

ВИБІР МЕТОДУ ТА МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ ПОКАЗНИКА НАДІЙНОСТІ АГРЕГАТІВ СИСТЕМ АВТОМАТИЧНОГО УПРАВЛІННЯ СУДНОВИХ ЕНЕРГЕТИЧНИХ УСТАНОВОК

В.В. Іванович, Київська державна академія водного транспорту

У статті проведений аналіз характеристик процесу експлуатації агрегатів систем автоматичного управління суднових енергетичних установок (САУ СЕУ). За результатами аналізу розроблені вимоги до математичної моделі процесу технічної експлуатації агрегатів, обрано клас моделі та метод моделювання, що дозволило розробити формалізований опис процесу технічної експлуатації одиничного агрегату систем автоматичного управління суднових енергетичних установок. За результатами аналізу обрано модель прогнозування показника надійності агрегатів та спосіб статистичного контролю рівня надійності.

В статті проведено аналіз характеристик процесу експлуатації агрегатів систем автоматичного управління судових енергетичних установок. По результатам аналізу розроблені вимоги до математичної моделі процесу технічної експлуатації агрегатів, обрано клас моделі та метод моделювання, яке дозволило розробити формалізоване описання процесу технічної експлуатації одиничного агрегату систем автоматичного управління судових енергетичних установок. По результатам аналізу обрана модель прогнозування показателя надійності агрегатів та спосіб статистичного контролю рівня надійності.

In the article the conducted analysis of descriptions of process of exploitation of aggregates of the systems of automatic control of ship energetic options. On results an analysis the worked out requirements are to the mathematical model of process of technical exploitation of aggregates, a model class and method of design that allowed to work out the formalized description of process of technical exploitation of single aggregate of the systems of automatic control of ship energetic options are select. On results an analysis the model of prognostication of reliability of aggregates index and method of statistical control of level of reliability are select.

Ключові слова: статистичний контроль, рівень надійності, суднове обладнання

Вступ

Основною метою контролю надійності агрегатів САУ СЕУ в сучасних умовах експлуатації, є своєчасне виявлення моментів виникнення деградаційних процесів, обумовлених дією різноманітних факторів. Моменти

початку процесів деградації є випадковими та індивідуальними для кожного типу виробів, що вносить певну долю невизначеності стосовно термінів безпечної та ефективної експлуатації обладнання. Одним з важливих етапів контролю надійності є прогнозування відповідних показників.

1 Вибір методу прогнозування показника надійності агрегатів

У науково – технічній літературі [1-4] достатньо добре описані як методи прогнозування, що засновані на моделюванні досліджуваних процесів, так і методи екстраполяції наявної інформації. Для прогнозування показників надійності агрегатів САУ СЕУ застосовуються, як правило, методи другої групи. Серед них найбільш зручними для використання є методи лінійної регресії. Але, аналіз результатів застосування даних методів свідчить про те, що точність прогнозних даних не перевищує 50-60 % [5]. Це може бути пояснено тим, що прогнозований показник надійності представляється у вигляді функції або календарного терміну експлуатації за періодами (місяці, квартали, роки), або наробітку, величина якого за періодами експлуатації змінюється випадково.

Оскільки, за результатами обробки інформації про несправності та інформаційних бюлетенів про надійність, дані подані у вигляді дискретної часової послідовності, яку прийнято називати часовим (динамічним) рядом, то в якості основного методу прогнозування надійності доцільно використовувати методи статистичного аналізу часових рядів (ЧР).

Часовим рядом називається окрема реалізація випадкового процесу, яка містить скінченну множину значень $x_1(t), x_2(t) \dots x_n(t)$ величини $x(t)$, що спостерігається, отриманих у дискретні моменти часу $t_1, t_2, \dots t_n$. При цьому, класичне представлення часового ряду передбачає постійність періоду дискретизації $\Delta t = t_n - t_{n-1}$.

Багато методів аналізу часових рядів реалізовано за допомогою програми Excel, проте значно великими можливостями в цьому плані володіють статистичні пакети типу SAS, SUSTAT, SPSS, STSC, STATISTICA, Minitab, WinSTAT, STADIA, ЭВРИСТА, ОЛИМП [5-8].

Для аналізу часових рядів застосовуються моделі [5-8]:

АРІКС (ARIMA) Бокса – Дженкінса і автокореляції;
 перервані часові ряди;
 експоненційне згладжування;
 сезонна декомпозиція;
 сезонне коректування;
 аналіз розподілених лагів;
 одномірний аналіз Фур'є;
 крос-спектральний аналіз;
 швидке перетворення Фур'є та інші.

Як і більшість інших видів аналізу, аналіз часових рядів передбачає наявність у даних систематичної складової (що зазвичай містить декілька компонент) і випадкового шуму (похибки), який ускладнює виявлення регулярних компонент. Більшість методів дослідження часових рядів включають різноманітні способи фільтрації шуму, що дозволяють більш чітко відрізнити регулярну складову.

Більшість регулярних складових часових рядів належать до двох класів: вони є або трендом або сезонною складовою. Тренд являє собою загальну систематичну лінійну або нелінійну компоненту, яка може змінюватися з часом. Сезонна складова-це компонента, що повторюється періодично.

Видалення тренду в часовому ряді, якій містить велику похибку здійснюється за допомогою згладжування. Для цього застосовуються такі методи згладжування:

- ковзаюче середнє;
- метод найменших квадратів, зважених відносно відстані;
- метод негативного експоненційно зваженого згладжування;
- бікубічних сплайнів.

Багато монотонних рядів можуть бути приближені лінійною функцією. Якщо ж є явна нелінійна компонента, то дані слід спочатку перетворити, щоб усунути нелінійність. Зазвичай для цього використовують логарифмічне, експоненційне або поліноміальне перетворення даних.

Модель АРКС (ARMA — Autoregression and Moving Average) передбачає моделювання двох видів процесів: процесу авторегресії і процесу ковзаючого середнього [1-3]. У загальному вигляді модель авторегресії та ковзаючого середнього описується рівнянням:

$$\sum_{j=0}^q \varphi(j)x(n-j) = \sum_{k=0}^s \mu(k)\varepsilon(n-k), \quad (1)$$

де $x(n)$ - значення випадкової величини x , що відповідає n - му спостереженню;

$x(n-j)$ - значення випадкової величини x , що відповідають попереднім j спостереженням ($j = \overline{0, q}$; $q=1, 2, 3, \dots$);
 $\varphi(j)$ – параметри авторегресії;
 $\varepsilon(n)$ – значення випадкової складової, що відповідає n - му спостереженню випадкової величини x ;
 $\varepsilon(n-k)$ - значення випадкової складової, що відповідають попереднім k спостереженням ($k = \overline{0, s}$; $s=1, 2, 3, \dots$);
 випадкової величини x ;
 $\mu(k)$ – параметри ковзаючого середнього.

Якщо $s=0$, то вираз (1) називається рівнянням авторегресії. Якщо $q = 0$, то вираз (1) називають рівнянням ковзаючого середнього.

Таким чином, результати аналізу основних методів та моделей прогнозування дозволяють обрати для вирішення задачі показника надійності агрегатів САУ СЕУ метод статистичного аналізу часових рядів з використанням моделі авторегресії та ковзаючого середнього.

2 Вибір способу статистичного контролю надійності агрегатів

Як було зазначено вище, основним джерелом підтримання справності агрегатів САУ СЕУ на даний час є поетапне продовження індивідуального терміну служби судна. Але, характерною особливістю продовження термінів служби є орієнтація, головним чином, на технічний стан корпусу, його систем та силових установок.

Проте, у складі конструкції судна є велика частка обладнання, яке не передбачає використання відповідних засобів контролю та діагностики в умовах експлуатації, та має індивідуальні терміни переходу у граничний стан. При цьому, термін переходу у граничний стан є випадковою величиною, характеристики якої неможливо визначити дослідним шляхом у сучасних умовах експлуатації.

Своєчасне виявлення моментів виникнення деградаційних процесів, що визначають терміни переходу у граничний стан та є індивідуальними для кожного типу виробів, є основною метою контролю рівня надійності агрегатів САУ СЕУ на даному етапі експлуатації.

Зазначені обставини призводять до необхідності використання результатів статистичного контролю надійності агрегатів САУ СЕУ.

Як відомо[1-8], статистичний контроль надійності технічних систем передбачає використання того чи іншого методу (або сукупності методів) оцінювання показників надійності за експериментальними даними. Запропоновані у більшості робіт методи оцінювання показників надійності поділяють на дві групи: параметричні і непараметричні.

Дані методи рекомендовані до використання для встановлених державними стандартами планів спостережень (випробувань) на надійність [8]. При цьому розглядаються також випадки використання як повних, так і цензурованих вибірок статистичних даних різного обсягу про відмови та несправності об'єктів.

Але, сучасні умови експлуатації суден характеризуються тим, що величини наробітку за періодами експлуатації мають випадковий характер, що відповідає нестабільним умовам спостережень [5,8]. Тому, "реальний план" спостережень не відповідає жодному, встановленому стандартам.

З точки зору прикладної статистики, рекомендовані методи не забезпечують робастність оцінок показників надійності, що отримуються за статистичними даними про відмови та несправності агрегатів САУ СЕУ в указаних умовах експлуатації. Під робастністю оцінок показників надійності розуміється їх стійкість по відношенню до впливу випадкових викидів, що містяться у реальних статистичних даних [1-8].

Альтернативним способом статистичного контролю в даних умовах є спосіб, що базується на використанні процедур перевірки статистичних гіпотез.

Статистичною гіпотезою називають будь-яке твердження про вид або властивості розподілу випадкових величин, що спостерігаються в експерименті. Такі твердження робляться на підставі теоретичних міркувань або статистичних досліджень інших спостережень.

Якщо для досліджуваного явища (процесу, ситуації тощо) формульована та чи інша гіпотеза (основна або нульова H_0), то задача полягає у тому, щоб сформулювати таке правило, яке дозволяло б за результатами відповідних спостережень за статистичними даними прийняти або відхилити цю гіпотезу. Правило, згідно якого гіпотеза H_0 приймається або відхиляється, є статистичним критерієм перевірки гіпотези H_0 .

У випадку параметричних гіпотез клас \mathcal{T} припустимих розподілів випадкової величини ξ , що спостерігається, має вигляд $\mathcal{T} = \{F(y, \theta), \theta \in \Theta\}$, тобто є класом спеціального функціонального виду. Функції цього класу знаходять у відповідності до значень дійсного параметру $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_r)$ з деякої параметричної множини $\Theta \subseteq R^r$. Прикладами параметричних гіпотез є наступні:

1. $H_0: \theta = \theta_0$, де $\theta_0 \in \Theta$ - деяке фіксоване значення параметру;
2. $H_0: \theta_1 = \dots = \theta_r$;
3. $H_0: g(\theta) = g_0$, де $g(\theta)$ - деяка (у загальному випадку векторна) функція θ , g_0 - фіксоване значення.

У загальному випадку, параметрична гіпотеза задається визначенням деякої підмножини $\Theta_0 \subset \Theta$, елементом якої, за припущенням, є невідома параметрична точка θ ($H_0: \theta \in \Theta_0$). Альтернативна гіпотеза має вигляд: $H_1: \theta \in \Theta_1 = \Theta \setminus \Theta_0$.

Якщо множина $\Theta_0(\Theta_1)$ складається з однієї точки, гіпотеза H_0 є простою, у протилежному випадку гіпотеза (або альтернатива) є складною.

Для вибірки $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$ випадкової величини y з розподілу $\mathcal{L}(\xi) \in \mathcal{T}$ при сформульованій гіпотезі $H_0: \theta \in \Theta_0$ кожному критерію відповідає розбиття вибіркового простору \mathcal{L} на дві взаємно додаткових множини \mathcal{L}_0 і \mathcal{L}_1 ($\mathcal{L}_0 \cap \mathcal{L}_1 = \emptyset$, $\mathcal{L}_0 \cup \mathcal{L}_1 = \mathcal{L}$) де \mathcal{L}_0 складається з точок, для яких гіпотеза H_0 приймається, а \mathcal{L}_1 - з точок, для яких H_0 відхиляється. Множина \mathcal{L}_0 є областю прийняття гіпотези, а \mathcal{L}_1 - областю її відхилення, або критичною областю. Таким чином, вибір правила перевірки гіпотези H_0 є еквівалентним завданню критичної області \mathcal{L}_1 . Якщо обрана критична область \mathcal{L}_1 , то критерій можна сформулювати наступним чином:

Нехай отримана реалізація y вибірки Y , тоді при $y \in \mathcal{L}_1$ гіпотезу H_0 відхиляють (приймають альтернативну гіпотезу H_1), якщо ж $y \in \mathcal{L}_0 = \overline{\mathcal{L}_1}$, то гіпотезу H_0 приймають. Критерій, що визначається критичною областю \mathcal{L}_1 , позначають \mathcal{L}_1 .

У процесі перевірки гіпотези H_0 можна прийти до правильного рішення або зробити помилку першого роду-відхилити H_0 тоді, коли вона є вірною, або помилку другого роду-прийняти H_0 тоді, коли вона є хибною. Тобто, помилка першого роду має місце тоді, якщо точка y потрапляє до критичної області \mathcal{L}_1 , на той час, коли гіпотеза H_0 є вірною, а помилка другого роду - коли $y \in \mathcal{L}_0$, але гіпотеза H_0 є хибною (вірною є альтернатива H_1).

Ймовірності помилок першого (α) та другого (β) роду можна виразити через функцію потужності $L(\theta)$ критерію \mathcal{L}_1 :

$$L(\theta) = L(\mathcal{L}_1; \theta) = P_\theta(y \in \mathcal{L}_1), \theta \in \Theta. \text{ А саме: } \alpha = L(\theta), \theta \in \Theta_0 \text{ та } \beta = 1 - L(\theta), \theta \in \Theta_1.$$

Відомим є спосіб статистичного контролю надійності технічних систем, заснований на використанні методу послідовного аналізу, запропонованого А. Вальдом [1-4]. Даний метод передбачає послідовне у ході випробувань використання процедур перевірки статистичних гіпотез за критерієм Вальда. Але, особливістю даного методу є те, що за результатами аналізу може бути прийняте одне з наступних трьох рішень:

а) припинити випробування, тому, що є підстава вважати, що технічний виріб задовольняє вимогам щодо надійності;

б) припинити випробування, тому, що є підстава вважати, що технічний виріб не задовольняє вимогам щодо надійності;

в) продовжити випробування, тому, що немає підстав для висновку про надійність виробу.

Дана особливість обумовлена тим, що попередньо встановлюються два рівні надійності (верхній та нижній) за показником фактичної кількості відмов для даного обсягу вибірки. Так, якщо отримана в результаті чергового етапу випробувань фактична кількість відмов знаходиться між двома встановленими значеннями при заздалегідь заданих ймовірностях помилок першого α та другого β роду, це відповідає прийняттю рішення за варіантом в). Крім цього, для встановлення двох рівнів надійності використовується, як правило, заздалегідь відома величина ймовірності відмови виробу. При цьому верхня та нижня межі кількості відмов для даного обсягу вибірки визначаються за умови біноміального або гіпергеометричного розподілів. Внаслідок зазначених особливостей метод послідовного аналізу є більшою мірою пристосований для умов виробництва ніж експлуатації агрегатів САУ СЕУ. Тому, найбільш доцільним для умов експлуатації агрегатів САУ СЕУ є використання способу статистичного контролю надійності, який базується на перевірці статистичних гіпотез за параметричним критерієм Неймана-Пірсона у класичній інтерпретації [1-4].

Статистичними гіпотезами у даному випадку є наступні:

гіпотеза H_0 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_{ϕ} агрегатів САУ СЕУ j -го типу за i -й період експлуатації параметр n_{H_0} закону розподілу величини кількості відмов n дорівнює статистичній оцінці деякої заданої (очікуваної) кількості відмов $\hat{n}_3 > 0$ для даного контрольного періоду;

гіпотеза H_1 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_{ϕ} агрегатів САУ СЕУ j -го типу за i -й період експлуатації параметр n_{H_1} закону розподілу величини кількості відмов n перевищує \hat{n}_3 ($n_{H_1} > \hat{n}_3$, у загальному випадку $n_{H_1} \neq \hat{n}_3$).

Відповідно до [1-4], гіпотеза H_1 є альтернативною по відношенню до H_0 , якщо виконуються наступні умови:

$$\frac{P_{n_{H_1}}(n \leq n_{\phi})}{P_{n_{H_0}}(n \leq n_{\phi})} \geq A, \quad (2)$$

$$A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (3)$$

де $P_{n_{H_1}}\{n \leq n_{\phi}\}$ - імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_{ϕ} при параметрі закону розподілу n_{H_1} ; $P_{n_{H_0}}\{n \leq n_{\phi}\}$ - імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_{ϕ} при параметрі закону розподілу n_{H_0} ; α - імовірність помилки першого роду; β - імовірність помилки другого роду. Величину

$$\frac{P_{n_{H_1}}\{n \leq n_{\phi}\}}{P_{n_{H_0}}\{n \leq n_{\phi}\}} = W(n_{\phi}, n_{H_1}, n_{H_0})$$

називають статистикою критерію правдоподібності Неймана - Пірсона або коефіцієнтом відношення ймовірностей.

У свою чергу гіпотеза H_0 може бути визнана альтернативною по відношенню до H_1 при виконанні умов:

$$\frac{P_{n_{H_1}}(n \leq n_{\phi})}{P_{n_{H_0}}(n \leq n_{\phi})} \leq B, \quad (4)$$

$$B \geq \frac{\beta}{1-\alpha}. \quad (5)$$

Таким чином, результати аналізу особливостей статистичних даних про відмови та несправності агрегатів САУ СЕУ, що отримуються в умовах експлуатації при нестабільних умовах спостережень, результати аналізу основних способів статистичного контролю надійності дають змогу вибрати спосіб, що базується на використанні процедур перевірки статистичних гіпотез про параметр закону розподілу кількості відмов за критерієм Неймана-Пірсона з урахуванням нестабільності умов спостережень.

3 Математична постановка завдань дослідження

У відповідності до формалізованого представлення процесу технічної експлуатації агрегатів САУ СЕУ здійсимо математичну постановку часткових завдань дослідження:

1. Сформувати вихідну множину режимів технічного обслуговування і ремонту U агрегатів САУ СЕУ за інформацією, що є у наявності.

2. Виділити суттєві фактори A , що визначають умови протікання процесу технічної експлуатації агрегатів САУ СЕУ за інформацією, що є у наявності.

3. Побудувати математичну модель H , що ставить у відповідність множинам режимів технічного обслуговування і ремонту U і факторів A множини результатів процесу технічної експлуатації $Y^{<R>}(u)$. Здійснити машинну реалізацію моделі $H(\varphi): U \times A \rightarrow Y^{<R>}$, що дозволяє оцінити значення різних часткових характеристик $y_i(u)$ результату $Y^{<R>}$ для кожного режиму $u \in U$.

У відповідності до формалізованого представлення процесу технічної експлуатації агрегатів САУ СЕУ, як процесу зміни станів e_i у множині E , представимо оператори переходу φ і виходу H у вигляді відповідностей:

$$\varphi: E \times U \times T \times A \rightarrow E(T), \quad (6)$$

$$H: E \times U \times T \times A \rightarrow Y(T), \quad (7)$$

де T – час експлуатації агрегатів.

З точки зору реалізації математичної моделі оператори φ та H мають дозволяти визначати траєкторії $E(T)$, $Y(T)$ цілком, а також будь-які фрагменти цих траєкторій. При цьому кожна точка траєкторії $E(T)$ станів системи і траєкторії його результатів $Y(T)$ повинні характеризувати для деякого моменту часу $t \in T$ стан $e(t) \in E$ та значення характеристик $y_i(t)$ результату $Y^{<R>}$ процесу, що розглядається. Конкретний вигляд обох траєкторій повинен визначатися множиною вхідних впливів, реалізованих за період експлуатації T (усі або деякі складові входу можуть залежати від часу $t \in T$), початковим станом e_0 процесу і операторами φ та H .

4. За результатами моделювання (планування та проведення факторного експерименту) при отриманих значеннях вектору $Y^{<R>}$ результату експерименту кількісно оцінити вплив інтенсивності експлуатації K_I за календарний період часу T_e на величину статистичної оцінки параметру потоку відмов λ агрегатів САУ СЕУ.

5. З використанням статистичних оцінок параметра потоку відмов λ , отриманих з урахуванням кількісної оцінки впливу інтенсивності експлуатації K_I за календарний період часу T_e побудувати часовий ряд значень показника $\hat{\lambda}_1(t), \hat{\lambda}_2(t), \dots, \hat{\lambda}_n(t)$ для дискретних моментів часу t_1, t_2, \dots, t_n з постійним періодом дискретизації $\Delta t = t_n - t_{n-1}$. Для побудованого часового ряду оцінок параметра потоку відмов $\hat{\lambda}_1(t), \hat{\lambda}_2(t), \dots, \hat{\lambda}_n(t)$ ідентифікувати параметри обраної моделі авторегресії та ковзаючого середнього для прогнозування часового ряду. Удосконалити методику статистичного оцінювання та прогнозування параметра потоку відмов агрегатів САУ СЕУ з урахуванням впливу інтенсивності експлуатації.

6. У відповідності до обраної імовірнісної моделі потоку відмов сукупності однотипних агрегатів САУ

СЕУ у вигляді складового розподілу Пуассона, обраного способу статистичного контролю надійності, що базується на використанні процедур перевірки статистичних гіпотез за параметричним критерієм Неймана-Пірсона, удосконалити методику статистичного контролю надійності бортового обладнання з урахуванням нестабільних умов спостережень.

Висновки

1. У статті проведено аналіз характеристик процесу експлуатації агрегатів САУ СЕУ, існуючих моделей та методик, що описують процеси функціонування складних технічних систем. За результатами аналізу розроблені вимоги до математичної моделі процесу технічної експлуатації агрегатів САУ СЕУ, обрано клас моделі та метод моделювання. Це дозволило розробити формалізований опис процесу технічної експлуатації одиничного агрегату САУ СЕУ.

2. Обрано ймовірнісну модель потоку відмов сукупності однотипних агрегатів САУ СЕУ з урахуванням особливостей експлуатації засобів водного транспорту у сучасних умовах.

3. За результатами аналізу обрано модель прогнозування показника надійності агрегатів САУ СЕУ та спосіб статистичного контролю рівня надійності.

4. Здійснено математичну постановку часткових завдань дослідження.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ:

1. Рабочая книга по прогнозированию / [Араб-Оглы Э.А., Бестужев-Лада И.В., Гаврилов Н.Ф. и др.]; под ред. И.В. Бестужева-Лады. – М.: Мысль, 1982. – 430 с.
2. Хеннан Э. Многомерные временные ряды / Э. Дж. Хеннан; пер. с англ. А.С. Холево. – М.: “Мир”, 1974. – 576 с.
3. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон; пер. с англ. И.Г. Журбенко и В.П. Носко. – М.: “Мир”, 1976. – 756 с.
4. Гаскаров Д.В. Прогнозирование технического состояния и надежности радиоэлектронной аппаратуры / Гаскаров Д.В., Голинкевич Т.А., Мозгалецкий А.В. – М.: “Советское радио”, 1974. – 224 с.
5. Иванович В.В. Ильин О.Ю., Кучерук С.М. Прогнозування безвідмовності обладнання засобів водного транспорту методами статистичного аналізу часових рядів / В.В. Иванович, О.Ю. Ильин, С.М. Кучерук // Водний транспорт. – К.: КДАВТ, 2013. – Вип. 2 (17). – С. 218–223.
6. Иванович В.В. Методика статистичного оцінювання і прогнозування параметра потоку відмов агрегатів системи автоматичного управління судовими енергетичними установками за даними експлуатаційних спостережень / В.В. Иванович // Водний транспорт. – К.: КДАВТ, 2013. – Вип. 3 (18). – С. 110–112.
7. Тюрин Ю.П., Макаров А.А. Анализ данных на компьютере / Ю.П. Тюрин, А.А. Макаров. – М.: “Инфра-М”, 2003. – 544 с.
8. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: для профессионалов / Боровиков В. – СПб.: Питер, 2003. – 688 с.