

ВИЗНАЧЕННЯ ПОТОЧНОГО РІВНЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ ПРИ ОЦІНЦІ ЇХ ДОВГОВІЧНОСТІ ЗА СТАНОМ

Вступ. Однією з задач теорії та практики забезпечення надійності РТС є виявлення характерних тенденцій процесу зміни їх технічного стану, що необхідно для реалізації адаптивних профілактико-відновлювальних заходів і, тим самим, уповільнення швидкості протікання деградаційних процесів з метою оцінки та забезпечення довговічності за станом РТС. Визначення значень інформаційно-аналітичних показників їх математична апроксимація та прогнозування характерних трендів покладено в основу визначення та забезпечення потенційного рівня довговічності за станом РТС.

Реалізація заходів адаптивної системи технічної експлуатації [1,2,3] радіотехнічних систем (РТС) і оцінка їх довговічності передбачає визначення реального рівня їх поточного стану. Для визначення реального рівня технічного стану РТС запропоновано показник ймовірності правильного функціонування, під яким слід розуміти умовну ймовірність безвідмовної роботи об'єктів в заданому проміжку часу при умові, що на протязі цього часу значення визначальних параметрів їх технічного стану перебуватимуть у встановлених межах і за цей час не відбудеться жодної раптової відмови [4]. Тому метою дослідження є подання у формалізованому вигляді цих інформаційно-аналітичних показників технічного стану РТС механізм визначення та фізичний сенс яких ґрунтується на моделі марковського процесу їх правильного функціонування.

Постановка завдання. Специфіка вирішуваного наукового завдання, що полягає в оцінці довговічності за станом РТС істотно впливає на стохастичні залежності, якими виражаються показники надійності[5], використання яких передбачає дана постановка завдання. До таких показників з інформаційно-аналітичної точки зору можуть бути віднесені, як на думку авторів, функція готовності, або стаціонарний коефіцієнт готовності та інші. Граф станів і переходів, що характеризує процес експлуатації досліджуваних РТС показаний на рис.1.

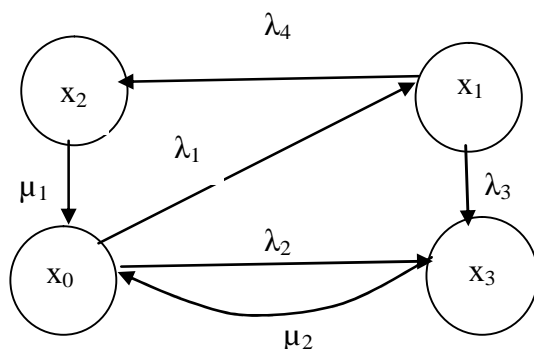


Рис. 1. Граф станів та переходів РТС в процесі експлуатації

На рис. 1 використовуються наступні позначення: x_0 - стан правильного функціонування об'єкта; x_1 - стан неправильного функціонування об'єкта (відбувся вихід значення будь-якого визначального параметра за встановлені межі, але факт виходу не виявлений технічним персоналом); x_2 - стан відновлення об'єкта після виявлення виходу значення будь-якого визначального параметра за встановлені межі; x_3 - стан відновлення РТС після раптової відмови.

Відповідно до приведеного на рис. 1 графа складена система диференціальних рівнянь для визначення ймовірностей перебування відповідних об'єктів у формалізованих вище станах, яка має наступний вигляд:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dp_0(t)}{dt} &= -(I_1 + I_2)p_0(t) + m_1 p_2(t) + m_2 p_3(t); \\ \frac{dp_1(t)}{dt} &= I_1 p_0(t) - (I_3 + I_4)p_1(t); \\ \frac{dp_2(t)}{dt} &= I_4 p_1(t) - m_1 p_2(t); \\ \frac{dp_3(t)}{dt} &= I_2 p_0(t) + I_3 p_1(t) - m_2 p_3(t), \end{aligned} \right\} (1)$$

де $p_i(t)$ - шукані імовірності станів x_i ; $\lambda_1, \mu_1 > 0$ - умовні щільності перехідних імовірностей.

Основна частина. Лінійна диференціальна система (1) може бути вирішена загальним методом, що представлений в [6]. Однак його застосування приводить до трудомістких і громіздких викладень. Коротшим і простішим на думку авторів, є спосіб, при якому на підставі нормувальної умови:

$$\sum_{i=0}^3 p_i(t) = 1, \quad (2)$$

вихідна система спочатку зводиться до трьох рівнянь із шуканими імовірностями $p_0(t)$, $p_1(t)$, $p_2(t)$, потім перетворюється в лінійне неоднорідне диференційне рівняння 3-го порядку:

$$\frac{d^3 p_0(t)}{dt^3} + (\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4 + \mu_1 + \mu_2) \frac{d^2 p_0(t)}{dt^2} + [(\lambda_1 \mu_1 + \lambda_1 \mu_2 + \lambda_2 \mu_1 + \mu_1 \mu_2) + (\lambda_1 + \lambda_2 + \mu_1 + \mu_2)(\lambda_3 + \lambda_4)] \frac{dp_0(t)}{dt} + [(\lambda_1 + \lambda_3 + \lambda_4)\mu_1 \mu_2 + \mu_1 \lambda_1 \lambda_4 + \mu_1 (\lambda_1 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_4)] p_0(t) = \mu_1 \mu_2 (\lambda_3 + \lambda_4), \quad (3)$$

відносно шуканої функції $p_0(t)$.

При цьому слід відмітити, що рішення рівняння (3) наочне шляхом приведення до функції:

$$p_0(t) = const = \frac{\mu_1 \mu_2 (\lambda_3 + \lambda_4)}{(\lambda_1 + \lambda_3 + \lambda_4)\mu_1 \mu_2 + \mu_2 \lambda_1 \lambda_4 + \mu_1 (\lambda_1 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_4)}. \quad (4)$$

З виразу (4) отримується загальне рішення рівняння (3) і просто інтегрується друге і третє рівняння системи (1), а функція $p_3(t)$ розраховується за рівністю (2). Враховуючи викладене, приведемо фінальну систему рівнянь, адаптовану для визначення ймовірності перебування РТС у станах, які представлені на рис.1.

$$\left. \begin{aligned} p_0(t) &= c_1 e^{k_1 t} + c_2 e^{k_2 t} + c_3 e^{k_3 t} + \frac{\mu_1 \mu_2 (\lambda_3 + \lambda_4)}{\gamma}; \\ p_1(t) &= \frac{\lambda_1 c_1 e^{k_1 t}}{k_1 + \lambda_3 + \lambda_4} + \frac{\lambda_1 c_2 e^{k_2 t}}{k_2 + \lambda_3 + \lambda_4} + \frac{\lambda_1 c_3 e^{k_3 t}}{k_3 + \lambda_3 + \lambda_4} + \frac{\lambda_1 \mu_1 \mu_2}{\gamma}; \\ p_2(t) &= \frac{\lambda_1 \lambda_4 c_1 e^{k_1 t}}{(k_1 + \mu_1)(k_1 + \lambda_3 + \lambda_4)} + \frac{\lambda_1 \lambda_4 c_2 e^{k_2 t}}{(k_2 + \mu_1)(k_2 + \lambda_3 + \lambda_4)} + \frac{\lambda_1 \lambda_4 c_3 e^{k_3 t}}{(k_3 + \mu_1)(k_3 + \lambda_3 + \lambda_4)} + \frac{\lambda_1 \lambda_4 \mu_2}{\gamma}; \\ p_3(t) &= 1 - p_0(t) - p_1(t) - p_2(t), \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

де k_1, k_2, k_3 , - дійсні, різні (причому, негативні) корені характеристичного рівняння:

$$k^3 + (\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4 \mu_1 + \mu_2) k^2 + [(\lambda_1 \mu_1 + \lambda_1 \mu_2 + \lambda_2 \mu_1 + \mu_1 \mu_2) + (\lambda_1 + \lambda_2 + \mu_1 + \mu_2)(\lambda_3 + \lambda_4)] k + [(\lambda_1 + \lambda_3 + \lambda_4)\mu_1 \mu_2 + \mu_2 \lambda_1 \lambda_4 + \mu_1 (\lambda_1 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_4)] = 0, \quad (6)$$

де c_1, c_2, c_3 - параметри, які визначаються за початковими умовами процесу:

$$\left. \begin{aligned} c_1 &= \frac{(\gamma - \mu_1 k_2 k_3)(k_1 + \mu_2)(k_1 + \lambda_3 + \lambda_4)}{\gamma - (k_1 - k_3)(k_1 - k_2)}; \\ c_2 &= \frac{(\gamma - \mu_1 k_1 k_3)(k_2 + \mu_2)(k_2 + \lambda_3 + \lambda_4)}{\gamma - (k_2 - k_1)(k_2 - k_3)}; \\ c_3 &= \frac{(\gamma - \mu_1 k_1 k_2)(k_3 + \mu_2)(k_3 + \lambda_3 + \lambda_4)}{\gamma - (k_3 - k_2)(k_3 - k_1)}, \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

де

$$\gamma = (\lambda_1 + \lambda_3 + \lambda_4)\mu_1 \mu_2 + \mu_2 \lambda_1 \lambda_4 + \mu_1 (\lambda_1 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_3 + \lambda_2 \lambda_4). \quad (8)$$

Ймовірності перебування РТС у відповідних станах в процесі експлуатації, початкові значення яких: $p_0(0)=1, p_1(0)=p_2(0)=p_3(0)=0$, розраховуються із використанням системи рівнянь (5).

Представленими виразами (5)-(8) цілком вирішується поставлена задача.

Функцією $p_0(t)$ визначається імовірність того, що в поточний момент часу t технічний пристрій знаходиться в працездатному стані й у повному обсязі і якісно виконує задані функції. Імовірність $p_0(t)$ - це нестационарний коефіцієнт готовності об'єкта в режимі правильного функціонування.

Функцією $p_1(t)$ визначається імовірність того, що в момент t об'єкт, хоча і знаходиться в робочому стані, але задані функції не виконує в повному обсязі, або виконує неякісно. Якщо мова йде про електронні засоби спостереження і зв'язку, то мається на увазі спотворення інформації, що надходить, часткова втрата сигналу та інші недоліки у функціонуванні системи.

Сумою функцій $p_2(t)+p_3(t)$ виражається нестационарний коефіцієнт простою РТС, при цьому ймовірністю $p_2(t)$ - за рахунок відновлення виробу по поступовим відмовам, ймовірністю $p_3(t)$ - по раптовим.

Фінальні (стаціонарні) ймовірності можна визначити за допомогою виразу (5) граничним переходом при $t \rightarrow \infty$. Оскільки $k_i < 0$, то наочно, що:

$$\left. \begin{aligned} p_0 &= \frac{\mu_1 \mu_2 (\lambda_3 + \lambda_4)}{\gamma}, p_1 = \frac{\lambda_1 \mu_1 \mu_2}{\gamma}; \\ p_2 &= \frac{\lambda_1 \lambda_4 \mu_2}{\gamma}, p_3 = \frac{\gamma - \mu_1 \mu_2 (\lambda_1 + \lambda_3 + \lambda_4) - \lambda_1 \lambda_4 \mu_2}{\gamma}, \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

де $p_0(t)$ - стаціонарний коефіцієнт готовності; $p_2 + p_3$ - стаціонарний коефіцієнт простою.

Алгоритмізація задачі та її програмне забезпечення не викликають труднощів. Приведемо приклад розрахунків, (який можна використовувати для налагодження програми), стосовно до РЛС конкретного типу по наступним вихідним значенням:

$$\lambda_1 = 0,00323 \text{ 1/год}, \lambda_2 = 0,001 \text{ 1/год}, \lambda_3 = 0,002 \text{ 1/год.}$$

$$\mu_1 = 0,0027 \text{ 1/год}, \mu_2 = 0,028 \text{ 1/год.}$$

1. Складається характеристичне рівняння (6) і знаходяться його корені. Для вибраних вихідних даних отримаємо:

$$k^3 + 0,31 k^2 + 0,021 k + 0,0004 = 0$$

$$k_1 = -0,226, k_2 = -0,029, k_3 = -0,056.$$

2. З рівнянь системи (7) визначаються значення параметрів моделі, а саме:

$$c_1 = -0,004, c_2 = 0,03, c_3 = 0,076.$$

3. За виразом (9) визначаються значення фінальних ймовірностей:

$$p_0 = 0,896, p_1 = 0,055, p_2 = 0,012, p_3 = 0,036.$$

4. З використанням отриманих вище значень вираз нестационарних ймовірностей станів стаціонарного марковського процесу, що в загальному вигляді має вираз (5) приймає наступний вигляд:

$$\left. \begin{aligned} p_0(t) &= -0,0043e^{-0,231t} + 0,034e^{-0,03t} + 0,07e^{-0,05t} + 0,89 \\ p_1(t) &= -0,0001e^{-0,231t} + 0,0044e^{-0,03t} - 0,06e^{-0,05t} + 0,05 \\ p_2(t) &= -0,0042e^{-0,231t} + 0,0011e^{-0,03t} + 0,017e^{-0,05t} + 0,01 \\ p_3(t) &= -0,04e^{-0,31t} + 0,0015e^{-0,05t} + 0,06 \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

Неважно переконатися, що ймовірності функції виразу (10) з прийнятою точністю обчислень і округлень результатів рахунку задовольняють рівнянням (1) і початкових умовам задачі, що є свідченням точності та адекватності моделі (10) досліджуванним процесам.

Висновки. Отримані аналітичні залежності у вигляді системи рівнянь (10) відкривають можливість визначення ймовірності перебування РТС в одному із станів під час експлуатації. Низькі значення ймовірності перебування РТС у працездатному стані є інформативною основою для проведення адаптивних профілактико-відновлювальних заходів щодо підтримання відповідних систем на встановленому рівні працездатності. Прогнозування тенденцій зміни цих показників і накладання обмежень відповідних граничному стану РТС забезпечують оцінку поточного рівня їх довговічності за станом. Як показали попередньо проведені наукові дослідження [4] адаптивне проведення профілактико-відновлювальних заходів забезпечує підвищення встановленого рівня довговічності РТС, в середньому, на 9-12%.

Література

1. Барзилович Е.Ю., Воскобоев В.Ф. Эксплуатация авиационных систем по состоянию.

– М.: Транспорт, 1981, - 196 с.

2. Смирнов Н.Н., Ицкович А.А. Обслуживание и ремонт авиационной техники по техническому состоянию. – М.: Транспорт, 1980. – 232 с.

3. Шинкарук О.Н. Методологические основы оценки и обеспечения долговечности по состоянию радиотехнических средств Пограничных войск Украины. // Дисс. ... д.т.н. - Хмельницький, НАПВУ. - 2001. - 336 с.

4. Шинкарук О.Н. Методические основы исследования статистико-вероятностных закономерностей правильного функционирования РТС при оценке их долговечности по состоянию. // Збірник наукових праць НАПВУ №16, частина 2. - Хмельницький: Вид. НАПВУ, 2001.- С. 115-120.

5. Эльсгольц А.Э. Дифференциальные уравнения и вариационное исчисление. М.: Наука. -1969 – 42 с.

Надійшла до редакції
15.6.2008 р.

УДК 621.315.592

В.М. Кичак, Д.В. Михалевський

Вінницький національний технічний університет

МЕТОД СПЕКТРАЛЬНОГО ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ ВИРОБІВ ЕЛЕКТРОННОЇ ТЕХНІКИ ЗА РІВНЕМ НЧ ШУМУ

Вступ

Найбільш перспективними методами оцінювання якості виробів електронної техніки (ВЕТ) при серійному виробництві на етапі вихідного контролю є прогнозування їх надійності за рівнем НЧ шуму. Ці методи базуються на вимірюваннях спектральної щільності шуму або рівня шумової напруги на одній фіксованій частоті з подальшим аналізом показників надійності. Таким чином процедура контролю має дві складові: вимірювання і аналіз вимірних параметрів.

На сучасному етапі приладів, які б виконували процедуру прогнозування надійності за рівнем НЧ шуму майже не створюються. Тому при серійному виготовленні ВЕТ є доцільним мати прилад який міг би виконувати процедуру прогнозування в автоматичному режимі.

Одною із найважливіших характеристик при оцінюванні надійності є достовірність контролю. Більшість методів передбачають вимірювання на одній фіксованій частоті, що потребує додаткових змінних блоків – смугових фільтрів для зміни частоти прогнозування, на якій оцінюється рівень НЧ шуму. Аналіз проведених досліджень показує, що у смузі частот від 20 Гц до 2 кГц, для одного типу ВЕТ можливі шумові викиди на різних частотах дослідження [2-4]. Тому виникає необхідність у розробці методу, який дозволив би аналізувати шумові характеристики в широкому діапазоні та оцінювати надійність ВЕТ. Для цього доцільно використовувати підходи, які ґрунтуються на сучасних методах цифрової обробки сигналів.

Аналіз цифрової фільтрації

Використання цифрової фільтрації передбачає перетворення дискретизованого сигналу з використанням математичних операцій, які виконуються мікропроцесором. Це дає можливість значно спростити аналогову частину пристроїв. Для задачі прогнозування надійності ВЕТ за рівнем НЧ шумів використання цифрових фільтрів дає можливість відмовитись від ряду перетворювальних аналогових блоків, які використовуються в роботі [1]. Як відомо надійність ВЕТ цим методом оцінюється за рівнем власних шумів, а отже інформативним параметром є шумова напруга. Її можна виразити, як випадковий нестационарний процес, що визначає основну складність при перетворенні форми сигналів для прийняття рішення про надійність.

Цифровий фільтр є дискретною системою призначеною для перетворення цифрових відліків у часовій області, дискретизованих за допомогою аналого-цифрового перетворювача (АЦП), у відліки які містять інформацію про рівень шумової напруги у заданій смузі частот. Таким чином, для вхідних відліків можна записати

$$x(n) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} x(m)u(n-m),$$

де $x(m)$ – числова послідовність;

$u(n-m)$ – одиничний імпульс.

При проходженні через дискретну систему кожному відліку будуть відповідати відліки, які формуються відповідно до перехідної функції $h(n)$ [5]:

$$y(n) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} x(m)h(n-m) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} h(m)x(n-m).$$

Операція цифрової фільтрації виконується лінійно-різницеvim рівнянням, що визначає