УДК 519.216

И.П. АТАМАНЮК

Николаевский государственный аграрный университет

ИНФОРМАЦИОННАЯ ТЕХНОЛОГИЯ НЕЛИНЕЙНОЙ СТОХАСТИЧЕСКОЙ ДИАГНОСТИКИ ТЕХНИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ НА ОСНОВЕ КАНОНИЧЕСКОГО РАЗЛОЖЕНИЯ СЛУЧАЙНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ

Получен стохастический алгоритм распознавания состояния технических объектов по критерию максимума функции правдоподобия на основе нелинейного канонического разложения случайной последовательности. В отличие от известного решения предложенная процедура диагностики значительно проще за счет перехода от многомерной плотности распределения к одномерным плотностям. Учитывая исключительную важность проблемы обеспечения высокой надежности функционирования технических систем, актуальной является задача повышения достоверности стохастических алгоритмов диагностики при различном уровне информационного обеспечения.

Ключевые слова: *случайная последовательность, каноническое разложение, алгоритм диагностики.*

Введение

Все возрастающее значение сложных и дорогостоящих технических систем, особенно в машиностроении и радиоэлектронике, требования безопасности и долговечности делают весьма важной оценку состояния технического объекта с точки зрения возможности его дальнейшей эксплуатации. В процессе функционирования технические объекты, как правило, подвержены воздействию большого числа факторов стохастической природы, в связи с чем параметры, характеризующие качество функционирования технических объектов, также являются случайными. Поэтому наиболее общим подходом [1] к задаче распознавания (отнесение технического объекта к исправным или неисправным) является вероятностный подход. Решение в рамках данного направления диагностической задачи всегда связано с риском ошибки. Учитывая исключительную важность проблемы обеспечения высокой надежности функционирования технических систем, актуальной является задача повышения достоверности стохастических алгоритмов диагностики при различном уровне информационного обеспечения.

1. Постановка задачи

Предположим, что случайные последовательности $X^{(1)}(i)$ и $X^{(2)}(i), i=\overline{1,I}$ в дискретные моменты времени $t_i, i=\overline{1,I}$ описывают изменение значений некоторого контролируемого параметра X соответственно пригодного и непригодного технического объекта к дальнейшей эксплуатации. В процессе функционирования объекта получены измерения $x(i), i=\overline{1,I}$ параметра X в исследуемом ряде точек $t_i, i=\overline{1,I}$. Требуется определить к какой из этих последовательностей относиться данная реализация.

Предполагается, что каждая из случайных последовательностей полностью задана своей дискретизированной моментной функцией

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

$$\sum_{j=1}^{l}\xi_j \le N, p_j=\overline{1,i-1}, i=\overline{1,I}.$$

2. Решение

Как известно [2], если при выработке правила выбора решений нет никаких данных относительно априорных вероятностей состояний технического объекта, то можно применить критерий максимального правдоподобия, согласно которому при наблюдении реализации $\vec{x}=\{x(1),x(2),...,x(I)\}$ принимается та гипотеза, которая удовлетворяет условию:

$$j^* = \arg\max_j\{f_I(\vec{x}/j)\} \quad (1)$$

где $f_I(\vec{x}/j), j=\overline{1,2}$ - условная плотность распределения признаков $\vec{x}$ при условии, что реализация принадлежит данному классу (пригодных или не пригодных технических объектов к дальнейшей эксплуатации).

Задача распознавания реализации случайной последовательности сводится к определению принадлежности реализации $\vec{x}$ случайного вектора $\vec{X}$ к одному из двух заданных распределений $f(\vec{x}/1), f(\vec{x}/2)$.

Таким образом, следующим этапом является оценка неизвестных плотностей $f_I(\vec{x}/j), j=\overline{1,2}$, что в свою очередь, учитывая большое количество результатов наблюдения $x(i), i=\overline{1,I}$, является достаточно сложной и трудоемкой процедурой. Данная задача в рамках линейных связей существенно упрощается [3] при переходе от последовательности $x(i), i=\overline{1,I}$ к анализу набора некоррелированных значений $v_i, i=\overline{1,I}$, которые определяются из канонической модели представления случайной последовательности [4, 5]:

$$X(i)=M[X(i)]+\sum_{\nu=1}^{i}V_\nu\varphi_\nu(i), i=\overline{1,I}, \quad (2)$$

$$V_i=X(i)-M[X(i)]-\sum_{\nu=1}^{i-1}V_\nu\varphi_\nu(i), i=\overline{1,I}, \quad (3)$$

$$\varphi_\nu(i)=\frac{1}{D_\nu}\{M[X(\nu)X(i)]-M[X(\nu)]M[X(i)]-$$
$$-\sum_{j=1}^{\nu-1}D_j\varphi_j(\nu)\varphi_j(i)\}, \nu=\overline{1,I}, i=\overline{\nu,I}. \quad (4)$$

$$D_i=M\left[X^2(i)\right]-\{M[X(i)]\}^2-\sum_{\nu=1}^{i-1}D_\nu\varphi_\nu^2(i), i=\overline{1,I}; \quad (5)$$

где $\varphi_\nu(i), \nu, i=\overline{1,I}$ - неслучайная координатная функция: $\varphi_\nu(\nu)=1, \varphi_\nu(i)=0$, если $\nu>i$; $D_\nu=M\left[V_\nu^2\right]$ - дисперсия случайных коэффициентов $V_\nu, i=\overline{1,I}$: $M[V_\nu]=0; M\left[V_\nu V_\mu\right]=0, \nu\neq\mu$.

В этом случае замена $\vec{x}$ на вектор $\vec{v}$ с учетом $f_I(\vec{v}/j)=\prod_{i=1}^{I}f_1(v_i/j), j=\overline{1,2}$ позволяет записать решающее правило в следующем виде

$$j^*=\arg\max_j\{\prod_{i=1}^{I}f_1(v_i/j), j=\overline{1,2}\} \quad (6)$$

Задача распознавания, таким образом, сводится к последовательной аппроксимации I одномерных плотностей распределения. Стохастический алгоритм диагностики существенно упрощается, однако переход от вектора $\vec{x}$ к вектору $\vec{v}$ возможен при условии, что случайные последовательности $X^{(1)}(i)$ и $X^{(2)}(i), i=\overline{1,I}$ обладают только линейными связями.

В [6] возможности применения решающего правила (6) расширены на случай, когда случайная последовательность обладает связями $M\left[X^\lambda(\nu)X^h(i)\right], \lambda, h=\overline{1,N}, \nu, i=\overline{1,I}$:

$$j^*=\arg\max_j\{\prod_{i=1}^{I}f_1(v_i^{(N)}/j), j=\overline{1,2}\} \quad (7)$$

Координатами вектора $\vec{v}=\{v_1^{(N)}, v_2^{(N)}, ..., v_I^{(N)}\}$ являются случайные коэффициенты полиномиального канонического разложения случайной последовательности:

$$X(i)=M[X(i)]+\sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\lambda=1}^{N}V_\nu^{(\lambda)}\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i), i=\overline{1,I}; \quad (8)$$

$$V_i^{(\lambda)}=X^\lambda(i)-M\left[X^\lambda(i)\right]-\sum_{\nu=1}^{i-1}\sum_{j=1}^{N}V_\nu^{(j)}\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(i)-$$
$$-\sum_{j=1}^{\lambda-1}V_i^{(j)}\beta_{\lambda i}^{(j)}(i), \lambda=\overline{1,N}; i=\overline{1,I}; \quad (9)$$

$$D_\lambda(i)=M\left[\left\{V_i^{(\lambda)}\right\}^2\right]=M\left[X^{2\lambda}(i)\right]-M^2\left[X^\lambda(i)\right]-$$
$$-\sum_{\mu=1}^{i-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\left\{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(i)\right\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(i)\left\{\beta_{\lambda i}^{(j)}(i)\right\}^2,$$
$$\lambda=\overline{1,N}; i=\overline{1,I}; \quad (10)$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M\left[V_\nu^{(\lambda)}\left(X^h(i)-M[X^h(i)]\right)\right]}{M\left[\left\{V_\nu^{(\lambda)}\right\}^2\right]}=$$
$$=\frac{1}{D_\lambda(\nu)}(M\left[X^\lambda(\nu)X^h(i)\right]-M\left[X^\lambda(\nu)\right]M\left[X^h(i)\right]-$$
$$-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i),$$
$$\lambda, h=\overline{1,N}; \nu=\overline{1,i}; i=\overline{\nu,I}. \quad (11)$$

Преобразования (8) – (11) приводят к независимости коэффициентов $V_i^{(N)}, i=\overline{1,I}$ и, таким образом, решающее правило является корректным.

Алгоритм диагностики на основе (7) учитывает нелинейные связи произвольного порядка между двумя различными сечениями t_ν и t_i, однако не является в полной мере нелинейным ввиду наложения ограничения $M\left[X^l(\nu)X^p(j)...X^q(i)\right]=0$.

Формирование алгоритма распознавания с учетом смешанных дискретизированных моментных функций произвольного порядка возможно на основе соответствующего нелинейного канонического разложения случайной последовательности [7]:

$$X(i)=M[X(i)]+\sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{N-1}V_{\xi_1^{(l)}}(\nu)\varphi_{\xi_1^{(l)}}^{(l)}(\nu,i)+$$
$$+\sum_{\nu=1}^{i}\sum_{l=2}^{M(\nu)}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p'^{(l)}_1}...\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p'^{(l)}_{l-1}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi'^{(l)}_1}...\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi'^{(l)}_l}V_{p_1^{(l)}...p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}...\xi_l^{(l)}}(\nu)\times$$
$$\times\varphi^{(l)}_{p_1^{(l)}...p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}...\xi_l^{(l)}}(\nu,i), \ i=\overline{1,I}, \quad (12)$$

где

$$M(\nu)=\begin{cases}\nu, \nu<N-1;\\ N-1, \nu\ge N-1;\end{cases}, \quad p_j^{'(l)}=\begin{cases}0, j\ne\overline{1,l-1} \text{ или } l=1;\\ \nu-l+j, j=\overline{1,l-1}, l>1;\end{cases}$$

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

Некоррелированные случайные коэффициенты канонического представления (12) определяются как

$$V_{\alpha_1}(\nu)=X^{\alpha_1}(\nu)-M\left[X^{\alpha_1}(\nu)\right]-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}V_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(1)}(\lambda,\nu)-\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1}V_{\xi_1^{(1)}}(\nu)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\nu,\nu)-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}V_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times$$

$$\times\varphi^{(\alpha_1)}_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu), \nu=\overline{1,I}. \qquad (13)$$

$$V_{\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n}(\nu)=X^{\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\ldots X^{\alpha_1}(\nu)-$$

$$-M\left[X^{\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\ldots X^{\alpha_1}(\nu)\right]-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}V_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}(\lambda,\nu)-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}V_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times$$

$$\times\varphi^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)-$$

$$-\sum_{l=2}^{n-1}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}V_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\nu)\times$$

$$\times\varphi^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\nu,\nu)-$$

$$-\sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}}\ldots\sum_{p_{n-1}^{(n)}=p_{n-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}}\sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}}\ldots\sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}}V_{p_1^{(n)}\ldots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\ldots\xi_n^{(n)}}(\nu)\times$$

$$\times\varphi^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}_{p_1^{(n)}\ldots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\ldots\xi_n^{(n)}}(\nu,\nu), \nu=\overline{1,I}. \qquad (14)$$

В (14) параметры $p_1^{*(n)},\ldots,p_{n-1}^{*(n)};\xi_1^{*(n)},\ldots,\xi_n^{*(n)}$ вычисляются с помощью следующих выражений:

$$p_\mu^{*(n)}=\begin{cases}p''_\mu, \mu=1 \text{ либо } p_{\mu-1}^{(n)}=p''_{\mu-1}, \mu=\overline{2,n},\\ \nu-n+\mu, \text{если } p_{\mu-1}^{(n)}\ne p''_{\mu-1}, \mu=\overline{2,n}.\end{cases} \qquad (15)$$

$$\xi_i^{*(n)}=\begin{cases}\xi''_i, i=1 \text{ либо } \xi_{i-1}^{(n)}=\xi''_{i-1}, i=\overline{2,n};\\ N-1-n+i-\sum_{j=1}^{i-1}\xi_j^{(n)},\\ \text{если } \xi_{i-1}^{(n)}\ne\xi''_{i-1}, i=\overline{2,n}.\end{cases} \qquad (16)$$

Значения $p''_\mu, \mu=\overline{1,n-1}; \xi''_i, i=\overline{1,n}$, являются индексами случайного коэффициента

$$V_{p''_1\ldots p''_{n-1};\xi''_1\ldots\xi''_n}(\nu),$$

который предшествует $V_{\beta_1\ldots\beta_{n-1};\alpha_1\ldots\alpha_n}(\nu)$ в каноническом разложении (15) для момента времени t_ν :

1.$p''_\mu=\beta_\mu, \mu=\overline{1,n-1}; \xi''_i=\alpha_i, i=\overline{1,k-1};$

$$\xi''_k=\alpha_k-1; \xi''_j=N-1-n+j-\sum_{m=1}^{j-1}\xi''_m, j=\overline{k+1,n};$$

если $\alpha_k>1, \alpha_j=1, j=\overline{k+1,n};$

2.$p''_\mu=\beta_\mu, \mu=\overline{1,k-1};$

$p''_k=\beta_k-1; p''_j=\nu-n+j, j=\overline{k+1,n-1};$

$$\xi''_i=N-1-n+i-\sum_{m=1}^{j-1}\xi''_m, i=\overline{1,n},$$

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.$p''_\mu=0; \xi''_i=0; V_{p''_1\ldots p''_{n-1};\xi''_1\ldots\xi''_n}=0,$

если $\beta_\mu=\mu, \mu=\overline{1,n-1}; \alpha_i=1, i=\overline{1,n}.$

Выражения для определения дисперсии случайных коэффициентов имеют следующий вид:

$$D_{\alpha_1}(\nu)=M\left[X^{2\alpha_1}(\nu)\right]-M^2\left[X^{\alpha_1}(\nu)\right]-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\left\{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda,\nu)\right\}^2-\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1}D_{\xi_1^{(1)}}(\nu)\left\{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\nu,\nu)\right\}^2-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}D_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times\left\{\varphi^{(\alpha_1)}_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)\right\}^2, \nu=\overline{1,I}. \qquad (17)$$

$$D_{\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n}(\nu)=M\left[X^{2\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\ldots X^{2\alpha_1}(\nu)\right]-M^2[X^{\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\ldots X^{\alpha_1}(\nu)]-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\left\{\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}(\lambda,\nu)\right\}^2-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}D_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times$$

$$\times\left\{\varphi^{(\beta_1,\ldots\beta_{n-1};\alpha_1,\ldots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)\right\}^2-\sum_{l=2}^{n-1}\sum_{p_1^{(l)}=1}^{p_1^{'(l)}}\ldots\sum_{p_{l-1}^{(l)}=p_{l-2}^{(l)}+1}^{p_{l-1}^{'(l)}}\sum_{\xi_1^{(l)}=1}^{\xi_1^{'(l)}}\ldots\sum_{\xi_l^{(l)}=1}^{\xi_l^{'(l)}}D_{p_1^{(l)}\ldots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\ldots\xi_l^{(l)}}(\nu)\times$$

$$\times\left\{\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\nu,\nu)\right\}^2-\sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}}\dots\sum_{p_{l-1}^{(n)}=p_{l-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}}\sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}}\dots\sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}}D_{p_1^{(n)}\dots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\dots\xi_n^{(n)}}(\nu)\times$$

$$\times\left\{\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{p_1^{(n)}\dots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\dots\xi_n^{(n)}}(\nu,\nu)\right\}^2,\ \nu=\overline{1,I}. \qquad (18)$$

Координатные функции канонического разложения (12) определяются соотношениями:

$$\varphi_{\alpha_1}^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}(\nu,i)=\frac{1}{D_{\alpha_1}(\nu)}\{M\left[X^{\alpha_1}(\nu)X^{a_m}(i-b_{m-1})\times\dots\times X^{a_1}(i)\right]-M\left[X^{\alpha_1}(\nu)\right]M\left[X^{a_m}(i-b_{m-1})\dots X^{a_1}(i)\right]-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}D_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\lambda,\nu)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}(\lambda,i)-\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\alpha_1-1}D_{\xi_1^{(1)}}(\nu)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(\alpha_1)}(\nu,\nu)\varphi_{\xi_1^{(1)}}^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}(\nu,i)-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(1)}=1}^{p_1'^{(1)}}\dots\sum_{p_{l-1}^{(1)}=p_{l-2}^{(1)}+1}^{p_{l-1}'^{(1)}}\sum_{\xi_1^{(1)}}^{\xi_1'^{(1)}}\dots\sum_{\xi_l^{(1)}}^{\xi_l'^{(1)}}D_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times$$

$$\times\varphi^{(\alpha_1)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)\varphi^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)\},\ \nu=\overline{1,I}. \qquad (19)$$

$$\varphi^{(b_1,\dots b_{m-1};a_1,\dots a_m)}_{\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n}(\nu,i)=\frac{1}{D_{\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n}(\nu)}\{M\left[X^{\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\times\dots\times X^{\alpha_1}(\nu)X^{a_m}(i-b_{m-1})\dots X^{a_1}(i)\right]-$$

$$-M[X^{\alpha_n}(\nu-\beta_{n-1})\dots X^{\alpha_1}(\nu)]M[X^{a_m}(i-b_{m-1})\dots X^{a_1}(i)]-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}D^{(j)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda,\nu)\times$$

$$\times\varphi^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda,i)-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{N-1}D^{(j)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda)\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda,\nu)\times\varphi^{(b_1\dots b_{m-1};a_1\dots a_m)}_{\xi_1^{(1)}}(\lambda,i)-$$

$$-\sum_{\lambda=1}^{\nu-1}\sum_{l=2}^{M(\lambda)}\sum_{p_1^{(1)}=1}^{p_1'^{(1)}}\dots\sum_{p_{l-1}^{(1)}=p_{l-2}^{(1)}+1}^{p_{l-1}'^{(1)}}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\xi_1'^{(1)}}\dots\sum_{\xi_l^{(1)}=1}^{\xi_l'^{(1)}}D_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda)\times\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda,\nu)\varphi^{(b_1,\dots b_{m-1};a_1,\dots a_m)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\lambda,i)-$$

$$-\sum_{l=2}^{n-1}\sum_{p_1^{(1)}=1}^{p_1'^{(1)}}\dots\sum_{p_{l-1}^{(1)}=p_{l-2}^{(1)}+1}^{p_{l-1}'^{(1)}}\sum_{\xi_1^{(1)}=1}^{\xi_1'^{(1)}}\dots\sum_{\xi_l^{(1)}=1}^{\xi_l'^{(1)}}D_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\nu)\times\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\nu,\nu)\varphi^{(b_1,\dots b_{m-1};a_1,\dots a_m)}_{p_1^{(l)}\dots p_{l-1}^{(l)};\xi_1^{(l)}\dots\xi_l^{(l)}}(\nu,i)- \qquad (20)$$

$$-\sum_{p_1^{(n)}=1}^{p_1^{*(n)}}\dots\sum_{p_{l-1}^{(n)}=p_{l-2}^{(n)}+1}^{p_{n-1}^{*(n)}}\sum_{\xi_1^{(n)}=1}^{\xi_1^{*(n)}}\dots\sum_{\xi_n^{(n)}=1}^{\xi_n^{*(n)}}D_{p_1^{(n)}\dots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\dots\xi_n^{(n)}}(\nu)\times\varphi^{(\beta_1,\dots\beta_{n-1};\alpha_1,\dots\alpha_n)}_{p_1^{(n)}\dots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\dots\xi_n^{(n)}}(\nu,\nu)\varphi^{(b_1,\dots b_{m-1};a_1,\dots a_m)}_{p_1^{(n)}\dots p_{n-1}^{(n)};\xi_1^{(n)}\dots\xi_n^{(n)}}(\nu,i)\},\ \nu=\overline{1,I}.$$

Каноническое разложение (12) полностью учитывает всевозможные нелинейные связи случайной последовательности в исследуемом ряде точек $t_i, i=\overline{1,I}$. Вычисление с помощью рекуррентных соотношений (13),(14) для фиксированного момента времени заканчивается на последней итерации получением соответствующего случайного коэффициента: $V_{N-1}(1)$ для t_1, $V_{1;1,N-2}(2)$ для t_2, $V_{1,2;1,1,N-3}(3)$ для t_3, …, $V_{I-N+1,I-N+2,\dots,I-1;1,1\dots1}(I)$ для t_I. Данные случайные величины являются независимыми и, таким образом, диагностическое правило с учетом смешанных моментных функций произвольного порядка преобразуется к виду:

$$j^*=\arg\max_j\{f_1(v_{N-1}(1))\times f_1(v_{1;1,N-2}(2))\times$$
$$\dots\times f_1(v_{I-N+1,I-N+2,\dots,I-1;1,1\dots1}(I))/j),\ j=\overline{1,2}\} \qquad (21)$$

Как и в случае (1) – (7) задача технической диагностики с помощью правила (21) сводится к аппроксимации одним из известных методов математической статистики одномерных плотностей распределения.

Выводы

Получен стохастический алгоритм диагностики технических объектов на базе аппарата канонических разложений, который является существенно проще общего правила распознавания реализаций случайных последовательностей по критерию максимума функции правдоподобия за счет перехода от обобщенных I-мерных плотностей распределения к произведению I одномерных плотностей, каждая из которых описывает поведение исследуемой последовательности в соответствующий момент измерения контролируемого параметра. Данное решение задачи распознавания может быть обобщено на случай векторных показателей качества функционирования технических объектов при числе состояний больше двух.

Литература

1. *Надежность и эффективность в технике. Т. 9. Техническая диагностика [Текст] / под ред. В.В. Клюева, П.П. Пархоменко. – М.: Машиностроение, 1987. – 352 с.*

2. *Левин, Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники [Текст] / Б.Р. Левин. – М.: Сов. радио, 1975. – 392 с.*

3. *Кудрицкий, В.Д. Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций [Текст] / В.Д. Кедрицкий. – К.:ФАДА, ЛТД, 2001. – 176 с.*

4. *Пугачев, В.С. Теория случайных функций и ее применение [Текст] / В.С. Пугачесв. –М.: Физматгиз, 1962. – 720 с.*

5. *Кудрицкий В.Д. Прогнозирующий контроль радиоэлектронных устройств [Текст] / В.Л. Кудрицкий. —К.: Техніка, 1982. – 168 с.*

6. *Атаманюк, И.П. Полиномиальный стохастический алгоритм распознавания реализации случайной последовательности на базе аппарата канонических разложений [Текст] / И.П. Атаманюк // УС иМ. – 2009. – №5. – С. 37 – 40.*

7. *Атаманюк, И.П. Алгоритм реализации нелинейной случайной последовательности на базе ее канонического разложения [Текст] / И.П. Атаманюк // Электронное моделирование. – 2001. – № 5. – С. 38 – 46.*

Поступила в редакцию 12.03.2012

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Ю.А. Скобцов, Донецкий национальный технический университет, Донецк, Украина.

ІНФОРМАЦІЙНА ТЕХНОЛОГІЯ НЕЛІНІЙНОЇ СТОХАСТИЧНОЇ ДІАГНОСТИКИ ТЕХНІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ НА ОСНОВІ КАНОНІЧНОГО РОЗКЛАДАННЯ ВИПАДКОВОЇ ПОСЛІДОВНОСТІ

І.П. Атаманюк

Отримано стохастичний алгоритм розпізнавання стану технічних об'єктів по критерію максимуму функції правдоподібності на основі нелінійного канонічного розкладання випадкової послідовності. На відміну від відомого рішення запропонована процедура діагностики значно простіше за рахунок переходу від багатовимірної щільності розподілу до одновимірних щільностей. Враховуючи виняткову важливість проблеми забезпечення високої надійності функціонування технічних систем, актуальною є задача підвищення вірогідності стохастичних алгоритмів діагностики при різному рівні інформаційного забезпечення.

Ключові слова: випадкова послідовність, канонічне розкладання, алгоритм діагностики.

NONLINEAR STOCHASTIC INFORMATION TECHNOLOGY FOR DIAGNOSIS OF TECHNICAL OBJECTS BASED ON A CANONICAL DECOMPOSITION OF A RANDOM SEQUENCE

I.P. Atamanyuk

The stochastic algorithm of the determination state of technical objects is got on the criterion of a maximum of function of verisimilitude on the basis of nonlinear canonical decomposition of casual sequence. Unlike the known decision the offered procedure of diagnostics is considerably simpler because uses a transition from a multidimensional function of distributing to the one-dimensional functions. Given the critical importance of the problem of providing high reliability of technical systems, the task is urgent to improve the reliability of stochastic algorithms for diagnosis at different levels of information provision.

Key words: casual sequence, canonical decomposition, algorithm of diagnostics.

Атаманюк Игорь Петрович – канд. техн. наук, доц., доц. каф. высшей и прикладной математики Николаевского государственного аграрного университета, Николаев, Украина.