

---

УДК 519.216

**И. П. Атаманюк**, канд. техн. наук

Николаевский государственный аграрный университет  
(Украина, 54010, Николаев, ул. Парижской коммуны, 9,  
тел. (098) 7971234, e-mail: atamanyuk\_igor@mail.ru),

**Ю. П. Кондратенко**, д-р техн. наук

Черноморский государственный университет им. Петра Могилы  
(Украина, 54003, Николаев, ул. 68 десантников, 10,  
тел. (0512) 765572, e-mail: y\_kondratenko@rambler.ru)

## **Алгоритм оптимальной нелинейной экстраполяции зашумленной случайной последовательности \***

С использованием канонических разложений разработан алгоритм оптимальной нелинейной экстраполяции случайной последовательности при условии, что измерения выполнены с погрешностью.

З використанням канонічних розкладів розроблено алгоритм оптимальної нелінійної екстраполяції випадкової послідовності за умови, що вимірювання виконано з похибкою.

*К л ю ч е в ы е с л о в а:* случайная последовательность, каноническое разложение, экстраполяция.

Решение многих задач управления связано с необходимостью прогнозирования будущего состояния объекта управления на основе известных данных о его настоящем и прошлом состояниях. Значительное число прикладных задач прогнозирования приходится решать в условиях, когда гарантированная точность результата и минимум вычислений имеют определяющее значение, однако уже известны накопленные статистические данные. К числу таких задач в первую очередь следует отнести задачи межсамолетной навигации, где своевременность и точность прогноза позволяет предотвратить опасное развитие ситуации.

Не менее важна задача организации испытаний сложных технических объектов на надежность, когда использование накопленной информации для прогноза позволяет сократить дорогостоящий процесс испытаний и существенно повысить достоверность его результатов (аналогичные задачи возникают в медицинской диагностике и др.).

---

\* Работа выполнена при поддержке Министерства образования и науки, молодежи и спорта Украины. Государственный регистрационный номер 0110U001832.

Изложенное определяет правомерность постановки и исследования задачи в рамках дедуктивного направления как задачи экстраполяции некоторой конкретной реализации случайной последовательности за пределы интервала ее наблюдения. Впервые задача экстраполяции в такой постановке решена в работах [1, 2] для стационарных случайных последовательностей. Затем полученное решение было преобразовано в стройную теорию линейной экстраполяции [3]. Однако присущие ему недостатки — ограничение класса исследуемых последовательностей стационарными и вычислительные сложности (так как оно получено в спектральных терминах) — ограничили область его практического применения.

Существенный прорыв в теории линейной экстраполяции представляет собой фильтр Калмана—Бюси [4], позволивший отказаться от требования стационарности и организовать процесс вычислений в наиболее удобной рекуррентной форме. Указанные преимущества обеспечили фильтрам Калмана—Бюси широчайшее практическое применение [3, 5], однако выяснилось, что и этот мощный аппарат имеет определенные ограничения, а именно: в его основе лежит предположение о том, что исследуемая последовательность порождается линейной динамической системой, возбуждаемой белым шумом, т.е. является марковской.

Поскольку реальные последовательности, как правило, обладают значительным последействием, возникла необходимость освободиться и от этих ограничений. Одно из удовлетворяющих этому требованию решений получено в [6] в предположении, что исследуемая случайная последовательность задана своим каноническим разложением [7]. Его универсальность определяется тем, что каноническое разложение существует и точно описывает в исследуемом ряде точек любую случайную последовательность с конечной дисперсией. Однако данное решение является оптимальным только в рамках линейных (корреляционных) связей.

Наиболее общей формулой для решения задач нелинейного прогнозирования является полином Колмогорова—Габо́ра, который позволяет учесть произвольное число измерений случайной последовательности и порядок нелинейности. Однако его практическое использование ограничено в связи с существенными трудностями определения параметров экстраполятора (например, для 12 измерений и четвертого порядка нелинейности необходимо получить 1819 выражений частных производных среднего квадрата погрешности экстраполяции). Таким образом, несмотря на указанное разнообразие решений, потребность в быстродействующих, робастных и максимально точных алгоритмах и устройствах прогноза остается весьма актуальной.

**Постановка задачи.** Предположим, что в результате предварительных экспериментальных исследований для моментов времени  $t_i$ ,  $i = \overline{1, I}$  (необязательно с постоянным шагом дискретности), получено множество

реализаций некоторой случайной последовательности  $\{X\}$ . На основе данной информации по известным формулам математической статистики определены дискретизированные моментные функции

$$M [X^{\xi_l}(i-p_{l-1}) X^{\xi_{l-1}}(i-p_{l-2}) \dots X^{\xi_2}(i-p_1) X^{\xi_1}(i)],$$

$$\sum_{j=1}^l \xi_j \leq L, \quad p_j = \overline{1, i-1}, \quad i = \overline{1, I}.$$

Случайная последовательность описывает, например в исследуемом ряде точек  $t_i, i = \overline{1, I}$ , изменение параметра некоторого технического объекта. В процессе эксплуатации контролируемый параметр измеряется с некоторой погрешностью и в результате наблюдается случайная последовательность  $\{Z\}$ :

$$Z(\omega, t_i) = X(\omega, t_i) + Y(\omega, t_i), \quad i = \overline{1, I}, \quad (1)$$

где  $\omega$  — элементарное событие, принадлежащее некоторой области  $\Omega$ ;  $Y(\omega, t_i)$  — случайная последовательность погрешностей измерения. Тогда

$$M [Y^{\xi_l}(i-p_{l-1}) Y^{\xi_{l-1}}(i-p_{l-2}) \dots Y^{\xi_2}(i-p_1) Y^{\xi_1}(i)],$$

$$\sum_{j=1}^l \xi_j \leq L, \quad p_j = \overline{1, i-1}, \quad i = \overline{1, I}.$$

Положим, что в результате ряда последовательных измерений получены  $k < I$  первых значений  $Z(v) = z(v), v = \overline{1, k}$ , конкретной реализации последовательности  $\{Z\}$ . На основе этой информации и указанных ранее априорных сведений требуется получить оптимальную в среднеквадратическом смысле нелинейную оценку  $\hat{X}(i), i = \overline{k+1, I}$ , будущих значений соответствующей реализации ненаблюдаемой случайной последовательности  $\{X\}$ .

На класс прогнозируемых последовательностей накладывается только ограничение конечности дисперсии.

**Решение.** Наиболее универсальное решение задачи нелинейного прогнозирования относительно ограничений, накладываемых на исследуемую случайную последовательность  $\{X\}$ , получено в [8] при условии, что измерения  $z(v), v = \overline{1, k}$ , не содержат погрешностей ( $z(v) = x(v), v = \overline{1, k}$ ):

$$m_x^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) =$$

$$= \begin{cases} M[X^{a_m}(i-b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)], v=0, \\ m_x^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, v) + [x^{a_n}(v-\beta_{n-1}) \dots x^{\alpha_1}(v) - \\ - m_x^{(\beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^*, v)}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)] \varphi_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i), \\ \text{если } \beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^* \neq 0, \\ m_x^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; \xi_1^{(n-1)} \dots \xi_{n-1}^{(n-1)}, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) + [x^{a_n}(v-\beta_{n-1}) \dots x^{\alpha_1}(v) - \\ - m_x^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; \xi_1^{(n-1)} \dots \xi_{n-1}^{(n-1)}, v)}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)] \varphi_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i), \\ \text{если } \beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^* = 0. \end{cases} \quad (2)$$

Выражение

$$m_x^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) = \\ = M[X^{a_m}(i-b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i) / x^{\xi_1^{(1)}}(1), \dots, x^{\xi_1^{(1)}}(v)],$$

где  $\xi_1^{(1)} = \overline{1, L}$ ;  $x^{\xi_l^{(l)}}(j-p_{l-1}^{(l)}) \dots x^{\xi_l^{(l)}}(j)$ ,  $j = \overline{2, v-1}$ ,  $l = \overline{2, M(j)}$ ;  $x^{\xi_l^{(l)}}(v-p_{l-1}^{(l)}) \dots x^{\xi_l^{(l)}}(v)$ ,  $l = \overline{2, n-1}$ ,  $p_1^{(l)} = 1, p_1^{\prime(l)}, \dots, p_{l-1}^{(l)} = \overline{p_{l-2}^{(l)} + 1, p_{l-1}^{\prime(l)}$ ;  $\xi_1^{(l)} = \overline{1, \xi_1^{\prime(l)}, \dots, \xi_l^{(l)} = \overline{1, \xi_l^{\prime(l)}$ ;  $x^{\xi_n^{(n)}}(v-p_{n-1}^{(n)}) \dots x^{\xi_n^{(n)}}(v)$ ,  $p_1^{(n)} = \overline{1, p_1^{*(n)}, \dots, p_{n-1}^{(n)} = \overline{p_{n-2}^{(n)} + 1, p_{n-1}^{*(n)}$ ;  $\xi_1^{(n)} = \overline{1, \xi_1^{*(n)}, \dots, \xi_n^{(n)} = \overline{1, \xi_n^{*(n)}$ ;  $x^{\alpha_n}(v-\beta_{n-1}) \dots x^{\alpha_1}(v)]$  для  $\beta_1 = p_1^{\prime(N)}, \dots, \beta_{L-1} = p_{L-1}^{\prime(L)}$ ;  $\alpha_1 = \xi_1^{\prime(L)}, \dots, \alpha_L = \xi_L^{\prime(L)}$  и  $m=1, \alpha_1=1$ , является условным математическим ожиданием исследуемой случайной последовательности  $\{X\}$  при условии, что в дискретном ряде точек  $t_j, j = \overline{1, v}$ , случайная последовательность принимает фиксированные значения  $X(j) = x(j), j = \overline{1, v}$ .

Алгоритм (2) основан на каноническом разложении [9] прогнозируемой последовательности:

$$X(i) = M[X(i)] + \sum_{v=1}^i \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L V_{\xi_1^{(1)}}(v) \varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(L)}(v, i) + \sum_{v=2}^i \sum_{l=2}^{M(v)} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{\prime(l)}} \dots \\ \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{\prime(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{\prime(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{\prime(l)}} V_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(L)}(v, i), \quad i = \overline{1, I}. \quad (3)$$

где

$$M(v) = \begin{cases} v, & \text{если } v < L; \\ L, & \text{если } v \geq L; \end{cases}$$

$$p_j^{(l)} = \begin{cases} 0, & \text{если } j \neq \overline{1, l-1} \text{ или } l=1; \\ v-l+j, & \text{если } j = \overline{1, l-1}, l > 1; \end{cases}$$

$$\xi_\mu^{(l)} = L-l+\mu - \sum_{j=1}^{\mu-1} \xi_j^{(l)}, \quad \mu = \overline{1, l}.$$

Случайные коэффициенты канонического представления (3) определяются соотношениями

$$V_{\alpha_1}(v) = X^{\alpha_1}(v) - M[X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L V_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(\lambda, v) -$$

$$- \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} V_{\xi_1^{(1)}}(v) \varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots$$

$$\dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} V_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v), \quad v = \overline{1, I};$$

$$V_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(v) = M[X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(v)] -$$

$$- M[X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L V_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) -$$

$$- \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} V_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) -$$

$$- \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} V_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) -$$

$$- \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}} V_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \varphi_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v), \quad v = \overline{1, I},$$

где

$$p_{\mu}^{*(n)} = \begin{cases} \beta_{\mu}^*, & \text{если } \mu = 1 \text{ или } p_{\mu-1}^{(n)} = \beta_{\mu-1}^*, \mu = \overline{2, n}, \\ v - n + \mu, & \text{если } p_{\mu-1}^{(n)} \neq \beta_{\mu-1}^*, \mu = \overline{2, n}; \end{cases}$$

$$\xi_i^{*(n)} = \begin{cases} \alpha_i^*, & \text{если } i = 1 \text{ или } \xi_{i-1}^{(n)} = \alpha_{i-1}^*, i = \overline{2, n}; \\ N - n + i - \sum_{j=1}^{i-1} \xi_j^{(n)}, & \text{если } \xi_{i-1}^{(n)} \neq \alpha_{i-1}^*, i = \overline{2, n}. \end{cases}$$

Значения  $\beta_{\mu}^*, \mu = \overline{1, n-1}$ , и  $\alpha_i^*, i = \overline{1, n}$ , являются индексами случайного коэффициента  $V_{\beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^*}(v)$ , который предшествует  $V_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(v)$  в каноническом разложении (3) для момента времени  $t_v$ :

$$1) \beta_{\mu}^* = \beta_{\mu}, \mu = \overline{1, n-1}, \alpha_i^* = \alpha_i, i = \overline{1, k-1}, \alpha_k^* = \alpha_k - 1, \alpha_j^* = L - n + j - \sum_{m=1}^{j-1} \alpha_m^*, j = \overline{k+1, n}, \text{ если } \alpha_k > 1, \alpha_j = 1, j = \overline{k+1, n};$$

$$2) \beta_{\mu}^* = \beta_{\mu}, \mu = \overline{1, k-1}, \beta_k^* = \beta_k - 1, \beta_j^* = v - n + j, j = \overline{k+1, n-1}, \alpha_i^* = L - n + i - \sum_{m=1}^{i-1} \alpha_m^*, i = \overline{1, n}, \text{ если } \alpha_i = 1, i = \overline{1, n}, \beta_k > \beta_{k-1} + 1, \beta_j = \beta_{j-1} + 1, j = \overline{k+1, n-1};$$

$$3) \beta_{\mu}^* = 0, \alpha_i^* = 0, V_{\beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^*}(v) = 0, \text{ если } \beta_{\mu} = \mu, \mu = \overline{1, n-1}, \alpha_i = 1, i = \overline{1, n}.$$

Выражения для определения дисперсий случайных коэффициентов имеют следующий вид:

$$D_{\alpha_1}(v) = M[X^{2\alpha_1}(v)] - M^2[X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2 -$$

$$- \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(1)}}(v) \{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v)\}^2 - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots$$

$$\dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{\varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2, \quad v = \overline{1, I};$$

$$D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(v) = M[X^{2\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{2\alpha_1}(v)] -$$

$$- M^2[X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v)\}^2 -$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{ \Phi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(\lambda, v) \}^2 - \\
 & - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \{ \Phi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(v, v) \}^2 - \\
 & - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(n)}=p_{l-2}^{(n)}+1}^{p_{l-1}^{*(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \{ \Phi_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(v, v) \}^2, \\
 & v = \overline{1, I}.
 \end{aligned}$$

Координатные функции канонического разложения (3) определяются соотношениями

$$\begin{aligned}
 \Phi_{\alpha_1}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) &= M [X^{\alpha_1}(v) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] - \\
 & - M [X^{\alpha_1}(v)] M [X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \\
 & - \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(1)}}(v) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \Phi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \Phi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, v), \quad v = \overline{1, I}; \\
 \Phi_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) &= \frac{1}{D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}} \{ M [X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots \\
 & \dots X^{\alpha_1}(v) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] - \\
 & - M [X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(v)] M [X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^K D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \Phi_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) -
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M M(\lambda) \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \times \\
 & \times \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(\lambda, v) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(\lambda, i) - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(v, v) \varphi_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(v, i) - \\
 & - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{(n)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(n)}=p_{l-2}^{(n)}+1}^{p_{l-1}^{(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \times \\
 & \times \varphi_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)(v, v) \varphi_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(v, i), \quad v = \bar{I}.
 \end{aligned}$$

Существенным ограничением алгоритма (2) является предположение о том, что измеренные значения  $x(\mu)$ ,  $\mu = \bar{1}, k$ , известны абсолютно точно. Очевидно, что в реальных ситуациях это предположение никогда не выполняется и возникает задача модификации алгоритма (2) для устранения указанного недостатка.

Введем в рассмотрение «смешанную» случайную последовательность  $\{X'\} = \{Z(1), Z(2), \dots, Z(k), X(k+1), \dots, X(I)\}$ , сочетающую в себе результаты измерений до  $i=k$  и данные о последовательности  $\{X\}$  при  $i=k+1, I$ . Для этой последовательности нелинейное каноническое разложение имеет вид

$$\begin{aligned}
 X'(i) = & M[X'(i)] + \sum_{v=1}^i \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(v, i) + \sum_{v=2}^i \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(1)}(v, i), \quad i = \bar{1}, I. \quad (4)
 \end{aligned}$$

Коэффициенты разложения (4) определяются из выражений

$$\begin{aligned}
 W_{\alpha_1}(v) = & Z^{\alpha_1}(v) - M[Z^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(\lambda, v) - \\
 & - \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} W_{\xi_1^{(1)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, \nu), \quad \nu = \overline{1, k}; \\
 W_{\alpha_1}(\nu) &= X^{\alpha_1}(\nu) - M[X^{\alpha_1}(\nu)] - \sum_{\lambda=1}^{\nu-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(\lambda, \nu) - \\
 & - \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} W_{\xi_1^{(1)}}(\nu) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\nu, \nu) - \sum_{\lambda=2}^{\nu-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, \nu), \quad \nu = \overline{k+1, I}; \\
 W_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(\nu) &= M[Z^{\alpha_n}(\nu - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(\nu)] - M[Z^{\alpha_n}(\nu - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(\nu)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{\nu-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, \nu) - \\
 & - \sum_{\lambda=2}^{\nu-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, \nu) - \\
 & - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\nu) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\nu, \nu) - \\
 & - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_n^{(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{(n)}} W_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(\nu) \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\nu, \nu), \quad \nu = \overline{1, k}; \\
 W_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(\nu) &= M[X^{\alpha_n}(\nu - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(\nu)] - M[X^{\alpha_n}(\nu - \beta_{n-1}) \dots X^{\alpha_1}(\nu)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{\nu-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, \nu) - \\
 & - \sum_{\lambda=2}^{\nu-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, \nu) - \\
 & - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\nu) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\nu, \nu) -
 \end{aligned}$$

$$- \sum_{p_1^{*(n)}=1}^{p_1^{*(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{*(n)}=p_{n-2}^{*(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}} \sum_{\xi_1^{*(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{*(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}} W_{p_1^{*(n)} \dots p_{n-1}^{*(n)}; \xi_1^{*(n)} \dots \xi_n^{*(n)}}(v) \gamma_{p_1^{*(n)} \dots p_{n-1}^{*(n)}; \xi_1^{*(n)} \dots \xi_n^{*(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v),$$

$$v = \overline{k+1, I}.$$

Соотношения для определения дисперсий случайных коэффициентов имеют следующий вид:

$$D_{\alpha_1}(v) = M[Z^{2\alpha_1}(v)] - M^2[Z^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2 -$$

$$- \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(1)}}(v) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v)\}^2 - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots$$

$$\dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{\gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2, \quad v = \overline{1, k};$$

$$D_{\alpha_1}(v) = M[X^{2\alpha_1}(v)] - M^2[X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^K D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2 -$$

$$- \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(1)}}(v) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v)\}^2 - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots$$

$$\dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{\gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v)\}^2, \quad v = \overline{k+1, I};$$

$$D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(v) = M[Z^{2\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{2\alpha_1}(v)] - M^2[Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots$$

$$\dots Z^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v)\}^2 - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots$$

$$\dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{\gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v)\}^2 -$$

$$- \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \{\gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v)\}^2 -$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \{ \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \}^2, \\
 & \quad v = \overline{1, k}; \\
 & D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}(v) = M[X^{2\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots X^{2\alpha_1}(v)] - M^2[X^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots \\
 & \quad \dots X^{\alpha_1}(v)] - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \{ \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) \}^2 - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \\
 & \quad \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \{ \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) \}^2 - \\
 & - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \{ \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \}^2 - \\
 & - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \{ \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \}^2, \\
 & \quad v = \overline{k+1, I}.
 \end{aligned}$$

Координатные функции канонического разложения (4) определяются с помощью выражений

$$\begin{aligned}
 \gamma_{\alpha_1}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) &= M[Z^{\alpha_1}(v) Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{\alpha_1}(i)] - \\
 & - M[Z^{\alpha_1}(v)] M[Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{\alpha_1}(i)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \\
 & - \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(1)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(v, v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, v), v, i \leq k; \\
 \gamma_{\alpha_1}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) &= M[Z^{\alpha_1}(v) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{\alpha_1}(i)] - \\
 & - M[Z^{\alpha_1}(v)] M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{\alpha_1}(i)] -
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^L D_{\xi_1^{(l)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \\
 & - \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\alpha_1-1} D_{\xi_1^{(l)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(\alpha_1)}(v, v) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, v), \\
 & \quad v \leq k, \quad i - b_{m-1} > k; \\
 & \quad \gamma_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) = \\
 & = \frac{1}{D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}} \{M[Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(v) Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{a_1}(i)] - \\
 & \quad - M[Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(v)] M[Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{a_1}(i)] - \\
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^L D_{\xi_1^{(l)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \times \\
 & \times \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{(n)}} \dots \sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{(n)}} \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \times \\
 & \times \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i)\}, \quad v, i \leq k; \\
 & \quad \gamma_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) = \\
 & = \frac{1}{D_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}} \{M[Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(v) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] - \\
 & \quad - M[Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(v)] M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] -
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{\lambda=1}^{v-1} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^L D_{\xi_1^{(l)}}(\lambda) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(\alpha_1)}(\lambda, v) \gamma_{\xi_1^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \sum_{\lambda=2}^{v-1} \sum_{l=2}^M \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(\lambda) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(\lambda, v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(\lambda, i) - \sum_{l=2}^{n-1} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \\
 & \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \times \\
 & \times \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) - \sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{(n)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(n)}=p_{l-2}^{(n)}+1}^{p_{l-1}^{(n)}} \sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{(n)}} \dots \\
 & \dots \sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{(n)}} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}(v) \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n)}(v, v) \gamma_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \xi_1^{(n)} \dots \xi_n^{(n)}}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i) \},
 \end{aligned}$$

$$v \leq k, \quad i - b_{m-1} > k.$$

Каноническое разложение (4) точно описывает значения последовательности  $\{X'\}$  в исследуемом ряде точек  $t_i, i = \overline{1, I}$ , и обеспечивает минимум среднего квадрата приближения в промежутках между ними. В разложении (4) присутствует конечное число убывающих по абсолютному значению элементов, ограниченное числом точек дискретности и старшим порядком нелинейной связи. Поэтому классическая проблема моментов [10] для канонического представления (4) отсутствует. Единственным ограничением разложения (4) является конечность дисперсии случайной последовательности [7], что для реальных физических последовательностей, как правило, выполняется.

Предположим, что в результате измерения известно значение  $z(1)$  последовательности  $\{X'\}$  в точке  $t_1$  и, следовательно, известны значения коэффициентов  $W_{\xi_1^{(1)}}(1) = w_{\xi_1^{(1)}}(1)$  и  $\xi_1^{(1)} = \overline{1, L}$ . Тогда

$$w_{\xi_1^{(1)}}(1) = z^{\xi_1^{(1)}}(1) - M[Z^{\xi_1^{(1)}}(1)] - \sum_{j=1}^{\xi_1^{(1)}-1} \gamma_j^{(\xi_1^{(1)})}(1, 1) w_j(1).$$

Подстановка  $w_1(1)$  в (4) позволяет получить каноническое разложение апостериорной случайной последовательности  $X'(i/z(1))$  в точках  $t_i, i = k+1, I$ :

$$X(i/z(1)) = M[X(i)] + (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(1)}(1, i) +$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(1) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(1, i) + \sum_{v=2}^i \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(v, i) + \\
 & + \sum_{v=2}^i \sum_{l=2}^{M(v)} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(1)}(v, i), \\
 & i = \overline{k+1, I}. \tag{5}
 \end{aligned}$$

В результате применения к (5) операции математического ожидания получаем оптимальную по критерию минимума среднего квадрата ошибки экстраполяции оценку будущих значений последовательности  $\{X\}$  при условии, что для ее определения используется одно значение  $z(1)$ :

$$m_z^{(1;1)}(1, i) = M[X'(i/z(1))] = M[X(i)] + (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(1)}(1, i). \tag{6}$$

Учитывая, что координатные функции  $\gamma_{\beta_1 \dots \beta_{m-1}; a_1 \dots a_m}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i)$  определяются из условия минимума среднего квадрата ошибки приближения в промежутках между произвольными значениями  $Z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots Z^{\alpha_1}(v)$  и  $X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)$ , выражение (6) можно обобщить на случай прогнозирования  $x^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots x^{a_1}(i)$ :

$$m_{x/z}^{(1;1)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) = M[X(i) + (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(1, i)]. \tag{7}$$

В результате измерения  $z(1)$  можно также определить значение  $w_2 = z^2(1) - (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(2)}(1, 1)$  в разложении (5):

$$\begin{aligned}
 X'(i/z(1), z^2(1)) &= M[X(i)] + (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(1)}(1, i) + \\
 & + [z^2(1) + (z(1) - M[Z(1)]) \gamma_1^{(2)}(1, 1)] \gamma_1^{(1)}(1, i) + \\
 & + \sum_{\xi_1^{(1)}=3}^L W_{\xi_1^{(1)}}(1) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(1, i) + \sum_{v=2}^i \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L W_{\xi_1^{(1)}}(v) \gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(v, i) + \\
 & + \sum_{v=2}^i \sum_{l=2}^{M(v)} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(1)}(v, i), \\
 & i = \overline{k+1, I}.
 \end{aligned}$$

Применив операцию математического ожидания к апостериорной последовательности  $X'(i/z(1), z^2(1))$ , с учетом выражения (7) получим алгоритм экстраполяции по двум значениям,  $z(1), z^2(1)$ :

$$m_{x/z}^{(2;1)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) =$$

$$= m_z^{(1;1)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) + (z^2(1) - m_z^{(1;1)}(2,1)) \varphi_2^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(1, i).$$

Обобщив найденную закономерность, запишем алгоритм прогноза для произвольного числа известных измерений:

$$m_x^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) = \begin{cases} M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)], v = 0, \\ m_z^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) + [z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots z^{\alpha_1}(v) - \\ - m_z^{(\beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^*, v)}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)] \gamma_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i), \\ \text{если } \beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^* \neq 0, \\ m_z^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; \xi_1^{(n-1)} \dots \xi_{n-1}^{(n-1)}, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) + [z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots z^{\alpha_1}(v) - \\ - m_z^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; \xi_1^{(n-1)} \dots \xi_{n-1}^{(n-1)}, v)}(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)] \gamma_{\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n}^{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}(v, i), \\ \text{если } \beta_1^* \dots \beta_{n-1}^*; \alpha_1^* \dots \alpha_n^* = 0. \end{cases} \quad (8)$$

Выражение

$$m_x^{(\beta_1 \dots \beta_{n-1}; \alpha_1 \dots \alpha_n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) = M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i) / z^{\xi_1^{(1)}}(1), \dots, z^{\xi_1^{(1)}}(v)],$$

где  $\xi_1^{(1)} = \overline{1, N}$ ;  $z^{\xi_l^{(l)}}(j - p_{l-1}^{(l)}) \dots z^{\xi_1^{(1)}}(j)$ ,  $j = \overline{2, v-1}$ ,  $l = \overline{2, M(j)}$ ;  $z^{\xi_l^{(l)}}(v - p_{l-1}^{(l)}) \dots z^{\xi_1^{(1)}}(v)$ ,  $l = \overline{2, n-1}$ ;  $p_1^{(l)} = 1, p_1^{(l)}, \dots, p_{l-1}^{(l)} = p_{l-2}^{(l)} + 1, p_{l-1}^{(l)}$ ;  $\xi_1^{(l)} = 1, \xi_1^{(l)}, \dots, \xi_l^{(l)} = 1, \xi_l^{(l)}$ ;  $z^{\xi_n^{(n)}}(v - p_{n-1}^{(n)}) \dots z^{\xi_1^{(1)}}(v)$ ,  $p_1^{(n)} = 1, p_1^{(n)}, \dots, p_{n-1}^{(n)} = p_{n-2}^{(n)} + 1, p_{n-1}^{(n)}$ ;  $\xi_1^{(n)} = 1, \xi_1^{(n)}, \dots, \xi_n^{(n)} = 1, \xi_n^{(n)}$ ;  $z^{\alpha_n}(v - \beta_{n-1}) \dots z^{\alpha_1}(v)$  для  $\beta_1 = p_1^{(L)}, \dots, \beta_{L-1} = p_{L-1}^{(L)}$ ;  $\alpha_1 = \xi_1^{(L)}, \dots, \alpha_L = \xi_L^{(L)}$  и  $m=1, a_1=1$ , является условным математическим ожиданием исследуемой случайной последовательности  $X'(i) = X(i)$ ,  $i = k+1, L$ , при условии, что в дискретном ряде точек  $t_j, j = \overline{1, v}, v \leq k$ , случайная последовательность принимает фиксированные значения  $X'(j) = z(j), j = \overline{1, v}, v \leq k$ .

Средний квадрат погрешности экстраполяции алгоритмом (8) в момент времени  $t_i, i = k+1, L$ , для  $k$  известных измерений  $z(j), j = \overline{1, k}$ , и  $L$  порядка нелинейности запишем в виде

$$E^{(L,k)}(i) = M[\{X(i) - M[X(i)]\}^2] - \sum_{v=1}^k \sum_{\xi_1^{(1)}=1}^L D_{\xi_1^{(1)}}(v) \{\gamma_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(v, i)\}^2 -$$

$$\begin{aligned}
 & - \sum_{v=2}^k \sum_{l=2}^{M(v)} \sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{(l)}} \dots \sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{(l)}} \sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{(l)}} \dots \sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{(l)}} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}(v) \{ \gamma_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \xi_1^{(l)} \dots \xi_l^{(l)}}^{(1)}(v, i) \}^2, \\
 & i = \overline{k+1, I}.
 \end{aligned} \tag{9}$$

При выборе значений  $k$  и  $L$  можно также анализировать величину относительного выигрыша в точности экстраполяции, последовательно увеличивая значения данных параметров:

$$\begin{aligned}
 \delta^{(L+1, k)}(i) &= \{ E^{(L, k)}(i) - E^{(L+1, k)}(i) \} / M \{ \{ X(i) - M[X(i)] \}^2 \}, \\
 \delta^{(L, k+1)}(i) &= \{ E^{(L, k)}(i) - E^{(L, k+1)}(i) \} / M \{ \{ X(i) - M[X(i)] \}^2 \}.
 \end{aligned}$$

В случае, когда случайная последовательность  $\{X\}$  обладает только парными стохастическими связями  $M[X^{\xi_2}(i-p_1) X^{\xi_1}(i)]$ , алгоритм (8) упрощается к виду [11]

$$m_{x/z}^{(\mu, l)}(h, i) = \begin{cases} m_{x/z}^{(\mu, l-1)}(h, i) + (z^h(\mu) - m_{x/z}^{(\mu, l-1)}(l, \mu)) \beta_{h\mu}^l(i), & l \neq 1, \\ m_{x/z}^{(\mu, L-1)}(h, i) + (z^h(\mu) - m_{x/z}^{(\mu-1, L-1)}(l, \mu)) \beta_{h\mu}^l(i), & l = 1. \end{cases} \tag{10}$$

Выражение  $m_{x/z}^{(\mu, l)}(h, i) = M[X^h(i) / z^v(j), j = \overline{1, \mu-1}, v = \overline{1, L}, z^v(\mu), v = \overline{1, l}]$  для  $h=1, l=L, \mu=k$  является несмещенной оптимальной оценкой  $m_{x/z}^{(k, L)}(1, i)$  будущего значения  $x(i), i = \overline{k+1, I}$ , при условии, что для ее вычисления используются значения  $z^v(j), v = \overline{1, L}, j = \overline{1, k}$ . Параметры алгоритма (10) определяем из следующих соотношений:

$$\begin{aligned}
 \beta_{hv}^{(\lambda)}(i) &= \frac{1}{D_\lambda(v)} \left\{ M[Z^\lambda(v) Z^h(i)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^L D_j(\mu) \beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v) \beta_{h\mu}^{(j)}(i) - \right. \\
 & \left. - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \beta_{\lambda v}^{(j)}(v) \beta_{hv}^{(j)}(i) \right\}, \quad \lambda = \overline{1, h}, \quad 1 \leq v \leq i \leq k; \\
 \beta_{hv}^{(\lambda)}(i) &= \frac{1}{D_\lambda(v)} \left\{ M[Z^\lambda(v) X^h(i)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^L D_j(\mu) \beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v) \beta_{h\mu}^{(j)}(i) - \right. \\
 & \left. - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \beta_{\lambda v}^{(j)}(v) \beta_{hv}^{(j)}(i) \right\}, \quad \lambda = \overline{1, h}, \quad v = \overline{1, k}, \quad i = \overline{k+1}; \\
 \beta_{hv}^{(\lambda)}(i) &= \frac{1}{D_\lambda(v)} \left\{ M[X^\lambda(v) X^h(i)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^L D_j(\mu) \beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v) \beta_{h\mu}^{(j)}(i) - \right.
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 & -\sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \beta_{\lambda v}^{(j)}(v) \beta_{hv}^{(j)}(i), \lambda = \overline{1, h}, k \leq v \leq i \leq I; \\
 D_\lambda(v) &= M[Z^{2\lambda}(v)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^L D_j(\mu) \{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v)\}^2 - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \{\beta_{\lambda v}^{(j)}(v)\}^2, v = \overline{1, k}; \\
 D_\lambda(v) &= M[X^{2\lambda}(v)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^L D_j(\mu) \{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v)\}^2 - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \{\beta_{\lambda v}^{(j)}(v)\}^2, v = \overline{k+1, I}.
 \end{aligned} \tag{11}$$

Алгоритм (10) имеет эквивалентную явную форму записи:

$$m_{x/z}^{(k, N)}(1, i) = \sum_{j=1}^k \sum_{v=1}^L z^v(j) S_{(j-1)N+v}^{(kL)}((i-1)L+1), \quad i = \overline{k+1, I},$$

где

$$S_{(j-1)L+v}^{(\alpha)}(\xi) = \begin{cases} S_{(j-1)L+v}^{(\alpha-1)}(\xi) - S_{(j-1)L+v}^{(\alpha-1)}(\alpha) \beta_{\text{mod}_L(\xi), j}^{(v)}, & \alpha - 1 \leq (j-1)L+v; \\ \beta_{\text{mod}_L(\xi), j}^{(v)}([\xi/L]+1), & \alpha = (j-1)L+v, \{\xi/L\} \neq 0; \\ \beta_{\text{mod}_L(\xi), j}^{(v)}([\xi/L]), & \alpha = (j-1)L+v, \{\xi/L\} = 0. \end{cases}$$

Средний квадрат погрешности экстраполяции алгоритмом (10), (11) определяется выражением:

$$\begin{aligned}
 M[\{X(i/z^v(j), v = \overline{1, L}, j = \overline{1, k}) - m_x^{(k, L)}(1, i)\}^2] &= M[X^2(i)] - \\
 & - \sum_{j=1}^k \sum_{v=1}^L M[(W_j^{(v)})^2] (\beta_{1j}^{(v)}(i))^2, \quad i = \overline{k+1, I}.
 \end{aligned}$$

## Выводы

Таким образом, получен дискретный оптимальный в среднеквадратическом смысле алгоритм нелинейной экстраполяции зашумленной случайной последовательности. Универсальность полученного решения определяется тем, что каноническое разложение существует и точно описывает в точках дискретности любую случайную последовательность с конечной дисперсией. Алгоритм позволяет использовать стохастические связи произвольного порядка нелинейности и произвольное число результатов измерений. Поскольку вычисления параметров экстраполятора имеют рекуррентный характер, его реализация на ЭВМ достаточно проста.

On the basis of canonical decompositions the algorithm of optimum nonlinear extrapolation of a random sequence is obtained on condition that the measurements are carried out with an error.

1. Колмогоров А. Н. Интерполирование и экстраполирование стационарных случайных последовательностей. // Изв. АН СССР. Сер. Математическая. — 1941. — Т. 5, № 1. — С. 3—14.
2. Винер Н. Экстраполяция, интерполяция и сглаживание стационарных временных последовательностей с инженерными приложениями. — Нью-Йорк : Дж. Вилей, 1949. — 250 с.
3. Ширяев А. Н. Вероятность. — М. : Наука, 1980. — 576 с.
4. Kalman R. E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // Trans. ASME. Series D. J. Basic Eng. — 1960. — Vol. 82. — P. 35—45.
5. Справочник по прикладной статистике. Т. 2. — М. : Финансы и статистика, 1990. — 526 с.
6. Кудрицкий В. Д. Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций. — К. : ФАДА, ЛТД, 2001. — 176 с.
7. Пугачев В. С. Теория случайных функций и ее применение. — М. : Физматгиз, 1962. — 720 с.
8. Атаманюк И. П. Алгоритм экстраполяции нелинейного случайного процесса на базе его канонического разложения // Кибернетика и системный анализ. — 2005. — № 2. — С. 131—138.
9. Атаманюк И. П. Алгоритм реализации нелинейной случайной последовательности на базе ее канонического разложения // Электрон. моделирование. — 2001. — 23, № 5. — С. 38—46.
10. Ахиезер Н. И. Классическая проблема моментов и некоторые вопросы анализа, связанные с ней. — М. : Гос. изд-во физ.-мат. лит., 1961. — 311 с.
11. Атаманюк И. П. Алгоритм определения оптимальных параметров полиномиального фильтра-экстраполятора Винера для нестационарных случайных процессов, наблюдаемых с погрешностями // Кибернетика и системный анализ. — 2011. — № 2. — С. 154—159.

Поступила 30.05.11;  
после доработки 19.03.12

*АТАМАНИЮК Игорь Петрович, канд. техн. наук, доцент кафедры высшей и прикладной математики Николаевского государственного аграрного университета. В 1991 г. окончил Киевское высшее военное авиационное инженерное училище. Область научных исследований — распознавание, фильтрация, экстраполяция случайных процессов, информационные технологии.*

*КОНДРАТЕНКО Юрий Пантелеевич, д-р техн. наук, профессор кафедры интеллектуальных информационных систем Черноморского государственного университета им. Петра Могилы. В 1976 г. окончил Николаевский кораблестроительный ин-т. Область научных исследований — теория принятия решений, системы автоматического управления, теория нечетких множеств и нечеткая логика.*