УДК 519.216

ИНФОРМАЦИОННАЯ ТЕХНОЛОГИЯ ПОЛИНОМИАЛЬНОГО ПРОГНОЗИРУЮЩЕГО КОНТРОЛЯ БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

И.П. АТАМАНЮК, Ю.П. КОНДРАТЕНКО

Получена информационная технология оценки вероятности безотказной работы технических систем в будущие моменты времени. В основу метода положен алгоритм моделирования апостериорной нелинейной случайной последовательности изменения значений контролируемого параметра, на который накладывается ограничение принадлежности некоторой области возможных значений. Вероятность безотказной работы определяется как отношение числа реализаций попавших в допустимую область к общему их количеству, сформированных в результате численного эксперимента. Реализация апостериорной случайной последовательности представляет собой аддитивную смесь оптимальной в среднеквадратическом смысле нелинейной оценки будущего значения исследуемого параметра и значения случайной величины, которую невозможно предсказать ввиду стохастической природы параметра. В основу модели апостериорной случайной последовательности положено каноническое разложение Пугачева. Предложенная информационная технология не накладывает никаких существенных ограничений на класс исследуемых случайных последовательностей (линейность, стационарность, марковость, монотонность и т.д.). В работе также учтена возможность использования информационной технологии при условии, что исследуемый параметр измеряется с погрешностями.

ВВЕДЕНИЕ

Одной из наиболее важных задач, постоянно возникающей в процессе обслуживания технических систем, является задача анализа их пригодности к дальнейшей эксплуатации. Проблема становится особенно важной в связи с постоянным ужесточением требований к безопасности функционирования технических систем, 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, а также 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

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

где $x(i)$, $i=\overline{1,I}$ — реализация случайной последовательности $\{X\}=X(i)$ в сечениях t_i, $i=\overline{1,I}$.

В случае пересечения параметром X границ допустимой области $[a;b]$ фиксируется отказ. Состояние объекта периодически контролируется в дискретные моменты времени t_μ, $\mu=\overline{1,k}$, измерением значений $x(\mu)$, $\mu=\overline{1,k}$, $k<I$ параметра X. Очевидно, что для отрезка времени $[t_1;t_k]$ 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, $i=\overline{k+1,I}$.

Цель работы — получение информационной технологии оценки пригодности технического объекта к дальнейшему использованию на основе анализа значений показателя его работы на некотором интервале наблюдения и априорной информации о функционировании объектов подобного класса.

РЕШЕНИЕ

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

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

Таким образом, задача 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 $t_i, i=\overline{1,I}$:

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

где V_ν, $\nu=\overline{1,I}$ — 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:

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

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

$$\varphi_\nu(i)=\frac{1}{D_\nu}\{M[X(\nu)X(i)]-M[X(\nu)]M[X(i)]-$$

$$-\sum_{j=1}^{\nu-1}D_j\varphi_j(\nu)\varphi_j(i)\},\ \nu=\overline{1,I},\ i=\overline{\nu,I}.\tag{6}$$

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

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

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:

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

или

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

$$f_\mu^{(k)}(i)=\begin{cases}f_\mu^{(k-1)}(i)-f_\mu^{(k-1)}(k)\varphi_k(i), & \mu\le k-1;\\ \varphi_k(i), & \mu=k.\end{cases}\tag{10}$$

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_ν, $\nu=\overline{k+1,I}$ с требуемым законом распределения и преобразованию полученных значений координатными функциями $\varphi_\nu(i),\ i,\nu=\overline{k+1,I}.$

Информационная технология прогнозирования безотказной работы 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:

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

Элементы разложения (11) определяются следующими рекуррентными соотношениями:

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

$$D_\lambda(\nu)=M[\{V_\nu^{(\lambda)}\}^2]=M[\{X(\nu)-M[X(\nu)]\}^{2\lambda}]-$$

$$-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1}D_j(\mu)\{\varphi_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\{\varphi_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\}^2,\ \ \nu=\overline{1,I}; \tag{13}$$

$$\varphi_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M[V_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i)-M[X^h(i)]\}]}{M[\{V_\nu^{(\lambda)}\}^2]}=\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[X^\lambda(\nu)X^{\mathrm{h}}(i)]-$$

$$-M[X^\lambda(\nu)]M[X^{\mathrm{h}}(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N-1}D_j(\mu)\varphi_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\varphi_{h\mu}^{(j)}(i)-$$

$$-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\varphi_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\varphi_{h\nu}^{(j)}(i)\},\ \ \lambda=\overline{1,h},\ \ \nu=\overline{1,i}. \tag{14}$$

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]:

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

либо

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

где

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

$$\gamma_\alpha(\xi) = \begin{cases} \varphi_{1,[\alpha/(N-1)]+1}^{(\mathrm{mod}_{N-1}(\alpha))}([\alpha/(N-1)]+1), & \text{для } \xi \le k(N-1); \\ \varphi_{1,[\alpha/(N-1)]+1}^{(\mathrm{mod}_{N-1}(\alpha))}(i), & \text{если } \xi = (i-1)(N-1)+1. \end{cases} \quad (19)$$

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 $\mathrm{v}_{i,l}^{(\lambda)}$, $l = \overline{1, L}$ представляется в виде:

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

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

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

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

$$d > 0, \quad \lim_{L \to +\infty} d(L) = 0, \quad \lim_{L \to +\infty} d(L)L = \infty. \tag{22}$$

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 безотказной работы 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 определение 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:

$$e_{[a,b]}^{(k)}(i)=\frac{\left|m_x^{(k,N-1)}(1,i)-m_x^{(k)}(i)\right|}{b-a}+$$

$$+\frac{\left\{\sum_{j=1}^{k}\sum_{\nu=1}^{N-1}D_\nu(j)(\beta_{1j}^{(\nu)}(i))^2-\sum_{j=1}^{k}D_j\varphi_\nu^2(i)\right\}^{1/2}}{b-a},\ i=\overline{k+1,L}. \qquad (24)$$

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

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

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

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

Элементы разложения (26) определяются следующими рекуррентными соотношениями:

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

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

$$D_\lambda(\nu)=M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]=M[\{Z(\nu)-M[Z(\nu)]\}^{2\lambda}]-$$

$$-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\{\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\}^2,\ \nu=\overline{1,k}; \qquad (29)$$

$$D_\lambda(\nu)=M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]=M[\{X(\nu)-M[X(\nu)]\}^{2\lambda}]-$$

$$-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\}^2-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\{\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\}^2,\ \nu=\overline{k+1,I}; \qquad (30)$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M[W_\nu^{(\lambda)}\{Z^h(i)-M[Z^h(i)]\}]}{M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]}=$$

$$=\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\{M[Z^\lambda(\nu)Z^h(i)]-M[Z^\lambda(\nu)]M[Z^h(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)-$$

$$-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\},\ \ \lambda=\overline{1,h},\ \ 1\le\nu\le i\le k; \qquad (31)$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M[W_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i)-M[X^h(i)]\}]}{M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]}=$$

$$=\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\left\{M[Z^\lambda(\nu)X^h(i)]-M[Z^\lambda(\nu)]M[X^h(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)-\right.$$

$$\left.-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\right\},\ \ \lambda=\overline{1,h},\ \ \nu=\overline{1,k},\ \ i=\overline{k+1}; \qquad (32)$$

$$\beta_{h\nu}^{(\lambda)}(i)=\frac{M[W_\nu^{(\lambda)}\{X^h(i)-M[X^h(i)]\}]}{M[\{W_\nu^{(\lambda)}\}^2]}=\frac{1}{D_\lambda(\nu)}\left\{M[X^\lambda(\nu)X^h(i)]-\right.$$

$$-M[X^\lambda(\nu)]M[X^h(i)]-\sum_{\mu=1}^{\nu-1}\sum_{j=1}^{N}D_j(\mu)\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\mu}^{(j)}(i)-$$

$$\left.-\sum_{j=1}^{\lambda-1}D_j(\nu)\beta_{\lambda\nu}^{(j)}(\nu)\beta_{h\nu}^{(j)}(i)\right\},\ \ \lambda=\overline{1,h},\ \ k\le\nu\le i\le I. \qquad (33)$$

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]:

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

где

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

или

$$m_{x/z}^{(k,N-1)}(1,i)=M[X(i)]+$$

$$+\sum_{j=1}^{k}\sum_{\nu=1}^{N-1} z^{\nu}(j) S_{(j-1)N+\nu}^{(kN)}((i-1)N+1), \; i=\overline{k+1, I}, \tag{36}$$

$$S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha)}(\xi)=$$

$$=\begin{cases} S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha-1)}(\xi)-S_{(j-1)N+\nu}^{(\alpha-1)}(\alpha)\beta_{\mathrm{mod}_N(\xi),j}^{(\nu)}(i), & \alpha-1 \le (j-1)N+\nu, \\ \beta_{\mathrm{mod}_N(\xi),j}^{(\nu)}([\xi/N]+1), & \alpha=(j-1)N+\nu, \; \{\xi/N\} \ne 0, \\ \beta_{\mathrm{mod}_N(\xi),j}^{(\nu)}([\xi/N]), & \alpha=(j-1)N+\nu, \; \{\xi/N\}=0. \end{cases} \tag{37}$$

$m_{x/z}^{(k,N-1)}(1,i)$ — 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 безотказной работы 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 апостериорной случайной последовательности изменения значений контролируемого параметра. Оценка вероятности безотказной работы технического устройства по результатам численного эксперимента определяется как относительная частота события характеризующегося принадлежностью реализации допустимой области на интервале прогноза. Предложенная информационная технология не накладывает никаких существенных ограничений на класс исследуемых случайных последовательностей (линейность, стационарность, марковость, монотонность и т.д.). Единственным ограничением является конечность дисперсии, что, как правило, выполняется для реальных случайных процессов. В отличие от известного решения [1, 2] предложенная процедура оценки безотказной работы технических систем учитывает нелинейные стохастические свойства исследуемой случайной последовательности, что позволяет повысить достоверность операции прогнозирующего контроля.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Кудрицкий В.Д.* Прогнозирующий контроль радиоэлектронных устройств. — К.: Техніка, 1982. — 168 с.
2. *Кудрицкий В.Д.* Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций. — К.: ФАДА, ЛТД, 2001. — 176 с.
3. *Пугачев В.С.* Теория случайных функций и ее применение. — М.: Физматгиз, 1962. — 720 с.
4. *Атаманюк І.П.* Поліноміальний канонічний розклад скалярного випадкового процесу зміни параметрів радіоелектроних пристроїв // Вісник ЖІТІ. — 2000. — № 13. — С. 99–101.
5. *Атаманюк И.П.* Полиномиальный алгоритм оптимальной экстраполяции параметров стохастических систем // Управляющие системы и машины. — 2002. — № 1. — С. 16–19.
6. *Parzen E.* On the estimation of probability density function and the mode // Ann. Math. Stat. — 1962. — **33**. — P. 1065–1076.
7. *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 27.10.2011