

---

УДК 519.873

В.І. Соловійов<sup>1</sup>, А.Г. Павленко<sup>1</sup>, Р.А. Момот<sup>1</sup>, В.В. Барбашин<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Національний університет оборони України, Київ

<sup>2</sup>Національний університет цивільного захисту України, Харків

## КОНТРОЛЬ РІВНЯ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕМЕНТІВ СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ ПРИ НЕСТАБІЛЬНИХ УМОВАХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

*Стаття присвячена проблемі переведення складних технічних систем та їх елементів на експлуатацію за технічним станом. Запропоновано варіант вирішення завдання контролю рівня надійності елементів складних технічних систем у процесі експлуатації при нестабільних умовах спостережень. Завдання вирішено з використанням процедур перевірки статистичних гіпотез за параметричним критерієм Неймана-Пірсона. Приведено результати розрахунків.*

**Ключові слова:** *складна система, надійність, статистична гіпотеза, нестабільний, спостереження.*

### Вступ

**Постановка проблеми.** Ефективність функціонування складних технічних систем (СТС) як відомо, визначається, поряд з іншими факторами, технічним станом СТС та їх елементів. До класу СТС відноситься також і техніка (наприклад, авіаційна), що перебуває в експлуатації в системі МНС України.

Необхідність визначення технічного стану таких систем в процесі експлуатації з метою підтримання справності та готовності до застосування, наприклад, у разі виникнення надзвичайних ситуацій, значно зросла за останні двадцять років у зв'язку з вичерпанням календарних термінів експлуатації СТС радянського виробництва, та жорстким обмеженням фінансових можливостей виконання капітальних ре-

монтів в даний час. Одним з перспективних шляхів розвитку та удосконалення технічної експлуатації СТС є перехід на експлуатацію за технічним станом. Це у свою чергу передбачає вирішення широкого кола наукових та практичних завдань, серед яких є удосконалення методів та засобів контролю технічного стану СТС та їх елементів [1].

Відомо, що ознаками технічного стану системи можуть бути: значення наробітку (нальоту, пробігу) або терміну служби, значення відповідних діагностичних параметрів та значення показників надійності [2]. Конструкція багатьох типів систем передбачає використання відповідного діагностичного обладнання в умовах експлуатації тільки для обмеженої кількості елементів, що призводить до необхідності використання результатів статистичного контролю надійності. 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 елементів СТС, що вносить певну долю невизначеності стосовно термінів безпечної та ефективної експлуатації.

Практика експлуатації окремих типів СТС (наприклад, літальних апаратів) свідчить про невідповідність прийнятого підходу до контролю рівня надійності умовам експлуатації СТС. 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 по відношенню до її певного граничного рівня. Окрім того, існуючий підхід не враховує нестабільність умов спостережень, що має місце в експлуатації таких систем.

**Аналіз останніх досліджень та публікацій.** 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. Державними стандартами України регламентовані методи статистичного оцінювання показників при різних планах випробувань (спостережень) [10, 11]. Але, як відмічається у [9], реальні умови експлуатації СТС 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.

## Основний розділ

**Постановка завдання та його вирішення.** Виходячи з викладених обставин, наукове завдання, що підлягає вирішенню, полягає в удосконаленні методики статистичного контролю рівня надійності елементів СТС при нестабільних умовах спостережень.

На основі результатів аналізу можливих методів для вирішення сформульованої задачі було обрано використання процедур перевірки статистичних гіпотез. Основні принципи перевірки статистичних гіпотез сформульовані Ю. Нейманом і Е. Пірсоном, та викладені, наприклад, у [14]. 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:

гіпотеза  $H_0$ , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов  $n_\phi$  елементів СТС  $j$ -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  $n_\phi$  елементів СТС  $j$ -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 [14], гіпотеза  $H_1$  є альтернативною по відношенню до  $H_0$ , якщо виконуються наступні умови:

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

де  $P_{n_{H_1}} \{n \leq n_\phi\}$  – імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов  $n_\phi$  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  $n_\phi$  при параметрі закону розподілу  $n_{H_0}$ ;  $\alpha$  – імовірність помилки першого роду;  $\beta$  – імовірність помилки другого роду. У свою чергу гіпотеза  $H_0$  може бути визнана альтернативною по відношенню до  $H_1$  при виконанні умов:

$$\frac{P_{n_{H_1}} \{n \leq n_\phi\}}{P_{n_{H_0}} \{n \leq n_\phi\}} \leq B; \quad B \leq \frac{\beta}{1-\alpha}. \quad (2)$$

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

стикою критерію правдоподібності Неймана-Пірсона або коефіцієнтом відношення ймовірностей.

Для урахування нестабільності умов спостережень в якості закону розподілу випадкової величини  $n$  кількості відмов виробів за період експлуатації використаний складовий розподіл Пуассона замість простішого пуассонівського потоку [15]. У цьому випадку ймовірність того, що кількість відмов  $n$  за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов  $n_{\phi}$  при параметрі закону розподілу  $\hat{n}_{3_i}$  визначається за виразом:

$$P_{\hat{n}_{3_i}} \{n \leq n_{\phi}\} = \sum_{n=0}^{n_{\phi}} \frac{\hat{n}_{3_i}^n}{n!} \cdot e^{-\hat{n}_{3_i}} \cdot F(\hat{n}_{3_i}), \quad (3)$$

де  $\hat{n}_{3_i}$  – статистична оцінка заданої (очікуваної) кількості відмов для  $i$ -го контрольного періоду;  $F(\hat{n}_{3_i})$  – функція розподілу випадкової величини  $\hat{n}_{3_i}$ .

Нестабільність умов спостережень характеризується тим, що параметр закону розподілу  $\hat{n}_{3_i}$  залежить від сумарного наробітку виробів  $t_{\Sigma}$  (за контрольний період), який у реальних умовах є випадковою величиною, що у свою чергу обумовлює випадковість  $\hat{n}_{3_i}$ .

Для зрізаного нормального розподілу дискретної випадкової величини  $\hat{n}_{3_i} = 0, 1, 2, \dots$  функція розподілу  $F(\hat{n}_{3_i})$  визначається за виразом:

$$F(\hat{n}_{3_i}) = P_{\hat{n}_{3_i}, \sigma} \{\hat{n}_{3_i} \leq \hat{n}_{3_i}\} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \sum_{\hat{n}_{3_i}=0}^{\hat{n}_{3_i}} \hat{n}_{3_i} \cdot e^{-\frac{(\hat{n}_{3_i} - \hat{n}_{3_0})^2}{2\sigma^2}}. \quad (4)$$

де  $\hat{n}_{3_0}$ ,  $\sigma$  – математичне очікування та середньоквадратичне відхилення випадкової величини  $\hat{n}_{3_i}$ . Статистика критерію правдоподібності Неймана-Пірсона для складового розподілу Пуассона має вигляд:

$$W(n_{\phi}, \hat{n}_{3_i}, n_{H_1}) = \frac{P_{n_{(H_1)_i}} \{n \leq n_{\phi}\}}{P_{\hat{n}_{3_i}} \{n \leq n_{\phi}\}} = \frac{\sum_{n=0}^{n_{\phi}} \frac{n_{(H_1)_i}^n}{n!} \cdot e^{-n_{(H_1)_i}} \cdot \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \sum_{n_{H_1}=0}^{n_{(H_1)_i}} n_{H_1} \cdot e^{-\frac{(n_{(H_1)_i} - \hat{n}_{3_0})^2}{2\sigma^2}}}{\sum_{n=0}^{n_{\phi}} \frac{\hat{n}_{3_i}^n}{n!} \cdot e^{-\hat{n}_{3_i}} \cdot \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \sum_{\hat{n}_{3_i}=0}^{\hat{n}_{3_i}} \hat{n}_{3_i} \cdot e^{-\frac{(\hat{n}_{3_i} - \hat{n}_{3_0})^2}{2\sigma^2}}}, \quad (5)$$

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  $\hat{n}_{3_i}$ , яка є функцією статистичної оцінки заданого (очікуваного) значення параметра потоку відмов  $\hat{z}_{3_i}$  однотипних елементів СТС, та сумарного наробітку за період, можна використовувати значення  $\hat{z}_{3_i}$ , отримані за результатами прогнозування з

використанням даних спостережень за попередні періоди експлуатації.

Для прийняття рішення за результатами перевірки гіпотез, як бачимо, необхідно визначити критичну область значень статистики критерію (5). Критична область значень статистики критерію визначається величинами  $\alpha$  і  $\beta$ . У загальному випадку величини  $\alpha$  і  $\beta$ , 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  $\alpha$  і  $\beta$ . Оскільки функція (5) залежить від отриманих статистичних даних  $n_{\phi}$ , параметру  $n_{H_1}$  та умов спостережень  $\hat{n}_{3_i}$  (обсягу вибірки, сумарного наробітку виробів  $t_{\Sigma}$  за контрольний період), то і мінімальні значення  $\alpha$  і  $\beta$  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:

$$\hat{n}_{3_i} \in \Omega_{\hat{n}_{3_i}}, n_{\phi} \in \Omega_{n_{\phi}}, n_{H_1} \in \Omega_{n_{H_1}};$$

$$W(\hat{n}_{3_i}, n_{\phi}, n_{H_1}) \rightarrow \max; \quad W(\hat{n}_{3_i}, n_{\phi}, n_{H_1}) \rightarrow \min \quad (6)$$

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 бортового контролю однотипних літаків у період експлуатації з 1998 року по 2005 рік (табл. 1) були розраховані значення статистики критерію Неймана-Пірсона у залежності від величин  $n_{\phi}$ ,  $n_{H_1}$  при різних умовах спостережень  $\hat{n}_{3_i}$ .

Результати вирішення задачі (6) при відповідних значеннях  $n_{\phi}$ ,  $\hat{n}_{3_i}$ ,  $n_{H_1}$  дозволили побудувати графіки залежностей  $\alpha_{\min}(\hat{n}_{3_i})$ ,  $\beta_{\min}(\hat{n}_{3_i})$ , що відповідають отриманим значенням параметру  $n_{H_1}$  для різних значень  $n_{\phi}$  (рис. 1, 2). Значення параметру  $n_{H_1}$ , що підлягають порівнянню з  $\hat{n}_{3_i}$  при перевірці гіпотез  $H_0$  та  $H_1$  при різних значеннях  $n_{\phi}$ , приведені у табл. 2.

Проілюструємо застосування отриманих результатів для контролю рівня надійності на наступному прикладі.

1. Здійснюється перевірка істинності гіпотези про параметр складового розподілу Пуассона: нехай отримано  $n_{\phi(i+1)j} = 3$ , та визначено  $\hat{n}_{3(i+1)j} = 3$ . У табл. 2, у стовпчику, що відповідає  $n_{\phi(i+1)j} = 3$  знаходимо ліворуч  $\hat{n}_{3(i+1)j} = 3$ . Дане значення параметру складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі  $H_0$ ; у стовпчику таблиці 2 для  $n_{\phi(i+1)j} = 3$  знаходимо праворуч значення  $n_{H_1} = 4$ , що відповідає

$\hat{n}_{\lambda(i+j)} = 3$ . Дане значення параметру складового розподілу Пуассона відповідає сформульованій раніше гіпотезі  $H_1$ ; перевіряється виконання умови

$n_{H_1} > \hat{n}_{\lambda(i+j)}$ . Якщо ця умова виконується, це є ознакою можливого зниження фактичного рівня надійності нижче заданого.

Таблиця 1

Статистичні дані про відмови та несправності блоку логіки системи бортового контролю однотипних літаків у період експлуатації з 1998 по 2005 рік

1998				1999			
1 півріччя		2 півріччя		1 півріччя		2 півріччя	
n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.
3	752	1	476	3	955	3	872
2000				2001			
1 півріччя		2 півріччя		1 півріччя		2 півріччя	
n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.
4	369	2	95	1	187	3	780
2002				2003			
1 півріччя		2 півріччя		1 півріччя		2 півріччя	
n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.
1	130	1	36	2	193	3	197
2004				2005			
1 півріччя		2 півріччя		1 півріччя		2 півріччя	
n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.	n, од.	t <sub>Σ</sub> , год.
3	431	1	465	2	300	0	644

Таблиця 2

Значення параметру  $n_{H_1}$  для порівняння з  $\hat{n}_3$  при перевірці гіпотез  $H_0$  та  $H_1$  при різних значеннях  $n_\phi$

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

2. При виконанні умови  $n_{H_1} > \hat{n}_{\lambda(i+j)}$  необхідно перевірити можливість прийняття гіпотези  $H_1$ , а саме: порівняти мінімальні значення ймовірностей помилок першого роду ( $\alpha_{min}$ ) та другого роду ( $\beta_{min}$ )

для  $n_{\phi(i+j)} = 3$ , та  $\hat{n}_{\lambda(i+j)} = 3$  (рис. 1, 2). Якщо  $\alpha_{min} > \beta_{min}$ , це свідчить на користь гіпотези  $H_1$ . Для нашого прикладу  $\alpha_{min} \approx 0,99$ ,  $\beta_{min} \approx 0,01$ .

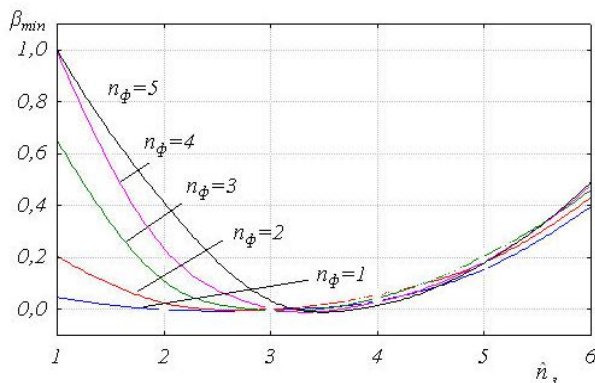


Рис. 1. Графіки залежностей величини  $\beta_{min}$  від умов спостережень  $\hat{n}_3$  при різних значеннях фактичної кількості відмов  $n_\phi$  за період

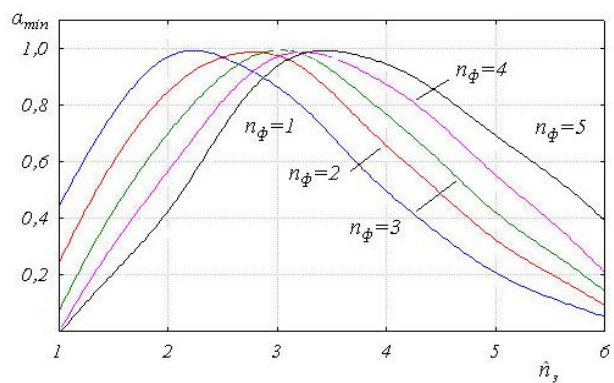


Рис. 2. Графіки залежностей величини  $\alpha_{min}$  від умов спостережень  $\hat{n}_3$  при різних значеннях фактичної кількості відмов  $n_\phi$  за період

Таким чином, це означає, що з достатньо високою вірогідністю може бути прийнята гіпотеза  $H_1$ . 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  $H_0$ . Прийняття гіпотези  $H_0$  є підставою для продовження експлуатації елементів даного типу.

## Висновки

Математичний апарат, який запропоновано для проведення статистичного контролю рівня надійності елементів СТС, ґрунтується на використанні процедур перевірки статистичних гіпотез про значення, яке може приймати випадкова величина параметру складового розподілу Пуассона. За допомогою проведених розрахунків обґрунтовані значення  $\alpha_{\min}$  і  $\beta_{\min}$ , які доцільно використовувати при перевірці статистичних гіпотез для конкретних статистичних даних про відмови та несправності елементів СТС, отриманих при нестабільних умовах спостережень. Результати статистичного контролю надійності, одержані за допомогою запропонованого апарату на прикладі авіаційної техніки, можуть бути використані для прийняття обґрунтованих рішень щодо порядку подальшої експлуатації елементів СТС.

## Список літератури

1. Актуальні проблеми розвитку авіаційної техніки: тези доповідей та виступів на наук.-пр. конф. МО України, МОН України, Національний авіаційний інститут, Державний НДІ авіації. – К.: ДНДІА, 2010. – 120 с.
2. Система технического обслуживания и ремонт авиационной техники: ГОСТ 24212:80. – [Действующую]

щий с 1981-01-07]. – М.: Государственный комитет СССР по стандартам, 1980. – 16 с.

3. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности / Б.В. Гнеденко, Ю.К. Беляев, А.Д. Соловьев. – 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 / А.Д. 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 / А.А. Тмаргазин. – 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 / Н.Н. Смирнов, А.А. Ицкович. – 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. Соловйов В.І. Організація експлуатації авіаційної техніки / В.І. Соловйов. – 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 / Я.Б. Шор. – М.: Издательство “Советское Радио”, 1962. – 552 с.

Надійшла до редколегії 20.06.2012

**Рецензент:** д-р техн. наук, проф. Л.М. Куценко, Національний університет цивільного захисту України)

## КОНТРОЛЬ УРОВНЯ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕМЕНТОВ СЛОЖНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПРИ НЕСТАБИЛЬНЫХ УСЛОВИЯХ НАБЛЮДЕНИЙ

В.И. Соловьев, А.Г. Павленко, Р.А. Момот

Статья посвящена проблеме перевода сложных технических систем и их элементов на эксплуатацию по техническому состоянию. Предложен вариант решения задачи контроля уровня надёжности элементов сложных технических систем в процесс ее эксплуатации при нестабильных условиях наблюдений. Задача решена с использованием процедур проверки статистических гипотез по параметрическому критерию Неймана-Пирсона. Приведены результаты расчетов.

**Ключевые слова:** сложная система, надёжность, статистическая гипотеза, нестабильный, наблюдения.

## RELIABILITY LEVEL CHECKING OF COMPLEX TECHNICAL SYSTEMS ELEMENTS WITH UNSTABLE CONDITIONS OF OBSERVATION

V.I. Solovyov, A.G. Pavlenko, R.A. Momot

The article is devoted to the problem of complex technical systems elements converting to on-condition maintenance. The variant to solve the reliability level checking task of complex technical systems elements in exploitation with unstable conditions of observation is proposed. The task is solved with using statistical hypothesis procedures on parametric Neiman – Pierson criteria. The outcomes of the calculations are given.

**Keywords:** complex system, reliability, statistical hypothesis, unstable, observation.