

УДК 519.873

Данік О.В.

СПОСІБ КОНТРОЛЮ РІВНЯ НАДІЙНОСТІ СУДНОВИХ КОМПЛЕКСІВ ПРИ НЕСТАБІЛЬНИХ УМОВАХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Danik O.V. A method for controlling the level of reliability marine complex in unstable conditions of observation.

This article is provided for solving the problem of the reliability of statistical control units of automatic control of ship power plants according to chosen probabilistic model of the flow of failures in the form of composite Poisson distribution, taking into account the conditions of instability observations, and in accordance with the chosen method of statistical control, which procedures based on the use of testing statistical hypotheses. Use of statistical control technique to improve the reliability of possible statistical reliability control units.

Also, the article provides an analysis of the possible causes reduction in reliability, if necessary with the assistance of forces and facilities repair business. The analysis developed and carried out measures to improve or maintain the level of reliability (target performance reviews and audits, extraordinary performance of routine maintenance, carrying out improvements, etc.).

Keywords: statistical control, reliability, marine equipment

Данік О.В. Спосіб контролю рівня надійності суднових комплексів при нестабільних умовах спостережень.

У статті наведено вирішення задачі статистичного контролю рівня надійності суднових комплексів. Обґрунтовано імовірнісна модель потоку відмов у вигляді складового розподілу Пуассона, що враховує нестабільність умов спостережень. Імовірнісна модель у відповідності з обраним способом статистичного контролю, базується на використанні процедур перевірки статистичних гіпотез. Використання результатів статистичного контролю надійності дозволило удосконалити методику статистичного контролю надійності суднових комплексів.

Ключові слова: статистичний контроль, рівень надійності, суднове обладнання

Даник А.В. Способ контроля уровня надежности судовых комплексов при нестабильных условиях наблюдений.

В статье показано решение задачи статистического контроля уровня надежности судовых комплексов. Обоснован выбор вероятностной модели потока отказов в виде составного распределения Пуассона, которая учитывает нестабильность условий наблюдений. Вероятностная модель, в соответствии с выбранным способом статистического контроля, базируется на использовании процедур проверки статистических гипотез. Использование результатов статистического контроля надежности позволило усовершенствовать методику статистического контроля надежности судовых комплексов.

Ключевые слова: статистический контроль, уровень надежности, судовое оборудование

Вступ

У відповідності до обраного способу статистичного контролю рівня надійності, моделі потоку відмов сукупності однотипних агрегатів систем автоматичного управління суднових комплексів, статистичні гіпотези H_0 та H_1 формуються наступним чином:

- гіпотеза H_0 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_{ϕ} агрегатів суднових комплексів 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 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 $n_{H_1} \neq \hat{n}_3$) [1-5].

Виклад основного матеріалу дослідження

Статистика критерію правдоподібності Неймана – Пірсона для складового розподілу Пуассона має вигляд

$$W(n_\phi, \hat{n}_3, n_{H_1}) = \frac{P_{n_{(H_1)i}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{\hat{n}_{3i}} \{n \leq n_\phi\}} =$$

$$= \frac{\sum_{n=0}^{n_\phi} \frac{n_{(H_1)i}^n}{n!} \cdot e^{-n_{(H_1)i}} \cdot \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \sum_{n_{H_1}=0}^{n_{(H_1)i}} n_{H_1} \cdot e^{-\frac{(n_{(H_1)i} - \hat{n}_{30})^2}{2\sigma^2}}}{\sum_{n=0}^{n_\phi} \frac{\hat{n}_{3i}^n}{n!} \cdot e^{-\hat{n}_{3i}} \cdot \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \sum_{\hat{n}_3=0}^{\hat{n}_{3i}} \hat{n}_3 \cdot e^{-\frac{(\hat{n}_{3i} - \hat{n}_{30})^2}{2\sigma^2}}}, \quad (1)$$

де $n_{(H_1)i}$ - значення параметру закону розподілу величини кількості відмов n для i -го періоду експлуатації, яке відповідає гіпотезі H_1 . Для визначення величини \hat{n}_{3i} , яка є функцією статистичної оцінки заданого (очікуваного) значення параметра потоку відмов \hat{z}_{3i} однотипних виробів, слід використовувати значення \hat{z}_{3i} , отримані за результатами прогнозування, якщо часовий рід значень статистичної оцінки фактичного значення параметра потоку відмов \hat{z}_ϕ є нестационарним. За умови стаціонарності часового ряду \hat{z}_ϕ величину \hat{z}_{3i} можна визначати як середнє значення за результатами спостережень протягом попередніх періодів експлуатації [2-6].

Умовами прийняття гіпотез H_1 або H_0 є виконання відповідних нерівностей:

$$W(n_\phi, \hat{n}_3, n_{H_1}) = \frac{P_{n_{(H_1)i}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{\hat{n}_{3i}} \{n \leq n_\phi\}} \geq A, \quad (2)$$

$$W(n_\phi, \hat{n}_3, n_{H_1}) = \frac{P_{n_{(H_1)i}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{\hat{n}_{3i}} \{n \leq n_\phi\}} \leq B, \quad (3)$$

де $A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}$, $B \leq \frac{\beta}{1-\alpha}$.

Для прийняття рішення за результатами перевірки гіпотез необхідно визначити критичну область значень статистики критерію (1). 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 вірогідність прийняття або відхилення однієї з конкуруючих гіпотез відповідає мінімальним значенням α і β . Оскільки функція (1) залежить від отриманих статистичних даних n_ϕ , параметру n_{H_1} та умов спостережень \hat{n}_{3i} (обсягу вибірки, сумарного наробітку виробів t_Σ за контрольний період), то і мінімальні значення α і β будуть визначатися областю можливих значень функції (1) при даних умовах спостережень і отриманих статистичних даних. В цьому випадку задача зводиться до пошуку екстремумів статистики критерію Неймана - Пірсона для конкретних умов спостережень [5-7]:

$$\hat{n}_3 \in \Omega_{\hat{n}_3}, n_\phi \in \Omega_{n_\phi}, n_{H_1} \in \Omega_{n_{H_1}},$$

$$W(\hat{n}_3, n_\phi, n_{H_1}) \rightarrow \max_{n_{H_1}}, \quad W(\hat{n}_3, n_\phi, n_{H_1}) \rightarrow \min_{n_{H_1}}, \quad (4)$$

та визначення відповідних величин $\alpha_{min} = f(W_{max}, W_{min})$, $\beta_{min} = f(W_{max}, W_{min})$.

Для статистичних даних про відмови та несправності блоку логіки системи контролю у період експлуатації з 2010 року по 2016 рік були розраховані значення статистики критерію Неймана-Пірсона у залежності від величин n_ϕ , n_{H_1} при різних умовах спостережень \hat{n}_{3_i} (рис. 1, 2).

З графіків видно, що кожній парі значень n_ϕ , \hat{n}_{3_i} відповідає максимальне значення критерію, яке визначається параметром n_{H_1} . Це максимальне значення визначає верхню межу для величини $A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}$. Аналіз виразу (1) свідчить, що мінімальне значення критерію досягається при $n_{H_1} \rightarrow \infty$. Але, як видно з графіків, при $n_{H_1} > 6$ зменшення функції (1) значно уповільнюється і функція (1) приймає значення у межах 0,1...0,4 при $n_{H_1}=7$ для різних n_ϕ .

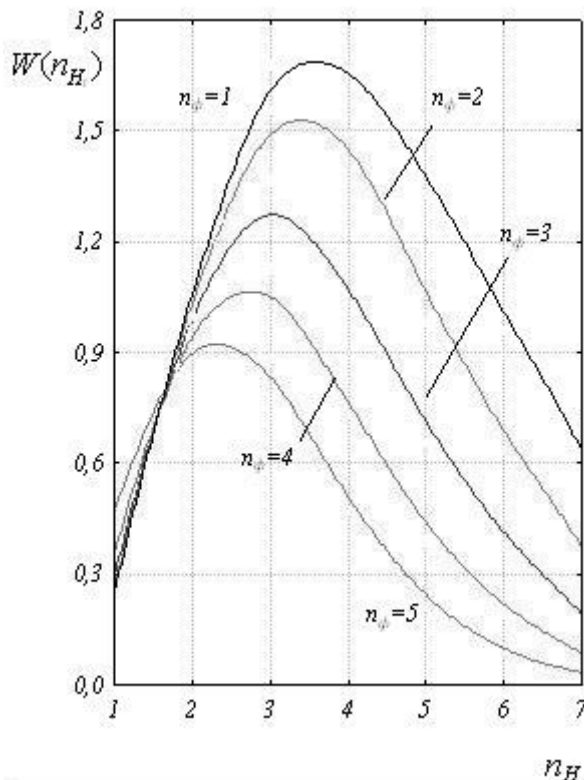


Рис. 1. Залежність величини статистики $W(n_{H_1})$ від параметру n_{H_1} при $\hat{n}_{3_i} = 2$

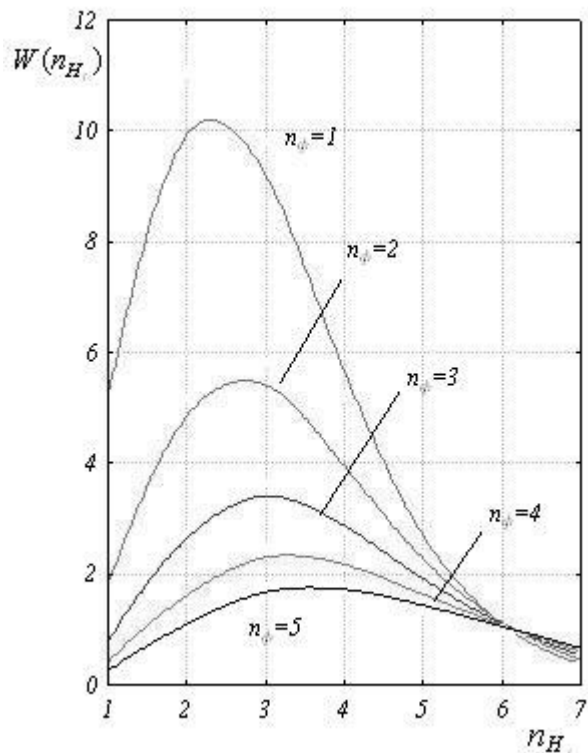


Рис. 2. Залежність величини статистики $W(n_{H_1})$ від параметру n_{H_1} при $\hat{n}_{3_i} = 6$

Тому, доцільно в якості мінімального значення статистики критерію (W_{min}) прийняти значення, що відповідає $n_{H_1} = 7$. Це мінімальне значення критерію визначає нижню межу для

величини $B \leq \frac{\beta}{1-\alpha}$. Таким чином, для кожної пари значень n_ϕ , \hat{n}_{3_i} можна знайти два значення параметру $(n_{H_1})_1$, $(n_{H_1})_2$, що визначають максимальне (W_{max}) і мінімальне (W_{min}) значення статистики критерію Неймана-Пірсона і, відповідно, верхню та нижню межі для величин A і B [5-8]. Тоді, з використанням отриманих значень A і B можна вирішити систему нерівностей відносно α і β :

$$\begin{cases} A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}, \\ B \leq \frac{\beta}{1-\alpha}. \end{cases} \quad (5)$$

Результати вирішення системи (5) можна представити у графічному вигляді (рис. 3, 4). З графіків видно, що кожній парі значень A, B відповідають значення α_{min} і β_{min} . При $A=\text{const}$ і $B \downarrow \rightarrow \alpha_{min} \uparrow$, але $\beta_{min} \downarrow$. І навпаки, при $B=\text{const}$ і $A \uparrow \rightarrow \alpha_{min} \downarrow$, але $\beta_{min} \uparrow$.

Результати вирішення системи нерівностей (5) відносно α і β при відповідних значеннях $n_\phi, \hat{n}_3, n_{H_1}$ дозволили побудувати графіки залежностей $\alpha_{min}(\hat{n}_3), \beta_{min}(\hat{n}_3)$, що відповідають отриманим значенням параметру n_{H_1} для різних значень n_ϕ (рис. 3, 4).

Значення параметру n_{H_1} , що підлягають порівнянню з \hat{n}_3 при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях n_ϕ , наведені у таблиці 1.

Таблиця 1. Значення параметру n_{H_1} для порівняння з \hat{n}_3 при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях n_ϕ

$n_\phi = 1$		$n_\phi = 2$		$n_\phi = 3$		$n_\phi = 4$		$n_\phi = 5$	
\hat{n}_3	n_{H_1}	\hat{n}_3	n_{H_1}	\hat{n}_3	n_{H_1}	\hat{n}_3	n_{H_1}	\hat{n}_3	n_{H_1}
1,0	2,0	1,0	3,0	1,0	3,0	1,0	3,0	1,0	3,0
2,0	3,0	2,0	3,0	2,0	3,0	2,0	3,0	2,0	3,0
3,0	2,0	3,0	2,0	3,0	4,0	3,0	4,0	3,0	4,0
4,0	2,0	4,0	3,0	4,0	3,0	4,0	3,0	4,0	3,0
5,0	2,0	5,0	3,0	5,0	3,0	5,0	3,0	5,0	3,0
6,0	2,0	6,0	3,0	6,0	3,0	6,0	3,0	6,0	3,0

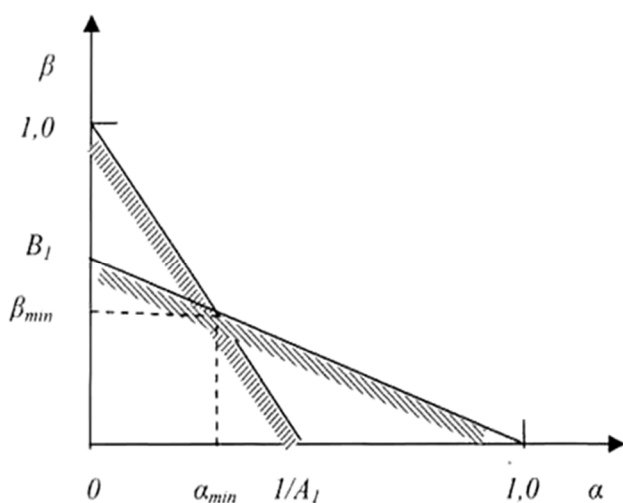


Рис. 3. Результати вирішення системи (5) при A_1, B_1 .

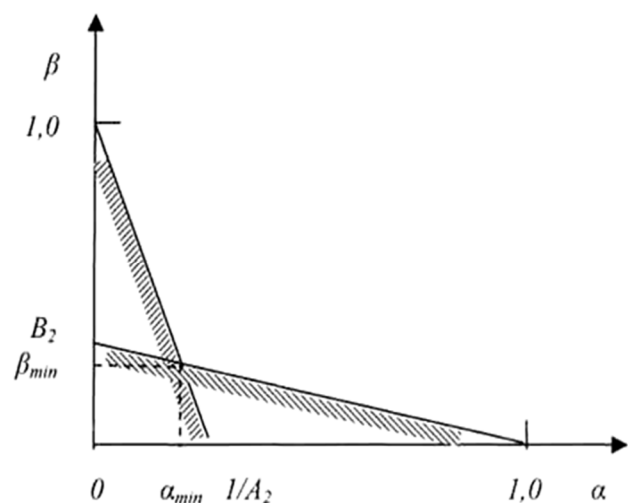


Рис. 4. Результати вирішення системи (5) при $A_1 < A_2, B_1 > B_2$.

Висновки

При виконанні умови $n_{H_1} > \hat{n}_{3(i+1)j}$ необхідно перевірити можливість прийняття гіпотези H_1 , а саме:

- порівняти мінімальні значення ймовірностей помилок першого роду (α_{min}) та другого роду (β_{min}) для $n_{\Phi(i+1)j} = 3$, та $\hat{n}_{3(i+1)j} = 3$;

- 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 ймовірністю може бути прийнята гіпотеза H_1 ;

- при конкретному значенні n_{Φ} за контрольний період експлуатації фактичний рівень надійності, що характеризується параметром n_{H_1} , нижче заданого, що відповідає умові $n_{H_1} > \hat{n}_{3(i+1)j}$.

У цьому випадку необхідно провести аналіз можливих причин зниження рівня надійності, при необхідності з залученням сил та засобів ремонтного 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 : при конкретному значенні n_{Φ} за контрольний період експлуатації фактичний рівень надійності, що характеризується параметром n_{H_1} , дорівнює заданому, що відповідає умові $n_{H_1} = \hat{n}_{3(i+1)j}$.

Прийняття гіпотези H_0 є підставою для продовження експлуатації суднових комплексів даного типу.

Список використаної 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., Мозгалевский А.В. // Советское радио, 1974. – 224 с.
5. Навігаційне забезпечення управління рухом суден (навчальний посібник) / [Богом'я В.І., Давидов В.С., Доронін В.В., Пашков Д.П., Тихонов І.В.]. – Вид. 1-е. – К.: ДВВП «Компас», 2012 – 336 с.
6. Гудков Д.Н. Системы динамического позиционирования судов как эргатический инструмент повышения безопасности мореплавания / Д.Н. Гудков, И.В. Тихонов // Системы обработки информации. – 2013. – Вып. 8 (115). – С. 32–36.
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.

Автори статті

Данік Олексій Володимирович – старший викладач, Київська державна академія водного транспорту, Київ, Україна. Тел. +38 050 398 47 96. E-mail: bog2603@mail.ru

Authors of the article

Danik Oleksij Volodymyrovych – senior lecturer, Kyiv State Academy of Water Transport, Kyiv, Ukraine. Tel.: +38 050 398 47 96. E-mail: bog2603@mail.ru

Дата надходження в редакцію: 05.02.2017 р.

Рецензент: д.т.н., проф. В.І. Богом'я