

¹Володимир Іванович Мірненко (д-р техн. наук, професор)²Сергій Олексійович Пустовий (канд. техн. наук, с.н.с)¹Петро Михайлович Яблонський (канд. техн. наук, доцент)¹Олександр Васильович Авраменко¹Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського, Київ, Україна²ТОВ "Котрис", Київ, Україна

ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ВИРОБІВ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ, ЩО ЕКСПЛУАТУЮТЬСЯ ЗА ТЕХНІЧНИМ СТАНОМ, ДЛЯ МОДЕЛЕЙ ДИФУЗІЙНО-МОНОТОННОГО І ДИФУЗІЙНО-НЕМОНОТОННОГО РОЗПОДІЛІВ ВІДМОВ

Для моделі технічного обслуговування виробів авіаційної техніки, що експлуатуються за технічним станом, встановлені аналітичні залежності коефіцієнту технічного використання (K_{mv}) від параметрів експлуатації для дифузійно-монотонного (ДМ) і дифузійно-немонотонного (ДН) розподілів відмов. Показані порівняльні характеристики K_{mv} від періодичності і тривалості проведення регламентних робіт, вірогідності контролю обладнання, ймовірності надходження сигналів про відмову, коефіцієнтів масштабу і форми ДМ і ДН розподілів, тривалості повного відновлення виробу. Показано існування оптимальної періодичності проведення регламентних робіт, при якій забезпечується максимальне значення K_{mv} . Для опису математичної моделі використовується напівмарковський випадковий процес у його класичному розумінні. Основні результати отримані при використанні чисельного методу розрахунків.

Ключові слова: коефіцієнт технічного використання; коефіцієнт масштабу і форми ДН і ДМ розподілів; періодичність проведення регламентних робіт; вірогідність контролю; тривалість відновлення.

Вступ

Постановка проблеми. Організаторів експлуатації авіаційної техніки за технічним станом цікавить рівень її технічної ефективності. При цьому необхідно визначити, яким чином можна впливати на неї з метою досягнення її максимального значення. Суттєве значення на визначення технічної ефективності має вибір моделі відмов. Методичні похибки, що обумовлені вибором теоретичної моделі, можуть бути досить великими. За останні роки все більше застосовуються ймовірно-фізичні моделі відмов. Ймовірно-фізичний підхід заснований на використанні законів розподілу відмов, пов'язаних з процесом деградації виробів. Фізичні процеси деградації розглядаються як випадкові процеси. В двовірних ймовірно-фізичних моделях відмов параметр масштабу співпадає з середньою швидкістю зміни визначного параметру, а параметр форми – з коефіцієнтом варіації цієї швидкості.

До чисто ймовірнісних моделей відмов належать експоненціальний, Вейбула, логарифмічно-нормальний, що рекомендуються державним стандартом України для практичного використання у залежності від типу виробу і характеру вирішуваної задачі. Дифузійні

розподіли надійності мають певну перевагу перед чисто ймовірнісними моделями, тому що їх параметри можуть бути визначені як на основі статистичних характеристик відмов, так і на основі аналізу фізичного процесу відмов. До дифузійних розподілів належать дифузійно-монотонний і дифузійно-немонотонний.

Загально визнаними критеріями ефективності технічного обслуговування авіаційної техніки є коефіцієнт готовності і коефіцієнт технічного використання, які згідно стандарту ДСТ [1] зв'язані простою залежністю. В даній статті розглядається порівняльна ефективність технічного обслуговування авіаційної техніки, що експлуатується за технічним станом, за коефіцієнтом технічного використання для моделей дифузійно-монотонного і дифузійно-немонотонного розподілів відмов.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Для моделі технічного обслуговування авіаційної техніки за технічним станом відомі аналітичні залежності коефіцієнту технічного використання для дифузійно-немонотонного [2] і дифузійно-монотонного [3] законів розподілу. Властивості дифузійно-немонотонного розподілу викладені у роботі [4].

Коефіцієнт варіації, що використовується у

обох моделях, з достатньою для інженерної практики точністю може бути визначений апріорі з використанням досліджень як процесу руйнування (міцності, втоми, зношення), так і на основі статистичних даних про відмови під час випробувань та експлуатації виробів-аналогів.

Державним стандартом України [5, 6] дифузійно-монотонний розподіл рекомендується застосовувати для механічних виробів, а дифузійно-немонотонний розподіл - для виробів електронного типу.

Враховуючи це метою статті є порівняння ефективності технічного обслуговування авіаційної техніки за критерієм коефіцієнту технічного використання для дифузійно – монотонного і дифузійно-немонотонного розподілів відмов і встановлення закономірностей зміни технічної ефективності від основних параметрів математичної моделі.

Виклад основного матеріалу дослідження.

Процес технічного обслуговування механічних і електронних виробів авіаційної техніки, що розглядається у даній статті, будемо описувати з використанням напівмарковського випадкового процесу. Такий процес передбачає існування дискретних станів, які змінюються з часом детерміновано або випадково. Таким чином, зміна станів відбувається з певними ймовірностями переходів, а час перебування у станах моделі є детермінованим або випадковим.

Фізична сутність математичної моделі технічного обслуговування виробів за технічним станом докладно описана у роботі [1]. Напівмарковський випадковий процес однозначно визначається матрицею перехідних ймовірностей та матрицею функцій розподілу тривалості переходу зі станів $i = \overline{1,7}$ до станів $j = \overline{1,7}$, якщо відомий початковий стан випадкового процесу [7].

Матриця перехідних ймовірностей для запропонованої моделі технічного обслуговування і довільного закону розподілу $F(t)$ відмов має вигляд.

$$P_{ij}(T) = \begin{pmatrix} 0 & P_{12} & P_{13} & 0 & P_{15} & P_{16} & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{nr} & 0 & 0 & 1-d_{nr} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{nr}^* & 0 & 0 & 1-d_{nr}^* \\ d_r & 0 & 0 & 1-d_r & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & e^{-\lambda_{np}T} & 0 & 1-e^{-\lambda_{np}T} & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (1)$$

де $P_{12} = (1 - F(T)) \cdot e^{-\lambda T}$; $P_{13} = (1 - \rho) \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t)$;

$P_{15} = \rho \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t)$; $P_{16} = \lambda \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot [1 - F(t)] dt$.

В наведених формулах позначені:

$F(t)$ – функція розподілу часу безвідмовної роботи виробу АТ; ρ – ймовірність надходження сигналу від вбудованої системи контролю про відмову виробу АТ; λ – інтенсивність надходження помилкового сигналу про відмову виробу АТ;

λ_{np} – інтенсивність проявлення скритої відмови виробу АТ; T – періодичність проведення регламентних робіт; d_{nr} – вірогідність виявлення відмови виробу АТ при проведенні регламентних робіт; d_{nr}^* – вірогідність виявлення відмови бортовими засобами контролю виробів АТ; d_r – вірогідність правильного визначення справного стану ОК наземною системою контролю.

Матрицю функцій розподілу часу перебування випадкового процесу у станах моделі можна представити у вигляді

$$F_{ij}(t) = \begin{pmatrix} 0 & l(T) & l(T) & 0 & F_{15}(t) & F_{16}(t) & 0 \\ l(t_{np} + t_p) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & l(t_{np}) & 0 & 0 & l(t_{np} + t_p) \\ l(t_b) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & l(t_{np}^*) & 0 & 0 & l(t_{np}^*) \\ l(t_{np}^*) & 0 & 0 & l(t_{np}^*) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & l(T) & 0 & F_{75}(t) & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$l(y) = \begin{cases} 0, & t < y; \\ 1, & t \geq y. \end{cases}$$

У матриці (2) використані такі позначення

$$F_{15}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda x} dF(x)}{\int_0^T e^{-\lambda x} dF(x)}; \quad F_{75}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda_{np} x} dx}{\int_0^T e^{-\lambda_{np} x} dx};$$

$$F_{16}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda x} \cdot (1 - F(x)) dF(x)}{\int_0^T e^{-\lambda x} \cdot (1 - F(x)) dF(x)};$$

t_{np} – тривалість перевірки виробу АТ під час регламентних робіт;

t_p – тривалість проведення профілактичних заходів на виробі АТ під час регламентних робіт;

t_b – тривалість відновлення виробу АТ, що відмовив;

t_{np}^* – тривалість перевірки виробу АТ бортовими засобами контролю.

$$\eta_i(T) = \sum_{i=1}^7 P_{ij}(T) \cdot \int_0^T tdF(t) \quad (3)$$

Нижче наведено розрахунок середніх тривалостей перебування виробу АТ у відповідних станах моделі.

$$\eta_1(t) = (1 - F(T))e^{-\lambda T} + (1 - \rho)T \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t) +$$

$$+ \rho \int_0^T e^{-\lambda T} dF(t) \int_0^T tdF_{15}(t) +$$

$$+ \lambda \int_0^T e^{-\lambda t} (1 - F(t)) dt \int_0^T tdF_{16}(t)$$

Для параметрів, що вказані в моделі,

$$\eta_2 = t_{np} + t_p = 3,5 \text{ год};$$

$$\eta_3 = t_p - d_{nr} t_p + t_{np} = 0,8 \text{ год};$$

$$\begin{aligned} \eta_4 &= t_B = 1,5 \text{ год}; \\ \eta_5 &= t_{\Pi}^* = 0,5 \text{ год}; \\ \eta_6 &= \eta_5 = 0,5 \text{ год}; \\ \eta_7 &= \frac{1 - e^{-\lambda_{\text{пр}} T}}{\lambda_{\text{пр}}} \text{ год}; \end{aligned}$$

Коефіцієнт технічного використання ОК визначається формулою [8]

$$K_{\text{ТВ}} = \frac{\sum_{i=1}^7 \omega_i(T) \cdot \pi_i(T)}{\sum_{i=1}^7 \eta_i(T) \cdot \pi_i(T)}$$

де $\pi_i(T)$ – частота потрапляння випадкового процесу до стану $i = \overline{1,7}$;

$\omega_i(T)$ – середній час перебування виробу у справному стані;

$\eta_i(T)$ – середній час перебування виробу у будь-якому стані $i = \overline{1,7}$.

Для запропонованої моделі час справного стану ОК буде дорівнювати

$$\omega_1(t) = M\{t^3 n(\tau, \tau_i, T)\}, \quad (5)$$

де τ – випадковий час надходження сигналу від вбудованої системи контролю про відмову, що з'явилася в ОК після стану e_1 ;

τ_i – випадковий час подання хибного сигналу вбудованою системою контролю про відмову, що з'явилася в ОК після стану e_1 .

Решта $\omega_i(T)$, де $i=2, 3, 4, 5, 6, 7$ дорівнюють нулю, тому що ОК для цих станів знаходиться у непрацездатному стані. Тобто $\omega_1(t)$ дорівнює математичному очікуванню трьох величин τ, τ_i, T .

Мінімум випадкових величин τ і τ_i визначався за формулою

$$\omega_1(T) = \int_0^T (1 - F_{\text{dn, dm}}(x, \mu, \nu)) \cdot e^{-\lambda x} \cdot dx \quad (6)$$

Значення компонент $\pi_i(T)$ вектору $\pi(T)$ визначаються з рівняння Феллера

$$\left. \begin{aligned} \bar{\pi}(T) &= \bar{\pi}(T) \cdot P_{ij}(T); \\ \sum_{i=1}^7 \pi_i(T) &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

Якщо всі стани ланцюга Маркова мають сполучення, то рішення рівняння (4) завжди існує, воно єдине і $\pi_i(T) > 0$.

Після підстановки матриці (1) в рівняння (4) отримаємо систему рівнянь:

$$\left. \begin{aligned} \pi_1(T) &= \pi_2(T) + \pi_4(T) + d_r \cdot \pi_6(T); \\ \pi_2(T) &= a_1 \pi_1(T); \\ \pi_3(T) &= a_1 \pi_1(T) + a_2 \pi_7(T); \\ \pi_4(T) &= d_{\text{нр}} \pi_1(T) + d_{\text{нр}} \pi_5(T) + (1 - d_r) \cdot \pi_6(T); \\ \pi_5(T) &= a_4 \pi_1(T) + a_5 \pi_7(T); \\ \pi_6(T) &= a_6 \pi_1(T); \\ \pi_7(T) &= (1 - d_{\text{нр}}) \pi_3(T) + (1 - d_r) \pi_5 \pi_5(T); \\ \sum_{i=1}^7 \pi_i(T) &= 1, \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

де

$$\left. \begin{aligned} a_1 &= [1 - F(T)] \cdot e^{-\lambda T}; \\ a_2 &= (1 - \rho) \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot dF(t); \\ a_3 &= e^{-\lambda_{\text{пр}} T}; \\ a_4 &= \rho \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot dF(t); \\ a_5 &= 1 - e^{-\lambda_{\text{пр}} T}; \\ a_6 &= \lambda \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot [1 - F(t)] \cdot dt \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

Рішення системи (7) має вигляд:

$$\left. \begin{aligned} \pi_1(t) &= \frac{Z(t)}{C(t)}; \\ \pi_2(t) &= a_1(t) \cdot \frac{Z(t)}{C(t)}; \\ \pi_3(t) &= a_2(t) \cdot \frac{Z(t)}{C(t)} + a_3(t) \cdot \frac{a_2(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}) + a_4(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}^*)}{C(t)}; \\ \pi_4(t) &= \frac{Z(t)}{C(t)} \cdot \left[d_{\text{нр}} \cdot a_2(t) + d_{\text{нр}}^* \cdot a_4(t) + (1 - d_r) \cdot a_6(t) \right] + \\ &+ \frac{(d_{\text{нр}} \cdot a(t) + d_{\text{нр}}^* \cdot a_5(t)) \cdot \left[a_2(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}) + a_4(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}^*) \right]}{C(t)}; \\ \pi_5(t) &= a_4(t) \cdot \frac{Z(t)}{C(t)} + \\ &+ a_5(t) \cdot \frac{a_2(t) - d_{\text{нр}} \cdot a_2(t) + a_4(t) - d_{\text{нр}}^* \cdot a_4(t)}{C(t)}; \\ \pi_6(t) &= a_6(t) \cdot \frac{Z(t)}{C(t)}; \\ \pi_7(t) &= \frac{a_2(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}) + a_4(t) \cdot (1 - d_{\text{нр}}^*)}{C(t)} \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

$$Z(t) = 1 - (1 - d_{\text{нр}}) \cdot a_3(t) - (1 - d_{\text{нр}}^*) \cdot a_5(t);$$

$$\begin{aligned} C(t) &= \left(1 + a_1(t) + a_2(t) + a_4(t) + 2 \cdot a_6(t) + \right. \\ &+ \left. d_{\text{іа}} \cdot a_2(t) + d_{\text{іа}}^* \cdot a_4(t) - d_{\text{іа}} \cdot a_6(t) \right) \times \\ &\times \left[1 - a_3(t) \cdot (1 - d_{\text{іа}}) - a_5(t) \cdot (1 - d_{\text{іа}}^*) \right] + \\ &+ \left[a_3(t) \cdot (1 + d_{\text{іа}}) + a_5(t) \cdot (1 - d_{\text{іа}}^*) + 1 \right] \times \\ &\times \left[a_2(t) \cdot (1 - d_{\text{іа}}) + a_4 \cdot (1 - d_{\text{іа}}^*) \right] \end{aligned}$$

Всі вище наведені розрахунки зроблені для довільної функції розподілу часу безвідмовної роботи. Для порівняння ефективності технічної експлуатації виробів авіаційної техніки при різних моделях відмов необхідно визначити функцію розподілу часу безвідмовної роботи. Будемо вважати, що для ДМ розподілу функція розподілу має вигляд

$$F_{\text{ДМ}}(t, \mu, \nu) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{\nu \sqrt{t\mu}}\right) \quad (11),$$

а для ДН розподілу

$$F_{\text{ДН}}(t, \mu, \nu) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{\nu \sqrt{t\mu}}\right) + e^{2 \cdot \nu^{-2}} \Phi\left(\frac{t + \mu}{\nu \sqrt{t\mu}}\right) \quad (12)$$

У формулах (10) і (11) через $\Phi(u)$ позначена функція Лапласа, тобто

$$\hat{O}(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^u e^{-\frac{u^2}{2}} \cdot du.$$

Крім того, у формулах (11) і (12) через μ позначений коефіцієнт масштабу, а через ν

коефіцієнт форми. Математичне сподівання $M(t)$ напрацювання між відмовами для ДМ розподілу дорівнює

$$M(t) = \mu \left(1 + \frac{v^2}{2} \right),$$

де v - коефіцієнт форми.

Для ДМ розподілу згідно з ДСТУ $v = 0,5$ для механічних виробів. Для електронних виробів для ДН розподілу згідно з ДСТУ v може змінюватися від 0,25 до 1. Для електронних виробів $M(t) = \mu$.

При $v=0,5$ для механічних виробів математичне сподівання напрацювання на відмову практично співпадає з коефіцієнтом масштабу.

Для подальших розрахунків необхідно визначити початкові умови, при яких буде здійснюватися порівняння $K_{ТВ}$ для різних моделей відмов. За початкові умови будемо вважати такі:

$$\begin{aligned} \mu &= 250 \text{ год.}; \\ v &= 0,5; \\ \lambda &= 10^{-3} \text{ 1/год.}; \\ \lambda_{ПР} &= 10^{-3} \text{ 1/год.}; \\ t_{ПР} &= 1 \text{ год.}; \\ T &= 100 \text{ год.}; \\ t_{П}^* &= 0,5 \text{ год.}; \\ t_{Р} &= 3 \text{ год.}; \\ t_{В} &= 1,5 \text{ год.}; \\ d_{НГ} &= 0,9; \\ d_{НГ}^* &= 0,7; \\ d_{Г} &= 0,9; \\ \Delta &= 0,7. \end{aligned}$$

У подальших розрахунках залежність $K_{ТВ}$ від параметрів моделі деякі початкові умови будуть змінюватися. Це буде зрозуміло з суті розрахованої залежності. Далі для певних значень коефіцієнту масштабу μ і форми v можуть бути розраховані за формулами (11) і (12) значення функцій розподілу

$$F_{ДМ}(t, \mu, v) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{v\sqrt{\mu t}}\right)$$

$$i F_{ДН}(t, \mu, v) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{v\sqrt{\mu t}}\right) + e^{-2v^{-2}} \Phi\left(\frac{t + \mu}{v\sqrt{\mu t}}\right).$$

Після підстановки значень цих функцій у рівняння (9) і (10), а також у рівняння (3) і (6) можна визначити коефіцієнт технічного використання за формулою (4).

На рис.1-5 показані розраховані за формулою (4) залежності коефіцієнту технічного використання від періодичності проведення регламентних робіт (при різних значеннях достовірності наземного контролю рис.1, при різних значеннях коефіцієнту форми і фіксованому значенню коефіцієнту масштабу $\mu=100$ год. рис.2, при різних значеннях коефіцієнту форми і фіксованому значенню коефіцієнту масштабу $\mu=500$ год. рис.3), ймовірності надходження сигналу про відмову від вбудованої системи

контролю (при різних значеннях коефіцієнтів форми при $T=100$ г і $\mu=250$ г рис. 4, при різних значеннях вірогідності наземного контролю рис.5).

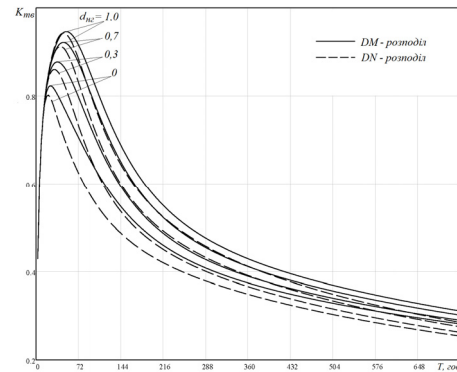


Рис.1. Залежність $K_{ТВ}$ від періодичності проведення регламентних робіт при різних вірогідності $d_{НГ}$ наземної системи контролю

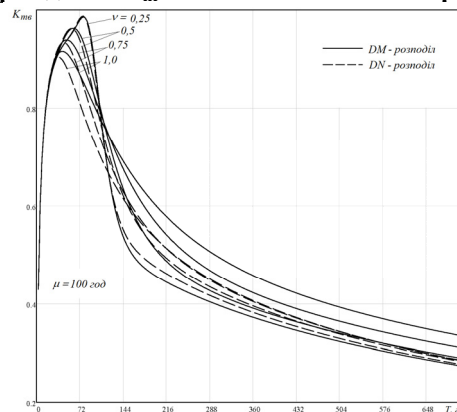


Рис.2. Залежність $K_{ТВ}$ від періодичності проведення регламентних робіт при різних значеннях коефіцієнту варіації v та параметрів масштабу $\mu = 100$ год

З рис.1 видно існування оптимальної періодичності проведення регламентних робіт для ДМ і ДН розподілів, при якій забезпечується максимальне значення $K_{ТВ}$ для обох розподілів. При цьому при збільшенні вірогідності наземного контролю збільшується і $K_{ТВ}$. Для всіх кривих на рис.1 ДМ розподіл забезпечує більше значення $K_{ТВ}$, ніж ДН розподіл

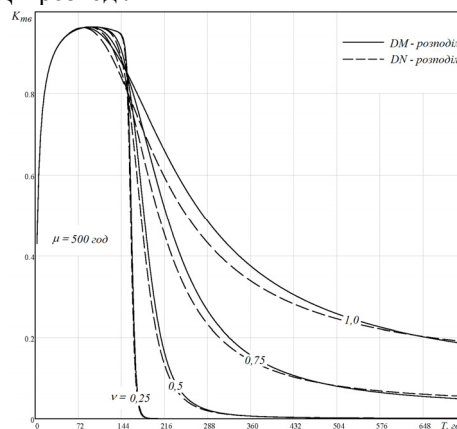


Рис.3. Залежність $K_{ТВ}$ від періодичності проведення регламентних робіт при різних значеннях коефіцієнту варіації v та параметрів масштабу $\mu = 500$ год

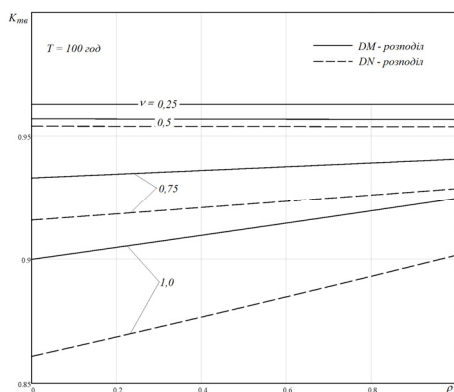


Рис.4. Залежність $K_{тв}$ від ймовірності надходження сигналу про відмову від вбудованої системи контролю при різних значеннях коефіцієнту варіації v при $T = 100$ год та $\mu = 250$ год

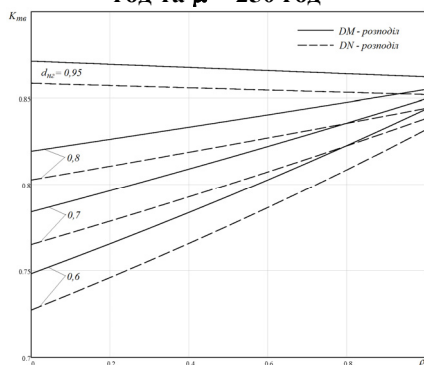


Рис.5. Залежність $K_{тв}$ від ймовірності надходження сигналу про відмову від вбудованої системи контролю при різних значеннях вірогідності контролю $d_{кн}$

Порівнюючи рис. 2 і 3, можна зробити висновок про існування оптимальної періодичності проведення регламентних робіт. При досить низькому значенні наробітку між відмовами ($\mu=100$ год) оптимальне значення періодичності проведення регламентних робіт забезпечує максимальне значення $K_{тв}$, яке різко зменшується при зміні $T_{оп}$. При суттєвому підвищенні наробітку на відмову ($\mu=500$ год, рис.3) у досить широкому діапазоні зміни часу T

забезпечується досить високі значення $K_{тв}$. Для всіх кривих рис.3 ДМ розподіл забезпечує більше значення $K_{тв}$, ніж ДН розподіл. Мірою збільшення періодичності проведення регламентних робіт для всіх $v=0, 25 - 1$ обидва розподіли забезпечують майже однаковий рівень технічної готовності. При низькому наробітку на відмову ($\mu=100$ год) для $v=0,5, 0,75, 1$ ДМ розподіл забезпечує більш високий рівень $K_{тв}$, ніж ДН розподіл і лише при $v=0,25$ ДН розподіл має невелику перевагу перед ДМ розподілом при $T \geq 144$ год для умов рис.2.

На рис 4,5 показана залежність $K_{тв}$ від ймовірності надходження сигналу про відмову (Δ) від вбудованої системи контролю. З рис.4 видно, що для всіх $v=0,5-1$ ДМ розподіл має перевагу перед ДН розподілом тим більшу, що більше v . При $v=0,25$, що досить рідко рекомендується для практичного використання, обидва розподіли забезпечують однаковий рівень технічної готовності при збільшенні Δ . Мірою збільшення Δ збільшується і $K_{тв}$, що є зрозумілим.

З рис.5 видно, що зі збільшенням ймовірності надходження сигналу від вбудованої системи контролю збільшується і $K_{тв}$ і при тому тим більше, що більшою є вірогідність наземного контролю для обох законів розподілу. При цьому ДМ розподіл має певну перевагу перед ДН розподілом.

Висновки й перспективи подальших досліджень.

З наведених розрахунків, що показані на рис.1-5, видно, що розбіжність у значеннях $K_{тв}$ при використанні ДМ і ДН розподілів залежить від параметрів моделі і може змінюватись у певних межах: від несуттєвих (рис.1-3) до відносно суттєвих (рис.4-5). Організатори технічного обслуговування виробів авіаційної техніки повинні вирішити, яку модель відмов необхідно використовувати для практичних цілей. При цьому слід враховувати, що ДМ розподіл є дещо простішим, ніж ДН розподіл, але ДН розподіл є більш універсальним і може використовуватися для вирішення широкого спектру задач теорії надійності і технічного обслуговування.

Література

1. ДСТУ 2862-94. Надійність техніки. Методи розрахунків показників надійності. Загальні вимоги. – 1996. – 39 с. 2. Яблонский П. М. Экономико-математическая модель технического обслуживания образцов вооружения и военной техники по состоянию для диффузионно-монотонного распределения отказов / П.М. Яблонский, С.А. Пустовой, П.В. Опенько // Экономика и предпринимательство. – 2013. – № 8 – С. 436-443. 3. Мирненко В. И. Математическая модель технического обслуживания изделий авиационной техники с использованием диффузионно-монотонного распределения отказов / В.И. Мирненко, П.М. Яблонский, С.А. Пустовой, А.В. Авраменко // Оралдын Ғылым Жаршысы. – 2014. – №21 (100). – С.12-22. 4. Мирненко В. И. Розрахунок показників надійності

послідовно з'єднаних і резервованих елементів без відновлення для дифузійно-немонотонного розподілу їх відмов / В.І. Мирненко, П.М. Яблонський, С.О. Пустовий // Сучасні інформаційні технології у сфері безпеки та оборони. – 2015. – №1(22) – С.83-89. 5. ДСТУ 3942-2000 (ГОСТ 27.506-2000). Надійність в техніці. Плани испытаний для контролю средней наработки до отказа (на отказ). Часть 2. Диффузионные распределения. – 2001. – 36 с. 6. ДСТУ 3433-96 (ГОСТ 27.005 – 97) Надійність техніки. Моделі відмов Основні положення. – 1997. – 42 с. 7. Королюк В. С. Полумарковские процессы и их приложения / В.С. Королюк, А.Ф. Турбин // К.: Наукова думка, 1976. – 184 с. 8. Герцбах И. Б. Модели профилактики / И.Б. Герцбах // М.: Советское радио, 1969. – 216 с.

СРАВНЕНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ ТЕХНИЧЕСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ ИЗДЕЛИЙ АВИАЦИОННОЙ ТЕХНИКИ, ЭКСПЛУАТИРУЕМЫХ ПО ТЕХНИЧЕСКОМУ СОСТОЯНИЮ, ДЛЯ МОДЕЛЕЙ ДИФфуЗИОННО-МОНОТОННОГО И ДИФфуЗИОННО-НЕМОНОТОННОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ИХ ОТКАЗОВ

¹Владимир Иванович Мирненко (д-р техн. наук, профессор)

²Сергей Алексеевич Пустовой (канд. техн. наук, с.н.с.)

¹Петр Михайлович Яблонский (канд. техн. наук, доцент)

¹Александр Васильевич Авраменко

¹Национальный университет обороны Украины имени Ивана Черняховского, Киев, Украина

²ООО "Котрис", Киев, Украина

Для модели технического обслуживания изделий авиационной техники, которые эксплуатируются по техническому состоянию, установлены аналитические зависимости коэффициента технического использования ($K_{ми}$) от параметров эксплуатации для диффузионно-монотонного (ДМ) и диффузионно-немонотонного (ДН) распределений отказов. Показаны сравнительные характеристики $K_{мс}$ от периодичности и длительности проведения регламентных работ, достоверности контроля оборудования, вероятности поступления сигналов об отказе, коэффициентов масштаба и формы ДМ и ДН распределений, длительности полного возобновления изделия. Показано существование оптимальной периодичности проведения регламентных работ, при которой обеспечивается максимальное значение $K_{ми}$. Для описания математической модели используется полумарковский случайный процесс в его классическом понимании. Основные результаты получены при использовании численного метода расчетов.

Ключевые слова: коэффициент технического использования; коэффициент масштаба и формы ДН и ДМ распределений; периодичность проведения регламентных работ; достоверность контроля; длительность восстановления.

COMPARISON OF AEROTECHNICS DEVISE MAINTENANCE EFFICIENCY WHICH ARE EXPLOITED WITH THE TECHNICAL CONDITION FOR DIFFUSION-MONOTONIC AND DIFFUSION-NONMONOTONIC FAILURE DISTRIBUTION MODELS

¹Volodymyr I. Mirnenko (Doctor of Technical Sciences, Professor)

²Serhii O. Pustovyi (Candidate of Technical Sciences, Senior Research Fellow)

¹Petro M. Yablonskyi (Candidate of Technical Sciences, Associate Professor)

¹Oleksandr V. Avramenko

¹National Defense University Ukraine named after Ivan Chernyakhovsky, Kyiv, Ukraine

²Kotris Ltd., Kyiv, Ukraine

For the model of aerotechnics wares maintenance, which are exploited on the technical state, analytical dependences of the technical use (K_{tu}) coefficient from the exploitation parameters for diffusion-monotonic (DM) and diffusion-nonmonotonic (DN) failures distributions are set. Comparative descriptions of K_{tu} from periodicity and duration of realization of maintenance, authenticity of equipment control, probability of signals receipt about a failure, coefficients of scale and shape of DM and DN distributions, duration of complete renewal of ware are shown. Existence of an optimal frequency of maintenance work, which provides a maximum value is shown. For the description of mathematical model a semi-Markov stochastic process is used in his classic understanding. Basic results obtained by using the numerical method of calculation.

Keywords: coefficient of the technical use; coefficient of scale and shape; periodicity of maintenance realization; authenticity control; duration of renewal.

References

1. DSTU 2862-94. (1996), Machinery reliability. Methods of calculating reliability indices. General requirements. [Nadiynist tehniki. Metodi rozrahunkiv pokaznikiv nadiynosti. Zagalni vimogi], 39 p. 2. Yablonskiy P.M., Pustovoy S.A., Openko P.V. (2013) Econometric model maintenance of standards of armament and military technique on the state for diffusion-nonmonotonic distribution of their refuses. [Ekonomiko-matematicheskaya model tehnikeskogo osblughivania obrazcov voorughenia i voennoy tehniki po sostoyaniyu dlya difuzionno-nemonotonnogo raspredeleniya otkazov], Journal of Economy and entrepreneurship, Vol.7, Nom.8, pp. 436–443.
3. Mirnenko V.I., Yablonskiy P.M., Pustovoy S.A., Avramenko O.V. (2014) Mathematical model of technical maintenance of aerotechnics wares with the use of diffusion-monotonic distribution of refuses. [Matematicheskaya model tehnikeskogo osblughivania izdeliy aviacionnoy tehniki s ispolzovaniem difuzionno-monotonnogo raspredeleniya otkazov], Oraldin Gilim Gharshisi, Nom. 219(100), pp. 12–22.
4. Mirnenko V.I., Yablonskiy P.M., Pustoviy S.O. (2015) The reliability measures computation of the series connected and reserved elements without recovery for diffusion-nonmonotonic distribution of their failures. [Rozrahunok pokaznikiv nadiynosti poslidovno z'ednanih i rezervovanih elementiv bez vidnovlennya dlya difuziynonemonotonnogo rozpodilu yih vidmov], Modern Information Technologies in the Sphere of Security and Defence, Nom.1 (22), pp. 83–89.
5. DSTU 3942-2000 (GOST 27.506-2000) (2001), Machinery reliability. Testing plans for monitor the average operating time to failure (failures). Part 2. Diffusion distribution. [Nadiynist tehniki. Plany viprobuvan dlia kontroliu serednoho narobitku do vidmovy (na vidmovu). Chastyna 2. Difuziyni rozpodil], 36 p.
6. DSTU 3433-96 (GOST 27.005-97) (1997), Machinery reliability. Pattern of failures. Substantive provisions. [Nadiynist tehniki. Modely. Vidmov. Osnovny pologhennya], 42 p.
7. Korolyuk V.S., Turbin A.F. (1976) Semi-Markov processes and their applications, Kyiv, Naukova dumka, 184 p.
8. Gercbah I.B. (1969), Preventive model. [Modeli profilaktiki], Sovetskoe radio, 216 p.

Отримано: 15.06.2015 p.