ПОЛИНОМИАЛЬНЫЙ СТОХАСТИЧЕСКИЙ АЛГОРИТМ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ НА БАЗЕ АППАРАТА КАНОНИЧЕСКИХ РАЗЛОЖЕНИЙ

Игорь Атаманюк*, Юрий Кондратенко**

Николаевский государсвенный аграрный университет
Черноморский государственный университет им. Петра Могилы
* 54030, г. Николаев, ул. Крылова 17 а
** 54003 г. Николаев, ул. 68 Десантников, 10

Аннотация. Предложен алгоритм оценки вероятности безотказной работы технических объектов в будущие моменты времени. В основу алгоритма положено полиномиальное каноническое разложение случайной последовательности изменения значений контролируемого параметра.

Ключевые слова: случайная последовательность, каноническое разложение.

ВВЕДЕНИЕ

Одной из наиболее важных задач, постоянно возникающей в процессе обслуживания технических объектов, является задача анализа их пригодности к дальнейшей эксплуатации. Проблема становится особенно важной в связи с постоянным ужесточением требований к безопасности функционирования технических объектов, например, энергетических и промышленных предприятий, отказы которых могут привести к значительным экономическим и экологическим последствиям. На сегодняшний день данная задача в подавляющем большинстве случаев решается неформальными методами и решение о будущем состоянии объекта принимается на основе:

- качественной или количественной оценки его текущего состояния;
- опыта эксплуатации данного и аналогичных объектов.

По мере усложнения технических объектов и роста требований к вероятности их безотказной работы неформальные методы принятия решения становятся все менее эффективными. Отсюда возникает необходимость использования более строгих подходов, базирующихся на количественных оценках будущего состояния объекта.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Не ограничивая общности, положим, что состояние некоторого технического объекта исчерпывающим образом определяется скалярным параметром X, изменение значений которого в дискретном ряде точек $t_i, i=\overline{1,I}$ описывается случайной последовательностью $\{X\} = X(i), i=\overline{1,I}$. Значения параметра X должны удовлетворять условию:

$$a < x(i) < b,\ i=\overline{1,I}. \qquad (1)$$

В случае пересечения параметром X границ допустимой области $[a;b]$ фиксируется отказ. Состояние объекта периодически контролируется в дискретные моменты времени $t_\mu, \mu=\overline{1,k}$ измерением значений $x(\mu), \mu=\overline{1,k}$ параметра X. Очевидно, что для этого отрезка должно быть справедливо неравенство $a < x(\mu) < b, \mu=\overline{1,k}$ так как в противном случае, как следует из (1), на интервале наблюдения имел место отказ объекта, что привело бы к его снятию с эксплуатации. На основе указанной информации требуется сделать вывод о пригодности объекта к эксплуатации в будущие моменты времени $t_i, i=\overline{k+1,I}$.

РЕШЕНИЕ

Учитывая, что значения контролируемого параметра X изменяются в области прогноза случайным образом, исчерпывающей характеристикой надежности функционирования исследуемого технического объекта является вероятность безотказной работы:

$$P^{(k)}(I)=P\{a<X^{(k)}(i)<b, i=\overline{k+1,I}\ / \ x(\mu),\mu=\overline{1,k}\}. \qquad (2)$$

Задача, таким образом сводится к определению вероятности невыхода реализации апостериорной случайной последовательности $X^{(k)}(i/x(\mu),\mu=\overline{1,k}), i=\overline{k+1,I}$, за границы допустимой области $[a;b]$.

В [1,2] предложен подход к оценке вероятности (2) путем многократного статистического моделирования возможных продолжений $x_l(i), i=\overline{k+1,I}, l=\overline{1,L}$ исследуемой случайной последовательности $\{X\}$ в области прогноза, проверки для каждой реализации условия (1) и вычисления в результате эксперимента искомой оценки $P^{*(k)}(I)=n/L$ (n - число успехов). В данном методе в качестве модели случайной последовательности используется ее каноническое разложение [3] в исследуемом ряде точек $t_i, i=\overline{1,I}$:

$$X(i)=M\left[X(i)\right]+\sum_{\nu=1}^{i}V_\nu\varphi_\nu(i), i=\overline{1,I}, \qquad (3)$$

где $V_\nu, \nu=\overline{1,I}$ - случайные коэффициенты: $M\left[V_\nu\right]=0, M\left[V_\nu V_\mu\right]=0$ для $\nu\neq\mu, M\left[V_\nu^2\right]=D_\nu$;

$\varphi_\nu(i), i,\nu=\overline{1,I}$ - неслучайная координатная функция: $\varphi_\nu(\nu)=1, \varphi_\nu(i)=0$ при $\nu>i$.

Элементы канонического представления (3) определяются следующими рекуррентными соотношениями:

$$V(i)=X(i)-M[X(i)]-\sum_{\nu=1}^{i-1}V_\nu\varphi_\nu(i), i=\overline{1,I}, \qquad (4)$$

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

$$\varphi_\nu(i)=\frac{1}{D_\nu}\{M[X(\nu)X(i)]-M[X(\nu)]M[X(i)]-\sum_{j=1}^{\nu-1}D_j\varphi_j(\nu)\varphi_j(i)\}, \nu=\overline{1,I}, i=\overline{\nu,I}. \qquad (6)$$

Фиксация в выражении (3) известных значений $X(\mu)=x(\mu),\mu=\overline{1,k}$ преобразует априорную случайную последовательность в апостериорную:

$$X^{(k)}(i)=m_x^{(k)}(i)+\sum_{\nu=k+1}^{i}V_\nu\varphi_\nu(i), i=\overline{k+1,I}, \qquad (7)$$

где $m_x^{(k)}(i)$ - линейная оптимальная по критерию минимума среднего квадрата погрешности прогноза оценка будущего значения случайной последовательности $\{X\}$ в точке t_i по k известным начальным значениям.

Выражения для определения $m_x^{(k)}(i)$ имеют две эквивалентные формы записи:

$$m_x^{(\mu)}(i)=\begin{cases} M[X(i)], \ \text{при}\ \mu=0,\ i=\overline{1,I}; \\ m_x^{(\mu-1)}(i)+[x(\mu)-m_x^{(\mu-1)}(\mu)]\varphi_\mu(i), \\ \mu=\overline{1,k},\ i=\overline{\mu+1,I}; \end{cases} \qquad (8)$$

или

$$m_x^{(k)}(i)=M[X(i)]+\sum_{j=1}^{k}(x(\mu)-M[X(\mu)])f_\mu^{(k)}(i), \qquad (9)$$

$i=\overline{k+1,I}$,

$$f_\mu^{(k)}(i)=\begin{cases} f_\mu^{(k-1)}(i)-f_\mu^{(k-1)}(k)\varphi_k(i), & \mu\leq k\text{-}1, \\ \varphi_k(i), & \mu=k. \end{cases} \qquad (10)$$

(3)

Формирование возможных продолжений случайной последовательности $\{X\}$ с помощью выражения (7) заключается в вычислении оценок $m_x^{(k)}(i), i=\overline{k+1,I}$, генерации одним из известных методов статистического моделирования значений независимых случайных коэффициентов $V_\nu, \nu=\overline{k+1,I}$ с требуемым законом распределения и преобразованию полученных значений координатными функциями $\varphi_\nu(i), i, \nu = \overline{k+1, I}$.

Информационная технология прогнозирования надежности технических объектов на основе модели (7) охватывает достаточно широкий класс случайных последовательностей (немарковские, нестационарные, немонотонные и т.д.), однако данное представление апостериорной случайной последовательности является оптимальным только в рамках линейных стохастических свойств, что существенно снижает достоверность прогноза для случайных последовательностей, которые обладают нелинейными связями.

Устранение данного недостатка возможно путем использования в основе способа оценки вероятности безотказной работы технического устройства нелинейного канонического разложения исследуемой случайной последовательности [4] изменения значений контролируемого параметра:

$$X(i) = M[X(i)] + \sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\lambda=1}^{N-1} V_\nu^{(\lambda)}\varphi_{1\nu}^{(\lambda)}(i), i = \overline{1,I}. \quad (11)$$

Элементы разложения (11) определяются следующими рекуррентными соотношениями:

$$V_\nu^{(\lambda)} = X^\lambda(\nu) - M[X^\lambda(i)] - \\ -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1} V_\mu^{(j)}\varphi_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu) - \sum_{j=1}^{\lambda-1} V_\nu^{(j)}\varphi_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu), \nu = \overline{1,I}, \quad (12)$$

$$D_\lambda(\nu) = M[\{V_\nu^{(\lambda)}\}^2] = M[\{X(\nu) - M[X(\nu)]\}^{2\lambda}] - \\ -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1} D_j(\mu)\{\varphi_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\}^2 - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(\nu)\{\varphi_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\}^2, \nu = \overline{1,I}, \quad (13)$$

$$\varphi_{h\nu}^{(\lambda)}(i) = \frac{M[V_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i) - M[X^h(i)]\}]}{M[\{V_\nu^{(\lambda)}\}^2]} = \\ = \frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[X^\lambda(\nu)X^h(i)] - \\ -M[X^\lambda(\nu)]M[X^h(i)] - \\ -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1} D_j(\mu)\varphi_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\varphi_{h\mu}^{(j)}(i) - \\ -\sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(\nu)\varphi_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\varphi_{h\nu}^{(j)}(i)\}, \lambda = \overline{1,h}, \nu = \overline{1,i}. \quad (14)$$

В каноническом разложении (11) случайная последовательность $\{X\}$ представлена в исследуемом ряде точек $t_i, i = \overline{1,I}$ с помощью $N-1$ массивов $\{V^{(\lambda)}\}, \lambda = \overline{1,N-1}$ некоррелированных центрированных случайных коэффициентов $V_i^{(\lambda)}, \lambda = \overline{1,N-1}, i = \overline{1,I}$. Данные коэффициенты содержат информацию о значениях $X^\lambda(i), \lambda = \overline{1,N-1}, i = \overline{1,I}$, а координатные функции $\varphi_{h\nu}^{(\lambda)}(i), \lambda$, $h = \overline{1,N-1}, \nu, i = \overline{1,I}$ описывают вероятностные связи порядка $\lambda + h$ между сечениями t_ν и $t_i, \nu, i = \overline{1,I}$.

Конкретизация значений $X^\lambda(\mu) = x^\lambda(\mu), \lambda = \overline{1,N-1}, \mu = \overline{1,k}$ позволяет перейти от априорной случайной последовательности (11) к апостериорной:

$$X(i) = m_x^{(k,N-1)}(1,i) + \sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\lambda=1}^{N-1} W_\nu^{(\lambda)}\beta_{1\nu}^{(\lambda)}(i), i = \overline{1,I}. \quad (15)$$

Выражение

$$m_x^{(k,l)}(1,i) = M[X(i)/x^\nu(j), \\ j = \overline{1,k}, \nu = \overline{1,N-1}]$$

является условным математическим ожиданием случайной последовательности при условии, что известны значения $x^\nu(j), \nu = \overline{1,N-1}, j = \overline{1,k}$ и исследуемый процесс полностью задан дискретизированными моментными функциями $M[X^\lambda(\nu)], M[X^\lambda(\nu)X^h(i)]$, $\lambda, h = \overline{1,N-1}, \nu, i = \overline{1,I}$.

Алгоритм вычисления $m_x^{(k,l)}(1,i) = M[X^1(i)/$ $x^\nu(j), j = \overline{1,k}, \nu = \overline{1,N-1}]$ имеет две эквивалентные формы записи [5]:

$$m_x^{(\mu,l)}(h,i) = \begin{cases} M[X^h(i)], \quad \mu = 0, \\ m_x^{(\mu,l-1)}(h,i) + (x^l(\mu) - \\ -m_x^{(\mu,l-1)}(l,\mu))\varphi_{h\mu}^{(l)}(i), l \neq 1, \\ m_x^{(\mu-1,N-1)}(h,i) + (x(\mu) - \\ -m_x^{(\mu-1,N-1)}(1,\mu))\varphi_{h\mu}^{(1)}(i), l = 1. \end{cases} \quad (16)$$

либо

$$m_x^{(k,N-1)}(1,i) = M[X(i)] + \\ +\sum_{j=1}^{k}\sum_{\nu=1}^{N-1} x^{\nu}(j) F^{(k(N-1))}_{((j-1)(N-1)+\nu)}((i-1)(N-1)+1), \tag{17}$$

где:

$$F_{\lambda}^{(\alpha)}(\xi) = \begin{cases} F_{\lambda}^{(\alpha-1)}(\xi) - F_{\lambda}^{(\alpha-1)}(\alpha)\gamma_k(i), \ \lambda \le \alpha\text{-}1, \\ \gamma_{\alpha}(\xi), \ \lambda=\alpha, \end{cases} \tag{18}$$

$$\gamma_{\alpha}(\xi) = \begin{cases} \varphi_{1,[\alpha/(N-1)]+1}^{(mod_{N-1}(\alpha))}([\alpha/(N-1)]+1), \\ \text{äëÿ } \xi \le k(N-1), \\ \varphi_{1,[\alpha/(N-1)]+1}^{(mod_{N-1}(\alpha))}(i), \text{ åñëè } \xi=(i\text{-}1)(N\text{-}1)+1. \end{cases} \tag{19}$$

Процедура моделирования апостериорной случайной последовательности (15) предполагает, что известны плотности распределения случайных коэффициентов $V_i^{(\lambda)}, \lambda = \overline{1,N-1}, i = \overline{1,I}$. Наиболее простым и эффективным решением задачи определения указанных одномерных плотностей распределения является использование непараметрических оценок парзеновского типа [6]. При этом оценка искомой плотности распределения $f(V_i^{(\lambda)})$ случайной величины $V_i^{(\lambda)}$ по L ее реализациям $v_{i,l}^{(\lambda)}, l = \overline{1,L}$ представляется в виде:

$$f_L(V_i^{(\lambda)}) = \frac{1}{dL}\sum_{l=1}^{L} g(u_l), \tag{20}$$

где $u_l = d^{-1}(v_i^{(N)} - v_{i,l}^{(N)})$, $g(u_l)$ - некоторая весовая функция (ядро);
d - константа (коэффициент размытости).

Оценка (20) во всех точках области определения получается несмещенной, состоятельной и равномерно сходится к искомой плотности распределения $f(V_i^{(\lambda)})$ с вероятностью единица, если весовая функция удовлетворяет условиям:

$$g(u) \ge 0, \quad \sup_u |g(u)| < \infty,$$

$$\lim_{u\to\pm\infty} |ug(u)| = 0, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} g(u)du = 1, \tag{21}$$

а константа d выбирается в зависимости от числа наблюдений с соблюдением условий

$$d > 0, \qquad \lim_{L\to+\infty} d(L) = 0,$$

$$\lim_{L\to+\infty} d(L)L = \infty. \tag{22}$$

При выборе в качестве функции ядра $g(u)$ равномерной плотности распределения коэффициент размытости определяется из соотношения

$$d = 0{,}5\sup_l \left| v_{i,l}^{(N)} - v_{i,l-1}^{(N)} \right|, v_{i,l}^{(N)} > v_{i,l-1}^{(N)}, l = \overline{2,L}\,. \tag{23}$$

Таким образом, предложенная информационная технология полиномиального прогнозирующего контроля надежности технических объектов состоит из следующих этапов:

- построение на основе известной априорной информации $M[X^{\lambda}(\nu)], M[X^{\lambda}(\nu)X^{h}(i)]$, $\lambda, h = \overline{1,N-1}$, $\nu, i = \overline{1,I}$ канонического разложения (11) случайной последовательности изменения контролируемого параметра X;

- определение по формуле (16) или (17) значений $m_x^{(k,l)}(1,i) = M[X(i)/x^{\nu}(j), j = \overline{1,k}, \nu = \overline{1,N-1}]$ условного математического ожидания исследуемой случайной последовательности в области прогноза $[t_{k+1}..t_I]$ по известным значениям $x^{\nu}(j), \nu = \overline{1,N-1}, j = \overline{1,k}$ на интервале наблюдения $[t_1..t_k]$;

- многократное моделирование значений случайных коэффициентов $V_i^{(\lambda)}, i = \overline{k+1,I}, \lambda = \overline{1,N-1}$ с законом распределения (20) и формирование с помощью выражения (15) множества возможных продолжений реализации исследуемой случайной последовательности в области прогноза $[t_{k+1}..t_I]$;

- проверка условия не пересечения полученными траекториями границ допустимой области $[a;b]$ изменения контролируемого параметра X и определения оценки вероятности безотказной работы технического объекта как отношение числа успехов к общему количеству проведенных экспериментов.

Повышение достоверности оценки вероятности безотказной работы на основе модели (15) по сравнению с (7) достигается за счет использования нелинейных стохастических свойств исследуемой случайной последовательности: повышается точность определения условного математического ожидания и достоверность возможных траекторий случайной последовательности в области прогноза за счет использования в процессе моделирования дополнительного массива случайных коэффициентов $V_i^{(\lambda)}, i=\overline{k+1,I}, \lambda=\overline{2,N-1}$. Выигрыш в точности можно оценить с помощью выражения:

$$e_{[a,b]}^{(k)}(i)=(\left|m_x^{(k,N-1)}(1,i)-m_x^{(k)}(i)\right|+ \{\sum_{j=1}^{k}\sum_{\nu=1}^{N-1}D_\nu(j)(\beta_{1j}^{(\nu)}(i))^2-\sum_{j=1}^{k}D_j\varphi_\nu^2(i)\}^{1/2})/(b-a). \tag{24}$$

В случае, когда контролируемый параметр X на интервале наблюдения $[t_1 \dots t_k]$ измеряется с погрешностью $Y(i): M[Y(\nu)]=0, M[Y^\lambda(\nu)Y^h(i)]$, $\lambda,h=\overline{1,N-1}; \nu,i=\overline{1,k}$, в результате имеет место случайная последовательность измерений $\{Z\}=Z(i),\ i=\overline{1,k}$:

$$Z(i)=X(i)+Y(i), i=\overline{1,k}. \tag{25}$$

При этом исследованию подлежит случайная последовательность: $\{X'\}=\{Z(1),Z(2),\dots,Z(k),X(k+1),\dots,X(I)\}$, для которой полиномиальное каноническое разложение имеет вид [26,27]:

$$X'(i)=M[X(i)]+\sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\lambda=1}^{N}W_\nu^{(\lambda)}\beta_{1\nu}^{(\lambda)}(i), i=\overline{1,I}. \tag{26}$$

Элементы разложения (26) определяются следующими рекуррентными соотношениями:

$$W_\nu^{(\lambda)}=Z^\lambda(\nu)-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}W_\mu^{(j)}\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)-\sum_{j=1}^{\lambda-1}W_\nu^{(j)}\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu), \quad \nu=\overline{1,k}, \tag{27}$$

$$W_\nu^{(\lambda)}=X^\lambda(\nu)-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1}W_\mu^{(j)}\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)- -\sum_{j=1}^{\lambda-1}W_\nu^{(j)}\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu), \nu=\overline{k+1,I}, \tag{28}$$

$$D_\lambda(\nu)=M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]=M[\{Z(\nu)-M[Z(\nu)]\}^{2\lambda}]- -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\left\{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\right\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\left\{\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\right\}^2, \nu=\overline{1,k}, \tag{29}$$

$$D_\lambda(\nu)=M\left[\left\{W_\nu^{(\lambda)}\right\}^2\right]=M[\{X(\nu)-M[X(\nu)]\}^{2\lambda}]- -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\left\{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\right\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\left\{\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\right\}^2, \nu=\overline{k+1,I}, \tag{30}$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M\left[W_\nu^{(\lambda)}\{Z^h(i)-M[Z^h(i)]\}\right]}{M\left[\left\{W_\nu^{(\lambda)}\right\}^2\right]}= =\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[Z^\lambda(\nu)Z^h(i)]- -M[Z^\lambda(\nu)]M[Z^h(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)- -\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\}, \lambda=\overline{1,h}, 1\le\nu\le i\le k, \tag{31}$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M\left[W_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i)-M[X^h(i)]\}\right]}{M\left[\left\{W_\nu^{(\lambda)}\right\}^2\right]}= =\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[Z^\lambda(\nu)X^h(i)]- -M[Z^\lambda(\nu)]M[X^h(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)- -\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\}, \lambda=\overline{1,h}, \nu=\overline{1,k}, i=\overline{k+1}, \tag{32}$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M\left[W_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i)-M[X^h(i)]\}\right]}{M\left[\left\{W_\nu^{(\lambda)}\right\}^2\right]}= =\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[X^\lambda(\nu)X^h(i)]- -M[X^\lambda(\nu)]M[X^h(i)]- -\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)- -\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\}, \lambda=\overline{1,h}, k\le\nu\le i\le I. \tag{33}$$

Фиксация результатов измерения: $Z^\lambda(\mu)=z^\lambda(\mu), \lambda=\overline{1,N-1}, \mu=\overline{1,k}$ преобразует априорную модель (26) случайной последовательности $\{X'\}$ в апостериорную [7]:

$$X'(i)=m_{x/z}^{(k,N-1)}(1,i)+\sum_{\nu=1}^{i}\sum_{\lambda=1}^{N-1}W_\nu^{(\lambda)}\beta_{1\nu}^{(\lambda)}(i), i=\overline{1,I}. \tag{34}$$

где:

$$m_{x/z}^{(\mu,l)}(h,i)=\begin{cases} M[X^h(i)],\mu=0, \\ m_{x/z}^{(\mu,l-1)}(h,i)+ \\ +(z^l(\mu)-m_{x/z}^{(\mu,l-1)}(l,\mu))\beta_{h\mu}^{(l)}(i),l\neq 1, \\ m_{x/z}^{(\mu-1,N-1)}(h,i)+ \\ +(z(\mu)-m_{x/z}^{(\mu-1,N-1)}(1,\mu))\beta_{h\mu}^{(1)}(i),l=1 \end{cases} \quad (35)$$

или:

$$m_{x/z}^{(k,N-1)}(1,i)=M[X(i)]+ \\ +\sum_{j=1}^{k}\sum_{\nu=1}^{N-1} z^{\nu}(j)S_{(j-1)N+\nu}^{(kN)}((i-1)N+1),i=\overline{k+1,I}, \quad (36)$$

$$S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha)}(\xi)=\begin{cases} S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha-1)}(\xi)-S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha-1)}(\alpha)\times \\ \times\beta_{mod_N(\xi),j}^{(\nu)}(i),\ \alpha\text{-}1\leq(j-1)N+\nu, \\ \beta_{mod_N(\xi),j}^{(\nu)}([\xi/N]+1), \\ \alpha=(j-1)N+\nu,\{\xi/N\}\neq 0, \\ \beta_{mod_N(\xi),j}^{(\nu)}([\xi/N]), \\ \alpha=(j-1)N+\nu,\{\xi/N\}=0. \end{cases} \quad (37)$$

$m_{x/z}^{(k,N-1)}(1,i)$ - условное математическое ожидание последовательности $\{X'\}$ при условии, что известны значения $Z^{\lambda}(\mu)=z^{\lambda}(\mu),\lambda=\overline{1,N-1},\mu=\overline{1,k}$.

Для определения плотностей распределения случайных коэффициентов $W_i^{(\lambda)},i=\overline{1,I},\lambda=\overline{1,N-1}$ также может быть применен подход непараметрических оценок парзеновского типа.

При наличии погрешностей измерения последовательность операций алгоритма оценки надежности технических объектов сохраняется, изменяются лишь его параметры (каноническое разложение соответствует выражению (26), значения условного математического ожидания вычисляются с помощью формулы (35) или (36), изменяются плотности распределения моделируемых случайных коэффициентов).

ВЫВОДЫ

Таким образом, получена информационная технология оценки вероятности безотказной работы технических объектов в будущие моменты времени при различном характере измерений (при наличии и без погрешностей). В основу технологии положена модель полиномиального канонического разложения случайной последовательности изменения значений контролируемого параметра. В отличие от известного решения [1,2] процедура учитывает нелинейные стохастические свойства исследуемой случайной последовательности, что позволяет повысить достоверность операции прогнозирующего контроля надежности технических объектов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Кудрицкий В.Д. 1982: Прогнозирующий контроль радиоэлектронных устройств. — К.: Техніка, — 168.
2. Кудрицкий В.Д. 2001: Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций. – К.:ФАДА, ЛТД, — 176.
3. Пугачев В.С. 1962: Теория случайных функций и ее применение. — М.:Физматгиз, — 720.
4. Атаманюк І.П. 2000: Поліноміальний канонічний розклад скалярного випадкового процесу зміни параметрів радіоелектроних пристроїв. //Вісник ЖІТІ. —№13. — С. 99-101. Технічні науки.
5. Атаманюк И.П. 2002: Полиномиальный алгоритм оптимальной экстраполяции параметров стохастических систем. // Управляющие системы и машины. — №1. — 16-19.
6. Parzen E. 1962: On the estimation of probability density function and the mode // Ann. Math. Stat. V. 33. P. 1065-1076.
7. Атаманюк И.П. 2011: Алгоритм определения оптимальных параметров полиномиального фильтра-экстраполятора Винера для нестационарных случайных процессов, наблюдаемых с погрешностями. //Кибернетика и системный анализ. — №2. —154-159.
8. Atamanyuk I., Kondratenko Y. 2011: Algorithm of extrapolation of nonlinear casual process on the base of its canonical decomposition. Proceedings of the First International Workshop Critical Infrastructure Safety and Security (CrISS-DESSERT'11). Edited by V.Kharchenko, T.Tagarev (11-13 May, 2011, Kirovograd, Ukraine), Publ. by National Aerospace Uni-

versity named after N.E.Zhukovsky "KhAI", Volume 2, 308-314.
9. Адлер Ю. П. 1979: Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий / Адлер Ю. П., Маркова Е. В., Грановский Ю. В. – М.: Наука, – 226.
10. Долидзе Д. Е. 1975: Испытания конструкций и сооружений. М.: Высшая школа, – 252.
11. Надежность и эффективность в технике. Т.9 «Техническая диагностика» под ред. Клюева В.В., Пархоменко П.П. –М.: Машиностроение, 1987.— 352.
12. Левин Б.Р. 1975: Теоретические основы сстатистической радиотехники. -М.: Сов. радио. — 392.
13. Атаманюк И.П. 2001: Алгоритм реализации нелинейной случайной последовательности на базе ее канонического разложения // Электронное моделирование. — №5.с.38-46
14. Васильев Б. В. Прогнозирование надежности и эффективности радиоэлектронных устройств. - М.: Сов. радио, 1970.- 335 с.
15. Епанечников В.А.1969: Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности. // Теория вероятностей и ее применение. — №1. — 156-161.
16. Рубан А.И. 1977: Непараметрические процедуры сглаживания результатов эксперимента // В сб.: Системы управления, вып. 2. – Томск. Изд. Томского ун-та, — 46-54.
17. Кудрицкий В.Д. 1973: Прогнозирование надежности радиоэлектронных устройств.-К.:Техніка, —156.
18. Колмогоров А.Н. Интерполирование и экстраполирование стационарных случайных последовательностей // Изв. АН СССР. Сер. математическая, 1941. – Т. 5, №1.— 3-14.
19. Винер Н. 1949: Экстраполяция, интерполяция и сглаживание стационарных временных последовательностей с инженерными приложениями. – Нью-Йорк: Дж. Вилей, — 250.
20. Ширяев А.Н. 1980: Вероятность. – М.: Наука, —576.
21. Kalman R.E. 1960: A new approach to linear filtering and prediction problems. – Trans. ASME series D, J. Basic Engg., v. 82 (Series D),— 35-45.
22. Справочник по прикладной статистике 1990: – М.: Финансы и статистика, – Т. 2. – 526.
23. Н.И. Ахиезер. 1961: Классическая проблема моментов и некоторые вопросы анализа, связанные с ней. М.: Государственное издательство физико-математической литературы, — 311.
24. Леман Э. 1979: Проверка статистических гипотез. —М.: Наука, — 408.
25. Справочник по прикладной статистике.1990: т. 2.-М.: Финансы и статистика,. —525.
26. Атаманюк И.П. 2010: Полиномиальный стохастический алгоритм распознавания реализации случайной последовательности на базе аппарата канонических разложений // Motorol V 12A, — 78-83.
27. Атаманюк И.П Кондратенко Ю.П. 2011: Информационная технология оптимальной полиномиальной экстраполяции реализации случайного процесса с фильтрацией погрешностей измерений // Motorol V 13A, — 5-12.

POLYNOMIAL STOCHASTIC ALGORITHM OF FORESASTING RELIABILITY OF TECHNICAL OBJECTS ON THE BASIS OF THE DEVICE OF CANONICAL DECOMPOSITION

Abstract. The algorithm of estimation of probability of faultless work of technical objects is offered in future moments of time. Polinomial canonical decomposition of casual sequence of change of values of the controlled parameter is fixed in basis of algorithm.

Key words: casual sequence, canonical decomposition.