УДК 629.016

Володимир Валентинович Іванович

УДОСКОНАЛЕНА МЕТОДИКА СТАТИСТИЧНОГО КОНТРОЛЮ НАДІЙНОСТІ АГРЕГАТІВ СИСТЕМ АВТОМАТИЧНОГО УПРАВЛІННЯ СУДОВИМИ ЕНЕРГЕТИЧНИМИ УСТАНОВКАМИ ПРИ НЕСТАБІЛЬНИХ УМОВАХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Постановка проблеми

Сучасний етап розвитку системи технічної експлуатації суден характеризується впровадженням інформаційних технологій (сукупність засобів і способів одержання, передавання і представлення інформації про технічний стан об'єкту) для аналізу процесів функціонування технічних систем суден та прогнозування можливого розвитку цих процесів у передбачуваних умовах експлуатації [1, 2]. Одним з важливих завдань в цьому напрямку є удосконалення процедур статистичного контролю надійності обладнання суден в умовах експлуатації.

Аналіз практичної діяльності щодо організації та здійснення контролю надійності обладнання суден свідчить про невідповідність прийнятого підходу до контролю рівня надійності умовам експлуатації обладнання. Підхід, що існує, заснований на порівняльному аналізі експлуатаційних даних про відмови та несправності обладнання з відповідними даними за попередні періоди експлуатації. Це не дозволяє зробити якісні висновки про фактичний рівень надійності виробів по відношенню до її певного граничного рівня.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

Як свідчить аналіз науково-технічної літератури [1-8], загальноприйнятим залишається підхід до оцінювання показників надійності технічних систем (інтенсивності відмов, параметру потоку відмов) як функції наробітку при різних законах розподілу часу між відмовами. Виняток складають такі вироби, для яких характерним параметром при оцінюванні надійності є календарний термін зберігання. Державними стандартами України регламентовані методи статистичного оцінювання показників при різних планах випробувань (спостережень) [9, 10]. Але, як відмічається у [8], реальні умови експлуатації суден не відповідають жодному плану, встановленому стандартом.

У [1, 3-8, 11] приводяться загальні підходи до організації і проведення статистичного контролю надійності, моделі, схеми управління надійністю у загальному вигляді. Але, чітко обґрунтованих рекомендацій щодо порядку вибору та обчислення величин, які є складовими приведених моделей, не надається.

Формулювання мети статті. Виклад основного матеріалу

У відповідності до результатів аналізу існуючого науково-методичного апарату, формалізація задачі статистичного контролю надійності здійснена в термінах теорії перевірки статистичних гіпотез.

Основні принципи перевірки статистичних гіпотез сформульовані, як відомо, Ю. Нейманом і Е. Пірсоном. Сутність перевірки полягає у визначенні ймовірностей помилок першого та другого роду при заданому (фіксованому) числі спостережень (обсязі вибірки). Помилками першого та другого роду вважаються рішення про прийняття або відхилення однієї з конкуруючих гіпотез H_0 або H_1 при її хибності (помилка другого роду) або істинності (помилка першого роду) відповідно.

Статистичними гіпотезами у даному випадку є наступні:

1. Гіпотеза H_0, яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов $n_ф$ агрегатів систем автоматичного управління (САУ) судовими енергетичними установками (СЕУ) j-го типу за і-й період експлуатації параметр $n_{з(H_0)}$ закону розподілу величини кількості відмов n дорівнює деякому розрахованому значенню $N_з>0$ величини заданої (очікуваної) кількості відмов $n_з$ для даного контрольного періоду.

2. Гіпотеза H_1, яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов $n_ф$ агрегатів САУ СЕУ j-го типу за і-й період експлуатації параметр $n_{з(H_1)}$ закону розподілу величини кількості відмов n перевищує розраховане значення $N_з$ величини заданої (очікуваної) кількості відмов $n_з$ ($n_{з(H_1)} > N_з$, у загальному випадку $n_{з(H_1)} \neq N_з$).

Значення $N_з$ заданої кількості відмов $n_з$ є функцією прогнозованого значення параметра потоку відмов z (год.$^{-1}$) та сумарного наробітку виробів t_Σ (для даного періоду експлуатації), який

у реальних умовах є випадковою величиною, що у свою чергу обумовлює випадковість $n_з$. Останнє класифікується як нестабільність умов спостережень [13].

Для урахування нестабільності умов спостережень в якості закону розподілу випадкової величини n кількості відмов виробів за період експлуатації використаний складовий розподіл Пуассона замість звичайного розподілу Пуассона, який у свою чергу відповідає стаціонарному пуассонівському потоку відмов [13]. У цьому випадку ймовірність того, що кількість відмов n за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов $n_ф$ при параметрі закону розподілу $n_з$ визначається за виразом:

$$P_{n_з}\{n \le n_ф\} = \sum_{n=0}^{n_ф} \frac{n_з^{\,n}}{n!} \cdot e^{-n_з} \cdot F(n_з), \quad (1)$$

де $F(n_з)$ – функція розподілу випадкової величини $n_з$.

Для зрізаного нормального розподілу випадкової величини $n_з$, що може приймати значення на інтервалі $[0, +\infty)$, функція розподілу $F(n_з)$ визначається за виразом:

$$F(n_з) = P_{n_{з0},\sigma}\{n_з \le N_з\} = \\ = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{N_з} e^{-\frac{(n_з - n_{з0})^2}{2\sigma^2}} dn_з, \quad (2)$$

де $n_{з0}$, σ – математичне очікування та середньоквадратичне відхилення випадкової величини $n_з$.

Відповідно до [12], гіпотеза H_1 є альтернативною по відношенню до H_0, якщо виконуються наступні умови:

$$\frac{P_{n_{з(H_1)}}\{n \le n_ф\}}{P_{n_{з(H_0)}}\{n \le n_ф\}} \ge A, \quad A \ge \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (3)$$

де $P_{n_{з(H_1)}}\{n \le n_ф\}$ – імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов $n_ф$ при параметрі закону розподілу $n_{з(H_1)}$; $P_{n_{з(H_0)}}\{n \le n_ф\}$ - імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов $n_ф$ при параметрі закону розподілу $n_{з(H_0)}$; α – імовірність помилки першого роду; β – імовірність помилки другого роду.

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

$$\frac{P_{n_{з(H_1)}}\{n \le n_ф\}}{P_{n_{з(H_0)}}\{n \le n_ф\}} \le B, \quad B \le \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4)$$

Величина $\frac{P_{n_{з(H_1)}}\{n \le n_ф\}}{P_{n_{з(H_0)}}\{n \le n_ф\}} = W$ є статистикою критерію правдоподібності Неймана-Пірсона або коефіцієнтом відношення ймовірностей.

Для прийняття рішення за результатами перевірки гіпотез, як бачимо, необхідно визначити критичну область значень статистики критерію. Критична область значень статистики критерію визначається величинами α і β. У загальному випадку величини α і β, що визначають відповідно рівень значимості та функцію потужності критерію, можуть бути задані довільно. Але, максимальна достовірність прийняття або відхилення однієї з конкуруючих гіпотез відповідає мінімальним значенням α і β.

Оскільки статистика критерію є функцією отриманих статистичних даних $n_ф$, параметру $n_{з(H_1)}$ та умов спостережень $n_з$ (обсягу вибірки, сумарного наробітку виробів t_Σ за контрольний період), то і мінімальні значення α і β будуть визначатися областю можливих значень цієї функції при даних умовах спостережень і отриманих статистичних даних. В цьому випадку задача зводиться до пошуку екстремумів статистики критерію Неймана-Пірсона для конкретних умов спостережень:

$$n_ф \in \Omega_{n_ф}, \hat{n}_{з(H_0)} \in \Omega_{\hat{n}_{з(H_0)}}, n_{з(H_1)} \in \Omega_{n_{з(H_1)}}, \\ \hat{n}_{з0} = \text{const}, \quad \sigma = \text{const}, \\ W(n_ф, n_{з(H_0)}, n_{з(H_1)}) \to \max_{n_{з(H_1)}}, \quad (5) \\ W(n_ф, n_{з(H_0)}, n_{з(H_1)}) \to \min_{n_{з(H_1)}},$$

та визначення відповідних величин $\alpha_{min} = f(W_{max}, W_{min})$, $\beta_{min} = f(W_{max}, W_{min})$. Зауважимо, що відповідно до змісту та умов прийняття сформульованих гіпотез, параметр $n_{з(H_1)} = \arg\min W(n_ф, n_{з(H_0)}, n_{з(H_1)})$ визначає гіпотезу H_1, яка підлягає відхиленню. Тому, при перевірці гіпотез слід порівнювати значення $N_з$ з параметром $n_{з(H_1)} = \arg\max W(n_ф, n_{з(H_0)}, n_{з(H_1)})$, що визначає гіпотезу H_1, яка може бути визнана альтернативною по відношенню до гіпотези H_0.

В результаті вирішення сформульованої екстремальної задачі при відповідних значеннях $n_ф$, $n_з$, $n_{з(H_1)}$ визначено $\alpha_{min} = f(n_з)$, $\beta_{min} = f(n_з)$, що відповідають отриманим значенням параметру $n_{з(H_1)} = \arg\max W(n_ф, n_{з(H_0)}, n_{з(H_1)})$ для різних значень $n_ф$. Значення параметру $n_{з(H_1)}$, що підлягають порівнянню з $N_з$ при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях $n_ф$, приведені у таблиці 1.

Одержані результати дозволили удосконалити методику статистичного контролю надійності агрегатів САУ СЕУ (рис. 1).

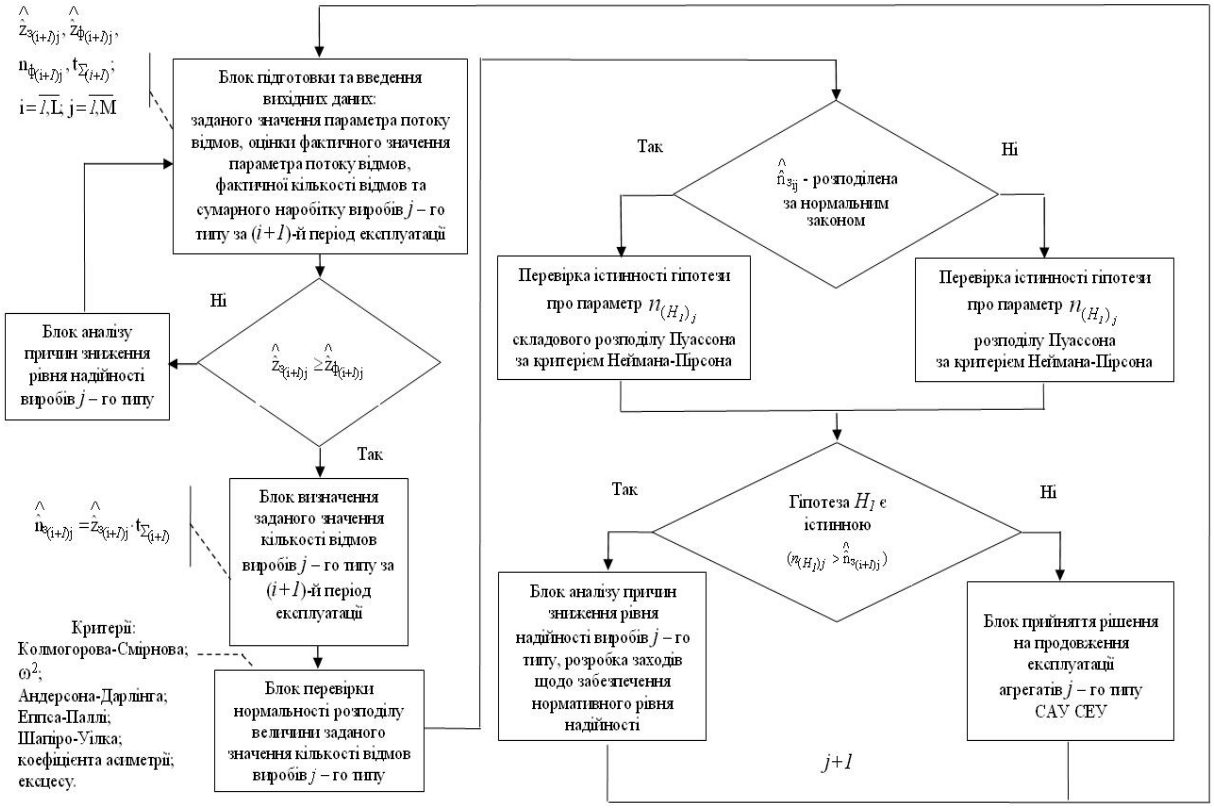

Рис. 1. Блок схема методики статистичного контролю рівня надійності агрегатів САУ судовими енергетичними установками при нестабільних умовах спостережень

Застосування удосконаленої методики статистичного контролю надійності агрегатів САУ СЕУ при нестабільних умовах спостережень у процесі експлуатації проілюструємо за допомогою наступного прикладу.

1. Здійснюється перевірка істинності гіпотези про параметр складового розподілу Пуассона: нехай отримано $n_ф = 3$, та визначено $N_з = 3{,}0$. Значення $N_з = 3{,}0$ параметру складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі H_0. У таблиці 1 знаходимо значення $n_{з(H_1)} = 4{,}0$, що відповідає $n_ф = 3$ та $N_з = 3{,}0$.

Таблиця 1

Значення параметру $n_{з(H_1)}$ для порівняння з $N_з$ при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях $n_ф$

$N_з$	$n_{з(H_1)}$				
	$n_ф$ =1	$n_ф$ =2	$n_ф$ =3	$n_ф$ =4	$n_ф$ =5
1,0	2,0	3,0	3,0	3,0	3,0
2,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0
3,0	2,0	2,0	4,0	4,0	4,0
4,0	2,0	3,0	3,0	3,0	3,0
5,0	2,0	3,0	3,0	3,0	3,0
6,0	2,0	3,0	3,0	3,0	3,0

Дане значення параметру $n_{з(H_1)}$ складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі H_1; перевіряється виконання умови $n_{з(H_1)} > N_з$. Якщо ця умова виконується, це є ознакою можливого зниження фактичного рівня надійності нижче заданого.

2. При виконанні умови $n_{з(H_1)} > N_з$ необхідно перевірити можливість прийняття гіпотези H_1, а саме: порівняти мінімальні значення ймовірностей помилок першого роду (α_{min}) та другого роду (β_{min}) для $n_ф = 3$, та $N_з = 3{,}0$. Якщо $\alpha_{min} > \beta_{min}$, це свідчить на користь гіпотези H_1. Для нашого прикладу $\alpha_{min} \approx 0{,}99$, $\beta_{min} \approx 0{,}01$. Це означає, що з достатньо високою достовірністю може бути прийнята гіпотеза H_1. У цьому випадку необхідно провести аналіз можливих причин зниження рівня надійності, при необхідності із залученням сил та засобів авіаремонтного підприємства. За результатами аналізу розробляються та проводяться заходи з підвищення або підтримання рівня надійності (виконання цільових оглядів та перевірок, позачергове виконання регламентних робіт, проведення доробок тощо). Якщо $\alpha_{min} < \beta_{min}$, це свідчить на користь гіпотези H_0. Прийняття гіпотези H_0 є підставою для продовження експлуатації виробів даного типу.

Висновки

Запропонована методика статистичного контролю надійності агрегатів САУ СЕУ при нестабільних умовах спостережень ґрунтується на вирішенні задачі перевірки статистичних гіпотез про значення, яке може приймати випадкова величина параметру складового розподілу Пуассона.

За допомогою проведених розрахунків обґрунтовані значення α_{min} і β_{min}, які доцільно використовувати при перевірці гіпотез для конкретних статистичних даних про відмови та несправності агрегатів САУ СЕУ, одержаних при нестабільних умовах спостережень. Результати вирішення задачі перевірки статистичних гіпотез за параметричним критерієм Неймана-Пірсона можуть бути використані для прийняття обґрунтованих рішень щодо порядку подальшої експлуатації агрегатів САУ СЕУ.

Література

1. Мясников Ю.Н. Надежность и техническая диагностика судовых энергомеханических систем / Мясников Ю.Н. – СПб: Издательство Федерального государственного унитарного предприятия "Центральный научно-исследовательский институт имени академика А.Н.Крылова", 2008. – 183 с. **2. Вычужанин В.В.** Информационное обеспечение мониторинга и диагностирования технического состояния судовых энергоустановок / В.В. Вычужанин // Вісник Одеського національного морського університету. – 2012. – № 35. – С. 111-124. **3. Гнеденко Б.В.** Математические методы в теории надежности / Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. – М.: Наука, 1965. – 524 с. – (Серия: "Физико-математическая библиотека инженера"). **4. Барлоу Р.** Статистическая теория надежности и испытания на безотказность / Р. Барлоу , Ф. Прошан ; пер. с англ. И. А. Ушакова. – М.: Наука, 1985. – 328 с. **5. Соловьев А.Д.** Оценка надежности восстанавливаемых систем / Александр Дмитриевич Соловьев. – М.: Знание, 1987. – 86 с. **6. Анализ** надёжности технических систем по цензурированным выборкам / [Скрипник В.М., Назин А.Е., Приходько Ю.Г., Благовещенский Ю.Н.]. – М.: Радио и связь, 1988. – 184 с. **7. Стрельников В.П.** Новая технология исследования надежности машин и аппаратуры / В.П. Стрельников // Математичні системи і машини. – 2007. - № 3, 4. – С. 227-238. **8. Блинов Э.К.** Техническое обслуживание и ремонт судов по состоянию / Э Блинов, Г. Розенберг. – СПб.: Судостроение, 1992. – 189 с. **9. Методи** оцінки показників надійності за експериментальними даними: ДСТУ 3004:95. – [Чинний від 1995-01-25]. – К.: Держстандарт України, 1994.– 124 с. **10. Надійність** техніки. Моделі відмов: ДСТУ 3433:96. – [Чинний від 1997-12-05]. – К.: Держстандарт України, 1996.– 46 с. **11. Barlow R.E.** Engineering reliability / Richard. E. Barlow – ASA – SIAM, Philadelphia, USA, 1998. – 196 p. **12. Вальд А.** Последовательный анализ / Абрахам Вальд. – М.: Государственное издательство физико-математической литературы, 1960. – 330 с. **13. Шор Я.Б.** Статистические методы анализа и контроля качества и надёжности / Яков Борисович Шор. – Издательство "Советское Радио", 1962. – 552 с.

Статья посвящена усовершенствованию методики статистического контроля надежности агрегатов систем автоматического управления судовыми энергетическими установками в условиях эксплуатации. Предложенная методика предполагает проведение анализа статистической информации об отказах и несправностях, полученных при нестабильных условиях наблюдений. Основу методики составляет процедура проверки статистических гипотез по параметрическому критерию Неймана-Пирсона.

Ключевые слова: системы автоматического управления, судовые энергетические установки надежность, статистическая гипотеза, нестабильные условия наблюдений.

The article is devoted to improving of the statistical checking procedure of the automatic control system aggregates of ship power plant reliability level in exploitation conditions. The proposed procedure suggests the analysis of failures statistical data, obtained with unstable condition of observation. The procedure is based on the task solution of statistical hypothesis verification on parametric Neiman – Pierson criteria.

Key words: automatic control system, ship power plant, reliability, statistical hypothesis, unstable condition of observation.