

Анатолій Григорович Павленко

АНАЛІТИЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ КОНТРОЛЮ БЕЗВІДМОВНОСТІ ВІЙСЬКОВОЇ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ ПРИ НЕСТАБІЛЬНИХ УМОВАХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Постановка проблеми. Аналіз останніх досліджень і публікацій

Одним із важливих факторів, що визначають ефективність функціонування військової авіаційної техніки (АТ), як відомо, є технічний стан складових частин конструкції літальних апаратів (ЛА).

Необхідність визначення технічного стану військової АТ в процесі експлуатації з метою підтримання справності та готовності до застосування, значно зросла за останні двадцять років у зв'язку з вичерпанням календарних термінів експлуатації АТ радянського виробництва, та жорстким обмеженням фінансових можливостей виконання капітальних ремонтів в даний час. Одним з перспективних шляхів розвитку та удосконалення технічної експлуатації військової АТ у сучасних умовах є перехід на експлуатацію за технічним станом. Це, у свою чергу, передбачає вирішення широкого кола наукових та практичних завдань, серед яких є удосконалення системи збору, обробки та аналізу інформації про технічний стан АТ [1]. Основною функцією такої системи є підтримка прийняття управлінських рішень щодо організації експлуатації АТ.

Відомо, що ознаками технічного стану АТ можуть бути: значення наробітку (нальоту) або терміну служби, значення відповідних діагностичних параметрів та значення показників надійності [2]. Конструкція багатьох типів ЛА передбачає використання відповідного діагностичного обладнання в умовах експлуатації тільки для обмеженого класу виробів, що призводить до необхідності використання результатів статистичного контролю надійності. Під надійністю у вузькому значенні будемо розуміти безвідмовність [12].

Основною метою контролю надійності 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 АТ, що вносить певну долю невизначеності стосовно термінів безпечної та ефективної експлуатації.

Практика експлуатації ЛА військового призначення свідчить про невідповідність прийнятого підходу до контролю рівня надійності умовам експлуатації військової АТ. Підхід, що існує, заснований на порівняльному аналізі експлуатаційних даних про відмови та несправності з відповідними даними за попередні періоди експлуатації. Це не дозволяє зробити якісні висновки про фактичний рівень надійності виробів відносно певного граничного рівня. Окрім того, існуючий підхід не враховує нестабільність умов спостережень, що є притаманним процесу експлуатації військової АТ.

Як свідчить аналіз науково-технічної літератури [3-9], 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 (наприклад, авіаційні засоби ураження). Державними стандартами України регламентовані методи статистичного оцінювання показників при різних планах випробувань (спостережень) [10, 11]. Але, як відмічається у [9], реальні умови експлуатації військової АТ не відповідають жодному плану, встановленому стандартом.

У [6-9, 12, 13] 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

Виходячи з викладених обставин, наукове завдання, що підлягає вирішенню, полягає в удосконаленні процедури аналітичного забезпечення статистичного контролю рівня надійності військової АТ при нестабільних умовах спостережень.

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_ϕ виробів АТ j -го типу за i -й період експлуатації параметр $n_{3(H_0)}$ закону розподілу величини кількості відмов n дорівнює деякому розрахованому значенню $N_3 > 0$ величини заданої (очікуваної) кількості відмов n_3 для даного контрольного періоду.

2. Гіпотеза H_1 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_ϕ виробів АТ j -го типу за i -й період експлуатації параметр $n_{3(H_1)}$ закону розподілу величини кількості відмов n перевищує розраховане значення N_3 величини заданої (очікуваної) кількості відмов n_3 ($n_{3(H_1)} > N_3$, у загальному випадку $n_{3(H_1)} \neq N_3$).

Значення N_3 заданої кількості відмов n_3 є функцією прогнозованого значення параметра потоку відмов z (год.⁻¹) та сумарного наробітку виробів t_2 (для даного періоду експлуатації), який у реальних умовах є випадковою величиною, що у свою чергу обумовлює випадковість n_3 . Останнє класифікується як нестабільність умов спостережень [15].

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 [15]. У цьому випадку ймовірність того, що кількість відмов n за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_ϕ при параметрі закону розподілу n_3 визначається за виразом:

$$P_{n_3} \{n \leq n_\phi\} = \sum_{n=0}^{n_\phi} \frac{n_3^n}{n!} \cdot e^{-n_3} \cdot F(n_3), \quad (1)$$

де $F(n_3)$ – функція розподілу випадкової

величини n_3 .

Для зрізаного нормального розподілу випадкової величини n_3 , що може приймати значення на інтервалі $[0, +\infty)$, функція розподілу $F(n_3)$ визначається за виразом:

$$F(n_3) = P_{n_{30}, \sigma} \{n_3 \leq N_3\} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{N_3} e^{-\frac{(n_3-n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3, \quad (2)$$

де n_{30}, σ – математичне очікування та середньоквадратичне відхилення випадкової величини n_3 .

Відповідно до [14], гіпотеза H_1 є альтернативною по відношенню до H_0 , якщо виконуються наступні умови:

$$\frac{P_{n_{3(H_1)}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{n_{3(H_0)}} \{n \leq n_\phi\}} \geq A, \quad A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (3)$$

де $P_{n_{3(H_1)}} \{n \leq n_\phi\}$ – ймовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_ϕ при параметрі закону розподілу $n_{3(H_1)}$;

$P_{n_{3(H_0)}} \{n \leq n_\phi\}$ – ймовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_ϕ при параметрі закону розподілу $n_{3(H_0)}$;

α – ймовірність помилки першого роду;

β – ймовірність помилки другого роду.

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

$$\frac{P_{n_{3(H_1)}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{n_{3(H_0)}} \{n \leq n_\phi\}} \leq B, \quad B \leq \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4)$$

Величина $\frac{P_{n_{3(H_1)}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{n_{3(H_0)}} \{n \leq n_\phi\}} = W$ є статистикою

критерію правдоподібності Неймана – Пірсона або коефіцієнтом відношення ймовірностей. Для складового розподілу Пуассона статистика критерію правдоподібності Неймана – Пірсона має вигляд (5).

Для прийняття рішення за результатами перевірки гіпотез, як бачимо, необхідно визначити критичну область значень статистики критерію (5). 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 .

$$\begin{aligned}
 W &= \frac{P_{n_3(H_1)}\{n \leq n_\phi\}}{P_{n_3(H_0)}\{n \leq n_\phi\}} = \\
 &= W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1), n_{30}) = \\
 &= \frac{\sum_{n=0}^{n_\phi} \frac{n_3(H_1)^n}{n!} \cdot e^{-n_3(H_1)}}{\sum_{n=0}^{n_\phi} \frac{(N_3)^n}{n!} \cdot e^{-N_3}} \times \\
 &\quad \times \frac{\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{n_3(H_1)} e^{-\frac{(n_3-n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3}{\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{N_3} e^{-\frac{(n_3-n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3}.
 \end{aligned} \tag{5}$$

Оскільки функція (5) залежить від отриманих статистичних даних n_ϕ , параметру $n_3(H_1)$ та умов спостережень n_3 (обсягу вибірки, сумарного наробітку виробів t_Σ за контрольний період), то і мінімальні значення α і β будуть визначатися областю можливих значень функції (5) при даних умовах спостережень і отриманих статистичних даних. В цьому випадку задача зводиться до пошуку екстремумів статистики критерію Неймана – Пірсона для конкретних умов спостережень:

$$\begin{aligned}
 n_\phi \in \Omega_{n_\phi}, \hat{n}_3(H_0) \in \Omega_{\hat{n}_3(H_0)}, n_3(H_1) \in \Omega_{n_3(H_1)}, \\
 \hat{n}_{30} = \text{const}, \quad \sigma = \text{const}
 \end{aligned}$$

$$W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1)) \rightarrow \max_{n_3(H_1)}, \tag{6}$$

$$W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1)) \rightarrow \min_{n_3(H_1)},$$

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 $n_3(H_1) = \arg \min W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1))$ визначає гіпотезу H_1 , яка підлягає відхиленню. Тому, при перевірці гіпотез слід порівнювати значення N_3 з параметром $n_3(H_1) = \arg \max W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1))$, що визначає гіпотезу H_1 , яка може бути визнана альтернативною по відношенню до гіпотези H_0 .

За результатами вирішення задачі (6) при відповідних значеннях n_ϕ , n_3 , $n_3(H_1)$ побудовано графіки залежностей $\alpha_{\min} = f(n_\phi)$, $\beta_{\min} = f(n_\phi)$, що відповідають отриманим значенням параметру $n_3(H_1) = \arg \max W(n_\phi, n_3(H_0), n_3(H_1))$ для різних значень n_ϕ (рис. 1, 2).

Значення параметру $n_3(H_1)$, що підлягають

порівнянню з N_3 при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях n_ϕ , приведені у таблиці 1.

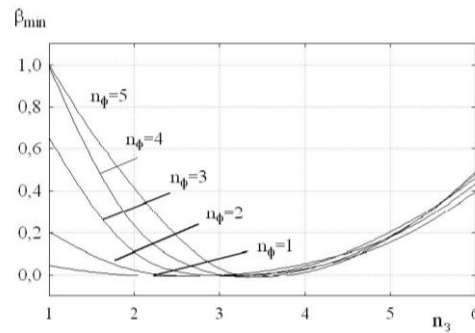


Рис. 1. Графіки залежностей величини β_{\min} від умов спостережень n_3 при різних значеннях фактичної кількості відмов n_ϕ за період

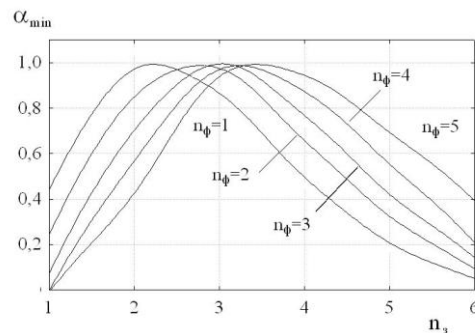


Рис. 2. Графіки залежностей величини α_{\min} від умов спостережень n_3 при різних значеннях фактичної кількості відмов n_ϕ за період

Таблиця 1

Значення параметру $n_3(H_1)$ для порівняння з N_3 при перевірці гіпотез H_0 та H_1 при різних значеннях n_ϕ

N_3	$n_3(H_1)$				
	$n_\phi=1$	$n_\phi=2$	$n_\phi=3$	$n_\phi=4$	$n_\phi=5$
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

Проілюструємо порядок застосування одержаних результатів для контролю рівня надійності на наступному прикладі.

1. Здійснюється перевірка істинності гіпотези про параметр складового розподілу Пуассона: нехай отримано $n_\phi = 3$, та визначено $N_3 = 3,0$. Значення $N_3 = 3,0$ параметру складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі H_0 . У таблиці 1 знаходимо значення $n_3(H_1) = 4,0$, що відповідає $n_\phi = 3$ та $N_3 = 3,0$. Дане значення параметру $n_3(H_1)$ складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі H_1 ; перевіряється виконання умови

$p_{z(H_1)} > N_3$. Якщо ця умова виконується, це є ознакою можливого зниження фактичного рівня надійності нижче заданого.

2. При виконанні умови $p_{z(H_1)} > N_3$ необхідно перевірити можливість прийняття гіпотези H_1 , а саме: порівняти мінімальні значення ймовірностей помилок першого роду (α_{\min}) та другого роду (β_{\min}) для $n_{\phi} = 3$, та $N_3 = 3,0$ (рис. 1, 2). 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 процедура аналітичного забезпечення статистичного контролю безвідмовності військової АТ 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 військової АТ, 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 військової АТ.

Література

1. Актуальні проблеми розвитку авіаційної техніки: тези доповідей та виступів на науково-практ. конф. / Міністерство оборони України, міністерство освіти і науки України, Національний авіаційний інститут, Державний науково-дослідний інститут авіації. – К.: ДНДІА, 2010. – 120 с. **2. Система** технического обслуживания и ремонта авиационной техники: ГОСТ 24212:80. – [Действующий с 1981-01-07]. – М.: Государственный комитет СССР по стандартам, 1980. – 16 с. **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., Прошан Ф.** 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. Тамаргазин А. А.** Формирование программ технического обслуживания авиационной техники /

Александр Анатольевич Тамаргазин. – К.: НАУ, 2007. – 160 с. **8. Стрельников В.П.** Новая технология исследования надежности машин и аппаратуры / В.П. Стрельников // Математичні системи і машини. – 2007. - № 3, 4. – С. 227-238. **9. Смирнов Н.Н.** Обслуживание и ремонт авиационной техники по состоянию / Смирнов Н.Н., Ицкович А.А. – М.: Транспорт, 1987. – 277 с. **10. Методи** оцінки показників надійності за експериментальними даними: ДСТУ 3004:95. – [Чинний від 1995-01-25]. – К.: Держстандарт України, 1994. – 124 с. **11. Надійність** техніки. Моделі відмов: ДСТУ 3433:96. – [Чинний від 1997-12-05]. – К.: Держстандарт України, 1996. – 46 с. **12. Соловійов В. І.** Організація експлуатації авіаційної техніки / Володимир Ілліч Соловійов. – К.: НАОУ, 2005. – 221 с. **13. Barlow R.E.** Engineering reliability / Richard. E. Barlow – ASA – SIAM, Philadelphia, USA, 1998. – 196 p. **14. Вальд А.** Последовательный анализ / Абрахам Вальд. – М.: Государственное издательство физико-математической литературы, 1960. – 330 с. **15. Шор Я.Б.** Статистические методы анализа и контроля качества и надёжности / Яков Борисович Шор. – Издательство “Советское Радио”, 1962. – 552 с.

Статья посвящена усовершенствованию процедуры аналитического обеспечения контроля безотказности военной авиационной техники при переводе на эксплуатацию по техническому состоянию. Предложен подход к анализу статистической информации об отказах и неисправностях, полученных при нестабильных условиях наблюдений. Данный подход основан на решении задачи проверки статистических гипотез по параметрическому критерию Неймана-Пирсона. Приведены результаты расчетов.

Ключевые слова: авиационная техника, безотказность, статистическая гипотеза, нестабильные условия наблюдений.

The article is devoted to improving of the analytical support procedure of military aeronautical technics reliability monitoring when converting to on-condition operation. The approach to the analysis of failures statistical data, obtained with unstable condition of observation, is proposed. The given approach is based on the task solution of statistical hypothesis verification on parametric Neiman – Pierson criteria. The outcomes of the calculations are given.

Key words: aeronautical technics, reliability, statistical hypothesis, unstable condition of observation.