УДК 654.1
DOI https://doi.org/10.32782/2663-5941/2024.1.1/05

Дубина В.О.
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

Кононова І.В.
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

МОДЕЛІ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОГО КОМУНІКАЦІЙНОГО ОБЛАДНАННЯ З УРАХУВАННЯМ ХАРАКТЕРИСТИК КОНТРОЛЮ

Проблема надійності до цього часу не втратила своєї актуальності, а, навпаки, ще більше загострилася. Це пов'язано з дією ряду об'єктивних причин, зокрема, безперервним ростом складності і відповідальності функцій, які виконуються сучасними технічними системами, ускладненням структури цих систем, збільшенням кількості складових елементів і зв'язків між ними, а також значним розширенням діапазону умов експлуатації. Все це супроводжується підвищенням вимог до надійності функціонування таких систем. Ці та інші причини зумовлені бурхливим науково-технічним прогресом, який спостерігається за останні десятиріччя в багатьох галузях техніки: в комунікаційних технологіях, обчислювальній техніці, інформатиці і т.д. Визначено, що на ефективність функціонування складної системи значно впливає надійність складових її підсистем і елементів. Незважаючи на те, що до цього часу якість елементної бази суттєво підвищилась, все ж ріст складності системи випереджає темпи підвищення безвідмовності елементів, що не завжди дозволяє забезпечити високу (або задану) надійність функціонування системи в цілому.

Проведений аналіз особливостей функціонування об'єктів електронного комунікаційного обладнання мереж зв'язку дозволив виявити ряд факторів, які суттєво впливають на ефективність та надійність цих систем. Деякі з найбільш суттєвих факторів можуть впливати на непродуктивне витрачання робочого (оперативного) часу та погіршення деяких показників надійності.

В моделях враховуються фактори, що впливають на надійність об'єктів в реальних умовах функціонування. Розглянуто процес функціонування відновлюваного об'єкту електронного комунікаційного обладнання з непоповнюваним резервом часу і ідеальним контролем працездатності.

Запропоновано моделі надійності, які встановлюють зв'язок між показниками надійності об'єкту (в нашому випадку – об'єкту електронного комунікаційного обладнання), характеристиками надійності елементів його структури та параметрами процесу функціонування об'єкту.

Ключові слова: *моделі надійності, електронне комунікаційне обладнання, знецінюючі відмови, системи зв'язку, резервування.*

Постановка проблеми. Об'єкти з непоповнювальним резервом часу утворюють великий клас систем, в яких резерв часу може створюватися по-різному. В одних випадках він утворюється за рахунок додаткового збільшення часу для виконання об'єктом завдання в ідеальних умовах, в інших – шляхом використання запасу продуктивності об'єкта. Відмови, що виникають в таких об'єктах, за своїми наслідками по-різному впливають на процес виконання завдання і можуть бути розділені на три групи: незнецінюючі, повністю знецінюючі і частково знецінюючі попереднє напрацювання.

На теперішній час є актуальною проблема побудови математичних моделей надійності об'єкта з непоповнювальним резервом часу, незнецінюючими відмовами та урахуванням характеристик контролю.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. За цей час виконано велику кількість робіт у різних напрямках теорії та практики надійності і отримано велику кількість корисних, перевірених на практиці результатів, які в сукупності складають основи загальної теорії надійності [1–5]. Ця теорія дозволяє з достатньою для практики точністю вирішувати широкий спектр задач надійності і експлуатації: обирати раціональну (оптимальну) структуру систем різного цільового призначення і розраховувати показники їх надійності, обґрунтовувати раціональні режими технічного обслуговування і ремонту [3–5]. Але вимоги практики висувають перед теорією надійності велику кількість нових, все складніших задач, тому розвиток теорії продовжується. Цей розвиток проявляється не лише в отриманні нових теоретичних результатів, які збагачують наукові основи загальної теорії надійності, але і в поглибленому дослідженні відомими методами окремих, відносно мало вивчених розділів надійності, що мають важливе прикладне значення [6–8]. Одним із них є розділ пов'язаний з питанням використання різних методів резервування для підвищення надійності об'єктів, що досліджені та висвітлені недостатньо [7, 8].

Метою роботи є визначення аналітичних співвідношень для показників надійності об'єктів зі знецінюючими відмовами та урахуванням характеристик контролю.

Виклад основного матеріалу дослідження. Сформулюємо постановку задачі, допущення та обмеження та виберемо математичну модель випадкового процесу, що описує функціонування розглядаємої системи з відмовами, які забезпечують всю виконану роботу (повністю знецінюючими відмовами). Розглянемо відновлюваний об'єкт електронно комунікаційного обладнання (ЕКО) з непоповнюваним резервом часу (систему об'єкт-час), якому доручено деяке завдання (передача повідомлень різної тривалості між вузлами зв'язку в інформаційній мережі, вирішення задач розрахунковими комплексами ЕКО мережі зв'язку та інше), для виконання якого при безвідмовній роботі обладнання необхідний час $t_з$ [9]. Величина $t_з$ може бути випадковою або невипадковою. В подальшому для простоти міркувань будемо розраховувати випадок $t_з = \mathrm{const}$.

При виконанні завдання можуть виникати відмови, які призводять до затримки виконання завдання. Будемо вважати, що напрацювання між відмовами має такий самий розподіл $F(t)$, як і напрацювання до першої відмови, причому $F(t) = 1 - \exp(-\lambda t)$. В об'єкті реалізовано ідеальний контроль працездатності, що виявляє будь-які відмови в моменти їх виявлення. Функція розподілу часу відновлення $F_в(t) = 1 - \exp(-\mu t)$ і не залежить ні від числа попередніх відмов ні від напрацювання на момент відмови. Будемо також вважати, що ремонт повністю відновлює вихідні властивості об'єкта і після його закінчення негайно відновлюється виконання завдання.

Для поліпшення показників надійності функціонування системи їй виділяється резерв часу $t_р$. На відміну від системи, яка розглядалась в [10], тут будь-яка відмова об'єкта знецінює всю пророблену роботу і тому резерв часу витрачається не тільки на відновлення працездатності, але й на повторення знеціненої роботи. Завдання виявляється виконаним, якщо протягом часу $t_з$ система пропрацює безвідмовно. Внаслідок затримок, обумовлених виникненням і усуненням відмов, а також повторенням попереднього напрацювання реальний час виконання завдання $T_{вз}$ стає випадковою величиною з невідомою функцією розподілу і складається з корисного часу $t_з$ та непродуктивного витраченого $T_{нп}$, тобто в загальному випадку

$$T_{вз} = t_з + T_{нп} = t_з + \sum_{i=1}^{k} \tau_i + \sum_{i=1}^{k} t_{вi}, \quad \tau_i < t_з, \quad k \geq 1, \qquad (1)$$

де τ_i – інтервали знеціненого корисного навантаження; $t_{вi}$ – інтервали часу ремонту об'єкта після i-ї відмови.

Для сформульованих умов функціонування системи, що розглядається необхідно визначити показники надійності: ймовірність безвідмовного функціонування $P(t_з, t_р)$ протягом виділеного оперативного часу $t = t_з + t_р$, інтенсивність відмов $\Lambda(t_з, t_р)$ і математичне очікування реального часу виконання завдання $\bar{T}_{вз}(t_з)$. Наведемо математичну модель, що описує процес функціонування досліджуваної системи. Позначимо через t_{2j-1} і t_{2j} $(j \geq 1)$ моменти відповідно j-го за рахунком відмови об'єкта і закінчення відновлення його працездатності. Нехай $t_0 = 0$, $\tau_n = t_n - t_{n-1}$, $n = 1, 2, \ldots$, та нехай τ_n взаємно незалежні.

Поставимо у відповідність процесу функціонування даного об'єкта випадковий процес $\varsigma(t)$, який побудуємо наступним чином. Процес $\varsigma(t) = 0$, якщо в момент t об'єкт вільний (завдання відсутні), лінійно зростає на відрізках часу $[t_{2j-2}, t_{2j-1})$, постійний в інтервалах $[t_{2j-1}, t_{2j})$, а в моменти t_{2j} $(j \geq 1)$ здійснює стрибок в 0. Для описання процесу функціонування даного об'єкта, очевидно, достатньо задати розподіли проміжків часу, протягом яких він вільний, дисципліну появи завдань різних типів та розглянути підпроцес (позначимо його $\varsigma^*(t)$), що обривається в момент $T_{вз}$ першого досягнення рівня $t_з$. Підпроцес $\varsigma^*(t)$ повністю описує виконання одного завдання, яке в ідеальних умовах має тривалість $t_з$. Тому надалі обмежимося розглядом випадкового процесу $\varsigma(t) \in [0, \infty)$, який співпадає на відрізку $[0, T_{вз}]$ з підпроцесом $\varsigma^*(t)$, але в момент $T_{вз}$ не обривається, а продовжує еволюціонувати за тим же законом, що і до моменту $T_{вз}$ (рис. 1, а).

Відмітимо, що $\varsigma(t)$ не є марківським процесом, проте його можна перетворити на марківський за допомогою введення додаткових координат, тобто шляхом включення початкового процесу

$\varsigma(t)$ у складніший марківський процес. Введемо випадковий процес

$$\eta(t) = t - \sup\{t_n : n \geq 0, t_n \leq t\},$$

де $\eta(t) = x$, якщо остання зміна траєкторії процесу $\varsigma(t)$ (обумовлена виникненням відмови i-го типу або закінченням ремонту об'єкта) відбулася в момент $t_n = t - x$; $t = t_з + t_р$ – інтервал оперативного часу (рис. 1, б).

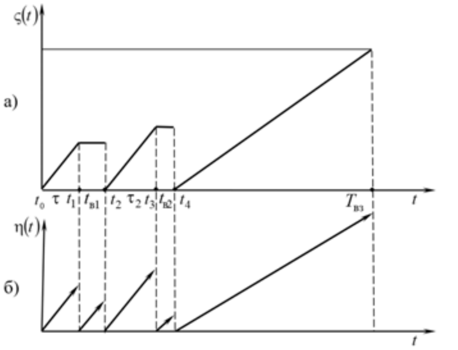

Рис. 1. Графічне зображення випадкового процесу $X(t) = \{\varsigma(t), \eta(t)\}$

Тоді двовимірний випадковий процес $X(t) = \{\varsigma(t), \eta(t)\}$ представляє собою однорідний марківський процес, ймовірності переходу якого за час Δt мають вид:

$$\left.\begin{aligned}
&P\{(x,\ y,\ 0) \xrightarrow{\Delta t} (x + \Delta t,\ y + \Delta t,\ 0)\} = \frac{1 - F_0(y + \Delta t)}{1 - F_0(y)},\\
&P\{(x,\ y,\ 0) \xrightarrow{\Delta t} (x + \mathrm{O}(\Delta t),\ \mathrm{O}(\Delta t),\ i)\} = \frac{F_i(y + \Delta t) - F_i(y)}{1 - F_i(y)} + \mathrm{o}(\Delta t),\\
&P\{(x,\ y,\ i) \xrightarrow{\Delta t} (\mathrm{O}(\Delta t),\ \mathrm{O}(\Delta t),\ 0)\} = \frac{F_{вi}(y + \Delta t) - F_{вi}(y)}{1 - F_{вi}(y)} + \mathrm{o}(\Delta t),\\
&P\{(x,\ y,\ i) \xrightarrow{\Delta t} (x,\ y + \Delta t,\ i)\} = \frac{1 - F_{вi}(y + \Delta t)}{1 - F_{вi}(y)}\ .
\end{aligned}\right\} \qquad (2)$$

де $\lim\limits_{\Delta t \to 0} \mathrm{O}(\Delta t) = \lim\limits_{\Delta t \to 0} \dfrac{\mathrm{o}(\Delta t)}{\Delta t} = 0; \quad x, y \geq 0.$

Процес $X(t)$ відноситься до класу випадкових процесів з дискретним втручанням випадку, якщо «втручання випадку» в нашій схемі визначити як «знесення до нуля», що відбувається в моменти t_{2j} $(j \geq 1)$.

Перейдемо до визначення показників надійності системи. Неважко побачити, що формула (1) пов'язує реальний час виконання завдання $T_{вз}$ з відомими випадковими величинами, що дозволяє знайти невідому функцію розподілу $P\{T_{вз} < t\}$ і математичне очікування $\bar{T}_{вз}$ – першого досягнення процесом $\varsigma(t)$ фіксованого рівня $t_з$. Ця функція розподілу при заданих значеннях $t_з$ і t визначає ймовірність безвідмовного функціонування системи як ймовірність виконання завдання:

$$P(t_з, t_р) = P\{T_{вз} < t\}, \qquad (3)$$

де $t = t_з + t_р$ – інтервал заданого оперативного часу.

Аналіз можливостей відомих математичних методів для отримання аналітичних залежностей (3) в явному виді показав доцільність використання для вирішення цієї задачі диференційного методу, заснованого на складанні і подальшим розв'язанням диференційного рівняння відносно ймовірності безвідмовного функціонування $P(t_з, t_р)$ [11].

Введемо декілька позначень, які надалі будуть необхідними. Нехай є ряд невід'ємних чисел $C_i \geq 0$, таких що $\sum\limits_i C_i = 1 (i \geq 1)$ і послідовність випадкової величини Θ_i з функцією розподілу $A_i(t) (i \geq 1)$. Тоді під

$$\begin{cases}
\Theta_1 \text{ з ймовірністю } C_1\\
\Theta_2 \text{ з ймовірністю } C_2\\
\text{.................................}\\
\Theta_i \text{ з ймовірністю } C_i
\end{cases} \qquad (4)$$

Будемо розуміти величину Θ_i з функцією розподілу

$$A_0(t) = P\{\Theta_0 < t\} = \sum_{i \geq 1} C_i\ A_i(t). \qquad (5)$$

Використовуючи перехідні ймовірності процесу $X(t)$ при $F_i(y) = 1 - \exp(-\lambda_i y)$, $F_в(y) = 1 - \exp(-\mu y)$, вирази (4), (5) і формулу повної ймовірності, запишемо наступне стохастичне співвідношення:

$$T_{вз}(x) = \Delta t + \begin{cases}
T_{вз}(x + \Delta t) & \text{з ймовірністю } (1 - \lambda \Delta t) + 0(\Delta t),\\
T_{вз}(0) + t_в & \text{з ймовірністю } \lambda \Delta t + 0(\Delta t),
\end{cases} \qquad (6)$$

де $T_{вз}(x)$ – час виконання завдання за умови, що в момент t_0 початку розгляду процесу функціонування системи завдання вже виконувалося протягом часу $x (x \geq 0)$; $T_{вз}(0) = T_{вз}$ – час виконання завдання за умови, що $x = 0$; $0(\Delta t)$ – величина другого порядку малості у порівнянні з Δ t.

Позначаючи $\varphi(s,\ x) = \mathrm{M} \exp(-sT_{вз}(x))$, $\varphi(s) = \mathrm{M} \exp(-sT_{вз})$, і переходячи в (6) до перетворення Лапласа-Стільтьєса, одержуємо

$$\varphi(s,\ x) = (1 - s\Delta t)\left[\varphi(s,\ x + \Delta t)(1 - \lambda \Delta t) + \varphi(s) \Delta t \lambda \tilde{F}_в(s) + 0(\Delta t)\right],$$

звідки після нескладних перетворень приходимо до диференціального рівняння:

$$\frac{\partial \varphi(s,\ x)}{\partial x} = \varphi(s + x)(s + \lambda) - \varphi(s) \lambda \tilde{F}_в(s), \qquad (7)$$

де $\tilde{F}_в(s) = \mu / (s + \mu)$.

Застосовуючи метод варіації сталих [12] і враховуючи, що $\varphi(s,\ t_з) \equiv 1$, з (7) одержуємо співвідношення

$$\varphi(s,\ x) = \exp\left[(s + \lambda)(x - t_з)\right] + \varphi(s)\left[1 - \exp\left((s + \lambda)(x - t_з)\right)\right] \frac{\lambda \mu}{(s + \lambda)(s + \mu)},$$

з якого, вважаючи $x = 0$ і $\varphi(s,\ 0) = \varphi(s)$, остаточно визначаємо вираз для перетворення Лапласа-Стільтьєса функції розподілу часу виконання завдання:

$$\varphi(s) = \frac{(s+\lambda)(s+\mu)\exp\left[-t_з(s+\lambda)\right]}{s(s+\lambda+\mu)+\lambda\mu\exp\left[-t_з(s+\lambda)\right]}. \quad (8)$$

Застосовуючи до виразу (8) відомі методи обертання перетворення Лапласа-Стільтьєса отримаємо розрахункову формулу для ймовірності безвідмовного функціонування досліджуваної системи:

$$P(t_з,t_р) = \sum_{i=0}^{[t_р/t_з]}\left[A_i(t_р - it_з) - A_{i+1}(t_р - it_з)\right] e^{-(i+1)\lambda t_з}. \quad (9)$$

В формулі (9)

$$A_0 = 1,\quad A_i(t) = C_{2i-1}^{i}(pq)^i + \sum_{j=0}^{i-1}\frac{(i+j-1)!\,p^i q^i(\lambda t)^{i-1-j}}{i!\,j!(i-1-j)!}\times \left[\frac{i(-1)^{i-j}\lambda t}{i-j} - (i+j)qe^{-(\lambda+\mu)t}\right],\ i\ge 1, \quad (10)$$

де $p = 1 - q = \dfrac{\mu}{\lambda+\mu}$; через $[t_р/t_з]$ позначено ціла частина співвідношення $t_р/t_з$.

Формули (9) і (10) помітно спрощуються якщо при підсумовуванні обмежитись значеннями $t_р \le t_з$ і $t_з \le t_р \le 2t_з$. При цих окремих випадках, які характеризують величину використовуваного резерву часу $t_{\square}$, отримаємо

$$P(t_з,t_р) = e^{-\rho}\left[1 - A_i(t_р)\right],\ t_р \le t_з,\ \rho=\lambda t_з, \quad (11)$$

де $$A_1\left(\frac{x}{\lambda+\mu}\right) = pq\left(1 - x - e^{-x}\right),\ x = (\lambda+\mu)t; \quad (12)$$

$$P(t_з,t_р) = e^{-\rho}\left[1 - A_1(t_р)\right] + e^{-2\rho}\left[A_1(t_р - t_з) - A_2(t_р - t_з)\right], \quad (13)$$

де $$A_2\left(\frac{x}{\lambda+\mu}\right) = \left(^{2}\right)\left(\frac{x^2}{2} - 2x + 3 - (3+x)e^{-x}\right),\ t_з \le t_р \le 2t_з. \quad (14)$$

Розглянуті особливості функціонування об’єктів ЕКО зі знецінюючими відмовами дозволяють зробити важливий для інженерної практики висновок про більш слабкі, ніж при незнецінюючих відмовах, залежності $P(t_з,t_р)$ від часу відновлення працездатності $t_в$. Це можна пояснити тим, що зменшення часу відновлення таких об’єктів скорочує лише одну складову втрат робочого часу, що включає в себе інтервали ремонту, і не зачіпає інтервали корисного напрацювання, знецінені відмовами. Розрахунки показали, що максимальне зменшення часу відновлення $t_в$ практично не призводить за вказаною вище причиною до помітного приросту ймовірності безвідмовного функціонування $P(t_з,t_р)$ об’єкта зі знецінюючими відмовами.

Ця обставина дозволяє зробити два важливих висновка:

1. Основні зусилля щодо підвищення надійності функціонування об’єктів з повністю знецінюючими відмовами доцільно направити на захист ЕКО від вторинних наслідків відмов.

2. Для спрощення отриманих розрахункових формул (9) і (10) можна покласти в них $t_в = 0$. Тоді

$$P(t_з,t_р) = \sum_{i=0}^{[t_р/t_з]}(-1)^i\left[\frac{(\gamma - i\rho)^i}{i!} + \frac{(\gamma - i\rho)^{i+1}}{(i+1)!}\right]e^{-(i+1)\rho}, \quad (15)$$

де $\gamma = \lambda t_р,\quad \rho = \lambda t_з.$

Розрахунки показали, що відносна похибка δ наближеної формули (15) не перевищують 10% навіть при відносно великому часі відновлення $\bar{t}_в/t_з = 2$. При зменшенні цього відношення (при $\bar{t}_в/t_з < 0{,}2$) відносна похибка δ не перевищує декількох відсотків (рис. 2).

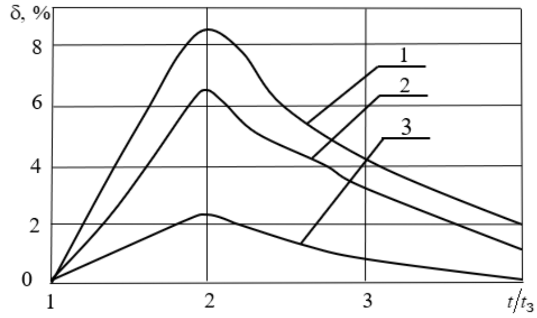

Рис. 2. Залежності відносної похибки δ наближеної формули (15) від величини резерву часу $t_Р$ при $t = t_з + t_р$; $\lambda t_з = 0{,}1$:
1 – $\bar{t}_в/t_з = 2$; 2 – $\bar{t}_в/t_з = 1$; 3 – $\bar{t}_в/t_з = 0{,}2$

Отже, можна стверджувати, що формула (15) є цілком прийнятною для інженерних розрахунків помилкою в широкому діапазоні зміни вихідних умов.

Використовуючи неведений вище вираз для ймовірності безвідмовного функціонування $P(t_з,t_р)$, можна отримати розрахункові формули для інтенсивності відмов системи $\Lambda(t_з,t_р)$, оскільки ці два показника надійності пов’язані між собою відомими співвідношеннями:

$$\Lambda(t_з,t_р) = \frac{f(t_з,t_р)}{P(t_з,t_р)} = \frac{\partial}{\partial t_з}\ln P(t_з,t_р), \quad (16)$$

де $f(t_з,t_р)$ – щільність розподілу напрацювання до відмови.

Підставляючи в (16) загальну формулу (9) для ймовірності безвідмовного функціонування $P(t_з,t_р)$ і виконуючи необхідні операції, в результаті визначаємо $\Lambda(t_з,t_р)$:

$$\Lambda(t_з,t_р) = \sum_{i=0}^{[t_р/t_з]} e^{-(i+1)\lambda t_з}\left[\begin{matrix}\lambda(i+1)\left(A_i(t_р - it_з) - A_{i+1}(t_р - it_з)\right) + \\ +i\left(A_i^*(t_р - it_з) - A_{i+1}^*(t_р - it_з)\right)\end{matrix}\right]\Big/ P(t_з,t_р), \quad (17)$$

де $$A_i^*(t) = \lambda\binom{2i-2}{i-1}p^i q^{i-1}\left(1 - \frac{2i-1}{i}e^{-(\lambda+\mu)t}\right) + \lambda\sum_{j=0}^{i-2}\frac{(i+j-1)!\,p^i q^j(\lambda t)^{i-2-j}}{i!\,j!(i-1-j)!}\times \left[(-1)^{i-j}i\lambda t - (i+j)\left(q(i-j-1) - \lambda te^{-(\lambda+\mu)t}\right)\right].$$

В окремих випадках при $t_р \le t_з$ і $t_з \le t_р \le 2t_з$ використовуючи вирази (11) – (14) і (16), визначаємо формули для $\Lambda(t_з,t_р)$:

$$\Lambda\left(t_з, t_р\right) = \lambda\left[1 - A_1\left(t_р\right)\right]e^{-\rho} \Big/ P\left(t_з, t_р\right) = \lambda, \quad t_р < t_з, \quad (19)$$

$$\Lambda\left(t_з, t_р\right) = \lambda P\left(t_з, t_р\right) + e^{-2\lambda t_з}\begin{bmatrix}\lambda A_1\left(t_р - t_з\right) - \lambda A_2\left(t_р - t_з\right) + \\ + A_1^*\left(t_р - t_з\right) - A_2^*\left(t_р - t_з\right)\end{bmatrix} \Big/ P\left(t_з, t_р\right), \quad t_з \le t_р \le 2t_з, \quad (20)$$

де $$A_1^*\left(t\right) = -\lambda p\left(1 - e^{-x}\right), \quad x = \left(\lambda + \mu\right)t,$$

$$A_2^*\left(t\right) = -\lambda p^2 q\left(x - 2 + \left(2 + x\right)e^{-x}\right).$$

Використовуючи вираз (15) для ймовірності $P\left(t_з, t_р\right)$ і формулу (16), отримуємо

$$\Lambda\left(t_з, t_р\right) = \lambda\left(1 + \gamma\right)e^{-\rho} + \lambda\sum_{i=0}^{\left[t_р/t_з\right]}\left(-1\right)^i \frac{\left(\gamma - i\rho\right)^{i-1}}{\left(i-1\right)!}e^{-\left(i+1\right)\rho} \times$$
$$\times\left[\left(2 + 1/i\right)\left(\gamma - i\rho\right) + i + \frac{\left(\gamma - i\rho\right)^2}{i}\right] \Big/ P\left(t_з, t_р\right), \quad (21)$$

де $\gamma = \lambda t_р, \quad \rho = \lambda t_з.$

Формулу для математичного очікування часу виконання завдання $\bar{T}_{вз}\left(t_з\right)$ в загальному випадку неважко визначити, якщо скористатися виразом (8) і співвідношенням:

$$\bar{T}_{вз}\left(t_з\right) = -\varphi'\left(s\right)\Big|_{s=0}.$$

В результаті отримаємо

$$\bar{T}_{вз}\left(t_з\right) = \left(\bar{t}_0 + \bar{t}_в\right)\left(e^{\lambda t_з} - 1\right), \quad \bar{t}_0 = \frac{1}{\lambda}, \; \bar{t}_в = \frac{1}{\mu}. \quad (22)$$

При $\bar{t}_в = 0$

$$\bar{T}_{вз}\left(t_з\right) = \frac{e^{\lambda t_з} - 1}{\lambda}. \quad (23)$$

Висновки. Таким чином, отримані моделі надійності системи з часовим резервуванням (резерв часу $t_р$ непоповнюваний), в якій відмови об'єкта знецінюють все попереднє напрацювання, тобто визначені аналітичні співвідношення для ймовірності безвідмовного функціонування розглядаємої системи $P\left(t_з, t_р\right)$, для інтенсивності відмов $\Lambda\left(t_з, t_р\right)$ і для математичного очікування $\bar{T}_{вз}\left(t_з\right)$ при ідеальному контролі працездатності ЕКО об'єкта.

Отримані результати дозволяють перейти до наступного етапу вирішення задачі отримання моделей надійності об'єктів при комплексному використанні різних видів надлишковості, характеристик контролю працездатності елементів об'єкту.

Список літератури:

1. Jan H. Schmidt. Using Fast Frequency Hopping Technique to Improve Reliability of Underwater Communication System. *MDPI.* Basel. 2020. №10 (3). P. 2–12. DOI: https://doi.org/10.3390/app10031172.
2. She Ch., Liu Ch., Tony Q., Quek S., Yang Ch., Li Y. Ultra-Reliable and Low-Latency Communications in Unmanned Aerial Vehicle Communication Systems. *Transactions on Communications*. USA. 2019. № 67 (5). P. 3768 – 3781. DOI:10.1109/COMM.2019.2896184.
3. Sandelic M., Peyghami S., Sangwongwanich A., Blaabjerg F. Reliability aspects in microgrid design and planning: Status and power electronics-induced challenges. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. Belfast, 2022. № 2. P. 1 – 17. DOI: https://doi.org/10.1016/j.rser.2022.112127.
4. Князєва Н.О., Колумба І.В. Використання базових структурних характеристик мережі невизначеної топології для оцінки її структурної надійності. *Системи управління, навігації та зв'язку.* 2018. С. 130–134. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/suntz_2018_6_27. (дата звернення: 8.01.24).
5. Лемешко О.В., Єременко О.С., Невзорова О.С. Потокові моделі та методи маршрутизації в інфокомунікаційних мережах: відмовостійкість, безпека, масштабованість: посібник. Харків, 2020. С. 308.
6. Сенів М., Роїк О. Засоби розрахунку показників надійності програмного забезпечення на підставі моделі з урахуванням недосконалого відлагодження. *Науковий вісник НЛТУ України*. 2021. Т. 31, № 6. С. 87–91. DOI:10.36930/40310613.
7. Ahmed, N. O., Bhargava, B. From Byzantine Fault-Tolerance to Fault-Avoidance: An Architectural Transformation to Attack and Failure Resiliency. *IEEE Transactions on Cloud Computing.* 2020. № 8(3), P. 847–860. DOI: https://doi.org/10.1109/TCC.2018.2814989.
8. Li Ch, Qi P., Wang D., Li Z On the Anti-Interference Tolerance of Cognitive Frequency Hopping Communication Systems. *Transactions on Reliability*. USA. 2020. № 69 (4). P. 1453-1464. DOI:10.1109/TR.2020.30021.
9. Кононова І.В., Дубина В.О. Комплексне використання надлишковості для підвищення надійності комунікаційного обладнання. *Вчені записки ТНУ імені В.І. Вернадського. Серія: Технічні науки.* 2023. Т. 34 (73), № 5. С. 40–45.DOI https://doi.org/10.32782/2663-5941/2023.5/08.
10. Креденцер Б.П., Буточнов С.М., Міночкин А.І., Могилевич Д.І. Надійність системи з надлишковістю: методи, моделі, оптимізація: монографія. Київ: Фенікс, 2013. 342 с.
11. Mogylevych D., Kononova I., Kredentser B., Karadschow I. Comprehensive Reliability Assessment Technique of Telecommunication Networks Equipment with Reducible Structure. *Вісник НТУУ "КПІ". Серія Радіотехніка, Радіоапаратобудування.* 2020. № 80. С. 39 – 47. DOI: https://doi.org/10.20535/ RADAP.2020.80.39-47.
12. Kredentser B., Mogylevych D., Subach I., Kononova I. Taking into Account a Priori Uncertainty in the Model of Maintenance of Objects with Time Redundanc. *IT&I–2021 Information Technology and Implementation*. 2021. Vol. 1. P. 180–193. URL: https://ceur-ws.org/Vol-3179/Paper_17.pdf. (дата звернення: 5.01.24).

Dubyna V.O., Kononova I.V. RELIABILITY MODELS OF ELECTRONIC COMMUNICATION EQUIPMENT OBJECTS TAKING INTO ACCOUNT CONTROL CHARACTERISTICS

The problem of reliability has not lost its relevance, but, on the contrary, has become even more acute. This is due to a number of objective reasons, in particular, the continuous growth in the complexity and responsibility of the functions performed by modern technical systems, the complexity of the structure of these systems, the increase in the number of components and connections between them, as well as a significant expansion of the range of operating conditions. All this is accompanied by increased requirements for the reliability of such systems. These and other reasons are due to the rapid scientific and technological progress that has been observed in recent decades in many fields of technology: communication technologies, computer science, informatics, etc. It has been determined that the efficiency of a complex system is significantly affected by the reliability of its component subsystems and elements. Despite the fact that by now the quality of the element base has significantly improved, the growth of system complexity is still ahead of the rate of increase in the reliability of elements, which does not always allow to ensure high (or a given) reliability of the system as a whole.

The analysis of the peculiarities of functioning of electronic communication equipment of communication networks has revealed a number of factors that significantly affect the efficiency and reliability of these systems. Some of the most significant factors may affect the unproductive use of working (operational) time and the deterioration of some reliability indicators.

The models take into account the factors that affect the reliability of facilities in real operating conditions. The paper considers the process of functioning of a restorable electronic communication equipment object with a non-replenishable time reserve and perfect performance control.

Reliability models are proposed that establish a link between the reliability indicators of an object (in our case, an electronic communication equipment object), the reliability characteristics of its structure elements, and the parameters of the object's functioning process.

Key words: *reliability models, electronic communication equipment, impairing failures, communication systems, redundancy.*