УДК 623.486 д.т.н., проф. **Шишанов М.О.** (ЦНДІ ОВТ ЗСУ)
к.т.н., доц. **Терещенко А.М.** (НУОУ)
Соловей О.О. (ЦНДІ ОВТ ЗСУ)
Шереметов С.І. (ЦНДІ ОВТ ЗСУ)

ВИЗНАЧЕННЯ ДОПУСТИМОГО ЧАСУ ПРОВЕДЕННЯ ВІДНОВЛЮВАЛЬНОГО РЕМОНТУ СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

У статті проаналізовані визначення допустимого часу проведення відновлювального ремонту складних технічних систем. Отримані співвідношення дозволяють визначити вірогідність відновлювання пошкоджень, допустимий час ремонту складних технічних систем в ремонтному органі угруповання військ, що розглядається.
Ключові слова: відновлювальний ремонт, складні технічні систем, допустимий час.

В статье проанализированы определения допустимого времени проведения возобновительного ремонта сложных технических систем. Полученные соотношения позволяют определить достоверность обновления повреждений, допустимое время ремонта сложных технических систем в ремонтном рассматриваемом органе группировки войск.
Ключевые слова: возобновительный ремонт, сложные технические системы, допустимое время.

In the article the definitions of admissible time of carrying out renewal repair of difficult technical systems are analysed. The received ratios allow to define reliability of updating of damages, admissible time of repair of difficult technical systems in repair considered body of group of armies.
Keywords: renewal repair, difficult technical systems, admissible time

Вступ та постановка завдання. Відновлювальний ремонт складних технічних систем (СТС) військового призначення проводиться з метою ліквідації наслідків дії засобів поразки противника. Характер і складність цих пошкоджень залежить від багатьох чинників, до основних з яких відносяться, тип СТС, їх конструктивне виконання, інженерного устаткування пунктів розміщення СТС на місцевості, типу і кількості вжитих противником засобів поразки.

Від характеру і складності пошкоджень залежить об'єм їх відновлювального ремонту (величина трудовитрат на відновлювальний ремонт), склад необхідних для його виконання ремонтних сил (фахівців) та засобів (ремонтного устаткування, ЗІП і експлуатаційних матеріалів).

Враховуючи той факт, що відновлювальний ремонт СТС властивий лише умовам воєнного стану і терміни на його виконання, як правило, вельми обмежені, підготовка до нього повинна проводиться завчасно, на етапі мирного часу.

В процесі підготовки до відновлювального ремонту СТС, використовуючи результати прогнозування складності і характеру очікуваних пошкоджень їх апаратури і устаткування, розраховується необхідний склад ремонтних сил і засобів і їх накопичення, розробляється ремонтна документація і визначаються раціональні варіанти організації відновлювання пошкоджених СТС.

Допустима тривалість відновлювального ремонту СТС визначається, як правило, їх типом і цільовим призначенням. Так, наприклад, допустима тривалість відновлювального ремонту СТС таких як систем ЗУРО, визначається, виходячи з їх цільового призначення, тривалістю інтервалу часу, якій можуть мати в розпорядженні війська для відновлення порушеної готовності засобів боротьби з авіацією супротивника для відбиття її подальших нальотів. При розрахунку допустимих термінів відновлювального ремонту СТС слід також враховувати і основні особливості їх використання за призначенням. Зокрема, для СТС основною особливістю є їх групове використання, тобто використання сукупності систем у складі угрупувань військ.

Для вирішення поставленого завдання вважатимемо, що відновлювальний ремонт СТС угрупування військ здійснюється силами деякого ремонтного органу, під яким можна розуміти або розосереджену на місцевості сукупність ремонтних бригад, або деяке ремонтне підприємство. З метою формалізації досліджуваного процесу представимо ремонтний орган у вигляді системи масового обслуговування (СМО), а сукупність СТС - як джерело вимог на обслуговування. Тоді рішення задачі зводиться до відшукування такої максимально можливої тривалості τ обслуговування кожної заявки в СМО, при якому сумарний час $T_{пр}$ перебування кожної заявки в системі, що складається з часу $T_{ож}$ очікування початку обслуговування і часу обслуговування τ, не перевищує деякий граничнодопустимий час $T_{прд}$.

Якщо вважати, що потік вимог на обслуговування має властивість стаціонарності, а час обслуговування кожної вимоги розподілений за експоненціальним законом, то необхідне значення величини τ може бути розраховане на основі використання кінцевих співвідношень эрлангової теорії масового обслуговування рішенням рівняння виду

$$T_{прд} = f\left(\tau, \lambda\right).$$

Слідує, проте, відмітити, що для СТС військового призначення, таке допущення не завжди правомочні, тому що бойові дії противника завчасно сплановані і носять регулярний характер. Для такого етапу бойових дій найбільш характерним видом функції інтенсивності ушкоджень СТС є залежність, представлена на рис. 1.

Рис. 1. Функція інтенсивності ушкоджень СТС

Фізично ця залежність означає, що основна частина СТС ушкоджується впродовж часу T_1 (впродовж часу підготовки до наступу противника по бойових порядках військ), в течію ж іншого інтервалу часу $\left[T_1, T\right]$, наступної бойової дії противника, що залишилася до початку, інтенсивність ушкоджень СТС угрупування військ різко зменшується (виникають пошкоджені СТС лише від окремих бойових дії супротивника). У зв'язку з цим для визначення величини τ пропонується метод, ґрунтований на визначенні деякої невипадкової не убутної функції $n\left(t\right)$, яка б із заданою вірогідністю $R\left(\tau\right)$ обмежувала згори усі можливі реалізації функції накопичення пошкоджених СТС в часі.

$$\nu\left(t\right) = \int_0^t \lambda\left(x\right) dx, \quad t, x \in \left[0, T\right]. \tag{1}$$

Якщо система масового обслуговування забезпечить своєчасне обслуговування вимог із законом їх накопичення на вході виду $n\left(t\right)$, то в цьому випадку з вірогідністю $R\left(\tau\right)$ гарантується обслуговування і при усіх можливих реалізаціях $\nu\left(t\right)$.

Вважаючи потік вимог на обслуговування з параметром $\lambda(t)$, що має властивості ординарності і відсутності післядії, визначимо вірогідність вступу деякого числа вимог на вхід системи обслуговування в інтервалі часу $[t, t+\Delta t]$.

$$\vartheta_{\kappa}(t, t+\Delta t) = \frac{\left[\nu(t+\Delta t) - \nu(t)\right]^{\kappa}}{\kappa!} \exp\left\{-\left[\nu(t+\Delta t) - \nu(t)\right]\right\}, \qquad (2)$$
$$\kappa = 0, 1, 2, \ldots, t, x \in [0, T]$$

і розглянемо завдання про побудову кусково-постійної не убутної $[0, T]$ функції $n(t)$ з цілочисельними значеннями в інтервалі

$$n(t) = n_j \quad при \quad t_j < t < t_{j+1}, \quad j = 0, 1, 2, \ldots, m, \qquad (3)$$
$$n_j \le n_{j+1}, \quad t_0 = 0, \quad t_{m+1} = T.$$

Припустимо, що залежність(3) задана. Знайдемо вірогідність реалізації нерівності

$$\nu(t) \le n(t), \quad t \in [0, T]. \qquad (4)$$

Нехай A - подія, що полягає у виконанні нерівності (4). Введемо $A_{\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m}$,події, реалізація яких означає виконання системи рівності: $\nu(t_j - 0) = \kappa_{j-1}, \quad j = 0, 1, 2, \ldots, m$, $\kappa_{j-1} \le \kappa_j$. Якщо набори чисел $\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m$ не співпадають (відрізняються друга від друга хоч би одним членом), то події $A_{\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m}$ по цих наборах є неспільними. Подія A є об'єднанням цих подій по усіх різних наборах $\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m$. Тоді вірогідність події A можна визначити по формулі

$$P(A) = \sum_{\kappa_{j-1} \le \kappa_j \le n_j} P\left(A_{\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m}\right), \; j = 0, 1, 2, \ldots, m, \; \kappa_{j-1} = 0. \qquad (5)$$

Подія $A_{\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m}$ полягає в одночасній реалізації $m+1$ не залежних одна від однієї подій(згідно з гіпотезою відсутності післядії)

$$\nu(t_{j+1} - 0) - \nu(t_j + 0) = \kappa_j - \kappa_{j-1}, \; j = 0, 1, 2, \ldots, m, \; \kappa_{j-1} = 0.$$

Вірогідність кожного з них є $\vartheta_{\kappa_j - \kappa_{j-1}}(t_j, t_{j+1} - 0)$, тому

$$P\left(A_{\kappa_0, \kappa_1, \ldots, \kappa_m}\right) = \prod_{j=1}^{m} \vartheta_{\kappa_j - \kappa_{j-1}}(t_j, t_{j+1} - 0). \qquad (6)$$

Підставивши послідовно (2) в (6) (при $\kappa = \kappa_j - \kappa_{j-1}$, $t = t_j$, $\Delta t = t_{j+1} - t_j$) і (6) в (5), отримаємо

$$P(A) = e^{-\bar{n}} \sum_{\kappa_m = 0}^{\mu_m} \sum_{\kappa_{m-1} = 0}^{\mu_{m-1}} \cdots \sum_{\kappa_0 = 0}^{\mu_0} \prod_{j=0}^{m} \frac{\Delta \nu_j^{\kappa_j - \kappa_{j-1}}}{\left(\kappa_j - \kappa_{j-1}\right)}, \qquad (7)$$

де

$$\bar{n} = \nu(T) = \sum_{j=0}^{m} \Delta \nu_j, \; \Delta \nu_j = \int_{tj}^{tj+1} \lambda(x) dx,$$

$$\mu_0 = \min\left(n_0, \kappa_1\right),$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$\mu_{m-1} = \min\left(n_{m-1}, \kappa_m\right),$$

$$\mu_m = n_m.$$

Таким чином, для вирішення поставленого завдання необхідно визначити величини t_j, n_j, m, за умови $P\left(A\right) \geq R\left(\tau\right)$.

До моменту часу t на вході СМО з'являється $\nu\left(t\right)$ вимог. Система масового обслуговування до цього часу може обслужити не менше $\frac{t}{\tau}$ вимог. Час перебування вимоги в СМО не перевищить допустиме $T_{прд}$, якщо реалізація $\nu\left(t\right)$ лежить не вище за пряму:

$$l\left(t\right) = \frac{t + T_{прд}}{\tau} \geq \nu\left(t\right),\ t \in \left[0, T\right],$$

як це показано на рис. 2 і при цьому виконується умова $\frac{T}{\tau} \geq \nu\left(T\right)$.

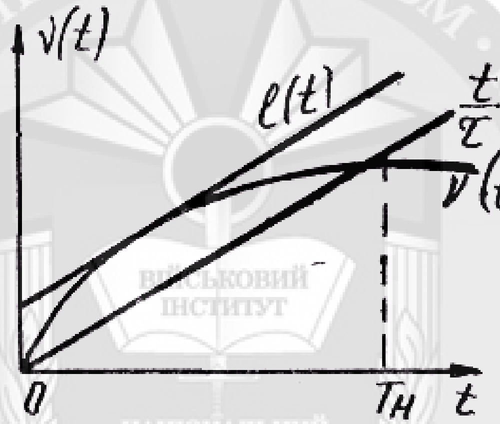

Рис. 2. Функція накопичення числа відновлених СТС

Отже, при заданому значенні τ в якості залежності $n\left(t\right)$ можуть бути вибрані тільки ті з (3), які задовольняють умовам:

$$\frac{T}{\tau} \geq n\left(T\right);\ \frac{t + T_{прд}}{\tau} \geq n\left(t\right). \tag{8}$$

Значення $T_{прд}$ може бути визначене по відомому значенню інтервалу $\left[0, T\right]$ і заданому числу κ СТС, які мають бути відновлені до моменту часу T

$$T_{прд} = \frac{T}{n}.$$

Таким чином, залежність $n^*\left(t\right)$, забезпечує максимум вірогідності реалізації нерівності (4) і задовольняє обмеженням (8), може бути виведена, виходячи з необхідності виконання умови

$$n^*\left(t\right) = \max\left\{n\left(t\right), n\left(t\right), \ldots\right\} \leq \frac{t + T_{прд}}{\tau},\ n^*\left(T\right) = \frac{T}{\tau},$$

як це показано на рис. 3

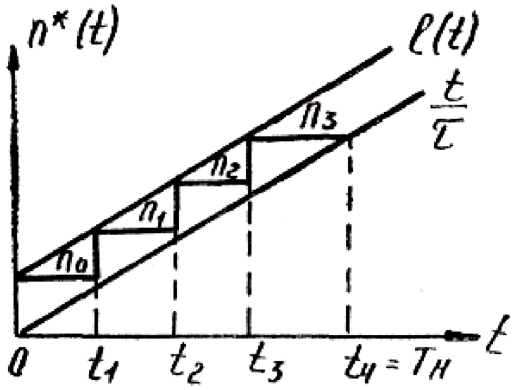

Рис. 3. Кусково-постійна апроксимація функція $l(t)$

Рівні n_j, моменти часу t_j і число m визначаються за формулами:

$$n_j = n_0 + j\,,\ n_0 = \frac{T_{прд}}{\tau},\ j = 0, 1, 2, \ldots, m\,,\ m = \frac{T}{\tau} - n_0\,,\ t_j = \left(n_0 + j\right)\tau - T_{прд}\,. \qquad (9)$$

Підставивши(9) в (7), отримаємо кінцеве співвідношення для розрахунку значення вірогідності $R(\tau)$ при заданому значенні τ :

$$R(\tau) = e^{-\bar{n}} \sum_{\kappa_m=0}^{\mu_m} \sum_{\kappa_{m-1}=0}^{\mu_{m-1}} \cdots \sum_{\kappa_0=0}^{\mu_0} \prod_{j=0}^{m} \frac{\Delta\nu_j^{\kappa_j-\kappa_{j-1}}}{\left(\kappa_j - \kappa_{j-1}\right)}. \qquad (10)$$

Необхідні для обчислень за формулою (10) значення величин, що входять в неї, визначаються із співвідношень:

$$\begin{aligned}
&\bar{n} = \int_0^T \lambda(x)dx\,;\ \mu_0 = \min\left(n_0, \kappa_1\right),\ n_0 = \frac{T_{прд}}{\tau};\ m = \frac{T}{\tau} - n_0\,;\\
&\mu_{m-1} = \min\left(n_0 + m - 1, \kappa_m\right),\\
&\mu_m = n_0 + m\,; \qquad (11)\\
&\Delta\nu_0 = \int_0^{(n_0+1)\tau - T_{прд}} \lambda(x)dx\,;\ \Delta\nu_j = \int_0^{\tau} \lambda\left[\left(n_0 + j\right)\tau - T_{прд} + \xi\right]d\xi\,;\ j = 0, 1, 2, \ldots, m-1\,;\\
&\Delta_m = \int_{(n_0+1)\tau - T_{прд}}^{T} \lambda(x)dx\,.
\end{aligned}$$

Співвідношення (10) представляє собою неявне вираження для розрахунку необхідного часу обслуговування однієї СТС при заданому значенні величини $R(\tau)$. Таким чином, вирішивши рівняння (10) відносно τ, можна обґрунтувати вимогу до виробничих можливостей ремонтного органу, обслуговуючого певну сукупність СТС.

Для умов тривалого ведення бойових дій, коли потоки дій засобів поразки супротивника по бойових порядках військ і потоки бойових ушкоджень СТС можуть бути прийнятими простими, рішення сформульованої задачі за критерієм $T_{прд}$ стає дуже скрутним в силу виникнення деякої невизначеності в знанні тривалості інтервалу $\left[T_1, T\right]$. В цьому випадку доцільніше розраховувати допустимий час виконання відновного ремонту СТС за критерієм забезпечення необхідного значення коефіцієнта їх готовності.

Для вирішення завдання вважатимемо, що сукупний потік заявок, що поступають на вхід ремонтного органу, може розглядатися як накладення незалежних потоків заявок, що породжуються кожній СТС угрупування військ. Якщо кожен із складових потоків є рекурентним, то функція розподілу тривалості проміжку часу між суміжними моментами вступу заявок на вхід ремонтно-відновної системи визначається співвідношенням [1]:

$$F(t)=1-\prod_{j=1}^{N}\left[1-F_j(t)\right],$$

де $F_j(t)$ функція розподілу тривалості проміжку часу між суміжними заявками, обумовленими виходом із справного стану j-ої СТС.

Незважаючи на те, що складові сукупного потоку заявок, в загальному випадку, не є простими, сукупний потік має деякі його властивості. Дійсно, цей потік в першому наближенні можна вважати потоком без післядії, а з урахуванням кінцевої кількості СТС в угрупуванні військ і їх рознесення територіально на місцевості вірогідність вступу на вхід ремонтного органу більше за одну заявку на нескінченно малому проміжку часу близька до нуля. Таким чином, за досить загальних умов узагальнений потік заявок на вході ремонтного органу може бути представлений простим потоком. При тривалому функціонуванні сукупності СТС, коли майже усі СТС устигають відмовити по кілька разів, узагальнений потік заявок встановлюється $\left(\lim\lambda(t)=\lambda_0\right)$ [1].

Оскільки сукупний потік заявок є накладенням потоків, що породжуються окремими СТС, то середній час між суміжними відмовами однієї СТС визначиться із співвідношення

$$T_{01}=\frac{n}{\lambda_0},$$

де n число СТС у складі угрупування військ.

Отже, при заданому значенні коефіцієнта готовності $K_г$ кожної з обслуговуваних СТС на тривалому інтервалі часу $\left[0,T\right]$, допустимий середній час відновлення однієї СТС не повинен перевищувати величини

$$T_в=\frac{T_{01}\left(1-K_г\right)}{K_г}=\frac{n\left(1-K_г\right)}{\lambda_0 K_г}. \tag{12}$$

Використовуючи співвідношення (11) і вважаючи $\lambda(t)=\lambda_0$, отримаємо

$$\begin{aligned}
&\Delta\Lambda_0=\int_0^{(n_0+1)\tau-T_в}\lambda(x)dx=\lambda_0\left(n+1\right)\tau-T_в\lambda_0=\frac{\Delta\tau_0}{x},\\
&\left(\Delta\tau_0=1+ent\left(\frac{T_в}{\tau}\right)-\frac{T_в}{\tau},\quad x=\frac{1}{\lambda_0\tau}\right),\\
&\Delta\Lambda_j=\int_0^{\tau}\lambda\left[\left(n_0+j\right)\tau-T_в+\xi\right]d\xi=\frac{1}{x},\\
&\Delta\Lambda_m=\int_{(n_0+1)\tau-T_в}^{T_H}\lambda(x)dx=\lambda_0T_H-\lambda_0\left[\left(n_0+m\right)-T_в\right]=\frac{\Delta\tau_m}{x},\\
&\left(\Delta\tau_m=\frac{T_H}{\tau}-ent\left(\frac{T_H}{\tau}\right)+\frac{T_в}{\tau}\right).
\end{aligned} \tag{13}$$

Підставивши (13) в (10), знаходимо вираження для вірогідності $R(\tau)$, що дозволяє, зрештою, визначити максимально допустимий час безпосереднього обслуговування однієї СТС в ремонтному органі, коли потік заявок на його вході може бути прийнятий найпростішим:

$$R(\tau)=e^{-\bar{n}}\sum_{\kappa_m=0}^{\mu_m}x^{-\kappa_m}\sum_{\kappa_{m-1}=0}^{\mu_{m-1}}\frac{\Delta\nu_m^{\kappa_m-\kappa_{m-1}}}{(\kappa_m-\kappa_{m-1})!}\sum_{\kappa_{m-2}=0}^{\mu_{m-2}}\frac{1}{(\kappa_{m-1}-\kappa_{m-2})!}\cdots$$

$$\cdots\sum_{\kappa_j=0}^{\mu_j}\frac{1}{(\kappa_{j+1}-\kappa_j)!}\cdots\sum_{\kappa_0=0}^{\mu_0}\frac{1}{(\kappa_1-\kappa_0)!}\frac{\Delta\tau_0^{\kappa_0}}{\kappa_0}, \tag{14}$$

$$\begin{pmatrix}\mu_0=\min(n_0,\kappa_1+1)\\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\\ \mu_{m-1}=\min(n_0+m-1,\kappa_m)\\ \mu_m=n_0+m\end{pmatrix}.$$

Вичислимо перші $(m-1)$ сум по $\kappa_0,\ldots,\kappa_{m-2}$, записавши для них рекурентні співвідношення:

$$s_0^{(r)}=\frac{\Delta\tau_0^r}{r!},\ s_1^{(r)}=\sum_{q=0}^{\min(n_0,r)}\frac{s_0^{(q)}}{(r-q)!},\ldots,s_{j+1}^{(r)}=\sum_{q=0}^{\min(n_0+j,r)}\frac{s_j^{(q)}}{(r-q)!} \tag{15}$$

$$(r=0,1,\ldots,n_0+j;\quad j=1,2,\ldots,m-2).$$

Скориставшись методом повної індукції, отримаємо явні вирази для введених сум:
при

$r=0,1,\ldots,n_0$; $s_j^{(r)}=\frac{1}{r!}(j+\Delta\tau_0)^2$;

при

$r=n_0+1,\ldots,n_0+j\ \ (j=1,2,\ldots,m-1)$

$$s_j^{(r)}=\frac{1}{r!}(j+\Delta\tau_0)^r-(j+n_0+1-r)\sum_{l=n_0+1}^{r}\frac{(j+n_0+l)^{r-l-1}}{(r-l)!}\frac{(l-n_0-1+\Delta\tau_0)^l}{l!}. \tag{16}$$

Вірогідність, $R(\tau)$ згідно (14) і (15), може бути записана у виді $(\kappa_m=q,\kappa_{m-1}=r)$

$$R(\tau)=e^{-n}\left[\sum_{q=0}^{n_0+m}x^{-q}\sum_{q=0}^{\mu}s_{m-1}^{(r)}\frac{\Delta\tau_m^{q-r}}{(q-r)!}\right],\quad (\mu=\min(n_0+m-1,q)). \tag{17}$$

Підставивши сюди вираження для s_{m-1} з (16) і підсумувавши по позитивні члени, отримаємо

$$R(\tau)=e^{-n}\left[\sum_{q=0}^{n_0+m}\frac{\overline{n}^q}{q!}-\frac{1}{n_0!x^{n_0}}\sum_{i=0}^{m}\frac{1}{x^i}\sum_{j=1}^{i}(m-j)\frac{\Delta\tau_m^{i-j}}{(i-j)!}\times\right.$$
$$\left.\times\sum_{\kappa=1}^{j}\frac{(m-\kappa)^{j-\kappa-1}}{(j-\kappa)!}\frac{(\kappa-1+\Delta\tau_0)^{n_0+\kappa}}{(n_0+\kappa)(+\kappa-1)\ldots(n_0+1)}\right]. \qquad (18)$$

Висновок. Таким чином отримані співвідношення дозволяють визначити вірогідність відновлювання пошкоджень, допустимий час ремонту СТС в ремонтному органі угруповання військ що розглядається.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Ковтуненко А.П. Основы теории восстановления эксплуатационных свойств технических систем: Монография / А.П. Ковтуненко, М.А. Шишанов, В.В. Зубарев. – К.: НАУ, 2007. – 296 с.
2. Ковтуненко А.П. Основы военно-технических исследований. Теория и приложения: Монография в 3т. Т.3. Синтез систем технического обеспечения эксплуатации и ремонта вооружения и военной техники / А.П. Ковтуненко, М.А. Шишанов, В.В. Зубарев, А.А. Онистрат – К.: НАУ, 2012. – 424 с.

Рецензент: д.т.н., проф. Лєнков С.В.

ПАТРІОТИЗМ • ПРОФЕСІОНАЛІЗМ • ПОРЯДНІСТЬ • ПОСЛІДОВНІСТЬ • ПРОЗОРІСТЬ
ВІЙСЬКОВИЙ ІНСТИТУТ
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМЕНІ ТАРАСА ШЕВЧЕНКА КИЇВ