

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 фильтром 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 последствием, 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—Габоора, 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 , $i = 1, I$ (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

$$M[X^{l_1}(i_{p_1})X^{l_2}(i_{p_2})\dots X^{l_l}(i_{p_l})X^{l_{l+1}}(i)],$$

$$j = \overline{1, l}, p_j = \overline{1, i-1}, i = \overline{1, I}.$$

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 $\{Z\}$:

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

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

$$M[Y^{l_1}(i_{p_1})Y^{l_2}(i_{p_2})\dots Y^{l_l}(i_{p_l})Y^{l_{l+1}}(i)],$$

$$j = \overline{1, l}, p_j = \overline{1, i-1}, i = \overline{1, I}.$$

Положим, что в результате ряда последовательных измерений получены $k = \overline{1, I}$ 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 ($z(v) = x(v), v = \overline{1, k}$):

$$m_x^{(l_1 \dots l_n; l_{n+1} \dots l_m; v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i)$$

$$M[X^{a_m}(i \ b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)], \nu = 0,$$

$$m_x^{(1 \dots n-1; 1 \dots n, \nu)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, \nu) [x^{a_n}(\nu \ n-1) \dots x^{-1}(\nu)$$

$$m_x^{(1 \dots n-1; 1 \dots n, \nu)}(1 \dots n-1; 1 \dots n, \nu) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(\nu, i)}{1 \dots n-1; 1 \dots n} \quad (2)$$

$$\text{если } 1 \dots n-1; 1 \dots n = 0,$$

$$m_x^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; 1 \dots n-1, \nu)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) [x^{a_n}(\nu \ n-1) \dots x^{-1}(\nu)$$

$$m_x^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; 1 \dots n-1, \nu)}(1 \dots n-1; 1 \dots n, \nu) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(\nu, i)}{1 \dots n-1; 1 \dots n},$$

$$\text{если } 1 \dots n-1; 1 \dots n = 0.$$

Выражение

$$m_x^{(1 \dots n-1; 1 \dots n, \nu)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i)$$

$$M[X^{a_m}(i \ b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i) / x^{-1}(1), \dots, x^{-1}(\nu),$$

где $\overline{1, L}; x^{-l}(j \ p_{l-1}^{(l)}) \dots x^{-1}(j), j = \overline{2, \nu-1}, l = \overline{2, M(j)}; x^{-l}(\nu \ p_{l-1}^{(l)}) \dots$

$\dots x^{-1}(\nu), l = \overline{2, n-1}, p_1^{(l)} = \overline{1, p_1^{(l)}}, \dots, p_{l-1}^{(l)} = \overline{p_{l-2}^{(l)} - 1, p_{l-1}^{(l)}}, \overline{1, 1}, \overline{1, 1}, \dots, \overline{1, 1}$

$\overline{1, 1}^{(l)}; x^{-n}(\nu \ p_{n-1}^{(n)}) \dots x^{-1}(\nu), p_1^{(n)} = \overline{1, p_1^{*(n)}}, \dots, p_{n-1}^{(n)} = \overline{p_{n-2}^{(n)} - 1, p_{n-1}^{*(n)}}, \overline{1, 1}$

$\overline{1, 1}^{*(n)}, \dots, \overline{1, 1}^{*(n)}; x^{-n}(\nu \ n-1) \dots x^{-1}(\nu)]$ для $1 \ p_1^{(N)}, \dots, L-1 \ p_{L-1}^{(L)}$;

$1 \ 1^{(L)}, \dots, L \ L^{(L)}$ и $m = 1, 1$, является условным математическим

ожиданием исследуемой случайной последовательности $\{X\}$ при условии,

что в дискретном ряде точек $t_j, j = \overline{1, \nu}$, случайная последовательность

принимает фиксированные значения $X(j) = x(j), j = \overline{1, \nu}$.

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

$$X(i) = M[X(i)] \prod_{v=1}^i \prod_{l=1}^L V_{(v)}^{(l)}(\nu) \binom{(l)}{(v)}(\nu, i) \dots$$

$$\dots \prod_{p_1^{(l)} \ p_{l-2}^{(l)} - 1}^{p_1^{(l)} - 1} \dots \prod_{l} V_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; 1}^{(l)}(\nu) \binom{(l)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; 1}^{(l)}(\nu, i), i = \overline{1, I}. \quad (3)$$

где

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

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

$$V_{j-1}^{(l)} = L - l + \prod_{j=1}^l P_j^{(l)}, \quad \overline{1, l}.$$

Случайные коэффициенты канонического представления (3) определяются соотношениями

$$V_{j-1}(v) = X^{-1}(v) M[X^{-1}(v)] \prod_{i=1}^{v-1} V_{i-1}^{(1)}(\cdot) \prod_{i=1}^{(1)}(\cdot, v)$$

$$\prod_{i=1}^{j-1} V_{i-1}^{(1)}(v) \prod_{i=1}^{(1)}(v, v) \prod_{i=2}^{v-1} M(\cdot) P_1^{(l)} \dots P_{l-1}^{(l)} \prod_{i=1}^{(l)} \dots$$

$$\dots \prod_{i=1}^{(l)} V_{i-1}^{(l)}(v) \prod_{i=1}^{(l)}(v, v) \prod_{i=1}^{(l)}(v, v), \quad v = \overline{1, L};$$

$$V_{j-1 \dots n-1; i-1 \dots n-1}(v) = M[X^{-n}(v - n + 1) \dots X^{-1}(v)]$$

$$M[X^{-n}(v - n + 1) \dots X^{-1}(v)] \prod_{i=1}^{v-1} V_{i-1}^{(1)}(\cdot) \prod_{i=1}^{(1 \dots n-1; i-1 \dots n-1)}(\cdot, v)$$

$$\prod_{i=2}^{v-1} M(\cdot) P_1^{(l)} \dots P_{l-1}^{(l)} \prod_{i=1}^{(l)} \dots \prod_{i=1}^{(l)} V_{i-1}^{(l)}(v) \prod_{i=1}^{(l)}(v, v) \prod_{i=1}^{(1 \dots n-1; i-1 \dots n-1)}(\cdot, v)$$

$$\prod_{i=2}^{n-1} P_1^{(l)} \dots P_{l-1}^{(l)} \prod_{i=1}^{(l)} \dots \prod_{i=1}^{(l)} V_{i-1}^{(l)}(v) \prod_{i=1}^{(l)}(v, v) \prod_{i=1}^{(1 \dots n-1; i-1 \dots n-1)}(v, v)$$

$$\prod_{i=1}^{*P_1^{(n)}} \dots \prod_{i=1}^{*P_n^{(n)}} V_{i-1}^{(n)}(v) \prod_{i=1}^{(1 \dots n-1; i-1 \dots n-1)}(v, v), \quad v = \overline{1, L},$$

где

$$p^{*(n)}_{v n} = \begin{cases} p^{(n)}_{1 1}, & \text{если } v=1 \text{ или } p^{(n)}_{1 1} = \overline{2, n}, \\ p^{(n)}_{1 1}, & \text{если } p^{(n)}_{1 1} = \overline{2, n}; \\ p^{(n)}_{i 1}, & \text{если } i=1 \text{ или } p^{(n)}_{i 1} = \overline{2, n}; \\ N - n + i, & \text{если } p^{(n)}_{j 1} = \overline{2, n}. \end{cases}$$

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

$$\begin{aligned} 1) & p^{*(n)}_{j 1}, p^{*(n)}_{i 1}, i = \overline{1, k-1}, p^{*(n)}_{k 1}, p^{*(n)}_{j L - n + j} \\ & p^{*(n)}_{m, j = \overline{k-1}}, \text{ если } p^{*(n)}_{k 1}, p^{*(n)}_{j 1}, j = \overline{k-1, n}; \\ 2) & p^{*(n)}_{i L - n + i}, p^{*(n)}_{m}, i = \overline{1, n}, \text{ если } p^{*(n)}_{i 1}, i = \overline{1, n}, p^{*(n)}_{k k-1}, p^{*(n)}_{j j-1}, \\ & j = \overline{k-1, n-1}; \\ 3) & p^{*(n)}_{i 1} = 0, p^{*(n)}_{i 1} = 0, V_{1 \dots n-1; \dots n}^{(n)}(v) = 0, \text{ если } p^{*(n)}_{i 1}, i = \overline{1, n}. \end{aligned}$$

Выражения для определения дисперсий случайных коэффициентов имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} D_{1 1}(v) &= M[X^2_{1 1}(v)] - M^2[X_{1 1}(v)] = \sum_{l=1}^{v-1} \sum_{i=1}^L D_{1 1}^{(l)}(v) \{ \binom{v-1}{l} (v, v) \}^2 \\ &= \sum_{l=1}^{v-1} D_{1 1}^{(l)}(v) \{ \binom{v-1}{l} (v, v) \}^2 = \sum_{l=2}^{v-1} \sum_{i=2}^L p_{1 1}^{(l)} \dots \\ &\dots p_{l 1}^{(l)} p_{1 1}^{(l)} \dots p_{l 1}^{(l)} D_{p_{1 1}^{(l)} \dots p_{l 1}^{(l)}; 1 1}^{(l)}(v) \{ \binom{v-1}{p_{1 1}^{(l)} \dots p_{l 1}^{(l)}; 1 1} (v, v) \}^2, v = \overline{1, L}; \\ D_{1 \dots n-1; \dots n}(v) &= M[X^2_{1 \dots n-1; \dots n}(v)] - M^2[X_{1 \dots n-1; \dots n}(v)] \\ &= \sum_{l=1}^{v-1} \sum_{i=1}^L D_{1 \dots n-1; \dots n}^{(l)}(v) \{ \binom{v-1}{l} (v, v) \}^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \nu_1 M(\nu) p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} D_{p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)}; \nu_1}^{(l)}(\nu) \{ \dots \}^2 \\
 & \dots \\
 & \nu_1 M(\nu) p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} D_{p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)}; \nu_1}^{(l)}(\nu) \{ \dots \}^2 \\
 & \dots \\
 & p_{l_1}^{*(n)} \dots p_{l_1}^{*(n)} \dots p_{l_1}^{*(n)} \dots p_{l_1}^{*(n)} D_{p_{l_1}^{*(n)} \dots p_{l_1}^{*(n)}; \nu_1}^{(n)}(\nu) \{ \dots \}^2, \\
 & \dots \\
 & p_{l_1}^{(n)} \dots p_{l_1}^{(n)} \dots p_{l_1}^{(n)} \dots p_{l_1}^{(n)} D_{p_{l_1}^{(n)} \dots p_{l_1}^{(n)}; \nu_1}^{(n)}(\nu) \{ \dots \}^2, \\
 & \nu \in \overline{1, I}.
 \end{aligned}$$

Координатные функции канонического разложения (3) определяются соотношениями

$$(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, i) = M[X^{-1}(\nu) X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i)]$$

$$M[X^{-1}(\nu)] M[X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i)]$$

$$\nu_1 \dots \nu_L D_{(1)}^{(1)}(\nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(\nu, \nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, i)$$

$$\nu_1 \dots \nu_L D_{(1)}^{(1)}(\nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(\nu, \nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, i) \dots \nu_1 M(\nu) p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)} \dots$$

$$\dots D_{(l)}^{(l)}(p_{l_1}^{(l)} \dots p_{l_1}^{(l)}; \nu_1) \dots D_{(l)}^{(l)}(\nu) \dots D_{(l)}^{(l)}(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, \nu), \nu \in \overline{1, I};$$

$$(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, i) = \frac{1}{D_{1 \dots n; 1 \dots n}} \{ M[X^{-n}(\nu) \dots X^{-1}(\nu) X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i)] \}$$

$$M[X^{-n}(\nu) \dots X^{-1}(\nu)] M[X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i)]$$

$$\nu_1 \dots \nu_K D_{(1)}^{(1)}(\nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(\nu, \nu) \dots D_{(1)}^{(1)}(b_{1 \dots b_{m-1}}; a_{1 \dots a_m})(\nu, i)$$

$$\begin{aligned}
 & \nu_1 M(\nu) p_1^{(l)} p_{l-1}^{(l)} \dots p_1^{(l)} \dots p_1^{(l)} D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) \\
 & \dots \\
 & p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)} p_1^{(l)} p_{l-2}^{(l)} \dots p_1^{(l)} \dots p_1^{(l)} p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)} p_1^{(l)} \dots p_1^{(l)} \dots p_1^{(l)} \\
 & (p_1^{(l)} \dots p_{n-1}^{(l)}; p_1^{(l)} \dots p_n^{(l)}) (\nu, \nu) (b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m) (\nu, i) \\
 & \dots \\
 & D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) (p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; p_1^{(l)} \dots p_n^{(l)}) (\nu, \nu) (b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m) (\nu, i) \\
 & \dots \\
 & p_1^{*(n)} \dots p_{n-1}^{*(n)} \dots p_1^{*(n)} \dots p_n^{*(n)} D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \nu}^{(n)}(\nu) \\
 & p_1^{(n)} p_{l-1}^{(n)} p_{l-2}^{(n)} \dots p_1^{(n)} \dots p_1^{(n)} p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)} p_1^{(n)} \dots p_1^{(n)} \\
 & (p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; p_1^{(n)} \dots p_n^{(n)}) (\nu, \nu) (b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m) (\nu, i), \nu \in \bar{1}.
 \end{aligned}$$

Существенным ограничением алгоритма (2) является предположение о том, что измеренные значения $x(\nu)$, $\nu \in \bar{1}, k$, 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 $i = \overline{k+1, I}$. Для этой последовательности нелинейное каноническое разложение имеет вид

$$\begin{aligned}
 X(i) &= M[X(i)] \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu, i) \dots \\
 & \dots \\
 & W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu, i), i \in \overline{1, I}. \quad (4)
 \end{aligned}$$

Коэффициенты разложения (4) определяются из выражений

$$\begin{aligned}
 W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) &= Z^{-1}(\nu) M[Z^{-1}(\nu)] \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) \dots \\
 & \dots \\
 & W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu) \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \nu}^{(l)}(\nu, \nu) \dots
 \end{aligned}$$

$$\dots \underset{(l)}{1} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu), \nu \overline{1, k};$$

$$W_{\underset{(l)}{1}}(\nu) X^{-1}(\nu) M[X^{-1}(\nu)] \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{\underset{(l)}{1}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{\underset{(l)}{1}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu) \dots \dots \dots$$

$$\dots \underset{(l)}{1} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu), \nu \overline{k+1, l};$$

$$W_{1 \dots n-1; 1 \dots n}(\nu) M[Z^n(\nu_{n-1}) \dots Z^{-1}(\nu)] M[Z^n(\nu_{n-1}) \dots Z^{-1}(\nu)]$$

$$\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{\underset{(l)}{1}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\dots \dots \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\dots \dots \dots W_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}; \underset{(n)}{1} \dots \underset{(n)}{n}} \left(\underset{(n)}{1} \dots \underset{(n)}{n} \right) \left(\underset{(n)}{1} \dots \underset{(n)}{n} \right) (, \nu), \nu \overline{1, k};$$

$$W_{1 \dots n-1; 1 \dots n}(\nu) M[X^n(\nu_{n-1}) \dots X^{-1}(\nu)] M[X^n(\nu_{n-1}) \dots X^{-1}(\nu)]$$

$$\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{\underset{(l)}{1}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$\dots \dots \dots W_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l}} \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) \left(\underset{(l)}{1} \dots \underset{(l)}{l} \right) (, \nu)$$

$$p_1^{*(n)} \dots p_{n-1}^{*(n)} p_1^{(n)} p_{n-1}^{(n)} \dots p_1^{(n)} p_{n-1}^{(n)} W_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}}^{(n)}(v) \binom{1 \dots n-1; 1 \dots n}{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}}(v, v),$$

$$v \overline{k-1, I}.$$

Соотношения для определения дисперсий случайных коэффициентов имеют следующий вид:

$$D_1(v) = M[Z^2(v)] - M^2[Z(v)] = \sum_{l=1}^L D_{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{(l)}(v, v) \right\}^2$$

$$- \sum_{l=1}^L D_{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{(l)}(v, v) \right\}^2 = \sum_{l=2}^L M(p_1^{(l)}) \dots$$

$$\dots \sum_{l=1}^L D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}(v, v) \right\}^2, v \overline{1, k};$$

$$D_1(v) = M[X^2(v)] - M^2[X(v)] = \sum_{l=1}^K D_{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{(l)}(v, v) \right\}^2$$

$$- \sum_{l=1}^K D_{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{(l)}(v, v) \right\}^2 = \sum_{l=2}^K M(p_1^{(l)}, p_{l-1}^{(l)}, \dots)$$

$$\dots \sum_{l=1}^L D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \left\{ \binom{1}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}(v, v) \right\}^2, v \overline{k-1, I};$$

$$D_{1 \dots n-1; 1 \dots n}(v) = M[Z^2(v_{n-1}) \dots Z^2(v_1)] - M^2[Z^n(v_{n-1}) \dots$$

$$\dots Z^2(v_1)] = \sum_{l=1}^L D_{(l)}(v) \left\{ \binom{1 \dots n-1; 1 \dots n}{(l)}(v, v) \right\}^2 = \sum_{l=2}^L M(p_1^{(l)}) \dots$$

$$\dots \sum_{l=1}^L D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \left\{ \binom{1 \dots n-1; 1 \dots n}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}(v, v) \right\}^2$$

$$n-1 \sum_{l=2}^L p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)} \sum_{l=1}^L D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \left\{ \binom{1 \dots n-1; 1 \dots n}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}(v, v) \right\}^2$$

$$\begin{aligned}
 & p_1^{*(n)} \quad p_n^{*(n)} \quad \dots \quad p_1^{(n)} \quad p_n^{(n)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(n)} \dots p_n^{(n)}; \binom{(n)}{1} \dots \binom{(n)}{n}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{p_1^{(n)} \dots p_n^{(n)}; \binom{(n)}{1} \dots \binom{(n)}{n}}(\nu, \nu) \right\}^2, \\
 & \nu \overline{1, k}; \\
 & D_{1 \dots n-1; 1 \dots n}(\nu) M[X^{2-n}(\nu_{n-1}) \dots X^{2-1}(\nu)] M^2[X^n(\nu_{n-1}) \dots \\
 & \dots X^1(\nu)] \quad \nu_{1 \dots L} \quad D_{\binom{(1)}{1} \dots \binom{(1)}{1}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{\binom{(1)}{1} \dots \binom{(1)}{1}}(\nu, \nu) \right\}^2 \quad \nu_{1 \dots L} M(\nu) p_1^{(l)} \quad \dots \\
 & \dots \quad p_{l-1}^{(l)} \quad p_{l-2}^{(l)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu, \nu) \right\}^2 \\
 & \dots \quad p_1^{(l)} \quad p_{l-1}^{(l)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu, \nu) \right\}^2 \\
 & \dots \quad p_1^{(l)} \quad p_{l-1}^{(l)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu, \nu) \right\}^2 \\
 & p_1^{*(n)} \quad p_n^{*(n)} \quad \dots \quad p_1^{(n)} \quad p_n^{(n)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(n)} \dots p_n^{(n)}; \binom{(n)}{1} \dots \binom{(n)}{n}}(\nu) \left\{ \binom{(1 \dots n-1)}{p_1^{(n)} \dots p_n^{(n)}; \binom{(n)}{1} \dots \binom{(n)}{n}}(\nu, \nu) \right\}^2, \\
 & \nu \overline{k, 1, I}.
 \end{aligned}$$

Координатные функции канонического разложения (4) определяются с помощью выражений

$$\begin{aligned}
 & (b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(\nu, i) = M[Z^{-1}(\nu) Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{a_1}(i)] \\
 & M[Z^{-1}(\nu)] M[Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] \\
 & \nu_{1 \dots L} \quad D_{\binom{(1)}{1} \dots \binom{(1)}{1}}(\nu) \quad \binom{(1)}{1}(\nu, \nu) \quad \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{\binom{(1)}{1}}(\nu, i) \quad \nu_{1 \dots L} M(\nu) p_1^{(l)} \quad p_{l-1}^{(l)} \quad \dots \\
 & \binom{(1)}{1} \quad D_{\binom{(1)}{1}}(\nu) \quad \binom{(1)}{1}(\nu, \nu) \quad \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{\binom{(1)}{1}}(\nu, i) \quad \nu_{1 \dots L} M(\nu) p_1^{(l)} \quad p_{l-1}^{(l)} \quad \dots \\
 & \binom{(l)}{l} \quad D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu) \quad \binom{(1)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu, \nu) \quad \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}; \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l-1}}(\nu, \nu), \nu, i - k; \\
 & (b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)(\nu, i) = M[Z^{-1}(\nu) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)] \\
 & M[Z^{-1}(\nu)] M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)]
 \end{aligned}$$

$$D_{1 \dots 1}^{(1)}(v) \binom{(1)}{1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1} (v, i)$$

$$D_{1 \dots 1}^{(1)}(v) \binom{(1)}{1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1} (v, i) \dots \dots$$

$$\dots D_{1 \dots 1}^{(l)}(p_{1 \dots 1}^{(l)}; \dots) \binom{(1)}{1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1} (v, i)$$

$$v \leq k, i \leq b_{m-1} - k;$$

$$\binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1 \dots n-1; 1 \dots n} (v, i)$$

$$\frac{1}{D_{1 \dots n-1; 1 \dots n}} \{M[Z^n(v_{n-1}) \dots Z^1(v) Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{a_1}(i)]$$

$$M[Z^n(v_{n-1}) \dots Z^1(v)] M[Z^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots Z^{a_1}(i)]$$

$$D_{1 \dots 1}^{(1)}(v) \binom{(1)}{1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1} (v, i) \dots \dots$$

$$\dots D_{1 \dots 1}^{(l)}(p_{1 \dots 1}^{(l)}; \dots) \binom{(1 \dots n-1; 1 \dots n)}{1 \dots 1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1 \dots 1} (v, i)$$

$$\dots D_{1 \dots 1}^{(l)}(p_{1 \dots 1}^{(l)}; \dots) \binom{(1 \dots n-1; 1 \dots n)}{1 \dots 1} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1 \dots 1} (v, i)$$

$$\binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{p_{1 \dots 1}^{(l)}; \dots} (v, i) \dots \dots D_{1 \dots 1}^{(n)}(p_{1 \dots 1}^{(n)}; \dots) \binom{(1 \dots n-1; 1 \dots n)}{1 \dots 1} (v, v)$$

$$\binom{(1 \dots n-1; 1 \dots n)}{p_{1 \dots 1}^{(n)}; \dots} (v, v) \binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{p_{1 \dots 1}^{(n)}; \dots} (v, i), v, i \leq k;$$

$$\binom{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1 \dots n-1; 1 \dots n} (v, i)$$

$$\frac{1}{D_{1 \dots n-1; 1 \dots n}} \{M[Z^n(v_{n-1}) \dots Z^1(v) X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)]$$

$$M[X^{a_n}(v_{n-1}) \dots Z^1(v)] M[X^{a_m}(i - b_{m-1}) \dots X^{a_1}(i)]$$

$$\begin{aligned}
& D_{(1)}^{(1)}(v) \binom{(1)}{1} (b_{1\dots b_{m-1}; a_{1\dots a_m}) \binom{(1)}{1} (v, i) \\
& \dots \\
& D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l} (b_{1\dots b_{m-1}; a_{1\dots a_m}) \binom{(l)}{1} (v, i) \\
& \dots \\
& D_{p_1^{(l)} \dots p_{l-1}^{(l)}}^{(l)}(v) \binom{(l)}{1} \dots \binom{(l)}{l} (v, v) \\
& \dots \\
& D_{p_1^{(n)} \dots p_{n-1}^{(n)}}^{(n)}(v) \binom{(n)}{1} \dots \binom{(n)}{n} (b_{1\dots b_{m-1}; a_{1\dots a_m}) \binom{(n)}{1} (v, i), \\
& \quad v = k, i = b_{m-1} - k.
\end{aligned}$$

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 $W_{(1)}^{(1)}(1) = w_{(1)}^{(1)}(1)$ и $\binom{(1)}{1} \overline{1, L}$. Тогда

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

Подстановка $w_1(1)$ в (4) позволяет получить каноническое разложение апостериорной случайной последовательности $X(i/z(1))$ в точках $t_i, i = \overline{k-1, I}$:

$$X(i/z(1)) = M[X(i)] (z(1) M[Z(1)]) \binom{(1)}{1} (1, i)$$

$$\begin{aligned}
& \begin{matrix} L \\ (1) \end{matrix} W_{(1)}^{(1)}(1) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (1, i) \quad \begin{matrix} i \\ v \end{matrix} \begin{matrix} L \\ (1) \end{matrix} W_{(1)}^{(1)}(v) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (v, i) \\
& i M^{(v)} P_1^{(1)} \quad P_{l_1}^{(1)} \quad \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \quad \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \\
& \dots \quad \dots \quad W_{P_1^{(1)} \dots P_{l_1}^{(1)}; \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix}}(v) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (v, i), \\
& v \begin{matrix} 2 \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} l \end{matrix} \begin{matrix} 2 \\ (1) \end{matrix} P_{l_1}^{(1)} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} P_{l_1}^{(1)} P_{l_2}^{(1)} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \\
& i \overline{k-1, I}. \tag{5}
\end{aligned}$$

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 $z(1)$:

$$m_z^{(1;1)}(1, i) = M[X(i/z(1))] = M[X(i)](z(1) = M[Z(1)]) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (1, i). \tag{6}$$

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

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

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

$$\begin{aligned}
& X(i/z(1), z^2(1)) = M[X(i) | (z(1) = M[Z(1)]) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix}(1, i) \\
& \quad (z^2(1) = (z(1) = M[Z(1)]) \begin{matrix} (2) \\ (1) \end{matrix}(1, 1)) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix}(1, i) \\
& \begin{matrix} L \\ (1) \end{matrix} W_{(1)}^{(1)}(1) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (1, i) \quad \begin{matrix} i \\ v \end{matrix} \begin{matrix} L \\ (1) \end{matrix} W_{(1)}^{(1)}(v) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (v, i) \\
& i M^{(v)} P_1^{(1)} \quad P_{l_1}^{(1)} \quad \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \quad \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \\
& \dots \quad \dots \quad W_{P_1^{(1)} \dots P_{l_1}^{(1)}; \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix}}(v) \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} (v, i), \\
& v \begin{matrix} 2 \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} l \end{matrix} \begin{matrix} 2 \\ (1) \end{matrix} P_{l_1}^{(1)} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} P_{l_1}^{(1)} P_{l_2}^{(1)} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \begin{matrix} (1) \\ (1) \end{matrix} \\
& i \overline{k-1, I}.
\end{aligned}$$

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

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

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

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

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

$$M[X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i)], v = 0,$$

$$m_z^{(1 \dots n-1; 1 \dots n, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) [z^n(v \dots n-1) \dots z^1(v)$$

$$m_z^{(1 \dots n-1; 1 \dots n, v)}(1 \dots n-1; 1 \dots n, v)] \frac{(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m)}{1 \dots n-1; 1 \dots n} (v, i),$$

(8)

$$\text{если } 1 \dots n-1; 1 \dots n = 0,$$

$$m_z^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; 1 \dots n-1, v)}(b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m, i) [z^n(v \dots n-1) \dots z^1(v)$$

$$m_z^{(p_1^{(n-1)} \dots p_{n-2}^{(n-1)}; 1 \dots n-1, v)}(1 \dots n-1; 1 \dots n, v)] \frac{b_1 \dots b_{m-1}; a_1 \dots a_m}{1 \dots n-1; 1 \dots n} (v, i),$$

$$\text{если } 1 \dots n-1; 1 \dots n = 0.$$

Выражение

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

$$M[X^{a_m}(i) \dots X^{a_1}(i) / z^{(1)}(1), \dots, z^{(1)}(v)],$$

где $\overline{1}^{(1)} = \overline{1, N}; z^{(l)}(j) = p_l^{(l)} \dots z^{(1)}(j), j = \overline{2, v-1}, l = \overline{2, M(j)}; z^{(l)}(v) = p_l^{(l)} \dots z^{(1)}(v), l = \overline{2, n-1}; p_1^{(l)} = \overline{1, p_1^{(l)}}, \dots, p_{l-1}^{(l)} = \overline{p_{l-2}^{(l)}-1, p_{l-1}^{(l)}}, \overline{1}^{(l)} = \overline{1, 1}^{(l)}, \dots, \overline{1}^{(l)} = \overline{1, 1}^{(l)}; z^{(n)}(v) = p_n^{(n)} \dots z^{(1)}(v), p_1^{(n)} = \overline{1, p_1^{*(n)}}, \dots, p_{n-1}^{(n)} = \overline{p_{n-2}^{(n)}-1, p_{n-1}^{*(n)}}, \overline{1}^{(n)} = \overline{1, 1}^{*(n)}, \dots, \overline{1}^{(n)} = \overline{1, 1}^{*(n)}; z^n(v \dots n-1) \dots z^1(v)]$ для $1 = p_1^{(L)}, \dots, L-1 = p_L^{(L)}; 1 = \overline{1, 1}^{(L)}, \dots, L = \overline{L, L}^{(L)}$ и $m = 1, a_1 = 1$, является условным математическим ожиданием исследуемой случайной последовательности $X(i) = X(i), i = \overline{k-1, I}$, при условии, что в дискретном ряде точек $t_j, j = \overline{1, v}, v = k$, случайная последовательность принимает фиксированные значения $X(j) = z(j), j = \overline{1, v}, v = k$.

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

$$E^{(L,k)}(i) = M\{\{X(i) - M[X(i)]\}^2\} = \prod_{v=1}^k \prod_{l=1}^L D_{1 \dots 1}^{(1)}(v) \{ \frac{(1)}{1} (v, i) \}^2$$

$$k \quad M(v) \quad p_1^{(l)} \quad p_l^{(l)} \quad \dots \quad p_1^{(l)} \quad p_l^{(l)} \quad \dots \quad D_{p_1^{(l)} \dots p_l^{(l)}}^{(l)}(v) \{ p_1^{(l)} \dots p_l^{(l)}(v, i) \}^2, \quad (9)$$

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

$${}^{(L, k)}(i) \quad \{E^{(L, k)}(i) - E^{(L, k)}(i)\} / M[\{X(i) - M[X(i)]\}^2],$$

$${}^{(L, k-1)}(i) \quad \{E^{(L, k)}(i) - E^{(L, k-1)}(i)\} / M[\{X(i) - M[X(i)]\}^2].$$

В случае, когда случайная последовательность $\{X\}$ обладает только парными стохастическими связями $M[X^2(i - p_1)X^{-1}(i)]$, алгоритм (8) упрощается к виду [11]

$$m_{x/z}^{(, l)}(h, i) \quad \frac{m_{x/z}^{(, l-1)}(h, i) (z^h(\dots) m_{x/z}^{(, l-1)}(l, \dots))}{m_{x/z}^{(, L-1)}(h, i) (z^h(\dots) m_{x/z}^{(, L-1)}(l, \dots))} \quad (10)$$

Выражение $m_{x/z}^{(, l)}(h, i) = M[X^h(i)/z^v(j), j = \overline{1, l-1}, v = \overline{1, L}; z^v(\dots), v = \overline{1, l}]$ для $h = \overline{1, l-1}$, k является несмещенной оптимальной оценкой $m_{x/z}^{(k, L)}(1, i)$ будущего значения $x(i)$, $i = \overline{k-1, L}$, 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:

$$\binom{()}{hv}(i) \quad \frac{1}{D(v)} \quad M[Z(v)Z^h(i)] \quad \prod_{j=1}^{v-1} D_j(\dots)^{(j)}(v) \binom{(j)}{h}(i)$$

$$D_j(v) \binom{(j)}{v}(v) \binom{(j)}{hv}(i), \quad \overline{1, h-1}, v = i-k;$$

$$\binom{()}{hv}(i) \quad \frac{1}{D(v)} \quad M[Z(v)X^h(i)] \quad \prod_{j=1}^{v-1} D_j(\dots)^{(j)}(v) \binom{(j)}{h}(i)$$

$$D_j(v) \binom{(j)}{v}(v) \binom{(j)}{hv}(i), \quad \overline{1, h-1}, v = \overline{1, k}, i = \overline{k-1};$$

$$\binom{()}{hv}(i) \quad \frac{1}{D(v)} \quad M[X(v)X^h(i)] \quad \prod_{j=1}^{v-1} D_j(\dots)^{(j)}(v) \binom{(j)}{h}(i)$$

$$\begin{aligned}
 & D_j(v) \left\{ \frac{(j)}{v}(v) \frac{(j)}{hv}(i) \right\}, \quad \overline{1, h, k} \quad v \quad i \quad I; \\
 & D(v) = M[Z^2(v)] \prod_{j=1}^{v-1} D_j(v) \left\{ \frac{(j)}{v}(v) \right\}^2 \prod_{j=1}^{v-1} D_j(v) \left\{ \frac{(j)}{v}(v) \right\}^2, \quad v \quad \overline{1, k}; \\
 & D(v) = M[X^2(v)] \prod_{j=1}^{v-1} D_j(v) \left\{ \frac{(j)}{v}(v) \right\}^2 \prod_{j=1}^{v-1} D_j(v) \left\{ \frac{(j)}{v}(v) \right\}^2, \quad v \quad \overline{k-1, I}.
 \end{aligned} \tag{11}$$

Алгоритм (10) имеет эквивалентную явную форму записи:

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

где

$$\begin{aligned}
 & S_{(j-1)L}^{(v)}(v) = S_{(j-1)L}^{(v)}(v) \left(\frac{(v)}{\text{mod}_L(\cdot, j)}(i) \right), \quad 1 \leq (j-1)L \leq v; \\
 & S_{(j-1)L}^{(v)}(v) = \left(\frac{(v)}{\text{mod}_L(\cdot, j)}([v/L]+1) \right), \quad (j-1)L \leq v, \{v/L\} = 0; \\
 & S_{(j-1)L}^{(v)}(v) = \left(\frac{(v)}{\text{mod}_L(\cdot, j)}([v/L]) \right), \quad (j-1)L \leq v, \{v/L\} = 0.
 \end{aligned}$$

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

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

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 measurings 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.

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, теория систем управления, теория нечетких множеств и нечеткая логика.