УДК 519.873

Богом'я В.І., Кучерук Н.В.

ОСОБЛИВОСТІ ПРОГНОЗУВАННЯ СТАНУ СУДНОВОГО ОБЛАДНАННЯ В УМОВАХ ТРАНСОКЕАНСЬКИХ РЕЙСІВ

Особливістю експлуатації суднового обладнання в умовах трансокеанських рейсів є те, що під час таких рейсів часто немає фізичної можливості щодо застосування високоточного обладнання, кваліфікованого персоналу, а роботи щодо обслуговування здійснюються в умовах ресурсних та часових обмежень, що і обумовлює неповне знання апріорного випадкового процесу. У такому випадку постає необхідність врахування неповноти інформації контролю у методиці вирішення задачі прогнозування, а також оцінки її впливу на точність одержаних результатів.

Ключові слова: стан суднового обладнання, прогнозування

На практиці, особливо в умовах трансокеанських рейсів, коли дуже часто немає фізичної можливості щодо застосування високоточного обладнання, в умовах відсутності кваліфікованого персоналу та часових обмежень щодо здійснення контролю функціонування обладнання, повна інформація щодо досліджуваної реалізації випадкового процесу часто відсутня.

Неповнота інформації обумовлюється, у першу чергу, наявністю похибок вимірювань параметрів обладнання $x(\mu), \mu = \overline{1,k}$. Крім того, втрати інформації можуть виникати внаслідок недосконалості системи реєстрації даних контролю та внаслідок неможливості здійснення контролю у певних умовах (наприклад, коли для здійснення контролю необхідне припинення функціонування зразка обладнання, що може бути неможливим протягом тривалого трансокеанського переходу). Також, у тих випадках, коли реєструється лише сам факт справності контрольованого об'єкта, кількісні значення параметра вимірювання можуть взагалі бути відсутніми.

Неповнота апріорної інформації може знизити точність прогнозування, або взагалі зробити неможливим прогнозування стану суднового обладнання. У такому випадку постає необхідність врахування неповноти інформації контролю у методиці вирішення задачі прогнозування, а також оцінки її впливу на точність одержаних результатів.

Така ситуація є достатньо характерною для трансокеанських рейсів, оскільки під час тривалого рейсу досить складно, а іноді і неможливо, здійснювати контроль параметрів обладнання з застосуванням високоточних метрологічних приладів. Введемо деякі припущення стосовно вирішення задачі щодо оцінки впливу похибок апріорних вимірювань на результати прогнозування. Нехай відомі усі параметри реалізації до останнього вимірювання $x(\mu), \mu = \overline{1,k}$, причому зазначені дані виміряні з деякою випадковою похибкою *Y*, яка має постійну у часі щільність розподілу $f(y)$, з математичним очікуванням m_y та дисперсією D_y. Також будемо вважати, що істинне значення параметра вимірювання та відповідна похибка його вимірювання можуть розглядатися як незалежні випадкові величини [1, 2].

За цих умов, якщо у деякий момент t_μ здійснити контроль випадкового процесу $X(t)$, то замість істинного значення процесу буде спостерігатися реалізація деякої іншої випадкової величини

$$z(\mu) = x(\mu) + y(\mu). \tag{1}$$

Для апостеріорного випадкового процесу при $\mu = 1$ визначаємо

$$X_z^{(1)}(i) = m(i) + (z(1) - m(1))\varphi_1(i) + \sum_{v=2}^{i} V_v \varphi_v(i), i = \overline{1, I}\,. \tag{2}$$

Оскільки величина $z(1)$ є невипадковою, математичне очікування апостеріорного випадкового процесу $X_z^{(1)}(i)$ можна подати у вигляді $m_z^{(1)}(i) = m(i) + (x(1) - m(1))\varphi_1(i) + y_1\varphi_1(i) = m^{(1)}(i) + y_1\varphi_1(i), i = \overline{1, I}$, звідки $X_z^{(1)}(i) = m_z^{(1)}(i) + \sum_{v=2}^{i} V_v \varphi_v(i), i = \overline{1, I}$.

При одержанні даних повторного контролю у момент $\mu = 2$ апостеріорний процес буде мати вигляд

$$X_z^{(2)}(i) = m_z^{(1)}(i) + \left(z(2) - m_z^{(1)}(2)\right)\varphi_2(i) + \sum_{v=3}^{i} V_v \varphi_v(i), i = \overline{1, I}\,. \tag{3}$$

Застосувавши до цього виразу операцію математичного очікування, одержимо

$$\begin{gathered} m_z^{(2)}(i) = m_z^{(1)}(i) + \left(z(2) - m_z^{(1)}(2)\right)\varphi_2(i) = \\ = m^{(1)}(i) + y_1\varphi_1(i) + \left(x(2) + y_2 - m^{(1)}(2) - y_1\varphi_1(2)\right)\varphi_2(i) = \\ = m^{(1)}(i) + \left(x(2) - m^{(1)}(2)\right)\varphi_2(i) + y_1\varphi_1(i) + (y_2 - y_1\varphi_1(2))\varphi_2(i) = \\ = m^{(2)}(i) + y_1\varphi_1(i) + (y_2 - y_1\varphi_1(2))\varphi_2(i), i = \overline{1, I}. \end{gathered} \tag{4}$$

Відповідно вираз для апостеріорного процесу набуде вигляду

$$X_z^{(2)}(i) = m_z^{(2)}(i) + \sum_{v=3}^{i} V_v \varphi_v(i), i = \overline{1, I}\,. \tag{5}$$

Загальний вираз для апостеріорного процесу, визначеного на основі k моментів контролю з похибками буде мати вигляд

$$X_z^{(k)}(i) = m_z^{(k)}(i) + \sum_{v=k+1}^{i} V_v \varphi_v(i), i = \overline{1, I}\,. \tag{6}$$

З (6) видно, що похибки вимірювання впливають лише на величину математичного очікування апостеріорного процесу. Звідси слідує, що похибка індивідуального прогнозу, яка виникає внаслідок похибок вимірювань значень контрольованої реалізації, може бути визначена як різниця математичних очікувань реального та ідеального апостеріорних процесів. Результуюча похибка на k-му кроці контролю визначається рекурентним чином на основі співвідношення

$$\delta_1(i) = y_1\varphi_1(i), i = \overline{1,I};$$
$$\delta_k(i) = \delta_{k-1}(i) + (y_k - \delta_{k-1}(k))\varphi_k(i), i = \overline{k,I}, i = \overline{2,I}\,. \tag{7}$$

Відсутність окремих даних реалізації. Найбільш часто така ситуація виникає при здійсненні допускового контролю працездатності об'єкта (як правило під час рейсу), коли реєструється лише факт справності чи несправності, без деталізації окремих параметрів процесу експлуатації. Таким чином, про зразок обладнання, який визнано справним у момент контролю t_k, відомо лише, що він безвідмовно працював з початку експлуатації (рейсу) до моменту останнього контролю. При цьому конкретні значення параметрів експлуатації є невідомими.

У такому варіанті задача прогнозу може бути сформульована наступним чином. Нехай апріорний випадковий процес $X(t)$ задано канонічним поданням

$$X(t_i) = m(t_i) + \sum_{\nu=1}^{i} V_\nu \varphi_\nu(t_i), \overline{i = 1,I}\,. \tag{8}$$

У результаті контролю конкретної реалізації цього процесу $x(\mu)$ у моменти $t_\mu, \mu = \overline{1,k}, k < I$, стало відомо, що дана реалізація жодного разу не вийшла за межі області допуску $[a,b]$, але точні її значення невідомі. Необхідно визначити апостеріорні характеристики надійності зразка обладнання, зміни стану якого описуються даною реалізацією.

У такому випаду застосування моделей, наведених вище, неможливе. Відсутність значень контрольованої реалізації не дозволяє скористатися формулами математичного очікування апостеріорного процесу і унеможливлює його моделювання.

Для того щоб у таких умовах сформувати апостеріорний процес, можна скористатися *принципом відбору реалізацій*. Як вже зазначалося, всі реалізації апостеріорного процесу на інтервалі $[t_1, t_k]$ повинні бути у межах $[a,b]$. Тому можна забезпечити виконання заданої умови шляхом моделювання апріорного процесу і відбору тих реалізацій, які задовольняють визначеній умові.

Алгоритм визначення множини апріорних процесів здійснюється у два етапи.

На першому етапі, на основі методу Монте-Карло, формується відрізок реалізації, який на інтервалі $\mu = \overline{1,k}$ задовольняє умові

$$a < x(\mu) < b, \mu = \overline{1,k}\,. \tag{9}$$

У якості початкових даних до пам'яті заносяться значення математичного очікування $m(i), i = \overline{1,I}$, координатних функцій $\varphi_\nu(i), \nu, i = \overline{1,I}$ і щільності розподілу коефіцієнтів $c_{k\nu}, \nu = \overline{1,I}, k = \overline{0,m}$ модельованого випадкового процесу $X(t)$.

Крок 1. Встановлення $i = 1$.

Крок 2. Якщо $i > I$, то кінець алгоритму, у протилежному випадку до кроку 3.

Крок 3. Встановлення значень випадкових чисел $\xi_1, \xi_2 \in [0,1]$. Число ξ_1 визначає номер інтервалу *k*, тобто чисел c_k та c_{k+1} – значень щільності розподілу V_i, до якого потрапляє значення сформованого коефіцієнта, а ξ_2 визначає вибір точки у інтервалі $\left[c_{(k+1)i}, c_{ki}\right]$.

Крок 4. Визначення випадкового коефіцієнта $V_i = c_{ki} + \xi_2\left(c_{(k+1)i} - c_{ki}\right)$.

Крок 5. Визначення реалізації $X(i) = m(i) + \sum_{\nu=1}^{i} V_\nu \varphi_\nu(i), i = \overline{1, I}$. Перехід до кроку 2.

Одержані значення реалізації $x(\mu)$, які задовольняють умові (9), запам'ятовуються як елемент масиву X , у протилежному випадку, коли умова (9) не виконується, алгоритм починається з початку. Таким чином, при досягненні $\mu = k$, у масиві X буде записано відрізок реалізації, який задовольняє умові (9).

На другому етапі, на основі даних контролю з масиву X формується реалізація апостеріорного випадкового процесу $x^{ps}(i), i = \overline{1, I}$ за таким алгоритмом:

Крок 1. Введення вихідних даних. Встановлення $\mu = 1$.

Крок 2. Якщо $\mu > k$, то перехід до кроку 6, у протилежному випадку до кроку 3.

Крок 3. Визначення $m^{(\mu)}(i) = m^{(\mu-1)}(i) + \overset{0}{X}(\mu)\varphi_\mu(i), i = \overline{\mu, I}$.

Крок 4. Запис $m^{(\mu)}(i)$ до масиву M .

Крок 5. $\mu = \mu + 1$, повернення до кроку 2.

Крок 6. $i = k + 1$.

Крок 7. Якщо $i > I$, то кінець алгоритму, у протилежному випадку до кроку 8.

Крок 8. Формування V_i і запис до V .

Крок 9. $\nu = k + 1$.

Крок 10. Якщо $\nu > i$, то $m^{(k)}(i) \to x^{(k)}(i)$; виведення $x^{(k)}(i)$; $i = i + 1$ та перехід до кроку 7.

Крок 11. $a_\nu = V_\nu \varphi_\nu(i)$; $a_\nu \to x^{(k)}(i)$, $\nu = \nu + 1$ та перехід до кроку 10.

Таким чином моделюється випадковий процес, який дозволяє одержати оцінку прогнозу випадкового параметру зразка суднового обладнання X .

Прогнозування поза межами апріорного знання процесу. Вищеописаний підхід охоплює випадки лише задачі прогнозу, для якої є характерним наявність апріорного знання процесу на інтервалі $[0, T]$. Тому поняття неповноти інформації торкається лише даних контролю. При цьому вважається, що апріорна інформація відома повністю. Однак, для експлуатації судна на трансокеанських рейсах в умовах відсутності достатньої статистики використання суднового обладнання більш важливою є інша задача, за якої статистична інформація про процес існує на інтервалі $[0, T]$, а прогноз необхідно здійснити на деякому інтервалі $[T, T']$, тобто поза межами доступної статистики. У такому випадку обсяг апріорної інформації є недостатнім.

Для вирішення такої задачі визначимо випадковий процес $X(t)$, який задано канонічним поданням на дискретному ряді точок $t_i, i = \overline{1, I}$. У результаті контролю стану зразка обладнання одержано реалізацію процесу $x(\mu), \mu = \overline{1, k}, k \geq 1$. Необхідно спрогнозувати надійність або технічний стан цього об'єкта для деякого моменту $t_{I'} > t_I$, який лежить поза межами області статистичних характеристик процесу.

Очевидно, що чим більшим є інтервал $[0,T]$, то тим більшим є обсяг інформації про характер процесу зміни стану зразка обладнання і тим достовірнішим є прогноз. У свою чергу достовірність прогнозування залежить від заданого моменту часу у області $[T,T']$.

Визначивши реалізацію випадкового процесу у вигляді (1) можна побачити, що у випадку незначного впливу випадкової складової процесу $y(t)$, процес може вважатися детермінованим, у протилежному випадку його необхідно розглядати, як стохастичний. Вибір того чи іншого підходу здійснюється за результатами аналізу зовнішніх умов та режимів використання об'єкта. У такому випадку є необхідність пояснення принципу, за яким буде здійснено вибір підходу. Розглядаючи групи суднового обладнання, представлені значною кількістю зразків, кожен з яких функціонує у власних умовах, навряд чи можна сподіватися на дотримання "чистоти експерименту", що визначатиме необхідність стохастичного підходу до визначення параметрів процесу. Разом з тим, розглядаючи окрему реалізацію випадкового процесу експлуатації конкретного зразка суднового обладнання, результати спостереження за яким спотворюються лише похибками вимірювань контрольованого параметра, є можливість застосування детермінованого підходу щодо визначення параметрів випадкового процесу.

Серед основних методів вирішення задачі прогнозування (екстраполяції, регресійного аналізу та статистичної класифікації) для вирішення задачі детермінованого прогнозу найбільш придатними є методи екстраполяції, які грунтуються на переносі на майбутнє тенденцій минулого.

При вирішенні задачі детермінованого прогнозування технічного стану шуканими характеристиками є значення діагностичних параметрів $z_j(t_{n+m}), j=\overline{1,s}, m=\overline{1,k} \in [T,T']$, а при прогнозуванні надійності – запас працездатності об'єкта $\left| z_j(t_{n+m}) - z_j^{доп} \right|_{min}$, де s – число діагностичних параметрів; n – останній момент контролю у області $[0,T]$; k – останній момент контролю у області $[T,T']$.

На практиці досить важко отримати аналітичні вирази для узагальненого діагностичного параметра. Більш доцільним є одержання деякої апроксимації реалізації випадкового процесу поліномом виду

$$F(a,t) = a_0 + a_1 t + a_2 t + \ldots + a_\beta t^\beta, \tag{10}$$

де $a_i = f_i(z), i = \overline{0,\beta}$;

β – ступінь поліному.

Коефіцієнти такого поліному можна у загальному випадку відшукати за результатами контролю, використовуючи метод найменших квадратів, для чого необхідно вирішити систему з $\beta+1$ рівнянь

$$\frac{\partial \left[\sum_{i=0}^{n} \left(z(t_i) - F(a,t) \right)^2 \right]}{\partial a_j}, j = \overline{0,\beta}, \tag{11}$$

де n – число моментів часу контролю (число виміряних значень $z(t_i) \in [0,T]$).

Задача прогнозу реалізації дещо спрощується при використанні стандартних інтерполяційних формул Лагранжа, Ньютона, Стирлінга, Бесселя та ін. Інтерполяційний многочлен Лагранжа, який відповідає виразу (11) і являє собою апроксимацію реалізації випадкового процесу має вигляд

$$z(t)=\frac{(t-t_1)(t-t_2)\ldots(t-t_n)}{(t_0-t_1)(t_0-t_2)\ldots(t_0-t_n)}z(t_0)+\frac{(t-t_0)(t-t_2)\ldots(t-t_n)}{(t_1-t_0)(t_1-t_2)\ldots(t_1-t_n)}z(t_1)+ \\ +\ldots+\frac{(t-t_0)(t-t_1)\ldots(t-t_{n-1})}{(t_n-t_0)(t_n-t_2)\ldots(t_n-t_{n-1})}z(t_n), \qquad (12)$$

де $z(t_0), z(t_1), \ldots, z(t_n)$ – значення діагностичного параметра зразка обладнання у моменти часу $t_0, t_1, \ldots t_n$.

При здійсненні контролю через однакові відрізки часу $\Delta t = const$ та поданні моментів спостереження $t_i^* = \frac{t_i}{\Delta t}, i=\overline{1,n}$, формулу (12) можна записати як

$$z\left(t^*\right)=(-1)^n\frac{t^*\left(t^*-1\right)\left(t^*-2\right)\ldots\left(t^*-n\right)}{n!}\sum_{i=1}^{n}(-1)^i\frac{C_n^i z\left(t_i^*\right)}{t_i^*-i}. \qquad (13)$$

При обчисленні прогнозу на деякий *m*-й момент часу $t^*=t^*_{n+m}\in\left[T,T'\right]$ видно, що коефіцієнти при значеннях $z\left(t_i^*\right)$, що мають назву коефіцієнтів Лагранжа, залежать лише від значень *m* та $\beta = n$. Їх можна визначити завчасно та оформити у вигляді таблиці. Кінцевий вигляд формули можна подати як

$$z_{n+m}=L_0 z_{n-\beta}+L_1 z_{n-\beta+1}+\ldots+L_\beta z_n=\sum_{i=0}^{\beta}L_i z_{i+n-\beta}, \qquad (14)$$

де L_i – коефіцієнти Лагранжа;

β – ступінь апроксимуючого поліному;

m – число кроків прогнозу у області $\left[T,T'\right]$;

n – число кроків контролю у області $\left[0,T\right]$.

З урахуванням умов, прийнятих при виведенні (14) інтерполяційна формула Ньютона має вигляд

$$z_{n+m}=z_n+\Delta z_{n-1}N_1+\Delta^2 z_{n-2}N_2+\ldots+\Delta^\beta z_{n-\beta}N_\beta, \qquad (15)$$

де $N_1, N_2, \ldots, N_\beta$ – значення коефіцієнтів Ньютона, розраховані для певних величин β та *m*;

$\Delta^k z_{n-k}, k=\overline{1,\beta}$ – скінченні різниці *k*-го порядку

$$\Delta^\beta z_{n-\beta}=\Delta^{\beta-1}z_{n-\beta+1}-\Delta^{\beta-1}z_{n-\beta}. \qquad (16)$$

Достовірність прогнозування при побудові апроксимуючої залежності можна підвищити шляхом урахування усіх результатів контролю в області $\left[0,T\right]$. У такому випадку найбільш зручним є подання такої залежності у вигляді поліному з використанням ортогональних многочленів Чебишева

$$z(t)=b_0 p_0(t)+b_1 p_1(t)+\ldots+b_\beta p_\beta(t), \quad (17)$$

де $p_0(t), p_1(t),\ldots,p_\beta(t)$ – ортогональні многочлени Чебишева.

Коефіцієнти $b_0, b_1,\ldots,b_\beta$ визначаються за виразом

$$b_j=\frac{\sum\limits_{i=1}^{n} z_i p_j(t_i)}{\sum\limits_{i=1}^{n} p_j^2(t_i)}, \quad (18)$$

де $j=0,1,2,\ldots$ – порядковий номер коефіцієнта b_j;

n – число моментів контролю параметра z.

Формули для обчислення ортогональних многочленів Чебишева будуть мати вигляд:

$$p_0(t)=1,\ p_1(t)=t-\bar{t},\ p_2(t)=t^2-\frac{\sum\limits_{i=0}^{n} t_i^3-\bar{t}\sum\limits_{i=0}^{n} t_i^2}{\sum\limits_{i=0}^{n} t_i^2-n\bar{t}^2}\,p_1(t)-\frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n} t_i^2,$$

$$p_3(t)=t^3-\frac{\sum\limits_{i=1}^{n} t_i^3 p_2(t_i)}{\sum\limits_{i=0}^{n} p_2^2(t_i)}\,p_2(t)-\frac{\sum\limits_{i=0}^{n} t_i^3 p_1(t_i)}{\sum\limits_{i=0}^{n} p_1^2(t_i)}\,p_1(t)-\frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n} t_i^3,$$

де $\bar{t}=\frac{1}{n}\sum\limits_{i=0}^{n} t_i$.

Якщо спростити вираз (17), обравши умову $\Delta t=t_i-t_{i-1}=const$ та замінити змінну t на $u=((t-\bar{t})/\Delta t)=x-\bar{x}$, де $x=(t/\Delta t)=i$ – час, виражений у числі кроків; $\bar{x}=(\bar{t}/\Delta t)=\frac{n}{2}$. Також, якщо прийняти, що спостереження ведеться не за одним, а за k однаковими об'єктами в однакових умовах, то поліном (17) за цих умов запишеться як рівняння регресії

$$z_i(t)=c_0 p_0(u)+c_1 p_1(u)+\ldots+c_\beta p_\beta(u), i=\overline{1,n}. \quad (19)$$

Його коефіцієнти визначаються за формулою $c_j=\frac{\sum\limits_{i=0}^{n}\bar{z}_i p_j(u_i)}{\sum\limits_{i=0}^{n} p_j^2(u_i)}, j=\overline{0,\beta}$, де $\bar{z}_i = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} z_{ij}$ – середнє значення результатів вимірювань діагностичного параметра для k об'єктів; $p_0(u)=1$; $p_1(u)=u$.

Обчислення многочленів $p_j(u)$ при $j \geq 2$ може бути здійснене за формулами [3, 4] для конкретних значень кроків n. Прогноз значення діагностичного параметра за апроксимуючим виразом (19) для m-го кроку прогнозування обчислюється при $x = n + m$. Степінь апроксимуючих поліномів β можна обрати, виходячи з умови $\left|\frac{z_i - z_{ip}}{z_i}\right|_{max} \leq \varepsilon_{доп}$, де z_i, z_{ip} – відповідно виміряні та обчислені (14), (15), (19) значення діагностичного параметра на i-му кроці в області $[0,T]$.

Таким чином будуються окремі траєкторії (реалізації випадкового процесу) функціонування зразка суднового обладнання у області $[T,T']$, тобто в області, яку не було покрито апріорними спостереженнями і у якій неможливо розробити прогноз поведінки зразка обладнання на основі канонічного подання процесу, опираючись лише на статистичні дані спостережень за аналогічним класом об'єктів.

Загальна модель процесу експлуатації суднового обладнання на трансокеанських рейсах. Започаткована з середини 60-х років XX ст. стратегія технічного обслуговування та ремонту за станом обумовлюється високим ступенем контролепридатності та експлуатаційної надійності, а також широким впровадженням цифрових обчислювальних пристроїв та систем управління, що дає змогу постійно контролювати стан обладнання та відійти від планово-попереджувальної стратегії технічного обслуговування та ремонту.

Зазначена стратегія передбачає визначення для кожної групи пристроїв контрольного рівня надійності (гранично припустимого технічного стану), який визначається на основі знання потоку відмов обладнання. У найбільш загальному вигляді модель процесу експлуатації зразка суднового обладнання являє собою регенеруючий процес. Такий підхід є відомим в теорії надійності [5,6], а його ключова особливість полягає в тому, що вивчення регенеруючих процесів можна звести до вивчення їх між точками регенерації.

Доповнивши область допуску технічної характеристики зразка обладнання $E_0 = [a,b]$ деякою критичною областю $E_0' = [a',b'] \subseteq E_0$, з урахуванням відсутності статистичних даних на усьому проміжку прогнозування (у випадку довготривалих рейсів) визначимо модель процесу експлуатації суднового обладнання на трансокеанських рейсах наступним чином (рис. 1).

1. У деякий момент часу $t = t_к$ здійснюється контроль працездатності (технічного стану) зразка суднового обладнання.
2. Оцінюється наявний статистичний фонд (реалізації на проміжку $[0,T]$) та необхідний термін прогнозування $[T,T']$.
3. Здійснюється прогнозування окремих реалізацій випадкового процесу на період $[T,T']$.
4. Здійснюється прогнозування функціонування зразка обладнання на період $t_к \leq s' \leq t_к + \theta'$ та $t_к \leq s \leq t_к + \theta$. При цьому період s' – визначатиме час настання критичного технічного стану обладнання, а s – час переходу обладнання до непрацездатного стану.
5. Визначається залишок часу безвідмовної роботи зразка обладнання до критичного стану $\Delta T_\omega'$ та до непрацездатного стану ΔT_ω.

6. Час $\Delta T'_{\omega}$ та ΔT_{ω} порівнюється з загальним часом рейсу T_p. Якщо $T_p \le \Delta T'_{\omega}$, то приймається стратегія експлуатації за технічним станом, яка передбачає періодичний (портовий) контроль технічного стану та безперервний контроль функціонування під час рейсу. У протилежному випадку – вживаються заходи щодо підвищення надійності зразка обладнання.

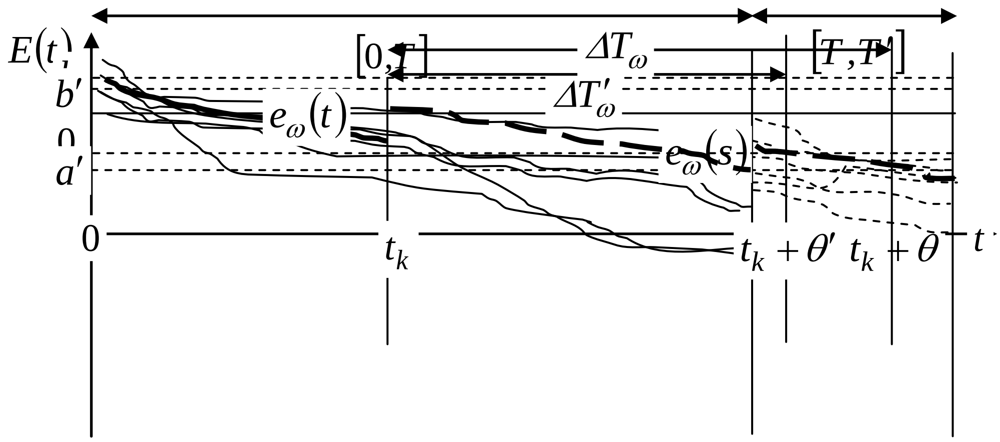

Рис. 1. Визначення часу безвідмовної роботи зразка обладнання на основі індивідуального прогнозування

Основна ідея запропонованого підходу полягає у тому, щоб не допустити настання стану відмови під час рейсу. У такому випадку рейс повинен закінчитися раніше, ніж досліджуваний параметр вийде за критичну межу $E'_0 = [a', b'] \subseteq E_0$. Перехід від E'_0 до E_0 і визначатиме необхідний запас часу для виконання відновлювальних робіт без переходу зразка обладнання до непрацездатного стану.

Таким чином на основі індивідуального прогнозування технічного стану (надійності) зразка суднового обладнання є можливість розроблення моделі процесу експлуатації груп суднового обладнання. При цьому в основі зазначеної моделі лежать методи розкладання випадкових процесів через їх канонічне подання.

Висновки. Перевагою вирішення задачі прогнозування на основі канонічного подання є те, що воно забезпечує вирішення задачі моделювання як скалярних так і векторних процесів з залежними складовими. При цьому єдиним обмеженням, яке накладається на досліджуваний випадковий процес, є скінченність дисперсії випадкового процесу. Опис випадкового процесу на основі його канонічного подання точно визначає випадковий процес у точках контролю та забезпечує мінімум середнього квадрата похибки наближення у проміжках між цими точками.

Похибки апріорних вимірювань впливають лише на величину математичного очікування апостеріорного процесу, з чого слідує, що похибка індивідуального прогнозу, яка виникає внаслідок похибок вимірювань значень контрольованої реалізації, може бути визначена як різниця математичних очікувань реального та ідеального апостеріорних процесів.

Для експлуатації судна на трансокеанських рейсах в умовах відсутності достатньої статистики використання суднового обладнання важливою є задача прогнозування технічного стану на інтервалі поза межами доступної статистики. Для вирішення такої задачі будуються окремі траєкторії (реалізації випадкового процесу) функціонування зразка суднового обладнання на період, не охоплений статистикою, після чого здійснюється канонічне розкладання випадкового (апостеріорного на статистично невизначеному проміжку часу) процесу і отримуються вирази для прогнозування технічного стану обладнання.

Загальна модель процесу експлуатації суднового обладнання являє собою регенеруючий процес і базується на ідеї недопущення настання стану відмови під час рейсу. У такому випадку рейс повинен закінчитися раніше, ніж досліджуваний параметр вийде за критичну межу. Проміжок часу функціонування від критичного до непрацездатного стану і визначатиме необхідний запас часу для виконання відновлювальних робіт без переходу зразка обладнання до непрацездатного стану.

ЛІТЕРАТУРА

1. Пугачев В.С. Теория случайных функций. / – М: Физмат.изд., 1962г.
2. Драган Я.П. Модели сигналов в линейных системах.-К.: Наукова думка,1972.-302 с.
3. Тихонов В.И., Харисов В.Н. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем. – М.: Радио и связь, 1991. – 608 с.
4. Кудрицкий В.Д. Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций / В.Д. Кудрицкий // – К.:ФАДА, ЛТД, 2001. – 176 с.
5. Полянин А.Д. Справочник по линейным уравнениям математической физики. – М.: Физматлит, 2001. – 362 с.
6. Острейковский В.А. Теория надежности / В.А. Острейковский // – М.: Высшая школа, 2003. – 463 с.

Bohom'ya V., Kycheryk N.

FEATURES OF FORECASTING MARINE EQUIPMENT UNDER TRANSOCEANIC FLIGHTS

Feature operation of ship equipment in transoceanic flights is that during these flights are often no physical possibility of the application of high-precision equipment, qualified personnel, and the work of the maintenance carried out under resource and time constraints that causes the incomplete knowledge of a priori stochastic process. In that case there is the need to consider incomplete information control technique for solving the problem of forecasting and assessing its impact on the accuracy of the results.

Keywords: *state of ship equipment, forecast*

Богомья В.И., Кучерук Н.В.

ОСОБЕННОСТИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СОСТОЯНИЯ СУДОВОГО ОБОРУДОВАНИЯ В УСЛОВИЯХ ТРАНСОКЕАНСКИХ РЕЙСОВ

Особенностью эксплуатации судового оборудования в условиях трансокеанских рейсов является то, что во время таких рейсов часто нет физической возможности применения высокоточного оборудования, квалифицированного персонала, а работы по обслуживанию осуществляются в условиях ресурсных и временных ограничений, и обусловливает неполное знание априорного случайного процесса. В таком случае возникает необходимость учета неполноты информации контроля в методике решения задачи прогнозирования, а также оценки ее влияния на точность полученных результатов.

Ключевые слова: *состояние судового оборудования, прогнозирование.*