стью 1 при $N \to \infty$, *существует, единственная и является сильно состоятельной оценкой, т.е.* $\hat{b}(N) \xrightarrow[N\to\infty]{П.Н.} b_0$.

Литература

1. Кацюба О.А. Теория идентификации стохастических динамических систем в условиях неопределенности: монография. – Самара: СамГУПС, 2008. ISBN 978-5-98941-079-8.

2. Иванов Д.В. Рекуррентное оценивание параметров динамических систем. Модели с ошибками в переменных. Saarbrucken: LAP LAMBERT Academic Publishing GmbH. 2011. ISBN 978-3-8473-0715-0.

3. Кацюба О.А., Жданов А.И. Идентификация методом наименьших квадратов уравнений авторегрессии с аддитивными ошибками измерений. // Автоматика и телемеханика. 1982. - №2 – с.29-32.

4. Ivanov D.V., Katsyuba O.A. Recurrent identification of autoregression in the presence of observation noises in output signal // International Siberian Conference on Control and Communications (SIBCON-2009). Proceedings. – Tomsk: Tomsk IEEE Chapter & Student Branch. Russia, Tomsk, March 27-28, 2009. P. 79-82.

Д.В. Иванов, Ю.Ф. Шакурова

О СОСТОЯТЕЛЬНОСТИ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ ЛИНЕЙНЫХ ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ ДРОБНОГО ПОРЯДКА С ОШИБКАМИ В ПЕРЕМЕННЫХ

(Самарский государственный университет путей сообщения)

В настоящее время активно развиваются методы нелинейного оценивания параметров динамических систем [1,2]. В статье предложено обобщение метода нелинейных наименьших квадратов на случай динамической системы нецелого порядка с помехой в выходном сигнале.

Постановка задачи

Рассмотрим линейную динамическую систему дробного порядка, описываемую следующими стохастическими уравнениями с дискретным временем $i = \ldots -1,0,1,\ldots$:

$$z_i = \sum_{m=1}^{r} b_0^{(m)} \Delta^{\alpha_m} z_{i-1} + \sum_{m=1}^{r_1} a_0^{(m)} \Delta^{\beta_m} x_i,$$
$$y_i = z_i + \xi_i^{(1)}, \quad w_i = x_i + \xi_i^{(2)}, \tag{1}$$

где $0 < \alpha_1 \ldots < \alpha_r$, $0 < \beta_1 \ldots < \beta_{r_1}$, $\Gamma(\alpha) = \int\limits_0^\infty e^{-t} t^{\alpha-1} dt$,

$$\Delta^{\alpha_m} z_i = \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_m}{j} z_{i-j},\ \Delta^{\beta_m} x_i = \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_m}{j} x_{i-j},$$

$$\binom{\alpha_m}{j} = \frac{\Gamma(\alpha_m + 1)}{\Gamma(j+1)\Gamma(\alpha_m - j + 1)},\ \binom{\beta_m}{j} = \frac{\Gamma(\beta_m + 1)}{\Gamma(j+1)\Gamma(\beta_m - j + 1)},$$

z_i, y_i-ненаблюдаемая и наблюдаемая выходные переменные;

x_i , w_i – ненаблюдаемая и наблюдаемая переменная входные переменные;

$\xi_i^{(1)}, \xi_i^{(2)}$ – помеха наблюдения в выходном и входном сигналах;

Предположим, что выполняются следующие условия:

1. Множество $\widetilde{\mathrm{B}}$, которому априорно принадлежат истинные значения параметров устойчивой динамической системы является компактом.

2. Случайные процессы $\{\xi_i^{(1)}\}, \{\xi_i^{(2)}\}$ являются мартингал-разностями и удовлетворяют следующим условиям: $E\left(\xi_{i+1}^{(k)} / F_i^{(k)}\right) = 0$, $k = \overline{1,2}$ п.н., $E\left(\left(\xi_{i+1}^{(k)}\right)^2 / F_i^{(k)}\right) < \infty$ п.н. $E\left(\left(\xi_i^{(k)}\right)^4\right) < \infty, E\left(\left(\xi_i^{(k)}\right)^2\right) < \infty$, где $F_i^{(k)} - \sigma$- алгебры, индуцированные семействами непрерывных случайных величин $\{\xi^{(k)}(t), t \in T_i\}, T_i = \{\mathrm{t; t \le i, t \in Z_c}$-множество целых чисел$\}$.

3. Входной сигнал x_i является случайным процессом с $E(x_i) = 0$, $E(x_i^2) = \sigma_x^2 < \infty$ и истинные значения параметров $\begin{pmatrix} b_0 \\ \cdots \\ a_0 \end{pmatrix}$ удовлетворяют условию

$$\lim_{N\to\infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \begin{pmatrix} \varphi_z^{(i)} \\ \hline \varphi_x^{(i)} \end{pmatrix} \left(\left(\varphi_z^{(i)}\right)^T \ \vdots\ \left(\varphi_x^{(i)}\right)^T \right) = \lim_{N\to\infty} \frac{1}{N} \left(\begin{array}{c|c} H_{zz} & H_{zx} \\ \hline H_{zx}^T & H_{xx} \end{array} \right) = H$$

п.н., $$\varphi_z^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_1}{j} z_{i-j-1}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_r}{j} z_{i-j-1} \right)^T,$$

$$\varphi_x^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_1}{j} x_{i-j}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_{r_1}}{j} x_{i-j} \right)^T,$$

причем H существует, ограничена и положительно определена.

4. $\{x_i\}$ статистически не зависит от $\{\xi_i^{(1)}\}, \{\xi_i^{(2)}\}$.

Требуется определять оценки неизвестных коэффициентов динамической системы описываемой уравнением (1) по наблюдаемым последовательностям y_i, w_i, при известных порядках, *r, r₁* определить оценки истинных значений параметров.

Критерий для оценивания параметров

Система может быть записана как линейная регрессия

$$y_i = \varphi_i^T \theta_0 + \varepsilon_i, \qquad (2)$$

где $\varphi_i = \left(\left(\varphi_y^{(i)}\right)^T \;\vdots\; \left(\varphi_w^{(i)}\right)^T \right)^T$, $\varphi_y^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_1}{j} y_{i-j-1}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_r}{j} y_{i-j-1} \right)^T$,

$$\varphi_w^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_1}{j} w_{i-j}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_{r_1}}{j} w_{i-j} \right)^T,$$

$$\theta = \left(b_0^T \;\vdots\; a_0^T \right)^T = \left(b_0^{(1)}, \ldots, b_0^{(r)} \;\vdots\; a_0^{(1)}, \ldots, a_0^{(r_1)} \right)^T,$$

$$\varepsilon_i = \xi_i^{(1)} - b_0^T \varphi_{\xi_1}^{(i)} - a_0^T \varphi_{\xi_2}^{(i)}, \;\; \varphi_{\xi_1}^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_1}{j} \xi_{i-j-1}^{(1)}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_r}{j} \xi_{i-j-1}^{(1)} \right)^T,$$

$$\varphi_{\xi_2}^{(i)} = \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_1}{j} \xi_{i-j}^{(2)}, \ldots, \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_r}{j} \xi_{i-j}^{(2)} \right).$$

Лемма 1. Пусть выполняются условия 1-3 , тогда математическое ожидание ε_i *равно нулю* $E(\varepsilon_i) = 0$.

Лемма 2. Пусть выполняются условия 1-3, тогда средняя дисперсия обобщенной ошибки равна

$$\overline{\sigma}_\varepsilon^2 = \overline{\sigma}_1^2 + b_0^T H_{\xi_1} b_0 + a_0^T H_{\xi_2} a_0 = \omega(b_0, a_0),$$

где $\overline{\sigma}_1^2 = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N} \left(\xi_i^{(1)}\right)^2$,

$$H_{\xi_1} = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} E\left[\sum_{i=1}^{N} \varphi_{\xi_1}^{(i)} \left(\varphi_{\xi_1}^{(i)}\right)^T \right] = \begin{pmatrix} h_{\xi_1}^{(11)} & h_{\xi_1}^{(21)} & \cdots & h_{\xi_1}^{(r1)} \\ h_{\xi_1}^{(21)} & h_{\xi_1}^{(22)} & \cdots & h_{\xi_1}^{(r1)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{\xi_1}^{(1r)} & h_{\xi_1}^{(2r)} & \cdots & h_{\xi_1}^{(rr)} \end{pmatrix},$$

$$h_{\xi_1}^{(mk)} = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} E\left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_m}{j} \xi_{i-j-1}^{(1)} \cdot \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\alpha_k}{j} \xi_{i-j-1}^{(1)} \right) =$$

$$= \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} \sum_{i=j}^{N-1} \binom{\alpha_m}{j} \binom{\alpha_k}{j} \sigma_1^2 (i-j-1), \; m = \overline{1, r},$$

$$H_{\xi_2} = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} E\left[\sum_{i=1}^{N} \varphi_{\xi_2}(i) \left(\varphi_{\xi_2}(i)\right)^T \right] = \begin{pmatrix} h_{\xi_2}^{(11)} & h_{\xi_2}^{(21)} & \cdots & h_{\xi_2}^{(r_1 1)} \\ h_{\xi_2}^{(21)} & h_{\xi_2}^{(22)} & \cdots & h_{\xi_2}^{(r1)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{\xi_2}^{(1r_1)} & h_{\xi_2}^{(2r_1)} & \cdots & h_{\xi_2}^{(r_1 r_1)} \end{pmatrix},$$

$$h_{\xi_2}^{(mk)} = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} E \sum_{i=0}^{N-1} \left(\sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_m}{j} \xi_{i-j}^{(2)} \cdot \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{\beta_k}{j} \xi_{i-j}^{(2)} \right) =$$

$$= \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{j=0}^{N-1}\sum_{i=j}^{N-1}\binom{\beta_m}{j}\binom{\beta_k}{j}\sigma_2^2(i-j),\ m=\overline{1,r_1}\ .$$

Определим оценку $\hat{\theta}(N)$ из условия минимума суммы взвешенных квадратов обобщённых ошибок $\left(\varepsilon_i(b_0,a_0,i)\right)^2$ с весом $\omega(b,a)$, т.е.

$$\min_{\theta\in\tilde{B}}\sum_{i=1}^{N}\frac{\left(y_i-\varphi_i^T\theta\right)^2}{\left(\overline{\sigma}_1^2+b^T H_{\xi_1}b+a^T H_{\xi_2}a\right)}=\min_{\theta\in\tilde{B}}\frac{U_N(b,a)}{\omega(b,a)}. \tag{3}$$

Имеет место, следующая теорема:

Теорема. Пусть некоторый случайный процесс $\{y_i, i=...-1,0,1,...\}$ *описывается уравнением (1) с начальными нулевыми условиями и выполняются предположения 1-4. Тогда оценка* $\hat{\theta}(N)$, *определяемая выражением (3) с вероятностью 1 при* $N\to\infty$, *существует, единственная и является сильно состоятельной оценкой, т.е.*

$$\hat{\theta}(N)\xrightarrow[N\to\infty]{П.Н.}\theta_0.$$

Литература

1. Кацюба О.А. Теория идентификации стохастических динамических систем в условиях неопределенности: монография. - Самара: СамГУПС, 2008.ISBN 978-5-98941-079-8.
2. Иванов Д.В. Рекуррентное оценивание параметров динамических систем. Модели с ошибками в переменных. Saarbrucken: LAP LAMBERT Academic Publishing GmbH. 2011.ISBN 978-3-8473-0715-0.

Д.Г. Ивко, А.И. Поршин, Н.Ф. Бахарева, В.Н. Тарасов

ПРОГРАМНЫЙ КОМПЛЕКС МОНИТОРИНГА И УПРАВЛЕНИЯ СЕТЬЮ

(Поволжский государственный университет телекоммуникаций
и информатики)

Компьютерные сети изменяются по размеру и сложности, их нагрузка имеет тенденцию увеличиваться. В таком раскладе сетевой контроль может обеспечивать важной информацией о состоянии коммуникационной инфраструктуры сети. Полученная информация может использоваться для достижения удовлетворительного использования ресурсов сети. Поэтому, качество сетевого контроля выходит на первый план при обслуживании сетей любого размера.

Существует много способов контроля состояния и выявления проблем в сети. Каждый способ имеет свои конкретные цели, и выдвигает на первый план различные аспекты сетевой информации. Некоторые из них сосредотачиваются на сборе информации об отдельных пакетах либо полной детальной информа-