

ФОРМАЛІЗОВАНА МОДЕЛЬ СИСТЕМИ ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ БОРТОВОГО РЕО

Abstract: The semi-Markovian model of technical maintenance system for radio electronic equipment is worked out. The general equation is given for the criterion of the best system. The mathematical model permits to research and design the technical maintenance system with given characteristics.

Key words: model, columns, maintenance service, system, casual process, factor of technical use, time of non-failure operation.

Анотація: Стаття присвячена розробці напівмарковської моделі системи технічного обслуговування бортового радіоелектронного обладнання. Отримано загальний математичний вираз для критерію ефективності такої системи, що дозволяє досліджувати та проектувати систему технічного обслуговування з заданими характеристиками.

Ключові слова: модель, граф, технічне обслуговування, система, випадковий процес, коефіцієнт технічного використання, час безвідмовної роботи.

Аннотация: Статья посвящена разработке полумарковской модели системы технического обслуживания бортового радиоэлектронного оборудования. Получено общее математическое выражение для критерия эффективности такой системы, что позволяет исследовать и проектировать системы технического обслуживания с заданными параметрами.

Ключевые слова: модель, граф, техническое обслуживание, система, случайный процесс, коэффициент технического использования, время безотказной работы.

1. Вступ

На сучасному етапі розвитку цивільної авіації (ЦА), не дивлячись на значне підвищення надійності бортового обладнання повітряних суден ЦА, проблема забезпечення безпеки польотів, обумовлена відмовами бортового радіоелектронного обладнання (БРЕО), залишається актуальною. Одним з напрямів забезпечення безпеки польотів є організація технічного обслуговування (ТО) БРЕО за прийнятною стратегією [1]:

- за ресурсом (ТОР);
- за контролем параметрів (ТОП);
- за контролем рівня надійності (ТОН).

Однак на сучасному етапі розвитку БРЕО виникає ряд особливостей, які потребують рішення таких проблем:

- удосконалення логіки аналізу причин відмов елементів бортового РЕО;
- поліпшення методики аналізу наслідків прихованих функціональних відмов;
- удосконалення системи визначення інтервалів між профілактичними роботами;
- підвищення рівня вимог до критеріїв визначення необхідності робіт з технічного обслуговування та ремонту;
- усунення можливості прийняття помилкових рішень при недостатній інформації;
- визначення розбіжності в критеріях безпеки та економічності під час аналізу прихованих функціональних відмов;
- введення більш докладного та точного визначення принципів експлуатації до відмови (за рівнем надійності).

Особливості сучасного БРЕО потребують розробки нових підходів до розрахунку параметрів стратегії технічного обслуговування. Так, зараз, як правило, використовуються марковські моделі

функціонування системи ТО, які припускають існування найпростішого потоку відмов, експоненціального закону розподілення часу до відмови, що часто не відповідає дійсності. Зокрема, закон розподілення часу до відмови БРЕО може бути вейбуловським, і в даному випадку марковська модель не працює.

Це спонукає до пошуку більш адекватних математичних теорій, зокрема, теорії напівмарковських процесів.

2. Побудова аналітичної математичної моделі технічної експлуатації авіаційного радіоелектронного обладнання за допомогою напівмарковського процесу

Нині існує декілька визначень напівмарковського випадкового процесу. Скористаємось класичним визначенням [2].

Розглянемо випадковий процес $\xi(t)$, для якого відоме початкове значення $\xi(t_0)$. Будемо вважати, що процес $\xi(t)$ може приймати значення з деякої дискретної множини $H = \{h_0, h_1, \dots, h_n\}$. Розглянемо регенеративний процес. Нехай переходи з h_i до h_j відбуваються з імовірністю $P_{ij} = P(\xi_{n+1} = h_j / \xi_n = h_i)$. Вкладений в $\xi(t)$ марковський ланцюг має матрицю переходу $\|P_{ij}\|$. Крім імовірності переходу P_{ij} , задається випадкова величина x_{ij} , що являє собою час перебування процесу $\xi(t)$ у стані h_i , якщо наступним станом буде h_j , тобто $P\{x_{ij} \leq t\} = F_{ij}(t)$.

Такий випадковий процес $\xi(t)$, що визначається на дискретній множині станів за допомогою матриць $\|P_{ij}\|$ та $\|F_{ij}\|$, називають напівмарковським.

Таким чином, для визначення напівмарковського випадкового процесу необхідно знати всі компоненти матриці $F_{ij}(t)$.

Далі розглянемо більш докладно інтерпретацію напівмарковського випадкового процесу. Розглянемо випадковий процес $\{(I_m, X_m), m = 0, 1, \dots\}$, що задається на імовірнісному просторі (I, B, P) .

Компонента I_m приймає значення на дискретній множині всієї вісі. Це означає, що задані умовні імовірності

$$P\{I_m = E_k, X_m \leq x / I_0, I_1, \dots, I_{m-1}, \tilde{O}_{m-1}\} = P\{I_m = E_k, X_m \leq x / I_{m-1}\} = Q_{I_{m-1}}, k(x), \quad (1)$$

де $0 \leq x \leq \infty, k = \overline{1, n}$.

$Q_{ij}(x)$ задовольняє таким умовам:

- $Q_{ij}(x) = 0$ для $t \leq 0$;
- $Q_{ij}(x)$ не зменшується з часом;
- $\lim_{x \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^n Q_{ij}(x) = 1$ для $i = \overline{1, n}$;

$$- 0 < \int_0^{\infty} x dQ_{ij}(x) < 0 \text{ для всіх } i, j, \text{ для яких } Q_{ij} \text{ не дорівнює нулю.}$$

Крім того, задається $x_0 = 0; I_0 = H_{i_0}$. Тобто в початковий момент часу $x_0 = 0$ випадковий процес знаходиться у початковому стані I_0 . Така вимога не є обов'язковою, тобто можна вважати, що в початковий момент часу випадковий процес повинен бути визначеним. Це означає, що початковим станом може бути будь-який стан. Але для спрощення математичної моделі будемо вважати, що випадковий процес знаходиться у початковому стані I_0 .

Нехай $S_m = \sum_{i=0}^m x_i$ і визначимо $N(t)$ таким чином

$$N(t) = \sup\{m \geq 0; S_m < t\}$$

Графічне зображення такої моделі приведено на рис. 1.

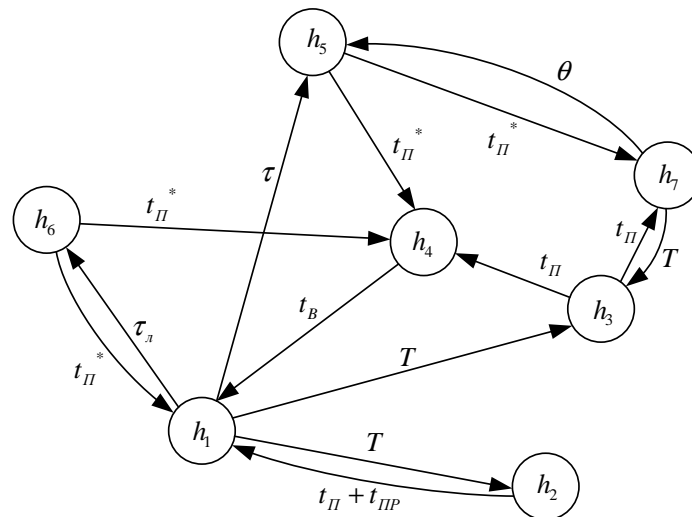


Рис. 1. Формалізована модель експлуатації авіаційного радіоелектронного обладнання

Ця модель враховує наступні можливі стани радіоелектронного обладнання, яке далі будемо позначати як об'єкт контролю (ОК):

h_1 – ОК працює у справному стані;

h_2 – наземна автоматизована система контролю (НАСК) використовується для проведення контролю технічного стану під час проведення профілактичних робіт, причому в ОК відмови немає;

h_3 – НАСК використовується для проведення контролю технічного стану під час проведення профілактичних робіт, причому в ОК у випадковий час на інтервалі $O-T$ виникає відмова, яка не була зафіксована вбудованою системою контролю (ВСК);

h_4 – в системі експлуатації відбувається повне відновлення відмовного ОК;

h_5 – у випадковий момент τ на інтервалі $O-T$ в ОК відбулася відмова, що зафіксована вбудованою системою контролю;

h_6 – у випадковий момент τ_n на інтервалі О-Т вбудована система контролю зафіксувала сигнал помилкової тривоги;

h_7 – ОК експлуатується при наявності невиявленої відмови.

На рис. 1 стрілки показують напрям переходів, над стрілками показаний час перебування ОК у стані $H_i, i = \overline{1,7}$.

На рис. 1 використані такі позначення:

T – період проведення профілактичних контролю;

t_{i0} – тривалість виконання профілактичних робіт;

t_a – тривалість повного відновлення ОК;

t_i – тривалість перевірки ОК за допомогою НАСК;

t_i^* – тривалість перевірки ОК за допомогою літакової системи контролю;

τ – випадковий час надходження від ВСК сигналу про відмову ОК;

τ_i – випадковий час надходження від ВСК помилкового сигналу про відмову ОК;

θ – випадковий час проявлення відмови, що була пропущена під час перевірки ОК літаковою системою пошуку відмови.

В моделі зроблено припущення, що величини $T, t_{np}, t_a, t_i, t_i^*$ є не випадковими, це зроблено з метою спрощення подальших розрахунків. Зроблене припущення не дозволяє використовувати для моделювання апарат марковських випадкових процесів, оскільки функція розподілу тривалості переходу зі стану $h_i, i = \overline{1,7}$ до стану $h_j, j = \overline{1,7}$ для таких процесів повинна бути суворо експоненціальною.

Будемо вважати, що у початковий момент часу t_0 ОК знаходиться у стані h_1 . Таке припущення є зручним для графічного відображення траєкторії випадкового процесу, що показана на рис. 2, 3, 4.

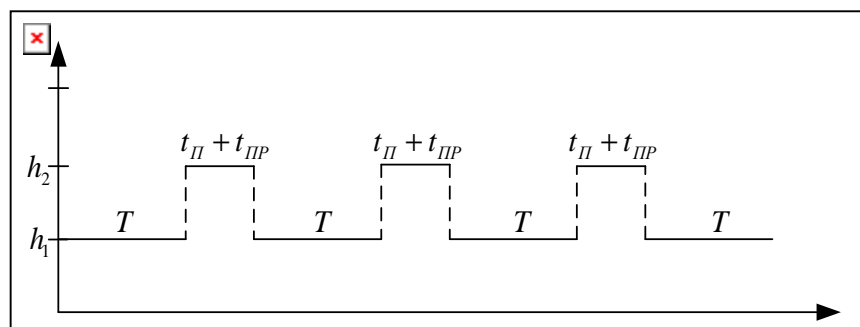


Рис. 2. Реалізація випадкового процесу, що притаманна для ідеальної системи експлуатації

Так, на рис. 2 показана ідеальна система експлуатації. В такій системі ОК протягом часу T перебуває у стані h_1 , далі відбувається контроль технічного стану та проведення профілактичних заходів загальною тривалістю $t_i + t_{i0}$. Після цього об'єкт експлуатується протягом часу T, i

ситуація повторюється багатократно. Введення моделі ідеальної системи експлуатації корисно тим, що показує кінцеву мету системи експлуатації. Реальна система експлуатації істотно відрізняється від ідеальної саме через врахування відмов, помилкових тривог, термінове (а не заплановане) відновлення стану радіоелектронного обладнання. Одна з можливих траєкторій випадкового процесу для реальної системи експлуатації представлена на рис. 3.

Пояснимо суть рисунка більш докладно. Експлуатація ОК починається зі стану h_1 . У випадкову мить τ ВСК сформує сигнал про відмову ОК, після чого відбувається перехід до стану h_5 . Після появи сигналу від ВСК про відмову на борту літака підключається програма пошуку місця відмови в конкретному пристрої. Як правило, такі програми реалізуються у цифровому виді і розробляються під час створення пристрою. При цьому можуть використовуватись різні методи пошуку місця відмови. Такі програми з досить високою імовірністю встановлюють місце відмови. Тривалість пошуку місця відмови триває час t_i^* , після чого здійснюється перехід $h_5 \rightarrow h_4$. Після попадання випадкового процесу до стану h_4 відбувається повне відновлення ОК, далі ОК завжди переходить до стану h_1 . Таким чином, у системі експлуатації відбувається регенерація ОК. Безумовно, це істотне припущення, але воно дозволяє використати апарат, наприклад, напівмарковського випадкового процесу для отримання корисних для практики рекомендацій.

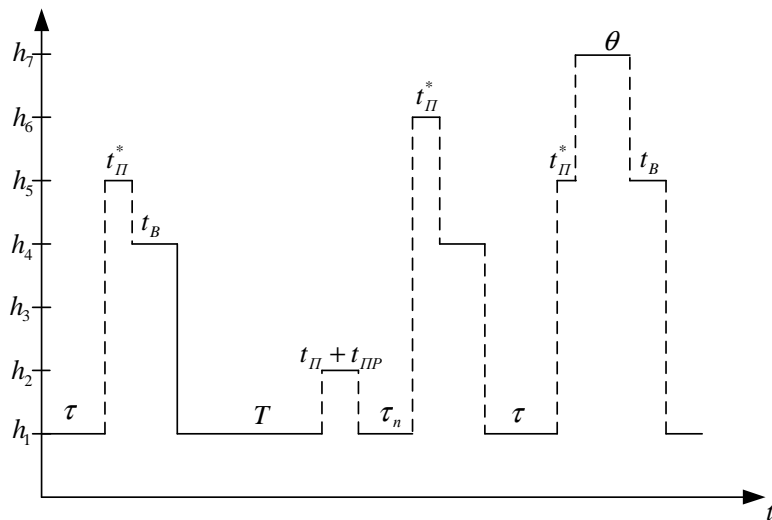


Рис. 3. Реалізація випадкового процесу, що притаманна для реальної системи експлуатації

У стані h_1 ОК знаходиться протягом часу T , після чого проводиться контроль технічного стану протягом часу t_i та профілактичні роботи протягом часу t_{i0} . Далі здійснюється перехід до стану h_1 . Згодом через час τ_i надходить сигнал помилкової тривоги. Це відображується переходом $h_1 \rightarrow h_6$. Тривалість часу перевірки сигналу від ВСК складає t_i^* . Якщо далі буде прийнято невірне рішення, то здійснюється перехід $h_6 \rightarrow h_4$. Зі стану h_4 буде перехід тільки до стану h_1 через час t_a . З метою пояснення всіх етапів моделі на рис.3 показано, що в разі невиявлення на борту літака відмови може здійснитися перехід $h_5 \rightarrow h_7$, імовірність якого є досить низькою. Але така імовірність

існує. Далі відмова може проявитися у випадковий момент θ , після чого відбудеться перехід $h_7 \rightarrow h_5$ і через час t_a перехід $h_5 \rightarrow h_1$. Можливість працювати з прихованою відмовою притаманна складним радіоелектронним комплексам, для яких характерною є багаторежимність. При наявності багатьох режимів імовірність того, що буде залучений у польоті саме той режим, в якому є відмова, низька. Така можливість існує на практиці, тому вона повинна враховуватися в математичній моделі.

На рис. 4 показана одна з можливих траєкторій випадкового процесу, який моделює різні переходи ОК під час його експлуатації. Додаткових пояснень такі переходи не потребують.

Принциповою особливістю наведених на рис. 4 траєкторій переходів є те, що переходи з будь-якого стану до будь-якого іншого відбуваються миттєво.

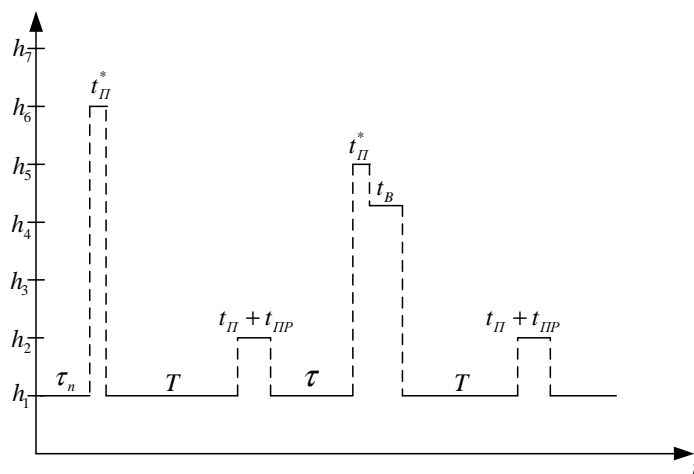


Рис. 4. Одна з можливих реалізацій випадкового процесу для реальної системи експлуатації

3. Визначення коефіцієнта технічного використання на основі побудованої моделі при застосуванні стратегії експлуатації з контролем параметрів

Під показником ефективності технічної експлуатації об'єктів радіоелектронного обладнання ПС розуміють комплексну характеристику якостей, що визначають його здатність забезпечувати виконання поставлених задач. Враховуючи складну взаємодію значного числа елементів авіаційної транспортної системи під час експлуатації та вплив на неї великої кількості випадкових чинників, ефективність експлуатації характеризується низкою числових показників. До неї пред'являються вимоги простоти визначення, достатньої точності та чутливості до зміни основних параметрів системи експлуатації, можливості практичної перевірки, опису одного з важливіших властивостей системи. Одним із важливіших показників, що характеризують справжній стан об'єктів авіаційної техніки, є коефіцієнт технічного використання K_{TB} , який представляє відношення середнього часу перебування об'єкта у справному стані до календарного часу експлуатації. Тобто K_{TB} дорівнює середній долі часу, протягом якого система справна. Стосовно до великої кількості однотипних виробів K_{TB} може розглядатися як показник числа справних об'єктів з усіх, що експлуатуються. Показник K_{TB} приймає конкретне числове значення, якщо відомі властивості системи та визначена математична модель її технічного обслуговування.

Для визначення K_{TB} введемо деякі позначення. Через $F(t)$ позначимо функцію розподілу імовірності часу безвідмовної роботи радіоелектронного комплексу. Функцію розподілу часу τ_i надходження сигналів помилкових тривог позначимо через $\Phi(\tau_n)$ і будемо вважати, що час безвідмовної роботи розподілений за експоненціальним законом, тобто $\Phi(t) = 1 - e^{-\lambda_n t}$, де λ_n – інтенсивність надходження помилкових тривог вбудованої системи контролю. Сигнал помилкової тривоги надходить тоді, коли $\tau_i < \tau$. Через ρ позначимо достовірність вбудованої системи контролю. Можна вважати, що для авіаційного радіоелектронного комплексу з вбудованою системою контролю $0 < \rho < 1$. Можна також вважати, що в разі відсутності вбудованої системи контролю $\rho = 0$. Далі будемо враховувати наявність вбудованої системи контролю. Для побудови моделі експлуатації авіаційної техніки, яка знаходиться на зберіганні, припустимо, що $\rho = 0$. Таке ж саме припущення притаманне для стратегії експлуатації за ресурсом.

На множині станів $H_i, i = \overline{1,7}$ запропонованої моделі побудуємо напівмарковський випадковий процес в його класичному розумінні [3]. Для цього необхідно мати матриці імовірностей переходів та функцій розподілу часу перебування процесу у стані H_i , якщо перехід відбудеться до стану H_j . Матриця імовірностей переходів для запропонованої моделі може бути представлена у вигляді

$$P(T) = \begin{pmatrix} 0 & 1 - F(T) \cdot e^{-\lambda_n T} & (1 - \rho) \int_0^T e^{-\lambda_n t} dF(t) & 0 & \rho \int_0^T e^{-\lambda_n t} dF(t) & \lambda \int_0^T e^{-\lambda_n t} [1 - F(t)] dt & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{ir} & 0 & 0 & 1 - d_{ir} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{ir}^* & 0 & 0 & 1 - d_{ir}^* \\ d_r^* & 0 & 0 & 1 - d_r^* & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & e^{-\lambda_B T} & 0 & 1 - e^{-\lambda_B T} & 0 & 0 \end{pmatrix}. \quad (2)$$

У формулі (2) через λ_B позначена інтенсивність проявлення наявних в радіоелектронному обладнанні відмов. Причому вважається, що такі відмови розподілені за експоненціальним законом. Обов'язковою умовою матриці імовірностей переходів є вимоги, щоб по кожному рядку сума імовірностей дорівнювала одиниці. По всіх рядках, крім першого, це очевидно. Можна показати, що для визначеного закону розподілу, наприклад, експоненціального, така вимога дотримується.

Далі визначимо функції розподілу тривалості часу переходу для запропонованої моделі системи зі стану H_i до стану H_j .

А саме:

$$\begin{aligned}
F_{12}(t) &= F_{13} = 1(T); \quad F_{21}(t) = 1(t_n + t_{np}); \\
F_{34}(t) &= F_{37} = 1(t_n); \quad F_{41} = 1(t_6); \\
F_{54}(t) &= F_{64}(t) = 1(t_n^*); \\
F_{57}(t) &= F_{61}(t) = 1(t_n^*); \quad F_{73}(t) = 1(T);
\end{aligned}
\tag{3}$$

$$F_{15}(t) = \begin{cases} 1 & t \geq T \\ \frac{\int_0^t e^{-\lambda_n \cdot x} dF(x)}{T} & t < T; \\ \int_0^t e^{-\lambda_n \cdot x} dF(x) & \\ 0 & t < 0 \end{cases}
\tag{4}$$

$$F_{16}(t) = \begin{cases} 1 & t \geq T \\ \frac{\int_0^t [1 - F(x)] \cdot e^{-\lambda_n \cdot x} dx}{T} & t < T; \\ \int_0^t [1 - F(x)] \cdot e^{-\lambda_n \cdot x} dx & \\ 0 & t < 0 \end{cases}
\tag{5}$$

$$F_{75}(t) = \begin{cases} 1 & t \geq T \\ \frac{\int_0^t e^{-\lambda_B \cdot x} \cdot dx}{T} & t < T, \\ \int_0^t e^{-\lambda_B \cdot x} \cdot dx & \\ 0 & t < 0 \end{cases}
\tag{6}$$

де $1(y) = \begin{cases} 0, & t < y; \\ 1, & t \geq y. \end{cases}$ Решта $F_{ij}(t)$ $i = \overline{1,7}$, $j = \overline{1,7}$ дорівнюють нулю.

Коефіцієнт використання радіоелектронного комплексу може бути визначений згідно з формулою (7) [4]:

$$K_{TB} = \frac{\sum_{i=1}^n \pi_i(T) \cdot \omega_i(T)}{\sum_{i=1}^n \pi_i(T) \cdot \mu_i(T)},
\tag{7}$$

де $\pi_i(T)$ – середня частота повертання марковського ланцюга до стану H_i ; $\omega_i(T)$ – середній час безвідмовної роботи радіоелектронного комплексу у стані H_i ; $\mu_i(T)$ – математичне сподівання тривалості одного кроку процесу $\xi(t)$ при переході зі стану h_i , $i = \overline{1,7}$ до нового стану

$$h_j, j = \overline{1,7}.$$

Будемо вважати, що $\mu_i(T)$ скінченні величини для всіх i та T . Для запропонованої моделі середній час безвідмовної роботи буде дорівнювати

$$\omega_1(T) = M \cdot \{\min(\tau, \tau_n, T)\}. \quad (8)$$

Решта $\omega_i(T), i = \overline{2,7}$ дорівнюють нулю тому, що радіоелектронний комплекс у станах $H_i, i = \overline{2,7}$ або не працює, або працює в несправному стані.

Математичне сподівання тривалості одного кроку під час переходу з попереднього стану до наступного визначається згідно з формулою

$$\mu_i(T) = \sum_{j=1}^n P_{ij}(T) \cdot \int_0^{\infty} t \cdot dF_{ij}(T), \quad (9)$$

де $F_{ij}(T)$ – закон розподілу тривалості переходу зі стану $H_i, i = \overline{1,7}$ до стану $H_j, j = \overline{1,7}$; $P_{ij}(T)$ – імовірності переходу, що визначаються матрицею (2).

Для однорідного ланцюга Маркова існують стаціонарні імовірності $\pi_i(T)$, які визначаються з системи рівнянь:

$$\left. \begin{aligned} \bar{\pi}(T) &= \bar{\pi}(T) \cdot P_{ij}(T) \\ \sum_{i=1}^7 \bar{\pi}(T) &= 1 \end{aligned} \right\}. \quad (10)$$

Феллером показано [5], що якщо всі стани ланцюга Маркова, що задаються матрицею $P_{ij}(T)$, взаємно сполучені, то рішення системи (10) існує, воно є єдиним, причому $\pi_i(T) > 0$.

Після підстановки матриці $P_{ij}(T)$ у рівняння (10) отримаємо систему рівнянь:

$$\left. \begin{aligned} \pi_1(T) &= \pi_2(T) + \pi_4(T) + d_2^* \cdot \pi_6(T) \\ \pi_2(T) &= a_1 \cdot \pi_1(T) \\ \pi_3(T) &= a_2 \cdot \pi_1(T) + a_3 \cdot \pi_7(T) \\ \pi_4(T) &= d_{нз} \cdot \pi_1(T) + d_{нз}^* \cdot \pi_5(T) + (1 - d_2^*) \cdot \pi_6(T) \\ \pi_5(T) &= a_4 \cdot \pi_1(T) \cdot a_5 \cdot \pi_7(T) \\ \pi_6(T) &= a_6 \cdot \pi_1(T) \\ \pi_7(T) &= (1 - d_{нз}) \cdot \pi_3(T) + (1 - d_{нз}^*) \cdot \pi_5(T) \\ \sum_{i=1}^7 \pi_i(T) &= 1 \end{aligned} \right\}, \quad (11)$$

$$\text{де } a_1 = [1 - F(T)] \cdot e^{-\lambda_n T}; \quad a_2 = (1 - \rho) \cdot \int_0^T e^{-\lambda_n t} \cdot dF(t); \quad a_3 = e^{-\lambda_B T}; \quad a_4 = \rho \cdot \int_0^T e^{-\lambda_n t} \cdot dF(t);$$

$$a_5 = 1 - e^{-\lambda_B T}; \quad a_6 = \lambda \cdot \int_0^T e^{-\lambda_n t} [1 - F(t)] dt.$$

Після рішення системи рівнянь (11) отримаємо

$$\left. \begin{aligned} \pi_1(T) &= \frac{M}{C} \\ \pi_2(T) &= a_1 \cdot \frac{M}{C} \\ \pi_3(T) &= a_2 \cdot \frac{M}{C} + a_3 \cdot \frac{a_2(1-d_{н2}) + a_4(1-d_{н2}^*)}{C} \\ \pi_4(T) &= \frac{M[d_{н2} \cdot a_2 + d_{н2}^* \cdot a_4 + (1-d_{н2}^*)]a_6}{C} + \frac{[d_{н2} \cdot a_3 + d_{н2}^* \cdot a_5] \cdot [a_2(1-d_{н2}) + a_4(1-d_{н2}^*)]}{C} \\ \pi_5(T) &= a_4 \frac{M}{C} + a_5 \frac{a_2 - d_{н2} \cdot a_2 + a_4 - d_{н2}^* \cdot a_4}{C} \\ \pi_6(T) &= a_6 = \frac{M}{C} \\ \pi_7(T) &= \frac{a_2(1-d_{н2}) + a_4(1-d_{н2}^*)}{C} \end{aligned} \right\} (12)$$

$$\text{де } M = 1 - a_3(1-d_{i\bar{a}}) - a_5(1-d_{i\bar{a}}^*).$$

$$C = [1 + a_1 + a_2 + a_4 + 2a_6 + d_{н2} \cdot a_2 + d_{н2}^* \cdot a_4 - d_{н2}^* \cdot a_6] \cdot [1 - a_3(1-d_{н2}) - a_5(1-d_{н2}^*)] + [a_3(1+d_{н2}) + a_5(1-d_{н2}^*) + 1] \cdot [a_2(1-d_{н2}) + a_4(1-d_{н2}^*)] \quad (13)$$

$$\left. \begin{aligned} a_1 &= A; \\ a_2 &= (1-\rho) \cdot \lambda_0 \cdot B \\ a_3 &= e^{-\lambda_B T} \\ a_4 &= \rho \cdot \lambda_0 \cdot B \\ a_5 &= 1 - e^{-\lambda_B T} \\ a_6 &= \lambda \cdot B \end{aligned} \right\} (14)$$

$$\text{де } A = e^{-(\lambda_0 + \lambda_n)T}; \quad B = \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n)T}}{\lambda_0 + \lambda_n}.$$

$$K_{\hat{O}\hat{A}} = \frac{M \cdot B}{N_1}, \quad (15)$$

де

$$\begin{aligned} N_2 &= M \left[A \cdot T + (1-\rho) \cdot \lambda_0 \cdot B \cdot T + (\rho \lambda_0 + \lambda_n) \cdot \frac{1 - [(\lambda_0 + \lambda_n)T + 1] \cdot A}{(\lambda_0 + \lambda_n)^2} \right] + A \cdot M \cdot (t_{np} - t_k) + \\ &+ \frac{(1-A) \cdot [(1-d_{н2}^*) \lambda_0 \cdot \rho + (1-d_{н2})(1-\rho) \lambda_0]}{\lambda_0 + \lambda_n} \cdot \frac{1 - e^{-\lambda_B T}}{\lambda_B} + \{M(1-\rho) \cdot \lambda_0 \cdot B + e^{-\lambda_B T} \cdot \\ &\cdot [(1-d_{н2}) \cdot (1-\rho) \cdot \lambda_0 + (1-d_{н2}^*) \lambda_0 \cdot \rho] \cdot B\} \cdot (t_{np} - d_{н2} \cdot t_{np} + t_n) + \{M[(d_{н2} \cdot (1-\rho) \cdot \lambda_0 + d_{н2}^* \cdot \lambda_0 \cdot \rho) \cdot B + (1-d_{н2}^*) \cdot \\ &\cdot \lambda_n \cdot B] + [d_{н2}^* \cdot e^{-\lambda_B T} + d_{н2}^* (1 - e^{-\lambda_B T})] \cdot [\lambda_0 ((1-d_{н2})(1-\rho) + \rho(1-d_{н2}^*)) \cdot B]\} \cdot t_6 + \{(\lambda_0 \cdot \rho + \lambda_n) \cdot M \cdot B + (1 - e^{-\lambda_B T}) \cdot \\ &\cdot [\lambda_0 (1-d_{н2})(1-\rho) + \rho(1-d_{н2}^*) \cdot B]\} \cdot t_n^*. \end{aligned}$$

Для довільної функції розподілу імовірності часу безвідмовної роботи об'єкта контролю

математичне сподівання тривалості одного кроку при переході зі стану H_i до стану H_j визначається таким чином:

$$\left. \begin{aligned} \mu_1(T) &= [1 - F(T)] \cdot e^{-\lambda_n \cdot T} \cdot T + (1 - \rho) \cdot \int_0^T e^{-\lambda_n \cdot t} \cdot dF(t) \cdot T + \rho \int_0^T e^{-\lambda_n \cdot t} \cdot dF(t) \cdot \int_0^\infty t \cdot dF(t) + \\ &+ \lambda_n \cdot \int_0^T e^{-\lambda_n \cdot t} [1 - F(t)] \cdot dt \cdot \int_0^\infty t \cdot dF(t) \\ \mu_2(T) &= t_{np} + t_n \\ \mu_3(T) &= t_{np} - d_{nc} \cdot t_{np} + t_n \\ \mu_4(T) &= t_e \\ \mu_5(T) &= \mu_6(T) = t_n^* \\ \mu_7(T) &= \frac{1 - e^{-\lambda_B \cdot T}}{\lambda_B} \end{aligned} \right\} \cdot (16)$$

Після підстановки відповідних $\pi_i(T)$ з (12), з $\omega_1(T)$ (8) та $\mu_i(T)$ з (16) у формулу (7), отримуємо для довільної функції розподілу імовірності часу безвідмовної роботи формулу для коефіцієнта технічного використання:

$$K_{TB} = \frac{M\{\min(\tau, \tau_n, T)\}}{N_1}, \quad (17)$$

де

$$\begin{aligned} N_1 &= M \cdot \mu_1(T) + a_1 \cdot M \cdot \mu_2(T) + a_2 \cdot M + a_3(a_2(1 - d_{nc}) + a_4(1 - d_{nc}^*)) \cdot \mu_3(T) + \\ &+ \left\{ M \cdot [d_{nc} \cdot a_2 + d_{nc}^* \cdot a_4 + (1 - d_{nc}^*) \cdot a_6] + (d_{nc} \cdot a_3 + d_{nc}^* \cdot a_5) \cdot [a_2(1 - d_{nc}) + a_4(1 - d_{nc}^*)] \right\} \cdot \\ &\cdot \mu_4(T) + [(a_4 + a_6) \cdot M + a_5(a_2 - d_{nc} \cdot a_2 + a_4 - d_{nc}^* \cdot a_4)] \cdot \mu_5(T) + [a_2(1 - d_{nc}) + a_4(1 - d_{nc}^*)] \cdot \mu_7(T). \end{aligned}$$

Для радіоелектронного комплексу можна вважати, що функція розподілу імовірності часу безвідмовної роботи є експоненціальною $F(t) = 1 - e^{-\lambda_0 t}$, де λ_0 - інтенсивність відмов радіоелектронного комплексу.

Тоді

$$\left. \begin{aligned} a_1 &= e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T} \\ a_2 &= (1 - \rho) \cdot \lambda_0 \cdot \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T}}{\lambda_0 + \lambda_n} \\ a_3 &= e^{-\lambda_B T} \\ a_4 &= \rho \cdot \lambda_0 \cdot \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T}}{\lambda_0 + \lambda_n} \\ a_5 &= 1 - e^{-\lambda_B T} \\ a_6 &= \lambda_n \cdot \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T}}{\lambda_0 + \lambda_n} \end{aligned} \right\}; \quad (18)$$

$$\mu_1(T) = e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T} \cdot T + (1 - \rho) \cdot \lambda_0 \cdot \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T}}{\lambda_0 + \lambda_n} + (\rho \cdot \lambda_0 + \lambda_n) \cdot \frac{1 - [(\lambda_0 + \lambda_n)T + 1] \cdot e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) \cdot T}}{(\lambda_0 + \lambda_n)^2}. \quad (19)$$

Решта $\mu_i(T)$ і $\overline{2,7}$ від $F(t)$ не залежать.

Для визначення $\omega_1(T)$ необхідно знайти математичне сподівання мінімуму двох випадкових величин, що розподілені за експоненціальним законом.

$$P\{\min(\tau, \tau_i) > t\} = P\{\tau > t, \tau_i > t\} = P\{\tau > t\} \cdot P\{\tau_i > t\} = e^{-\lambda_0 t} \cdot e^{-\lambda_n \cdot t} = e^{-(\lambda_0 + \lambda_n) t},$$

тому що випадкові величини τ, τ_i незалежні.

Звідси

$$M\{\min(\tau, \tau_n, T)\} = \int_0^T e^{-(\lambda_0 + \lambda_n)t} dt = \frac{1 - e^{-(\lambda_0 + \lambda_n)T}}{\lambda_0 + \lambda_n}. \quad (20)$$

Після підстановки відповідних $\pi_i(T)$ з (11), $\mu_i(T)$ з (16) та (19), а також $\omega_1(T)$ з (20) в формулу (7), отримаємо для $F(t) = 1 - e^{-\lambda_0 t}$ вираз для коефіцієнта технічного використання:

$$K_{\text{дА}} = \frac{M \cdot B}{N_2}, \quad (21)$$

де

$$\begin{aligned} N_2 = M & \left[A \cdot T + (1 - \rho) \cdot \lambda_0 \cdot B \cdot T + (\rho \cdot \lambda_0 + \lambda_n) \cdot \frac{1 - [(\lambda_0 + \lambda_n)T + 1] \cdot A}{(\lambda_0 + \lambda_n)^2} \right] + A \cdot M \cdot (t_{\text{вб}} - t_i) + \\ & + \frac{(1 - A) \cdot [(1 - d_{\text{іа}}^*) \cdot \lambda_0 \cdot \rho + (1 - d_{\text{іа}})(1 - \rho)\lambda_0]}{\lambda_0 + \lambda_n} \cdot \frac{1 - e^{-\lambda_B T}}{\lambda_B} + \{M \cdot (1 - \rho) \cdot \lambda_0 \cdot B + e^{-\lambda_B T} \cdot \\ & \cdot [(1 - d_{\text{іа}}) \cdot (1 - \rho) \cdot \lambda_0 + (1 - d_{\text{іа}}^*) \cdot \lambda_0 \cdot \rho] \cdot B\} \cdot (t_{\text{вб}} - d_{\text{іа}} \cdot t_{\text{вб}} + t_i) + \{M \cdot [(d_{\text{іа}} \cdot (1 - \rho) \cdot \lambda_0 + d_{\text{іа}}^* \cdot \lambda_0 \cdot \rho) \cdot B + (1 - d_{\text{іа}}^*) \cdot \\ & \cdot \lambda_n \cdot B] + [d_{\text{іа}} \cdot e^{-\lambda_B T} + d_{\text{іа}}^* (1 - e^{-\lambda_B T})] \cdot [\lambda_0 ((1 - d_{\text{іа}})(1 - \rho) + \rho(1 - d_{\text{іа}}^*))]\} \cdot t_{\text{а}} + \{(\lambda_0 \cdot \rho + \lambda_n) \cdot M \cdot B + (1 - e^{-\lambda_B T}) \cdot \\ & \cdot [\lambda_0 (1 - d_{\text{іа}})(1 - \rho) + \rho \cdot (1 - d_{\text{іа}}^*) \cdot B]\} \cdot t_i^*, \\ & \text{де } M = [1 - (1 - d_{\text{іа}})e^{-\lambda_B T} - 1 - (d_{\text{іа}}^*)(1 - e^{-\lambda_B T})]. \end{aligned}$$

4. Висновки

В результаті проведених досліджень було доведено, що не всі процеси в технічній експлуатації відбуваються за марковськими моделями, марківська модель працює тільки при експоненційному законі розподілу. Формалізована модель, яка показана на рис. 1, є універсальною для відображення процесу експлуатації за технічним станом. Вона враховує надходження інформації від вбудованої системи контролю про поточний стан радіоелектронного обладнання літака, працює при будь-якому законі розподілу часу переходу системи від одного стану до іншого. Для існуючих літакових радіоелектронних комплексів достовірність інформації про поточний стан складає приблизно 0,5-0,75, тому дає можливість обрахувати показники системи технічного обслуговування, виходячи з відомих технічних характеристик бортового РЕО та статистичних даних, що характеризують надійність його роботи. Розробки в цьому напрямку є перспективними не тільки для вибору ліпшої стратегії ТО, а також для зниження економічних витрат на технічне обслуговування та ремонт БРЕО.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. ATA MSG-3 Основные положения по разработке требований к плановому техническому обслуживанию самолета // Совместный документ изготовителя и кампании. Изменение. – 2003. – № 1. – 86 с.
2. Сильвестров Д.С. Полумарковские процессы с дискретным множеством состояний (Основы расчета функциональных и надёжных характеристик стохастических систем). – М.: Сов. радио, 1980. – 271 с.
3. Тихонов В.И. Марковские процессы./ В.И. Тихонов, М.А. Миронов. – М.: Сов. радио. – 1977. – 488 с.
4. Герцбах И.Б. Модели профилактики (Теоретические основы планирования профилактических работ). – М.: Сов. радио, 1959. – 216 с.
5. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. – М.: Мир, 1967. – Т. 1.