

БАГАТОФАКТОРНА МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ БЕЗВІДМОВНОСТІ СКЛАДНИХ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

У статті представлена багатofакторна математична модель безвідмовності складних радіотехнічних систем, що враховує залежність параметрів розподілів ймовірностей від показників довговічності. Оригінальність цієї моделі полягає в тому, що вперше отримано аналітичні вирази для розрахунку ймовірності відмови з урахуванням її функціональних залежностей від тривалості та інтенсивності експлуатації. В моделі знайшли відображення детерміновані та стохастичні параметри, які визначають закони розподілу відмов залежно від часу експлуатації і часу напрацювання радіотехнічної системи, а також ступінь корельованості цих характеристик.

Ключові слова: надійність, радіотехнічні системи, щільність розподілу, параметр, напрацювання, експлуатація.

О.М. SHYNKARUK, O.O. SAVCHEVKO, S.O. TARAKANOV

Khmelnytsky National University

MATHEMATICAL MODEL OF MULTIFACTOR RELIABILITY HARSH RADIO SYSTEMS

Abstract – This article summarizes the methods reliability analysis of complex radio systems. Presented multifactorial mathematical model of reliability of complex radio systems. It is shown that this model takes into account the dependence of parameters of probability distribution of performance durability. The originality of this model is that the first time the analytical expressions to calculate the probability of failure based on its functional dependence on the duration and intensity of use. The model reflected the deterministic and stochastic parameters. These parameters determine the distribution laws of failures depending on the time of operation and the time between radio systems. In the developed model also included the degree of correlation of these characteristics. The proposed approaches enhance the reliability of systems based on multivariable models.

Keywords: reliability, radar systems, the density distribution parameter results, exploitation.

Вступ. Висока інтенсивність використання радіотехнічних систем (РТС) потребує задоволення високих вимог щодо рівня їх готовності до використання та безвідмовної роботи. На практиці завдання підтримання РТС, особливо військового застосування в працездатному стані є складним завданням у зв'язку із довготривалим перебуванням окремих зразків в експлуатації. В даних умовах одним із альтернативних шляхів підтримання достатнього рівня готовності та безвідмовності РТС в умовах інтенсивного використання, підтримання їх у працездатному стані є підвищення ефективності системи технічного обслуговування і ремонту [1–3].

Проведений аналіз науково-методичної бази у даній предметній області свідчить про те, що в існуючих роботах з різних позицій розглянуті роль і місце системи технічного обслуговування і ремонту (ТО і Р) при вирішенні завдань технічного забезпечення. Разом з тим в даних роботах питання можливостей нарощення ефективності профілактико-відновлювальних заходів для РТС, що відпрацювали встановлені технічні ресурси розглянуті недостатньо повно. При цьому, як правило, призначені профілактичні заходи зводяться до планово-попереджувальної заміни вузлів і агрегатів з низькою довговічністю і створення гарантованої кількості запасних частин визначеної номенклатури для усунення ймовірних відмов. Окрім того, існуючий методичний апарат визначення періодичності проведення та обсягів робіт технічного обслуговування (ТО) не враховує вплив напрацювання та терміну перебування в експлуатації РТС, тому за його допомогою важко визначити раціональну періодичність та обсяги робіт ТО для зразків, що перебувають в експлуатації тривалий період.

Постановка завдання. Виходячи з викладеного вище, існує необхідність розробки та дослідження математична модель безвідмовності РТС, що адекватна специфіці їх експлуатації та забезпечує урахування більшої кількості експлуатаційних чинників, які призводять до зміни рівня безвідмовності. Для зразків РТС, зазвичай притаманною є експлуатація переважно в змішаному режимі, а тому їх надійність, окрім інтенсивності витрачання ресурсу, визначається ще й терміном перебування в експлуатації. При цьому, кожний окремих зразок складається з великої кількості систем різного функціонального призначення та з різними характеристиками надійності, що в сукупності представляє собою складну технічну систему.

Різноманітність і стохастичний характер впливу експлуатаційних факторів на технічний стан РТС призводить до того, що при одному і тому самому напрацюванні, але різному терміні перебування їх в експлуатації, вони мають різний фактичний технічний стан. Тому існує необхідність зменшення необґрунтованих замін окремих елементів, вузлів і агрегатів під час проведення ТО.

Основна частина. Враховуючи, що необхідний рівень надійності РТС при експлуатації встановлюється у вигляді фіксованих значень комплексних показників надійності, таких як коефіцієнт технічного використання і коефіцієнт готовності, допустиме значення ймовірності відмови (ймовірності безвідмовної роботи) буде мати також фіксоване значення і протягом всього періоду експлуатації буде представляти собою певну межу працездатності [4]. Геометрична інтерпретація такої моделі показана на рис. 1. Величина ймовірності виходу параметра надійності об'єкту за межі поля допуску пропорційна

заштрихованій площі розподілу $\varphi(Y, t)$ [5].

Визначення показників надійності через щільність розподілу $\varphi(Y, t)$ випадкової функції $Y(t)$ і характеристики поля допуску проводиться при наступних допущеннях:

- закон розподілу $\varphi(Y, t)$ в часі не змінюється;
- реалізація $Y(t)$ і миттєві функції $\xi_Y(t)$, що є апроксимаціями параметрів щільності розподілу $\varphi(Y, t)$ в часі змінюються монотонно;
- у початковий момент часу t_0 значення параметрів знаходиться у межах поля допуску.

Для зв'язку характеристик випадкового процесу $Y(t)$ з характеристиками надійності використані наступні залежності. Щільність ймовірності того, що за час dt , що включає момент t , значення параметру надійності вийде за межі поля допуску, складає [5]:

$$\varphi(t) = \left| \frac{dq(Y, t)}{dt} \right|. \quad (1)$$

При нормальному законі розподілу і законі Релея при односторонньому допуску формули для $f(t)$ мають вигляд:

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{\alpha - m_Y(t)}{2\sigma_Y^2(t)} \right\} \left| \frac{d}{dt} \left[\frac{\alpha - m_Y(t)}{\sigma_Y(t)} \right] \right|, \quad (2)$$

$$f(t) = \frac{\alpha^2}{\sigma_Y^2} \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2\sigma_Y^2(t)} \right\} \left| \frac{d\sigma_Y(t)}{dt} \right|. \quad (3)$$

де $m_Y(t)$ і $\sigma_Y(t)$ - відповідно, функції математичного очікування і середнього квадратичного відхилення функціонального параметра $Y(t)$.

Для безпосереднього визначення параметрів надійності за формулами (2)–(3) необхідно знати параметри апроксимуючих кривих $m_Y(t)$ і $\sigma_Y(t)$. В якості миттєвих функцій $\xi_Y(t)$ функціонального параметру $Y(t)$ використані апроксимації, що притаманні РТС згідно зі статистичними даними:

$$\left. \begin{aligned} \xi_Y(t) &= a + bt \\ \xi_Y(t) &= at^b \\ \xi_Y(t) &= at^b + c \\ \xi_Y(t) &= ae^{bt} \\ \xi_Y(t) &= ae^{bt} + c \end{aligned} \right\}. \quad (4)$$

Підставляючи вирази для миттєвих функцій у формули (2) і (3) і проводячи математичні перетворення отримано співвідношення для ймовірності відмови при фіксованому допуску значення ймовірності відмови.

При $m_Y(t) = a_m t^{b_m}$ і $\sigma_Y(t) = a_\sigma t^{b_\sigma}$ вираз для розрахунку ймовірності відмови прийме вигляд:

- при нормальному розподілі $\varphi(Y, t)$

$$q(Y, t) = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{\alpha - a_m t^{b_m}}{a_\sigma t^{b_\sigma}} \right) - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \Phi \left(\frac{\alpha - a_m t_0^{b_m}}{a_\sigma t_0^{b_\sigma}} \right) \right]; \quad (5)$$

- при розподілі Релея $\varphi(Y, t)$

$$q(Y, t) = \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma t^{b_\sigma})^2} \right\} - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma t_0^{b_\sigma})^2} \right\}. \quad (6)$$

При $m_Y(t) = a_m e^{b_m t}$ і $\sigma_Y(t) = a_\sigma e^{b_\sigma t}$, вираз для розрахунку ймовірності відмови прийме вигляд:

- при нормальному розподілі $\varphi(Y, t)$

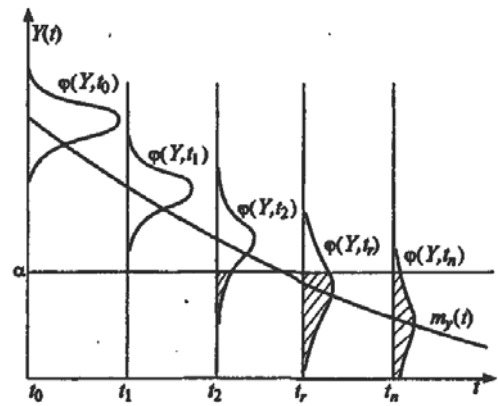


Рис. 1. Схема формування поступової відмови при односторонній межі поля допуску

$$q(Y, t) = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{\alpha - a_m e^{b_m t}}{a_\sigma e^{b_\sigma t}} \right) - \Phi \left(\frac{\alpha - a_m}{a_\sigma} \right) \right]; \quad (7)$$

- при розподілі Релея $\varphi(Y, t)$

$$q(Y, t) = \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma t^{b_\sigma})^2} \right\} - \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma)^2} \right\}. \quad (8)$$

При $m_Y(t) = a_m e^{b_m t} + c_m$ і $\sigma_Y(t) = a_\sigma e^{b_\sigma t} + c_\sigma$ вираз для розрахунку ймовірності відмови прийме вигляд:

- при нормальному розподілі $\varphi(Y, t)$

$$q(Y, t) = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{\alpha - a_m t^{b_m} - c_m}{a_\sigma t^{b_\sigma} + c_\sigma} \right) - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \Phi \left(\frac{\alpha - a_m t_0^{b_m} - c_m}{a_\sigma t_0^{b_\sigma} + c_\sigma} \right) \right]; \quad (9)$$

- при розподілі Релея $\varphi(Y, t)$

$$q(Y, t) = \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma t^{b_\sigma} + c_\sigma)^2} \right\} - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2(a_\sigma t_0^{b_\sigma} + c_\sigma)^2} \right\}. \quad (10)$$

Аналіз залежностей вигляду (2)–(10) показує, що значення характеристик надійності РТС істотно залежить не тільки від значень параметрів a_m, b_m, c_m і $a_\sigma, b_\sigma, c_\sigma$ але і від їх знаку. Оскільки в даному методі був зроблений перехід від багатовимірної щільності розподілу до одновимірної $\varphi(Y, t)$, що не враховує залежності між значеннями випадкової функції в різні моменти часу t , то деякі з властивостей функції розподілу при певних видах функцій (4) і величинах параметрів виконуються не завжди. Так, не завжди виконується властивість:

$$q(t \rightarrow \infty) = 1. \quad (11)$$

Для нормального закону розподілу:

$$q(t) = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{\alpha - m_Y(t)}{2\sigma_Y(t)} \right) - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \Phi \left(\frac{\alpha - m_Y(t_0)}{\sigma_Y(t_0)} \right) \right]; \quad (12)$$

для закону Релея

$$q(t) = \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2\sigma_Y^2(t)} \right\} - \lim_{t_0 \rightarrow 0} \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{2\sigma_Y^2(t_0)} \right\}. \quad (13)$$

Дослідження цих формул показує, що для виконання умови (11) необхідно, щоб при даних видах апроксимації (4):

$$\left. \begin{aligned} \frac{\alpha - m_Y(t)}{2\sigma_Y(t)} &\geq 0 \\ \frac{d\sigma_Y(t)}{dt} &\geq 0 \end{aligned} \right\}.$$

Отже, необхідно додатково досліджувати параметри, що входять у вирази (2)–(3).

Таким чином, щільність розподілу $f(t)$ може бути отримана, якщо будуть відомі миттєві функції випадкового процесу:

$$m_Y(t) = \xi_m(t) \text{ і } \sigma_Y(t) = \xi_\sigma(t).$$

Це дає змогу за наслідками експлуатації або випробувань, за яких набувають значень $m_Y(t)$ і $\sigma_Y(t)$, визначити характеристики надійності як функції часу за наведеними виразами.

Аналіз виразів (2)–(10) свідчить, що вид закону розподілу $f(t)$ і його параметри залежать від параметрів розподілу $\varphi(Y, t)$. Дійсно:

при $\sigma_Y(t) = \sigma_0 = \text{const}$ і $m_Y(t)$, що змінюється за лінійним законом $m_Y(t) = m_Y(t) + \Delta m t$, розподіл $f(t)$ має такий же вигляд, як і розподіл $\varphi(Y, t)$, якщо останній для всіх моментів часу однаковий;

при $\sigma_Y(t) = \text{const}$ і $m_Y(t)$, що змінюється по нелінійному закону, розподіл $f(t)$ виявляється істотно відмінним від розподілу;

надійність РТС істотно залежить від закону розподілу $\varphi(Y_0, t_0)$ в початковий момент часу. При більш усічених законах розподілу надійність об'єктів нижча.

Щільність розподілу $\varphi(Y_0, t_0)$ $\varphi(Y, t)$ і параметри миттєвих функцій випадкового процесу $m_Y(t)$ і $\sigma_Y(t)$ можна визначити за наслідками експлуатації або випробувань. Слід також відзначити, що на значення характеристик надійності істотно впливає значення коефіцієнта запасу по параметру $K_{\Pi} = \frac{m_Y(t=0)}{\alpha}$.

Висновки. Результати дослідження статистичних даних експлуатації РТС показали, що для більшості підсистем при нормальному законі розподілу і розподілі Релея напрацювання до відмови за витратою ресурсу, як математичне очікування так і середнє квадратичне відхилення, залежно від часу перебування зразка в експлуатації змінюються за показниковими законами.

Розглянемо вплив на величину характеристик надійності значень і вигляду параметрів моментних функцій, а також значень коефіцієнта запасу за параметром $K_{\Pi} = \frac{m_Y(t=0)}{\alpha}$. З цією метою на рис. 2 і 3 приведені залежності $q(Y, t)$ в діапазоні зміни $t = 10 \dots 1000$ одиниць часу закону Релея при різних значеннях відповідно a_{σ} і b_{σ} . Можна відзначити, що в дослідженому діапазоні, зі збільшенням a_{σ} його вплив на ймовірність відмови зростає. Особливо сильно позначається вплив коефіцієнта b_{σ} . Так, наприклад, при $t=100$ збільшення b_{σ} від 0,001 до 0,005 призводить до зростання $q(Y, t)$ на 0,2, а збільшення b_{σ} від 0,001 до 0,01 – до зростання $q(Y, t)$ на 0,55. Зміна коефіцієнта запасу в межах 1,0...1,3 для того ж самого випадку не призводить до істотної зміни ймовірності відмови.

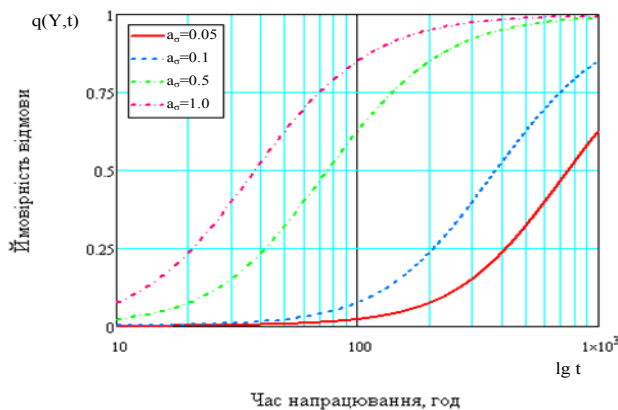


Рис. 2. Залежність ймовірності відмови від параметру a_{σ} , при $K_{\Pi} = 1,13$, $a_m = 1,5$, $b_{\sigma} = 0,005$.

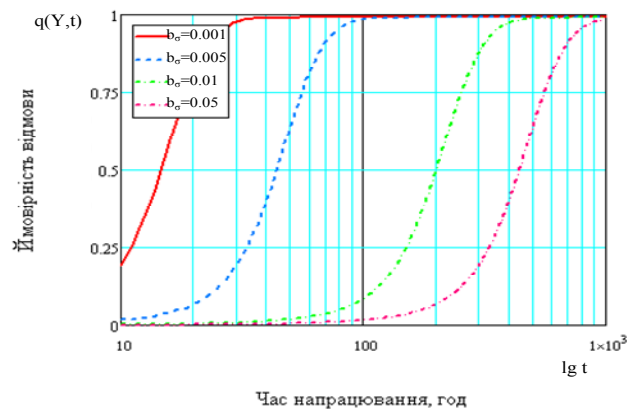


Рис. 3. Залежність ймовірності відмови від параметру b_{σ} , при $K_{\Pi} = 1,13$, $a_m = 1,5$, $a_{\sigma} = 0,005$.

Найпомітніше впливає на надійність елементів вид апроксимації миттєвих функцій.

Для нормального закону розподілу зміна K_{Π} сильніше позначається при малих значеннях часу; при $t = 20$ збільшення K_{Π} від 1,5 до 3 призводить до зменшення $q(Y, t)$ на 0,13, при $t = 100$ - на 0,08.

Таким чином, знаючи за наслідками експлуатації або випробувань параметри миттєвих функцій і використовуючи розглянуту модель, можна порівняно нескладно визначити характеристики надійності об'єктів.

Література

1. ДСТУ 2860-94. Надійність техніки. Терміни та визначення. Введено вперше; Введ. 28.12.94. – К. : Держстандарт України, 1994. – 40 с.
2. Барзилович Е.Ю. Эксплуатация авиационных систем по состоянию / Е.Ю. Барзилович, В.Ф. Воскобоев. – М. : Транспорт, 1981. – 196 с.
3. Модели технического обслуживания систем с избыточностью / Б.П. Креденцер, С.В. Ленков, М.И. Резников, В.В. Зубарев ; под ред. Б.П. Креденцера. – К. : Фенікс, 2002. – 192 с.
4. Смирнов Н.Н. Обслуживание и ремонт авиационной техники по техническому состоянию / Н.Н. Смирнов, А.А. Ицкович. – М. : Транспорт, 1980. – 232 с.
5. Острейковский В.А. Теория надежности : учебник для вузов / Острейковский В.А. – М.: Высш. шк., 2003. – 463 с.

References

1. DSTU 2860-94. Nadiynist' tekhniki. Terminy ta vyznachennya. Vvedenno vpershe; Vved. 28.12.94. Kyiv. Derzhstandart Ukrainy, 1994. 40 p.
2. Barzilovich E.Y., Voskoboev V.F. E'kspluatatsiya aviacionny'x system po sostoyaniyu. Moscow. Transport, 1981. 196 p.
3. Modeli texnicheskogo obsluzhivanuya system s izbytochnosty'yu // pod. red. B.P. Kredencera. Kyiv. Pheniks, 2002. 192 p.
4. Smirnov N.N., Ickovich A.A. Obsluzhivanie i remont aviacionnoj tekhniki po texnicheskomu sostoyaniyu. Moscow. Transport, 1980. 232 p.
5. Teoriya nadezhnosti: Uchebnik dlya vuzov. – M. : By'ssh. shk., 2003. – 463 p.

Рецензія/Peer review : 9.3.2013 р. Надрукована/Printed : 7.4.2013 р.
Статтю представляє: д.т.н., проф. Шинкарук О.М.