $\alpha(s)$, $\beta(s)$ называем *взаимно простыми слева*, если из матричного равенства

$$(\alpha(s), \beta(s)) = \pi(s) (\alpha'(s), \beta'(s))$$

необходимо следует $\deg \det \pi(s) = 0$.

Несложно показать, что предложение 5 равносильно известному признаку управляемости Попова [27]:

Определение 5. Пусть $\gamma(s) = (\alpha(s), \beta(s))$, где $\alpha(s)$ — неособенная подматрица из столбцов $\gamma(s)$. Если в системе (1) считать компоненты траектории, соответствующие подматрице $\alpha(s)$, выходными, то матричная передаточная функция системы имеет вид $h(s) = \alpha(s)^{-1}\beta(s)$. Назовем $\alpha(s)$ (матричным) знаменателем, $\beta(s)$ — числителем системы (1).

Предложение 6. (Признак управляемости Попова) Система (1) со знаменателем $\alpha(s)$ и числителем $\beta(s)$ управляема тогда и только тогда, когда матрицы $\alpha(s)$, $\beta(s)$ взаимно просты слева.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО см. [26, 27].

Предложение 7. Система (1) управляема тогда и только тогда, когда в многочленной матрице $\gamma(s)$ миноры наибольшего порядка не имеют общего делителя степени выше нуля, т. е. каноническая форма $\text{Sm } \gamma(s)$ состоит только из нулей и единиц.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть система неуправляема, тогда все подматрицы из столбцов матрицы $\gamma(s)$ имеют общий делитель $\pi(s)$: $\deg \det \pi(s) \geq 1$ (предложение 5). Значит, все миноры наибольшего порядка имеют общий делитель $\det \pi(s)$. Обратно, если у миноров наибольшего порядка есть общий делитель $\rho(s)$, значит, форма $\text{Sm } \gamma(s) \doteq S$ разлагается в произведение

$$S = \begin{pmatrix} \rho_1(s) & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \rho_r(s) \end{pmatrix} S', \quad \rho_1(s) \cdots \rho_r(s) = \rho(s),$$

где S' — каноническая форма, состоящая только из нулей и единиц. Тогда

$$\gamma(s) = USW,$$

где U, W — унимодулярные матрицы элементарных преобразований ($\deg \det U = \deg \det W = 0$), и верно равенство

$$\gamma(s) = USW = U \begin{pmatrix} \rho_1(s) & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \rho_r(s) \end{pmatrix} S'W \doteq \pi(s)\gamma'(s),$$

$$\pi(s) \doteq U \begin{pmatrix} \rho_1(s) & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \rho_r(s) \end{pmatrix}, \quad \deg \det \pi(s) \geq 1.$$

Значит, система неуправляема (предложение 5).

Предложение доказано.

8.6 Доказательство утверждения 1

Выпишем матрицы $H(\theta)$, $H_M(\theta)$ в функциях потерь (24), (25). Для этого используется запись системы (1) в форме уравнения 1-го порядка (82).

Для большего удобства изложения переупорядочим компоненты z согласно (8). Соответственно переставляются и элементы матрицы Φ (23), после чего она будет клеточно-диагональной: $\Phi \doteq \begin{pmatrix} \bar{\Phi} \otimes I_r & 0 \\ 0 & \bar{\Phi} \otimes I_m \end{pmatrix} \doteq \begin{pmatrix} \Phi_x & 0 \\ 0 & \Phi_u \end{pmatrix}$. Тогда

$$w \doteq (x_0; u_1; \dots; u_N), \quad w_M \doteq (x_{M,0,1}; \dots; x_{M,0,t}; u_{M,1}; \dots; u_{M,t}), \quad (90)$$

$$t \doteq (N - p)(p + 1),$$

$$H(\theta) = \left(\begin{array}{c|ccc} C & D & & 0 \\ CA & CB & D & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots \\ CA^{N-1} & CA^{N-2}B & \dots & CB & D \\ \hline 0 & I & & & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & & & I \end{array} \right) \doteq \left(\begin{array}{c|c} H_x & H_u \\ \hline 0 & I \end{array} \right), \quad (91)$$

$$\Phi H(\theta) = \left(\begin{array}{c|c} \Phi_x H_x & \Phi_x H_u \\ \hline 0 & \Phi_u \end{array} \right), \quad \Phi_x H_x = \begin{pmatrix} C \\ \vdots \\ CA^{p-1} \\ \hline CA \\ \vdots \\ CA^p \\ \hline \vdots \end{pmatrix}, \quad (92)$$

$$\Phi_x H_u = \left(\begin{array}{cccc|cccc} D & & & & & & & 0 \\ CB & D & & & & & & \\ \vdots & \ddots & \ddots & & & & & \\ CA^{p-2}B & \dots & CB & D & & & & \\ \hline CB & D & & & & & & \\ \vdots & \ddots & \ddots & & & & & \\ CA^{p-1}B & \dots & \dots & CB & D & & & \\ \hline CAB & CB & D & & & & & \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & & & & \\ CA^pB & \dots & \dots & \dots & CB & D & & \\ \hline \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ CA^{N-2}B & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & CB & D \end{array} \right),$$

$$H_M(\theta) = \left(\begin{array}{ccc|ccc} H_{p,x} & & & H_{p,u} & & \\ & \ddots & & & \ddots & \\ & & H_{p,x} & & & H_{p,u} \\ \hline 0 & & & I & & \\ & \ddots & & & \ddots & \\ & & 0 & & & I \end{array} \right), \quad (93)$$

$$H_{p,x} \doteq \begin{pmatrix} C \\ CA \\ \vdots \\ CA^{p-1} \end{pmatrix}, \quad H_{p,u} \doteq \begin{pmatrix} D & & 0 \\ CB & D & \\ \vdots & \ddots & \ddots \\ CA^{p-2}B & \dots & CB & D \end{pmatrix}.$$

Замечание. Исходя из структуры матриц $H(\theta)$, $H_M(\theta)$, можно увидеть, что траектория $z = H_M(\theta)w_M$ в модели модифицированного метода (25) распадается на отдельные несвязанные отрезки длины p , каждый со своими начальными условиями $x_{M,0,i}$. В то же время в модели метода ВИ (24) траектория представляет собой единое целое с едиными начальными условиями x_0 . Это находит выражение в структурах матриц C , $C_{\text{ор}}$ функций потерь (21), (22).

Для доказательства утверждения 1 достаточно проверить следующее ключевое соотношение между матрицами $H(\theta)$ и $H_M(\theta)$:

$$\Phi H(\theta) = H_M(\theta) \left(\begin{array}{ccc|ccc} I & 0 & \dots & 0 & & \\ A & B & & & & \\ A^2 & AB & B & & & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & & \\ \hline 0 & & & & & \\ \vdots & & & \Phi_u & & \\ 0 & & & & & \end{array} \right) \doteq H_M(\theta)Q. \quad (94)$$

Проверку равенства (94) удобнее осуществить в 3 шага.

1-й шаг:

$$\begin{pmatrix} H_{p,x} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & H_{p,x} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & \dots & 0 \\ B & & \\ AB & B & \\ \vdots & \ddots & \ddots \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} \boxed{0} & & & & & 0 \\ \vdots & \boxed{CB} & & & & \\ CA^{p-1}B & & \boxed{0} & & & \\ \vdots & & & & & \\ CAB & \boxed{CB} & & & & \\ \vdots & \vdots & & & \boxed{0} & \\ CA^p B & \boxed{CA^{p-1}B} & & & & \\ \vdots & & & & & \\ \vdots & & & & & \dots \end{pmatrix}.$$

2-й шаг:

$$\begin{pmatrix} H_{p,u} & & & 0 \\ & \dots & & \\ 0 & & & H_{p,u} \end{pmatrix} \Phi_u =$$

$$= \begin{pmatrix} \boxed{H_{p,u}} & & & 0 \\ & & & \\ & & \boxed{H_{p,u}} & \\ 0 & & & \dots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boxed{I} & & & 0 \\ & & & \\ & & \boxed{I} & \\ 0 & & & \dots \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} \boxed{H_{p,u}} & & & 0 \\ & & & \\ & & \boxed{H_{p,u}} & \\ 0 & & & \dots \end{pmatrix}.$$

3-й шаг:

$$\begin{pmatrix} H_{p,x} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & H_{p,x} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & \dots & 0 \\ B \\ AB & B \\ \vdots & \ddots & \ddots \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} H_{p,u} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & H_{p,u} \end{pmatrix} \Phi_u =$$

$$= \begin{pmatrix} \boxed{H_{p,u}} & & & & & 0 \\ CB & & & & & \\ \vdots & & & & & \\ CA^{p-1}B & & & & & \\ CAB & CB & & & & \\ \vdots & \vdots & & & & \\ CA^pB & CA^{p-1}B & & & & \\ \vdots & & & & & \end{pmatrix}.$$

Учитывая вид матрицы $\Phi H(\theta)$ (92), переходим к равенству (94).

Запись $\Phi H(\theta) = H_M(\theta)Q$ соответствует замене переменных $Qw = w_M$, которая эквивалентна некоторой системе линейных ограничений $Mw_M = 0$. Матрица M определяется соотношениями $MQ = 0$, $\ker(M^T, Q) = 0$, т. е. столбцы составной матрицы (M^T, Q) образуют базис $\mathbb{R}^{\dim w_M}$, где $\dim w_M$ есть число компонент в векторе w_M .

8.7 Доказательство леммы 1

Выразим x через новые переменные: $x = Q^{-1/2}y$. Функция $J_1(x(y)) = J_0 + (y - y_0)^T(y - y_0)$ монотонно непрерывно растет вместе с увеличением расстояния $\|y - y_0\|$. Следовательно, если область $B_y \doteq Q^{1/2}B$ достаточно большая, то в ней найдется точка y_C такая, что

$$J_0 + (y_C - y_0)^T(y_C - y_0) - C = J_0 + C. \tag{95}$$

Пусть $\|y - y_0\| \geq \|y_C - y_0\|$, тогда

$$J_0 + (y - y_0)^T(y - y_0) - C \geq J_0 + C,$$

и y не может быть точкой минимума $J(x(\cdot)) = J_1(x(\cdot)) + R(x(\cdot))$. Поэтому $x(y) = Q^{-1/2}y$ не может быть точкой минимума $J(\cdot) = J_1(\cdot) + R(\cdot)$. Следовательно, величина $\|y_C - y_0\| = \sqrt{2C}$ является оценкой сверху для расстояния между точками минимума функций $J(x(\cdot))$ и $J_1(x(\cdot))$. Из (95) следуют неравенства

$$\begin{aligned} (x_1 - x_0)^T Q (x_1 - x_0) &= (y_1 - y_0)^T (y_1 - y_0) < 2C, \\ (x_1 - x_0)^T (x_1 - x_0) &< \frac{2C}{\lambda_{\min}(Q)}, \\ \|x_1 - x_0\| &< \sqrt{\frac{2C}{\lambda_{\min}(Q)}}. \end{aligned}$$

Если область B_y недостаточно большая для выполнения (95), то доопределим функцию $R(x(y))$ вне B_y произвольным согласным с условием леммы образом, и повторив рассуждения, получим, что точка минимума функции $J(x(y))$ необходимо лежит на пересечении B_y и круга $\|y - y_0\| < \sqrt{2C}$. Отсюда следует утверждение леммы.

8.8 Линейные оценки в случае разбиения параметров на две группы

Рассмотрим систему линейных уравнений:

$$\begin{cases} \check{y} = F\chi_* + \eta_*, \\ W\chi_* = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \chi_* = W_{\perp}\varphi_*, \end{cases} \quad (96)$$

где F, W — заданные матрицы, $\ker F = 0$, $\ker W^T = 0$, $\chi_* \in \mathbb{R}^t$ — вектор параметров, η_* — случайная величина, распределенная нормально с нулевым средним и единичной дисперсией:

$$\eta_* \in \mathbf{N}(0, I).$$

Наблюдению доступна случайная величина

$$\check{y} = F\chi_* + \eta_* = FW_{\perp}\varphi_* + \eta_*.$$

Задача. По наблюдениям \check{y} оценить χ_* .

Построим оценки параметра χ_* двумя способами: 1) с учетом и 2) без учета ограничения $W\chi_* = 0$. Затем сравним свойства оценок.

Оценка метода наименьших квадратов при линейных ограничениях на вектор оцениваемых параметров. Пусть $\chi = \chi(\check{y})$ — оценка χ_* , построенная по наблюдению \check{y} . Будем выбирать оптимальное значение χ исходя из условия минимума функции потерь

$$j(\chi) \doteq \|\check{y} - F\chi\|^2$$

при ограничении

$$W\chi = 0.$$

Введем вектор множителей Лагранжа λ и перейдем к равносильной задаче безусловной минимизации по χ и λ функции

$$j^*(\chi, \lambda) = \|\check{y} - F\chi\|^2 + \lambda^T W\chi.$$

Необходимое условие экстремума состоит в равенстве нулю частных производных $j^*(\chi, \lambda)$ по χ и λ :

$$\begin{cases} (\check{y} - F\chi)^T F + \lambda^T W = 0, \\ W\chi = 0. \end{cases}$$

Транспонируем первое уравнение:

$$\begin{cases} F^T F\chi - F^T \check{y} - W^T \lambda = 0 \\ W\chi = 0. \end{cases} \quad (97)$$

Домножим первое уравнение слева на $W(F^T F)^{-1}$, в результате получим:

$$W(F^T F)^{-1} F^T \check{y} = (-)W(F^T F)^{-1} W^T \lambda.$$

Выразим множители Лагранжа:

$$\lambda = (-) \left[W(F^T F)^{-1} W^T \right]^{-1} W(F^T F)^{-1} F^T \check{y}.$$

Наконец из уравнения (97) выразим оптимальное значение χ :

$$\chi = (F^T F)^{-1} F^T \check{y} - (F^T F)^{-1} W^T \left[W(F^T F)^{-1} W^T \right]^{-1} W(F^T F)^{-1} F^T \check{y} =$$

$$\begin{aligned}
 &= \left[I - (F^T F)^{-1} W^T \left[W (F^T F)^{-1} W^T \right]^{-1} W \right] (F^T F)^{-1} F^T \check{y} \doteq \\
 &\doteq \Pi (F^T F)^{-1} F^T \check{y}, \tag{98}
 \end{aligned}$$

Заметим, что выражение

$$\Pi \doteq I - (F^T F)^{-1} W^T \left[W (F^T F)^{-1} W^T \right]^{-1} W \tag{99}$$

описывает матрицу косога проецирования на подпространство $\text{im } W_{\perp}$ вдоль подпространства $\text{im } (F^T F)^{-1} W^T$ (см. раздел 8.2 приложения, с подстановкой

$$\bar{A}^T = W, \quad B = (F^T F)^{-1} W^T,$$

учитывая равенства $\text{im } A = \ker \bar{A}^T = \text{im } W_{\perp}$).

Оценка метода наименьших квадратов без учета линейных ограничений на вектор параметров. Будем выбирать оптимальное значение χ исходя из условия минимума функции потерь

$$j(\chi) = \|\check{y} - F\chi\|,$$

опуская ограничение $W\chi = 0$. Несмотря на неполный учет априорной информации, такая оценка останется состоятельной, как и оценка (98). Известно, что безусловный минимум $j(\chi)$ достигается при значении аргумента

$$\chi_1 = (F^T F)^{-1} F^T \check{y}. \tag{100}$$

Состоятельность и сравнение двух оценок. Для проверки состоятельности подставим в выражения для оценок (98), (100) правило генерации исходных данных (96):

$$\begin{aligned}
 \chi &= \Pi (F^T F)^{-1} F^T \check{y} = \Pi (F^T F)^{-1} F^T (FW_{\perp}\varphi_* + \eta_*) = \\
 &= \Pi W_{\perp}\varphi_* + \Pi (F^T F)^{-1} F^T \eta_*.
 \end{aligned}$$

Учитывая определение проектора Π (99), имеем $\Pi W_{\perp}\varphi_* = W_{\perp}\varphi_*$, и тогда

$$\begin{aligned}\chi &= W_{\perp}\varphi_* + \Pi (F^T F)^{-1} F^T \eta_* = \\ &= \chi_* + \Pi (F^T F)^{-1} F^T \eta_*.\end{aligned}$$

Отсюда заключаем, что оценка χ является несмещенной, с дисперсией

$$D_{\chi} = \Pi (F^T F)^{-1} \Pi^T. \quad (101)$$

По закону больших чисел, эмпирическое среднее $\chi_L \doteq \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \chi_{(i)}$ оценок $\{\chi_{(i)}\}$, соответствующих разным реализациям случайной величины \check{y} , сходится с вероятностью 1 (п.н.) при $L \rightarrow \infty$ к истинному значению χ_* . Таким образом, оценка χ_L состоятельна.

Оценка χ_1 (100) отличается от χ (98) отсутствием проецирующего сомножителя Π и имеет дисперсию $D_1 = (F^T F)^{-1}$. Несложно повторить рассуждения и получить, что оценка $\chi_{1,L} \doteq \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \chi_{1,(i)}$ также, как и χ_L , состоятельна.

Поскольку матрица Π вырождена (будучи проектором на подпространство $\text{im } W_{\perp}$, собственное в \mathbb{R}^t), то вырождена и матрица дисперсий D_{χ} . Это соответствует тому, что все оценки χ расположены в подпространстве $\text{im } W_{\perp}$. Справедливо также следующее соотношение между матрицами дисперсий:

$$\begin{aligned}\Pi (F^T F)^{-1} \Pi^T &\leq (F^T F)^{-1}, \\ D_{\chi} &\leq D_1.\end{aligned}$$

Значит, оценка χ , учитывающая линейные ограничения, в среднем меньше уклоняется от неизвестного истинного значения χ_* , чем упрощенная оценка χ_1 .

Частный случай разделения параметров на две группы. Выделим в векторе χ две группы параметров $\chi \doteq (w; \theta)$ и соответственно разделим на две группы столбцов матрицу $F \doteq (K, L)$, так что $F\chi = Kw + L\theta$. Будем считать, что линейные ограничения наложены только на w : $Mw = 0$. Как и раньше, оцениваться будут параметры из обеих групп w, θ (то есть весь вектор χ), но нас будет интересовать только дисперсия θ и ее зависимость от того, учитываются ли при получении оценки линейные ограничения, наложенные на w . Таким образом, параметры w в этом смысле являются вспомогательными, вторичными¹ по отношению к θ .

¹В литературе употребляется термин “nuisance” (“мешающие” параметры) [28]; такое название мало подходит к нашему случаю: без оценки w совместно с θ оценка θ может оказаться несостоятельной.

Система уравнений объекта (96) с учетом разделения χ на две группы параметров записывается следующим образом:

$$\begin{cases} \check{y} = F\chi_* + \eta_* = Kw_* + L\theta_* + \eta_*, \\ Mw_* = 0. \end{cases} \quad (102)$$

Будем сравнивать две модели объекта (102), полную:

$$\begin{cases} y = Kw + L\theta + \eta, \\ Mw = 0 \end{cases} \quad (103)$$

— и упрощенную:

$$y = Kw + L\theta + \eta. \quad (104)$$

Заметим, что случай (102) соответствует матрице ограничений вида

$$W = (M, 0). \quad (105)$$

Далее вычислим дисперсию оценки θ по модели (103) и покажем, что она невырождена, в отличие от матрицы дисперсии всего вектора χ . Покажем, что если опустить условие $Mw = 0$, перейдя к упрощенной модели (104), то дисперсия оценки θ может только увеличиться.

Теорема 7. Пусть

$$\begin{aligned} \theta &= (0, I)\chi, \\ \chi &\doteq (w; \theta) = \arg \min_{Mw=0} j(\chi), \\ j(\chi) &\doteq \|\check{y} - F\chi\|^2, \end{aligned}$$

где данные \check{y} получены из системы (102). Строки матрицы M линейно независимы, и столбцы матрицы F линейно независимы. Тогда случайная величина θ имеет строго положительно определенную матрицу дисперсии $D_\theta > 0$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Обозначим

$$(F^T F)^{-1} = \begin{pmatrix} K^T K & K^T L \\ L^T K & L^T L \end{pmatrix}^{-1} \doteq \begin{pmatrix} \Phi_{ww} & \Phi_{w\theta} \\ \Phi_{\theta w} & \Phi_{\theta\theta} \end{pmatrix} \doteq \Phi. \quad (106)$$

Поскольку $\theta = (0, I) \chi$, то имеем $D_\theta = (0, I) D_\chi (0; I)$, где матрица D_χ определена выражениями (101), (99), (105). Отсюда получаем:

$$\begin{aligned} D_\theta &= \Phi_{\theta\theta} - (0, I) \Phi W^T (W \Phi W^T)^{-1} W \Phi (0; I) = \\ &= \Phi_{\theta\theta} - \Phi_{\theta w} M^T (M \Phi_{ww} M^T)^{-1} M \Phi_{w\theta}. \end{aligned} \quad (107)$$

Воспользуемся формулой Фробениуса для обращения клеточных матриц [17, с. 56]:

$$\begin{pmatrix} M \Phi_{ww} M^T & M \Phi_{w\theta} \\ \Phi_{\theta w} M^T & \Phi_{\theta\theta} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} * & * \\ * & \left(\Phi_{\theta\theta} - \Phi_{\theta w} M^T [M \Phi_{ww} M^T]^{-1} M \Phi_{w\theta} \right)^{-1} \end{pmatrix}.$$

Матрица в левой части равенства может быть представлена в виде произведения:

$$\begin{pmatrix} M \Phi_{ww} M^T & M \Phi_{w\theta} \\ \Phi_{\theta w} M^T & \Phi_{\theta\theta} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} M & 0 \\ 0 & I \end{pmatrix} (F^T F)^{-1} \begin{pmatrix} M^T & 0 \\ 0 & I \end{pmatrix}.$$

В силу условия линейной независимости строк M и линейной независимости столбцов F эта матрица строго положительно определена, вместе со всеми своими квадратными диагональными подматрицами. Отсюда следует

$$D_\theta = \Phi_{\theta\theta} - \Phi_{\theta w} M^T (M \Phi_{ww} M^T)^{-1} M \Phi_{w\theta} > 0.$$

Теорема доказана.

Теорема 8. В условиях теоремы 7, пусть

$$\theta_1 = (0, I) \chi_1,$$

$$\chi_1 \doteq (w_1; \theta_1) = \arg \min j(\chi) = (F^T F)^{-1} F^T \check{y}.$$

Тогда дисперсия D_1 оценки θ_1 не меньше D_θ , и равенство $D_1 = D_\theta$ достигается только и только тогда, когда $\text{im } K \cap \text{im } L = 0$ ($K^T L = 0$).

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. В силу соотношения $\theta_1 = (0, I) \chi_1$, учитывая, что дисперсия χ_1 равна $(F^T F)^{-1}$, получаем $D_1 = (0, I) (F^T F)^{-1} (0; I) = \Phi_{\theta\theta}$. Сравнение с выражением (107) приводит к неравенству $D_1 \geq D_\theta$. Необходимым и достаточным условием равенства $D_1 = D_\theta$ является $\Phi_{\theta w} = 0$ или $K^T L = 0$, что следует из определения Φ (106). Теорема доказана.

8.9 Доказательство теоремы 3

Запишем матрицу $H_M(\theta)$ (93) через Кронекерово произведение:

$$H_M(\theta) = \left(\frac{I \otimes H_{p,x} \mid I \otimes H_{p,u}}{0 \quad I} \right).$$

Упростим обозначения: $H \doteq H_M(\theta)$, $\Delta H \doteq \Delta H_M(\theta, \Delta\theta)$.

Покажем, что если выполнены условия: $\det A \neq 0$, $\Delta C = 0$, и строки C линейно независимы — то из равенства $H^T \Delta H = 0$ следует $\Delta H = 0$.

Используем свойство Кронекерова произведения:

$$(A \otimes B)(A' \otimes B') = (AA') \otimes (BB').$$

Тогда

$$\begin{aligned} H^T \Delta H &= \left(\frac{I \otimes H_{p,x}^T \mid 0}{I \otimes H_{p,u}^T \mid I} \right) \left(\frac{I \otimes \Delta H_{p,x} \mid I \otimes \Delta H_{p,u}}{0 \quad 0} \right) = \\ &= \left(\frac{I \otimes H_{p,x}^T \Delta H_{p,x} \mid I \otimes H_{p,x}^T \Delta H_{p,u}}{I \otimes H_{p,u}^T \Delta H_{p,x} \mid I \otimes H_{p,u}^T \Delta H_{p,u}} \right). \end{aligned}$$

Следовательно, условие $H^T \Delta H = 0$ равносильно условию

$$\left(\frac{H_{p,x}^T \Delta H_{p,x} \mid H_{p,x}^T \Delta H_{p,u}}{H_{p,u}^T \Delta H_{p,x} \mid H_{p,u}^T \Delta H_{p,u}} \right) = 0.$$

Из равенства $H_{p,x}^T \Delta H_{p,u} = 0$ следует система уравнений:

$$\left\{ \begin{aligned} C^T \Delta D + A^T C^T C \Delta B + A^{2T} C^T C \Delta (AB) + \dots + A^{(p-1)T} C^T C \Delta (A^{p-2} B) &= 0 \\ A^T C^T \Delta D + A^{2T} C^T C \Delta B + \dots + A^{(p-1)T} C^T C \Delta (A^{p-3} B) &= 0 \\ \dots & \\ A^{(p-2)T} C^T \Delta D + A^{(p-1)T} C^T C \Delta B &= 0 \\ A^{(p-1)T} C^T \Delta D &= 0 \end{aligned} \right. \quad (108)$$

Пусть f_k обозначает левую часть k -го уравнения $f_k = 0$ в системе (108). Несложно получить следующие соотношения:

$$f_2 = Af_1 - A^{pT} C^T C \Delta (A^{p-2} B),$$

$$f_k = Af_{k-1} - A^{p^T} C^T C \Delta (A^{p-k} B),$$

$$k = \overline{2, p}.$$

Из равенств $f_1 = 0, \dots, f_p = 0$ следует

$$\begin{cases} A^{p^T} C^T C \Delta (A^{p-k} B) = 0 \\ k = \overline{2, p}. \end{cases}$$

Если матрица A неособенная и строки C линейно независимы, последнее равенство означает

$$\begin{cases} C \Delta (A^{p-k} B) = 0 \\ k = \overline{2, p}. \end{cases}$$

Учитывая постоянство C ($\Delta C = 0$), можем записать

$$\begin{cases} \Delta (CA^{p-k} B) = 0 \\ k = \overline{2, p}. \end{cases}$$

Кроме того, из последнего уравнения системы (108) следует $\Delta D = 0$. Тем самым,

$$\Delta H_{p,u} = 0.$$

Далее, все допустимые изменения матриц A, B, C, D , сохраняющие $H_{p,u}$ ($\Delta H_{p,u} = 0$), описываются уравнением

$$(A + \Delta A, B + \Delta B, C + \Delta C, D + \Delta D) = (PAP^{-1}, PB, CP^{-1}, D), \quad \det P \neq 0.$$

Если наложить условие локальной идентифицируемости, с необходимостью получаем

$$P = I, \quad \Delta A = 0, \quad \Delta B = 0, \quad \Delta C = 0, \quad \Delta D = 0,$$

что означает $\Delta H = 0$.

Таким образом, доказано утверждение, более сильное, чем теорема 3: для различимых в смысле условия (iii) систем из класса простых любое изменение параметров $\Delta \theta$ (и, соответственно, матриц A, B, C, D) с необходимостью влечет $\Delta H \neq 0$ (в силу различимости) и влечет $H^T \Delta H \neq 0$ (в силу вышеприведенных рассуждений), то есть в силу теоремы 2 всегда $D_V < D_M$.

8.10 Доказательство теоремы 4

8.10.1 Асимптотическое распределение оценки θ_L

Пусть θ^* — точка локального минимума функционала $J \doteq \mathbf{M} J_1$, и θ_L — состоятельный корень уравнения $J'_L = 0$: $\lim_{L \rightarrow \infty} \theta_L = \theta^*$ (п.н.).

Лемма 2. Если в некоторой окрестности $B(\theta^*)$ точки θ^* существуют непрерывные и ограниченные производные

$$J'_L, \quad \partial J'_L / \partial \theta_i, \quad \partial^2 J'_L / \partial \theta_i \partial \theta_j, \quad i, j \in \overline{1, v},$$

то случайная величина $L^{1/2}(\theta_L - \theta^*)$ асимптотически нормальна с нулевым мат. ожиданием и дисперсией

$$(\mathbf{M} J''_1)^{-1} (\mathbf{M} J'_1 J'^T_1) (\mathbf{M} J''_1)^{-1},$$

где производные J'_1 и J''_1 берутся в точке θ^* .

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО проведем по схеме [29, 5f.2], сделав необходимые обобщения.

Зададим число L_B : $\forall L > L_B \quad \theta_L \in B(\theta^*)$ (п.н.). Везде далее считаем $L > L_B$. По условию, в окрестности $B(\theta^*)$ существуют непрерывные ограниченные производные $J'_L, \partial J'_L / \partial \theta_i, \partial^2 J'_L / \partial \theta_i \partial \theta_j, i, j \in \overline{1, v}$. (Напомним, что J'_L обозначает вектор производных

$$(\partial J_L / \partial \theta_1; \dots; \partial J_L / \partial \theta_v),$$

так что $\partial^2 J'_L / \partial \theta_i \partial \theta_j \doteq \partial^3 J_L / \partial \theta_i \partial \theta_j \partial \theta_k$). Следовательно, можно применить разложение градиента $J'_L(\theta_L)$ в ряд Тейлора относительно точки θ^* с остаточным членом:

$$J'_L(\theta_L) = 0 = J'_L(\theta^*) + J''_L(\theta^*) \cdot (\theta_L - \theta^*) + \\ + \frac{1}{2}(\theta_L - \theta^*)^T \cdot J'''_L(\theta) \cdot (\theta_L - \theta^*),$$

где θ — некоторая точка отрезка, соединяющего точки θ^* и θ_L : $\theta \in [\theta_L, \theta^*]$ [30, § 7.13]. Отсюда получаем

$$0 = L^{1/2}(\theta_L - \theta^*) + [J''_L(\theta^*) + \frac{1}{2}(\theta_L - \theta^*)^T \cdot J'''_L(\theta)]^{-1} \times \\ \times L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*).$$

Следовательно,

$$L^{1/2}(\theta_L - \theta^*) + [J''(\theta^*)]^{-1} \cdot L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*) =$$

$$\begin{aligned}
 &= -\{[J'_L(\theta^*) + \frac{1}{2}(\theta_L - \theta^*)^\top \cdot J'''_L(\theta)]^{-1} - [J''(\theta^*)]^{-1}\} \times \\
 &\quad \times L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*) \doteq \\
 &\quad \doteq -E_L \cdot L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*).
 \end{aligned}$$

По центральной предельной теореме, случайная величина

$$L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*) = L^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^L J'_{1,i}(\theta^*)$$

имеет предельное нормальное распределение $\Phi(\mu, \Sigma^2)$:

$$\begin{aligned}
 \mu &\doteq \mathbf{M} J'_{1,i}(\theta^*) = 0, \quad \Sigma^2 \doteq \mathbf{M} J'_{1,i}(\theta^*) \cdot J'^{\top}_{1,i}(\theta^*), \\
 J'_{1,i} &\doteq \partial J_{1,i}(\theta) / \partial \theta, \quad J_{1,i}(\theta) \doteq \min_w \|\check{z}_{(i)} - H(\theta)w\|^2.
 \end{aligned}$$

Отметим, что $\mathbf{M} J_{1,i}(\theta) = \mathbf{M} J_1(\theta)$.

Далее, $E_L \rightarrow 0$ (п.н.), поскольку

- 1) по усиленному закону больших чисел $J''_L(\theta^*) \rightarrow J''(\theta^*) \doteq \mathbf{M} J''_1(\theta^*)$ (п.н.);
- 2) $\theta_L \rightarrow \theta^*$ (п.н.) (теорема 1);
- 3) производная $J'''_L(\theta)$ ограничена в $B(\theta^*)$.

Из сходимости распределения $L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*)$ к нормальному $\Phi(\mu, \Sigma^2)$, $\Sigma^2 < \infty$, и сходимости п.н. $E_L \rightarrow 0$ следует сходимость по вероятности

$$L^{1/2}(\theta_L - \theta^*) + [J''(\theta^*)]^{-1} \cdot L^{1/2} \cdot J'_L(\theta^*) \rightarrow 0.$$

Следовательно, распределение $L^{1/2}(\theta_L - \theta^*)$ сходится к нормальному $\Phi(0, \Sigma_1^2)$, где

$$\Sigma_1^2 \doteq (\mathbf{M} J''_1)^{-1} (\mathbf{M} J'_1 J'^{\top}_1) (\mathbf{M} J''_1)^{-1}.$$

Лемма доказана.

8.10.2 Оценки производных и регулярность эмпирического функционала $J_1(\theta)$

Первая и вторая производные функционала $J_1(\theta)$ вычислены в [3, ?], где приведены формулы с использованием специальной матрицы из множителей Лагранжа. В отличие от [3, ?], здесь получено явное выражение второй производной через элементы матриц G, C, Π , что позволило дать простые оценки сверху для слагаемых в выражении для 2-й производной.

Лемма 3. Пусть $\omega(\gamma_\theta) \doteq J_1(\theta) = \check{z}^T G^T C G \check{z}$, $\omega' \doteq \partial\omega/\partial\gamma$, $\omega'' \doteq \partial^2\omega/\partial\gamma^2$. Тогда

$$\omega' = \gamma^T V^T C \widehat{V}, \quad V \doteq V(\check{z}), \quad \widehat{V} \doteq V(\widehat{z}), \quad \widehat{z} \doteq \Pi \check{z}, \quad (109)$$

$$\omega'' = \widehat{V}^T C \widehat{V} - S_1 - S_2, \quad (110)$$

где слагаемые S_1 и S_2 ограничены сверху по евклидовой норме

$$\|S\| \doteq \left(\sum s_{ij}^2 \right)^{1/2} = (\text{Sp } S^T S)^{1/2} \quad (111)$$

неравенствами:

$$\|S_1\| \leq \sqrt{2} c_0 \cdot \|\check{z}\| \cdot \|\check{z} - \widehat{z}\|,$$

$$\|S_2\| \leq c_0 \cdot \|\check{z} - \widehat{z}\|^2,$$

$$c_0 \doteq Nr(p+1)(m+r) \text{Sp } C.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Обозначим

$$\omega'_{ij} \doteq \partial\omega/\partial\gamma^{ij} = \check{z}^T (-\partial\Pi/\partial\gamma^{ij}) \check{z}.$$

Раскроем второй сомножитель:

$$\begin{aligned} -\partial\Pi/\partial\gamma^{ij} &= \\ &= (\partial G^T/\partial\gamma^{ij})CG - G^T C ((\partial G/\partial\gamma^{ij})G^T + \\ &\quad + G(\partial G^T/\partial\gamma^{ij}))CG + G^T C (\partial G/\partial\gamma^{ij}) = \\ &= E_{ij}^T CG - G^T C (E_{ij}G^T + G E_{ij}^T)CG + G^T C E_{ij} = \\ &= (E_{ij}^T - G^T C G E_{ij}^T)CG + G^T C (E_{ij} - E_{ij}G^T CG). \end{aligned}$$

После вынесения E_{ij}^T и E_{ij} за скобки получаем

$$-\partial\Pi/\partial\gamma^{ij} = \Pi E_{ij}^T CG + G^T C E_{ij} \Pi. \quad (112)$$

Отсюда следует

$$\omega'_{ij} = \check{z}^T G^T C E_{ij} \Pi \check{z}. \quad (113)$$

Учитывая, что $E_{ij} \Pi \check{z} = \widehat{V}_{ij}$ и $\check{z}^T G^T = \gamma^T V^T$, имеем $\omega'_{ij} = \gamma^T V^T C \widehat{V}_{ij}$. Следовательно, $\omega' = \gamma^T V^T C \widehat{V}$.

2) Обозначим $\omega''_{ijkl} \doteq \partial^2\omega/\partial\gamma^{ij}\partial\gamma^{kl} = \check{z}^T (\partial G^T C E_{ij} \Pi/\partial\gamma^{kl}) \check{z}$ (см. (113)). Раскроем второй сомножитель:

$$\partial G^T C E_{ij} \Pi/\partial\gamma^{kl} = E_{kl}^T C E_{ij} \Pi - G^T C (E_{kl}G^T + G E_{kl}^T) C E_{ij} \Pi -$$

$$-G^T C E_{ij} (\Pi E_{kl}^T C G + G^T C E_{kl} \Pi).$$

В этом равенстве два последних слагаемых получены с применением формулы (112). Далее удобно сложить первое и третье слагаемые:

$$E_{kl}^T C E_{ij} \Pi - G^T C G E_{kl}^T C E_{ij} \Pi = \Pi E_{kl}^T C E_{ij} \Pi.$$

Объединив 2-е и 5-е слагаемые, получим

$$\begin{aligned} \partial G^T C E_{ij} \Pi / \partial \gamma^{kl} &= \Pi E_{kl}^T C E_{ij} \Pi - \\ &- G^T C (E_{kl} G^T C E_{ij} + E_{ij} G^T C E_{kl}) \Pi - \\ &- G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G. \end{aligned} \quad (114)$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} \omega''_{ijkl} &= \widehat{V}_{kl}^T C \widehat{V}_{ij} - \\ &- \bar{z}^T G^T C (E_{kl} G^T C E_{ij} + E_{ij} G^T C E_{kl}) \Pi \check{z} - \\ &- \bar{z}^T G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \check{z}. \end{aligned}$$

Тогда

$$\omega'' = \|\omega''_{ijkl}\| = \widehat{V}^T C \widehat{V} - S_1 - S_2.$$

3) Оценим сверху нормы слагаемых S_1 и S_2 . Согласно последнему равенству, S_1, S_2 — матрицы, столбцы и строки которых пронумерованы двойными индексами ij и kl соответственно, таким образом, что

$$\begin{aligned} S_1^{ij,kl} &\doteq \check{z}^T G^T C (E_{kl} G^T C E_{ij} + E_{ij} G^T C E_{kl}) \Pi \check{z}, \\ S_2^{ij,kl} &\doteq \check{z}^T G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \check{z}. \end{aligned}$$

Тогда

$$\begin{aligned} \|S_1\|^2 &\leq \sum_{ij} \sum_{kl} \|S_1^{ij,kl}\|^2 \leq \\ &\leq 2 \sum_{ij} \sum_{kl} \|\check{z}^T G^T C E_{kl} G^T C E_{ij} \Pi \check{z}\|^2 \leq \\ &\leq 2 \sum_{ij} \sum_{kl} \|\check{z}^T G^T C\|^2 \cdot \|E_{kl} G^T C\|^2 \cdot \|E_{ij} \Pi \check{z}\|^2 \leq \\ &\leq 2N^2 \cdot \sum_{ij} \sum_{kl} \|\check{z}^T G^T C\|^2 \cdot \|G^T C\|^2 \cdot \|\check{z}\|^2 \leq \\ &\leq 2N^2 (r(p+1)(m+r))^2 \cdot (\text{Sp } C)^2 \cdot \|\check{z} - \widehat{z}\|^2 \cdot \|\check{z}\|^2. \end{aligned}$$

В последних 2-х неравенствах учтено: 1) $i \in \overline{1, r}, j \in \overline{1, (p+1)(r+m)}$; 2) $\|E_{kl}\|^2 = N - p_k \leq N$, где $p_k \leq p$ — степень k -й строки знаменателя $a(s)$ системы (1); 3) $\|C^{1/2}\|^2 = \text{Sp } C$; 4) $\|G^T C\|^2 = \text{Sp } C G G^T C = \text{Sp } C$; 5) $\|\tilde{z}^T G^T C\|^2 \leq \|\tilde{z}^T G^T C^{1/2}\|^2 \cdot \|C^{1/2}\|^2 = \|\tilde{z} - \hat{z}\|^2 \text{Sp } C$. Следовательно,

$$\|S_1\| \leq \sqrt{2} c_0 \cdot \|\tilde{z}\| \cdot \|\tilde{z} - \hat{z}\|.$$

Аналогично оценивается норма слагаемого S_2 :

$$\begin{aligned} \|S_2\|^2 &\leq \sum_{ij} \sum_{kl} \|S_2^{ij,kl}\|^2 = \\ &= \sum_{ij} \sum_{kl} \|\tilde{z}^T G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \tilde{z}\|^2. \end{aligned}$$

Применив неравенства $\|E_{kl}\|^2 = N - p_k \leq N$, $\|x^T \Pi x\|^2 \leq \|x\|^2 \cdot \|x\|^2$, получим

$$\begin{aligned} \|S_2\|^2 &\leq N^2 \cdot \sum_{ij} \sum_{kl} \|CG\tilde{z}\|^4 \leq \\ &\leq N^2 (r(p+1)(m+r))^2 \cdot (\text{Sp } C)^2 \cdot \|\tilde{z} - \hat{z}\|^4. \end{aligned}$$

Следовательно, $\|S_2\| \leq c_0 \cdot \|\tilde{z} - \hat{z}\|^2$.

Лемма 3 доказана.

Лемма 4. *Существует окрестность $B(\theta^*)$ точки θ^* , в которой функционал $J_L(\theta)$ (17), (19) имеет непрерывную и ограниченную третью производную $J_L'''(\theta)$.*

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Отметим, что матрица G_θ системы (5) при ограничениях (i)–(iii) непрерывно дифференцируема по θ .

Функционал $J_L(\theta)$ имеет непрерывную третью производную по θ , если (и только если) непрерывную третью производную по θ имеет определенная в условии леммы 3 функция $\omega(\theta) \doteq \omega(\gamma_\theta)$. Согласно лемме 3,

$$\begin{aligned} \omega''_{\theta\theta} &= D^T \omega''_{\gamma\gamma} D = \\ &= D^T (\hat{V}^T C \hat{V} - S_1 - S_2) D \doteq D^T (S_0 - S_1 - S_2) D, \end{aligned}$$

где S_0, S_1, S_2 — матрицы, столбцы и строки которых пронумерованы двойными индексами ij и kl , так что

$$S_0^{ij,kl} \doteq \tilde{z}^T \Pi E_{kl}^T C E_{ij} \Pi \tilde{z} \doteq \hat{V}_{kl}^T C \hat{V}_{ij},$$

$$S_1^{ij,kl} \doteq \check{z}^T G^T C (E_{kl} G^T C E_{ij} + E_{ij} G^T C E_{kl}) \Pi \check{z},$$

$$S_2^{ij,kl} \doteq \check{z}^T G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \check{z}.$$

Далее не будем вычислять производную $\omega''' \doteq \partial\omega''/\partial\theta$, а поступим следующим образом. Учитывая определение $\Pi \doteq I - G^T C G$, заметим, что функция $\omega''(\theta)$ имеет вид $\omega''(\theta) \equiv \varphi(C_\theta, G_\theta)$, где $\varphi(C, G)$ — биквадратичная форма от матричных аргументов C, G размеров соответственно $n \times n$ и $n \times l$. Матриц-функция G_θ непрерывно дифференцируема и имеет для всех $\theta \in \Omega$ линейно независимые строки. Следовательно, матриц-функция $C_\theta \doteq [G_\theta G_\theta^T]^{-1}$ в замкнутом подмножестве $B_1(\theta^*) \subset \Omega$ непрерывно дифференцируема и ограничена, поскольку матриц-функция $[G_\theta G_\theta^T]^{-1}$ непрерывна и ограничена в $B_1(\theta^*)$ и имеет место равенство

$$\frac{\partial}{\partial\theta} [G_\theta G_\theta^T]^{-1} = [G_\theta G_\theta^T]^{-1} \cdot \frac{\partial}{\partial\theta} [G_\theta G_\theta^T] \cdot [G_\theta G_\theta^T]^{-1}.$$

Отсюда следует, что суперпозиция $\varphi(C_\theta, G_\theta) = \omega''(\theta)$ во внутренних точках множества $B_1(\theta^*)$ имеет непрерывную производную

$$\frac{\partial}{\partial\theta} \varphi(C_\theta, G_\theta) = \omega'''(\theta),$$

и в замкнутом подмножестве $B_2(\theta^*) \subset B_1(\theta^*)$ эта производная ограничена. Следовательно, она ограничена в любой окрестности $B(\theta^*) \subset B_2(\theta^*)$ точки θ^* .

Лемма доказана.

8.10.3 Математическое ожидание квадрата градиента и второй производной эмпирического функционала $J_1(\theta)$

Обозначим, как и в доказательстве леммы 3,

$$\omega(\gamma_\theta) \doteq J_1(\theta), \quad \omega' \doteq \partial\omega/\partial\gamma \doteq \|\partial\omega/\partial\gamma^{ij}\| \doteq \|\omega'_{ij}\|$$

(вектор, элементы которого пронумерованы двойным индексом ij),

$$\omega'' \doteq \partial^2\omega/\partial\gamma^2 \doteq \|\partial^2\omega/\partial\gamma^{ij}\partial\gamma^{kl}\| \doteq \|\omega'_{ij,kl}\|$$

(матрица с нумерацией двойным индексом строк ij и столбцов kl).

Лемма 5. В точке $\theta = \theta_*$:

$$1) \quad \mathbf{M} \omega' \omega'^T = \sigma^2 \mathbf{M} \omega'' + \sigma^2 X^T X,$$

$$X^T X \doteq \|x_{ij,kl}\|_{\substack{i \in \overline{1,r}, j \in \overline{1,t} \\ k \in \overline{1,r}, l \in \overline{1,t}}}, \quad x_{ij,kl} \doteq \sigma^2 \text{Sp} \Pi E_{ij}^T C E_{kl} \Pi;$$

$$2) \quad x_{ij,kl} = \mathbf{M} (\widehat{V} - V_*)_{ij}^T C (\widehat{V} - V_*)_{kl},$$

$$3) \quad \mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} V_*^T C V_*.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Установим одно несложное равенство. Пусть A, B — матрицы размеров $l \times l$, такие, что для некоторого вектора $x \in R^l$ выполнено $Ax = 0$ и $x^T B = 0$. И пусть $e \in R^l$ — случайная величина с нулевым мат. ожиданием и диагональной матрицей вторых моментов: $\mathbf{M} e e^T = \sigma^2 I$. Тогда

$$\mathbf{M} (x + e)^T A (x + e) (x + e)^T B (x + e) = \sigma^2 \mathbf{M} x^T A B x + \mathbf{M} e^T A e e^T B e \quad (115)$$

(для доказательства следует заметить, что после раскрытия скобок в левой части равенства мат. ожидание слагаемых, в которые вектор e входит нечетное число раз, равно нулю).

Далее положим в (115) $A \doteq \Pi E_{ij}^T C G$, $B \doteq G^T C E_{kl} \Pi$, $x \doteq z_*$, $e \doteq \eta$. В результате, используя (113), получим

$$\mathbf{M} \omega'_{ij} \omega'_{kl} = \sigma^2 \mathbf{M} V_*^T C V_*_{kl} + \mathbf{M} \eta^T \Pi E_{ij}^T C G \eta \eta^T G^T C E_{kl} \Pi \eta.$$

Представим вектор η в виде суммы двух ортогональных слагаемых: $\eta \doteq \eta_{\parallel} + \eta_{\perp}$, где $\eta_{\parallel} \doteq \Pi \eta$ и $\eta_{\perp} \doteq \eta - \eta_{\parallel}$. Заметим, что $G \eta_{\parallel} = 0$, и случайные величины η_{\parallel} и η_{\perp} взаимно независимы. Учитывая, что $\mathbf{M} G \eta_{\perp} \eta_{\perp}^T G^T = \sigma^2 C^{-1}$, имеем:

$$\mathbf{M} \omega'_{ij} \omega'_{kl} = \sigma^2 \mathbf{M} V_*^T C V_*_{kl} + \sigma^2 \mathbf{M} \eta_{\parallel}^T E_{ij}^T C E_{kl} \eta_{\parallel}.$$

Наконец, второе слагаемое можно преобразовать, используя равенства $\eta_{\parallel} = \Pi \eta$, $\mathbf{M} \eta^T A \eta = \sigma^2 \text{Sp} A$. Это приводит к 1-му утверждению леммы.

2) Заметим, что $\eta = \check{z} - z_*$ и $\eta_{\parallel} = \Pi(\check{z} - z_*) = \widehat{z} - z_*$. Отсюда следует

$$\mathbf{M} \omega'_{ij} \omega'_{kl} = \sigma^2 \mathbf{M} V_*^T C V_*_{kl} + \sigma^2 \mathbf{M} (\widehat{V} - V_*)_{ij}^T C (\widehat{V} - V_*)_{kl}$$

и далее 2-е утверждение леммы.

3) Согласно определениям

$$\mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} (\check{z}^T G^T C G \check{z})'' = \mathbf{M} \check{z}^T (G^T C G)'' \check{z}.$$

Подставив $\check{z} = z_* + \eta$, получим

$$\begin{aligned} \mathbf{M} \omega'' &= \mathbf{M} z_*^T (G^T C G)'' z_* + \mathbf{M} \eta^T (G^T C G)'' \eta = \\ &= \mathbf{M} z_*^T (G^T C G)'' z_* + \sigma^2 \text{Sp}(G^T C G)'' = \end{aligned}$$

$$= \mathbf{M} z_*^T (G^T C G)'' z_* + \sigma^2 (\text{Sp } G^T C G)''.$$

Учтем, что

$$\text{Sp } G^T C G = \text{Sp } C G G^T = \text{Sp } I_{\text{rank } G} = \text{rank } G.$$

Согласно условиям (i)–(iii), $\text{rank } G$ — постоянное число, следовательно,

$$(\text{Sp } G^T C G)'' = 0,$$

$$\mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} z_*^T (G^T C G)'' z_* = \mathbf{M}_{\dot{z}=z_*} \omega''.$$

Применив лемму 3, получаем

$$\mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} V_*^T C V_*.$$

Лемма доказана.

Учитывая, что $J'_1 \doteq J'_{1\theta} = \omega'_\gamma D$ и $J''_1 \doteq J''_{1\theta\theta} = D^T \omega''_{\gamma\gamma} D$, приходим к утверждению теоремы 4.

8.11 Доказательство теоремы 5

Как было указано в разделе 3, модифицированные оценки могут быть охарактеризованы, с одной стороны, как оценки ОР с заменой \bar{z} на $\Phi \bar{z}$, и с другой стороны, как оценки ВИ с заменой C на C_{OR} . Исходя из этого, построим доказательство теоремы 5, следуя доказательству теоремы 4.

- 1) Лемма 2 остается без изменения.
- 2) Лемма 3 заменяется следующим утверждением.

Лемма 6. Пусть

$$\begin{aligned} \omega(\gamma\theta) &\doteq J_1(\theta) = \check{z}^T G^T C_{\text{OR}} G \check{z} = \\ &= \check{z}^T \Phi^T G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi \check{z}, \\ \omega' &\doteq \partial\omega/\partial\gamma, \quad \omega'' \doteq \partial^2\omega/\partial\gamma^2. \end{aligned}$$

Тогда

$$\begin{aligned} \omega' &= \gamma^T V^T C_{\text{OR}} \widehat{V}_M, & (116) \\ V &\doteq V(\check{z}), \\ \widehat{V}_M &\doteq V_{\text{OR}}(\widehat{z}), \quad \widehat{z} \doteq \Pi_{\text{OR}} \Phi \check{z}, \\ \omega'' &= \widehat{V}_M^T C_{\text{OR}} \widehat{V}_M - S_1 - S_2, \end{aligned}$$

где слагаемые S_1 и S_2 ограничены сверху по евклидовой норме

$$\|S\| \doteq \left(\sum s_{ij}^2 \right)^{1/2} = (\text{Sp } S^T S)^{1/2}$$

неравенствами:

$$\|S_1\| \leq \sqrt{2} c_0 \cdot \|\check{z}\| \cdot \|\check{z} - \hat{z}\|,$$

$$\|S_2\| \leq c_0 \cdot \|\check{z} - \hat{z}\|^2,$$

$$c_0 \doteq Nr(p+1)(m+r)\|\Phi\|^2 \text{Sp } C_{\text{OR}} = N^4 r(p+1)^3(m+r)^3 \text{Sp } (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО аналогично доказательству леммы 3. Следует произвести замену C, G, \bar{z} на $C_{\text{OR}}, G_{\text{OR}}, \Phi \bar{z}$.

3) Лемма 4 сохраняет силу (в доказательстве следует произвести замену C, G, \bar{z} на $C_{\text{OR}}, G_{\text{OR}}, \Phi \bar{z}$).

4) Лемма 5 заменяется следующим утверждением.

Лемма 7. В точке $\theta = \theta_*$:

$$1) \quad \mathbf{M} \omega' \omega'^T = \sigma^2 \mathbf{M} V_*^T C_{\text{OR}} V_* + \sigma^4 W,$$

$$0 < W < c_1 I,$$

$$c_1 = N^4(p+1)^3 r(r+m+1)^3 \text{Sp } (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1},$$

$$2) \quad \mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} V_*^T C_{\text{OR}} V_* + \sigma^2 \text{Sp } (C_{\text{OR}} C^{-1})'',$$

$$\text{Sp } (C_{\text{OR}} C^{-1})'' \leq 4(p+1)^{1/2} N^3 (r+m)^2 \text{Sp } (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Из леммы 6,

$$\omega' \omega'^T = \widehat{V}_M^T C_{\text{OR}} V \gamma \gamma^T V^T C_{\text{OR}} \widehat{V}_M,$$

$$\omega'_{ij} \omega'_{kl} = \check{z}^T \Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi \check{z} \check{z}^T \Phi^T G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij} \Pi_{\text{OR}} \Phi \check{z}.$$

В равенстве (115) положим

$$A \doteq \Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi,$$

$$B \doteq \Phi^T G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} E_{\text{OR}kl} \Pi_{\text{OR}} \Phi,$$

$$x \doteq z_*, \quad e \doteq \eta.$$

В результате получим

$$\mathbf{M} \omega'_{ij} \omega'_{kl} =$$

$$= \sigma^2 \mathbf{M} V_{*ij}^T C_{OR} V_{*kl} + \\ + \mathbf{M} \eta^T \Phi^T \Pi_{OR} E_{ORij}^T C_{OR} G_{OR} \Phi \eta \eta^T \Phi^T G_{OR}^T C_{OR} E_{ORkl} \Pi_{OR} \Phi \eta. \quad (117)$$

Вместо вычисления мат. ожидания второго слагаемого, как это было сделано в доказательстве теоремы 4, ограничимся получением оценки сверху.

Установим ряд вспомогательных утверждений.

Предложение 8. Пусть $A = \|a_{ij}\|$ — квадратная матрица размера $n \times n$, и пусть η — случайный вектор с нулевым мат. ожиданием и диагональной матрицей вторых моментов:

$$\mathbf{M} \eta = 0, \quad \mathbf{M} \eta \eta^T = \sigma^2 I_{n \times n}.$$

Тогда

$$\sigma^{-4} \mathbf{M} \eta^T A^T \eta \eta^T A \eta = \\ = \sum_i a_{ii}^2 + \sum_{ij} a_{ii} a_{jj} + \sum_{ij} a_{ij} a_{ji} + \sum_{ij} a_{ij}^2 = \\ = \text{Sp}(A * A) + (\text{Sp} A)^2 + \text{Sp} A^2 + \text{Sp} A^T A,$$

где знак $*$ обозначает бинарную операцию покомпонентного произведения матриц одинакового размера: ij -й элемент $A * B$ есть произведение ij -х элементов A и B :

$$(A * B)_{ij} = a_{ij} b_{ij}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Распишем покомпонентно:

$$\sigma^{-4} \mathbf{M} \eta^T A^T \eta \eta^T A \eta = \\ = \sigma^{-4} \mathbf{M} \sum_{ijkl} a_{ij} a_{kl} \eta_i \eta_j \eta_k \eta_l.$$

Далее следует учесть, что математические ожидания сомножителей вида $\eta_i \eta_i \eta_k \eta_l$, $\eta_i \eta_j \eta_i \eta_l$ равны нулю.

Предложение 9. Пусть $A = \|a_{ij}\|$ — квадратная матрица размера $n \times n$, и

$$a \doteq (a_{11}; \dots; a_{nn})$$

— вектор из диагональных элементов A . Тогда

$$(1) \quad (\text{Sp} A)^2 \leq n a^T a \leq n \text{Sp} A^T A = n \|A\|^2;$$

$$(2) \quad \text{Sp} A * A \leq \text{Sp} A^T A;$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. 1) Представим $\text{Sp } A$ в виде скалярного произведения

$$\text{Sp } A = a^T \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \doteq a^T b.$$

Тогда

$$(\text{Sp } A)^2 = (a^T b)^2 \leq (a^T a) (b^T b) = n a^T a$$

(неравенство Коши—Буняковского). Заключительная часть (1) следует из определений следа Sp и евклидовой нормы $\|\cdot\|$ матрицы.

2) Второе неравенство также следует из определений:

$$\text{Sp } A * A \doteq a^T a \leq \text{Sp } A^T A.$$

Предложение доказано.

Предложение 10. Пусть $A = \|a_{ij}\|$, $B = \|b_{ij}\|$ — квадратные матрицы размера $n \times n$. Тогда

$$(1) \quad (\text{Sp } AB)^2 \leq (\text{Sp } A^T A) (\text{Sp } B^T B);$$

$$(2) \quad \text{Sp } A^2 \leq \text{Sp } A^T A.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. В пространстве матриц определим скалярное произведение

$$(A, B) = \sum_{ij} a_{ij} b_{ij} = \text{Sp } A^T B,$$

тогда (1) оказывается неравенством Коши—Буняковского:

$$(A, B)^2 \leq (A, A) (B, B).$$

Неравенство (2) следует из (1) при $B = A$. Предложение доказано.

Прямым следствием предложений 8, 9, 10 является следующее

Утверждение 12. Пусть $A = \|a_{ij}\|$ — квадратная матрица размера $n \times n$, и пусть η — случайный вектор с нулевым мат. ожиданием и диагональной матрицей вторых моментов:

$$\mathbf{M} \eta = 0, \quad \mathbf{M} \eta \eta^T = \sigma^2 I_{n \times n}.$$

Тогда

$$\sigma^{-4} \mathbf{M} \eta^T A^T \eta \eta^T A \eta \leq (n + 3) \text{Sp } A^T A.$$

Следствие. В формуле (117) второе слагаемое ограничено сверху:

$$\begin{aligned} & \mathbf{M} \eta^T \Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi \eta \eta^T \Phi^T G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} E_{\text{OR}kl} \Pi_{\text{OR}} \Phi \eta < \\ & < \sigma^4 N^4 (p+1)^2 (r+m+1)^2 \text{Sp} (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}. \end{aligned}$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Имеет место последовательность неравенств:

$$\mathbf{M} \eta^T \Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi \eta \eta^T \Phi^T G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} E_{\text{OR}kl} \Pi_{\text{OR}} \Phi \eta \leq$$

(утверждение 12)

$$\leq \sigma^4 (N(r+m) + 3) \times$$

$$\times \text{Sp} \Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G G^T C_{\text{OR}} E_{\text{OR}kl} \Pi_{\text{OR}} \Phi =$$

$$= \sigma^4 (N(r+m) + 3) \|\Phi^T \Pi_{\text{OR}} E_{\text{OR}ij}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi\|^2 \leq$$

$$\leq \sigma^4 (N(r+m) + 3) \|\Phi^T \Phi E_{\text{OR}ij}^T\|^2 \|C_{\text{OR}} G_{\text{OR}}\|^2 =$$

(учитывая, что $\|C_{\text{OR}} G_{\text{OR}}\|^2 = \text{Sp} C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} = \text{Sp} C_{\text{OR}}$)

$$= \sigma^4 (N(r+m) + 3) \|\Phi^T \Phi E_{\text{OR}ij}^T\|^2 \text{Sp} C_{\text{OR}} <$$

(учитывая неравенство $\Phi^T \Phi < (p+1) I_{N(r+m) \times N(r+m)}$)

$$\Rightarrow \|\Phi^T \Phi\|^2 < (p+1)^2 N(r+m)$$

$$< \sigma^4 (N(r+m) + 3) (p+1)^2 N(r+m) \|E_{\text{OR}ij}^T\|^2 \text{Sp} C_{\text{OR}} <$$

(учтем, что $\|E_{\text{OR}ij}^T\|^2 \leq N$, поскольку вследствие определения $E_{\text{OR}ij} \doteq \partial G_{\text{OR}} / \partial \gamma_{ij}$ число ненулевых элементов (единиц) в матрице $E_{\text{OR}ij}$ равно числу клеточных строк вида $(0 \dots 0 \gamma_0 \dots \gamma_p 0 \dots 0)$ в матрице G_{OR})

$$< \sigma^4 (N(r+m) + 3) N^2 (p+1)^2 (r+m) \text{Sp} C_{\text{OR}} <$$

$$< \sigma^4 N^3 (p+1)^2 (r+m+1)^2 \text{Sp} C_{\text{OR}} <$$

$$< \sigma^4 N^4 (p+1)^2 (r+m+1)^2 \text{Sp} (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

Следствие доказано.

Предложение 11. Пусть $W > 0$ — симметричная п.о. матрица порядка n , каждый элемент которой ограничен сверху неравенством:

$$w_{ij} < c.$$

Тогда имеет место оценка

$$W < ncI_{n \times n}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Отношение $W < U$ по определению означает

$$\forall x \quad x^T W x < x^T U x.$$

Согласно условию,

$$x^T W x = \sum_{ij} x_i w_{ij} x_j < c \sum_{ij} x_i x_j.$$

С другой стороны,

$$c \sum_{ij} x_i x_j = c x^T \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} (1 \cdots 1) x \leq$$

(неравенство Коши—Буняковского)

$$\leq c x^T x (1 \cdots 1) \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = nc x^T x$$

Следовательно,

$$W < ncI_{n \times n}.$$

Предложение доказано.

Далее, согласно (117)

$$\begin{aligned} \mathbf{M} \omega' \omega'^T &= \\ &= \sigma^2 \mathbf{M} V_*^T C_{\text{OR}} V_* + \sigma^4 W, \\ W &\in \mathbb{R}^{n \times n}, \quad n \doteq r(r+m)(p+1), \end{aligned}$$

и (ij, kl) -й элемент матрицы W по следствию утверждения 12 ограничен сверху константой

$$c = N^4 (p+1)^2 (r+m+1)^2 \text{Sp} (\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1}.$$

По предложению 11,

$$\begin{aligned} 0 < W < nN^4(p+1)^2(r+m+1)^2 \left[\text{Sp}(\gamma_\theta^\top \gamma_\theta)^{-1} \right] I_{n \times n} < \\ < N^4(p+1)^3 r(r+m+1)^3 \left[\text{Sp}(\gamma_\theta^\top \gamma_\theta)^{-1} \right] I_{n \times n}. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} \mathbf{M} \omega' \omega'^\top &= \\ &= \sigma^2 \mathbf{M} V_*^\top C_{\text{OR}} V_* + \sigma^4 W, \\ 0 < W < c_1 I, \\ c_1 &\doteq N^4(p+1)^3 r(r+m+1)^3 \text{Sp}(\gamma_\theta^\top \gamma_\theta)^{-1}. \end{aligned}$$

Первое утверждение леммы доказано.

2) Согласно определениям,

$$\mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} (\tilde{z}^\top \Phi^\top G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi \tilde{z})'' = \mathbf{M} \tilde{z}^\top \Phi^\top (G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi \tilde{z}.$$

Подставив $\tilde{z} = z_* + \eta$, получим

$$\begin{aligned} \mathbf{M} \omega'' &= \mathbf{M} z_*^\top \Phi^\top (G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi z_* + \mathbf{M} \eta^\top \Phi^\top (G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi \eta = \\ &= \mathbf{M} z_*^\top \Phi^\top (G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi z_* + \sigma^2 \text{Sp}(\Phi^\top G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi)'' . \end{aligned}$$

Рассмотрим последний сомножитель.

$$\begin{aligned} \text{Sp}(\Phi^\top G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}} \Phi)'' &= \text{Sp}(G^\top C_{\text{OR}} G)'' = (\text{Sp} G^\top C_{\text{OR}} G)'' = \\ &= (\text{Sp} C_{\text{OR}} G G^\top)'' = (\text{Sp} C_{\text{OR}} C^{-1})'' = \text{Sp}(C_{\text{OR}} C^{-1})'' . \end{aligned} \tag{118}$$

Учитывая эту цепочку равенств, имеем

$$\begin{aligned} \mathbf{M} \omega'' &= \mathbf{M} z_*^\top \Phi^\top (G_{\text{OR}}^\top C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi z_* + \sigma^2 \text{Sp}(C_{\text{OR}} C^{-1})'' = \\ &= \mathbf{M} \omega''(\tilde{z} = z_*) + \sigma^2 \text{Sp}(C_{\text{OR}} C^{-1})'' . \end{aligned}$$

Применив лемму 6 с учетом $\theta = \theta_*$, $\tilde{z} = z_*$ и равенства

$$\widehat{V}_{\mathbf{M}}(\tilde{z} = z_*) = V(z_*) \doteq V_*,$$

получим

$$\mathbf{M} \omega'' = \mathbf{M} V_*^\top C_{\text{OR}} V_* + \sigma^2 \text{Sp}(C_{\text{OR}} C^{-1})'' .$$

Преобразуем второе слагаемое:

$$\begin{aligned}
 & \text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})'' = \\
 & = \text{Sp} (G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi \Phi^T = \tag{119} \\
 & \text{(см. (113), (114), положив } C \doteq C_{\text{OR}}, G \doteq G_{\text{OR}}) \\
 & = \text{Sp} \{ \Pi E_{kl}^T C E_{ij} \Pi - \\
 & - G^T C (E_{kl} G^T C E_{ij} + E_{ij} G^T C E_{kl}) \Pi - \\
 & - G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \} \Phi \Phi^T \leq \\
 & \text{(предложение 9)} \\
 & \leq \sqrt{n} \{ \| \Pi E_{kl}^T C E_{ij} \Pi \| + \\
 & + \| G^T C E_{kl} G^T C E_{ij} \Pi \| + \| G^T C E_{ij} G^T C E_{kl} \Pi \| + \\
 & + \| G^T C E_{ij} \Pi E_{kl}^T C G \| \} \| \Phi \Phi^T \|.
 \end{aligned}$$

Учтем неравенства $\| \Pi A \| \leq \| A \|$, $\| E_{kl} \|^2 \leq N$,

$$\| \Phi \|^2 = (N - p) (r + m) \Rightarrow \| \Phi \Phi^T \| \leq (N - p) (r + m).$$

Тогда

$$\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})'' \leq \sqrt{n} N (N - p) (r + m) \{ \| C \| + 2 \| G^T C G^T C \| + \| G^T C C G \| \}.$$

Теперь привлечем соотношения $\| C \| = \| C^{1/2} \|^2 = \text{Sp} C$, $\| G^T C \|^2 = \text{Sp} C G G^T C = \text{Sp} C$:

$$\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})'' \leq 4 \sqrt{n} N (N - p) (r + m) \text{Sp} C.$$

В итоге, подставив $n = r (r + m) (p + 1) \leq (r + m)^2 (p + 1)$ и восстановив в правой части опущенный индекс **OR**, получим оценку

$$\begin{aligned}
 \text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})'' & \leq 4 (p + 1)^{1/2} N^2 (r + m)^2 \text{Sp} C_{\text{OR}} \leq \\
 & \leq 4 (p + 1)^{1/2} N^3 (r + m)^2 \text{Sp} (\gamma_{\theta}^T \gamma_{\theta})^{-1}.
 \end{aligned}$$

Лемма 7 доказана.

Учитывая равенства $J_1' \doteq J_{1\theta}' = \omega_{\gamma}' D$ и $J_1'' \doteq J_{1\theta}'' = D^T \omega_{\gamma}'' D$, получаем первые два утверждения теоремы.

Далее нужно перейти от $\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})''$ к оценке сверху для $\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})''_{\theta\theta}$.

$$\text{Sp} (C_{\text{OR}} C^{-1})''_{\theta\theta} = \text{Sp} D^T (C_{\text{OR}} C^{-1})'' D = \text{Sp} (G_{\text{OR}}^T C_{\text{OR}} G_{\text{OR}})'' \Phi D D^T \Phi^T.$$

Следуя доказательству от формулы (119) с заменой $\Phi\Phi^T$ на $\Phi DD^T\Phi^T$, получим оценку

$$\text{Sp}(C_{\text{OR}}C^{-1})''_{\theta\theta} \leq 4(p+1)^{1/2} N^3 (r+m)^2 \|DD^T\| \text{Sp}(\gamma_\theta^T \gamma_\theta)^{-1},$$

и далее 3-е утверждение теоремы.

Теорема 5 доказана.

Список литературы

- [1] Белоглазов И.Н. Оптимальные совместные оценивание и идентификация в дискретных линейных системах // ДАН СССР. 1983. Т. 273. № 4. С. 811–815.
- [2] Maine R.E., Pliff K.W. Formulation and implementation of a practical algorithm for parameter estimation with process and measurement noise // SIAM Journal on Applied Mathematics. 1981. V. 41. No. 3. P. 558–579.
- [3] Егоршин А.О. Метод наименьших квадратов и "быстрые" алгоритмы в вариационных задачах идентификации и фильтрации (метод ВИ) // Автометрия. 1988. № 1. С. 30–42.
- [4] Крамер Г. Математические методы статистики. М.: Наука, 1975.
- [5] Аоки М. Введение в методы оптимизации. М.: Наука, 1977.
- [6] Aoki M., Yue P.C. On a priori error estimates of some identification methods // IEEE Trans. on Automat. Control. 1970. V. AC-15. P. 541–548.
- [7] Fuller W.A. Measurement Error Models. New York: Wiley, 1987.
- [8] Бойчук Л.М., Чухрадзе Т.А. Сравнение моделей, получаемых по методу наименьших квадратов и по ортогональной регрессии // Автоматика. 1985. № 5. С. 57–61.
- [9] Aoki M., Yue P.C. On the certain convergence questions in system identification // SIAM Journal of Control. 1970. V. 8. No. 2. P. 239–256.
- [10] Ломов А.А. Статистические свойства орторегрессионных методов оценивания параметров и решений систем линейных разностных уравнений // Оптимизация, Управление, Интеллект. 1997. № 2. С. 40–51.

- [11] Ломов А.А. Идентификация линейных динамических систем по коротким участкам переходных процессов при аддитивных измерительных возмущениях // Известия РАН ТИСУ. 1997. № 3. С. 20–26.
- [12] Ломов А.А. Условия различимости стационарных линейных систем // Дифференц. уравнения. 2003. Т. 39. № 2. С. 261–266.
- [13] Ломов А.А. О статистических свойствах оценок параметров линейных динамических систем по измерениям коротких участков переходных процессов // Труды III Международной конференции "Идентификация систем и задачи управления" SICPRO '04. Москва, 28-30 января 2004 г. М.: Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, 2004. С. 209–224.
- [14] Ломов А.А. Сравнение методов оценивания параметров линейных динамических систем по измерениям коротких участков переходных процессов // Автоматика и телемеханика. 2005. № 1.
- [15] Виллемс Я. От временного ряда к линейной системе // Теория систем. Математические методы и моделирование. М.: Мир, 1989. С. 8–191. (Новое в зарубежной науке. Сер. Математика; Т. 44).
- [16] Ломов А.А. О различимости стационарных линейных систем с коэффициентами, зависящими от параметра // Сибирский журнал индустриальной математики. 2003. Т. 6. № 4(16). С. 60–66.
- [17] Гантмахер Ф.Р. Теория матриц. М. : Наука, 1988.
- [18] Понтрягин Л.С. Обыкновенные дифференциальные уравнения. М.: Наука, 1974.
- [19] Gleser L.J. Estimation in a multivariate "errors in variables" regression model: large sample results // The Annals of Statistics. 1981. V. 9. No. 1. P. 24–44.
- [20] Ворчик Б.Г. Идентифицируемость линейных параметрических стохастических систем // Автоматика и телемеханика. 1985. № 5. С. 64–78. № 7. С. 96–109.
- [21] Цыпкин А.З. Основы информационной теории идентификации. М.: Наука, 1984.

- [22] *Жданов А.И., Кацюба О.А.* Идентификация по методу наименьших квадратов параметров уравнений авторегрессии при аддитивных ошибках измерений // Автоматика и телемеханика. 1982. № 2. С. 29–38.
- [23] *Льюнг Л.С.* Идентификация систем. М.: Наука, 1991.
- [24] *Ломов А.А.* Минимальные описания стационарных линейных моделей // Труды Института математики СО РАН. Т.28, Модели и методы оптимизации. С. 91-117. Новосибирск: ИМ СО РАН, 1994.
- [25] *Kalman R.E.* Mathematical Description of Linear Dynamical Systems // SIAM Journal of Control. 1963.Ser. A. V. 1. No. 2. P. 152–192.
- [26] *Kailath T.* Linear Systems. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J., 1980.
- [27] *Popov V.M.* Some Properties of the Control Systems with Irreducible Matrix-Transfer Function // Lecture Notes in Mathematics. V. 144. Seminar on Differential Equations and Dynamical Systems, II. P. 169–180 / Berlin: Springer-Verlag, 1969.
- [28] *Fellman J.* On the effect of “nuisance” parameters in linear models // Sankhya. The Indian Journal of Statistics. 1976. V. 38. Ser. A. Pt. 2. P. 197–200.
- [29] *Рао С.Р.* Линейные статистические методы и их применение. М.: Наука, 1968.
- [30] *Никольский С.М.* Курс математического анализа. Т. 1. М.: Наука, 1990.
- [31] *Егоршин А.О.* Вариационная дискретизация и идентификация линейных стационарных дифференциальных уравнений // Труды III Международной конференции "Идентификация систем и задачи управления" SICPRO '04. Москва, 28-30 января 2004 г. М.: Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, 2004. С. 1824–1883.