УДК 519.718:621.313.002.1

В. М. Лисогор, д-р. техн. наук, проф.

НАДІЙНІСТЬ І ЯКІСТЬ ФУНКЦІОНУВАННЯ ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНИХ ОМПЛЕКСІВ В ЕКСТРЕМАЛЬНИХ ТА БАГАТОСТАДІЙНИХ ПРОЦЕСАХ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОГО ВИРОБНИЦТВА

Запропоновано і розроблено підходи до дослідження роботи електротехнічних комплексів (ЕТК) сільськогосподарського виробництва в екстремальних та багатостадійних процесах з визначення якісних і кількісних характеристик надійності функціонування.

Вступ

Відомі публікації з різних напрямків роботи електротехнічних комплексів (ЕТК) [1]. Однак, залишаються нерозробленими методи забезпечення надійності і якості функціонування ЕТК в екстремальних та багатостадійних процесах з визначенням їх кількісних характеристик [2].

З оголошеного зрозуміло, що винесена в заголовок назва публікації є достатньо актуальною. Актуальність особливо підвищується у зв’язку зі складністю досліджуваних процесів. ЕТК є компонентами різних структурних та параметричних утворень, де необхідно оптимізувати їх якісні та кількісні характеристики [3].

Мета статті. Запропонувати і розробити інструментарій підходів до дослідження роботи ЕТК сільськогосподарського виробництва в екстремальних та багатостадійних процесах і до визначення якісних та кількісних характеристик надійності їх функціонування.

Матеріали дослідження

Для оцінки надійності функціонування ЕТК введемо необхідні кількісні імовірнісно-статистичні характеристики. За кількісні оцінки безвідмовності використаємо імовірності відсутності відмови, імовірність відмови, інтенсивності відмов, напрацювання на відмову [2].

Оцінкою імовірності відсутності відмови $P(t)$ назвемо імовірність того, що при визначених умовах експлуатації ЕТК в межах заданої тривалості роботи відмова не виникає. Оцінкою імовірності відмови $Q(t)$ є імовірність, того що за незмінних умов впродовж заданого проміжку часу виникає відмова. Стани справності ЕТК (наявність відмови) є несумісними і протилежними подіями. Тоді оцінка імовірності відсутності відмови і оцінка імовірності відмови пов’язані між собою залежністю

$$P(t) + Q(t) = 1 \tag{1}$$

згідно з визначенням

$$P(t) = R(T \geq t); \quad Q(t) = R(T \leq t), \tag{2}$$

де R — символ оцінок імовірності будь-якої події; T — час роботи ЕТК до відмови; t — час роботи ЕТК, для якого визначається надійність.

Функцією розподілення оцінок імовірності F(x) випадкової величини ξ назвемо оцінку ймовірності того, що величина ξ прийме значення менше, чим деяка величина x, тобто

$$F(x) = R(\xi < x). \tag{3}$$

Звідси випливає, що функція імовірності відмови $Q(t)$ аналогічна функції розподілення часу роботи ЕТК до відмови.

З самого початку цієї публікації використовується поняття оцінок, але при використанні прямої бази статистичних оцінок емпірична імовірність

$$P_e(t) = \frac{N_o - n(t)}{N_o}, \tag{4}$$

а емпірична імовірність відмови $Q_e(t)$, як відношення

$$Q_e(t) = \frac{n(t)}{N_o}, \tag{5}$$

де N_o — кількість функціонуючих ЕТК; $n(t)$ — кількість ЕТК, що мали відмови за час t.

Отримані статистичним підходом значення емпіричних імовірностей відсутності відмови $P_e(t)$ та відмови $Q_e(t)$ мають свої розбіжності з теоретичними оцінками. Зі збільшенням кількості ЕТК, що випробовуються $P_e(t)$ та $Q_e(t)$ збігаються відповідно до $P(t)$ і $Q(t)$.

Початок умови статистичних оцінок $P_e(t)$, $Q_e(t)$ визначимо таким чином, що при t = 0 ЕТК зберігає свої вихідні характеристики і задовольняє необхідним вимогам до неї, тобто

$$P_e(0) = 1; \;\; Q_e(0) = 0. \tag{6}$$

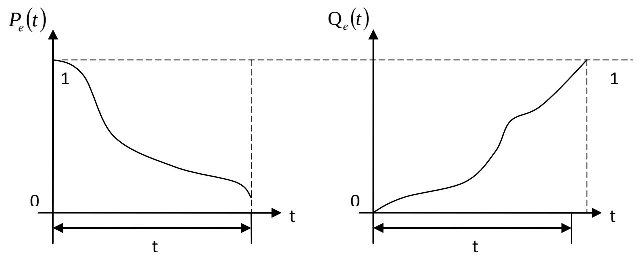

Рис. 1. Типова залежність оцінок ймовірностей відсутностей відмов P_e та наявності відмов Q_e від часу функціонування ЕТК

Характерний вид спадної функції $P_e(t)$ і зростальної функції $Q_e(t)$ показаний на рис. 1.

Як будь-які неперервні функції, де оцінка ймовірності відсутності відмови $P_e(t)$ або наявності відмови $Q_e(t)$ диференційовані при всіх значеннях аргументу. В теорії ймовірностей похідна функції розподілення будь-якої з двох, наприклад $Q_e(t)$, матиме загальний вид

$$F(x) = \frac{dF(x)}{dx}, \tag{7}$$

де $F(x)$ — щільність розподілення оцінок ймовірностей випадкової величини ξ.

Щільність розподілення часу роботи ЕТК назвемо частістю відмов а(t), де вона прийме такий конкретний вид

$$a(t) = Q(t) = -P^1(t), \tag{8}$$

а тому вираз (2) набуде такого вигляду:

$$Q(t) = \int_0^t a(t)\,dt; \quad P(t) = 1 - \int_0^t a(t)\,dt. \tag{9}$$

За статистичним визначенням частота відмов є відношенням кількості систем, які відмовили в одиницю часу до кількості всіх випробовуваних систем за умови, що вони не відновлюються і не замінюються справними:

$$a_e(t) = \frac{n(\Delta t)}{N_0 \Delta t}, \tag{10}$$

де $n(\Delta t)$ — кількість систем, які знаходяться в інтервалі часу Δt.

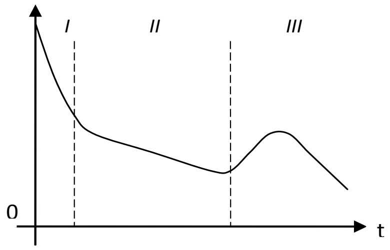

Рис. 2. Типова залежність частоти відмов

Типова крива залежності частоти відмов від часу показана на рис. 2. На кривій можна виділити три проміжки.

Проміжок припрацювання *I* зумовлений значною кількістю відмов на початку експлуатації системи через дефекти елементів, помилок обслуговуючого персоналу. Проміжок припрацювання різний для різних систем. Його можна скоротити і навіть усунути застосовуючи методи тренувань і тривалих заводських випробувань.

Проміжок випадкових відмов *II* характеризує нормальну роботу системи. Відмови в цей період мають в основному раптовий характер, середня частота їх знижується.

Проміжок старіння *III* спричинений зносом системи, коли внаслідок старіння елементів поступово наростає частота відмов. Подальше зменшення частоти відмов при зносі, а також зменшення частоти відмов при нормальній роботі пояснюється зменшенням кількості справних систем, а не підвищенням надійності.

Якщо частота відмов дозволяє оцінити надійність системи за необхідний інтервал часу без урахування часу попередньої роботи, то інтенсивність відмов $\lambda(t)$ враховує цей вплив. Щільність розподілу, що враховує попередній стан випадкової величини, називається умовною щільністю. Таким чином, інтенсивність відмов є умовною щільністю розподілу часу відмови, які представляють миттєву частоту відмов системи в момент часу t за умови відсутності відмов до цього моменту.

Статистично вона визначається як відношення кількості систем, які відмовили в одиницю часу, до середньої кількості систем, які справно працювали у цей відрізок часу, за умови, що системи з відмовами не відновлюються і не замінюються справними

$$\lambda_e(t) = \frac{n(\Delta t)}{N_{cp}\Delta t}, \tag{11}$$

де $N_{\text{ср}} = \dfrac{N_i + N_{i+1}}{2} = N_0 - n(\Delta t)$ — середня кількість справних систем в інтервалі часу Δt; N_i, N_{i+1} — кількість систем на початку і в кінці інтервалу часу Δt.

Імовірнісне уявлення інтенсивності можна отримати, використовуючи основні теореми імовірностей, або з виразу (11), замінюючи $n(\Delta t)$ його значенням, отриманим з формули (10), а $P_{\text{ср}}$ — його значенням з виразу (4)

$$\lambda(t) = \frac{a(t)}{P(t)} = -\frac{P^I(t)}{P(t)}. \tag{12}$$

Відповідно до цього можна визначити

$$P(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(t)\,dt\right);\quad Q(t) = \left(1 - \exp\left(-\int_0^t \lambda(t)\,dt\right)\right);\quad a(t) = \lambda(t)\exp\left(-\int_0^t \lambda(t)\,dt\right). \tag{13}$$

Отримані вирази встановлюють залежність між імовірністю відсутності відмови, частотою та інтенсивністю відмов для невідновлювальних систем.

Залежність інтенсивності відмов від часу показана на рис. 3.

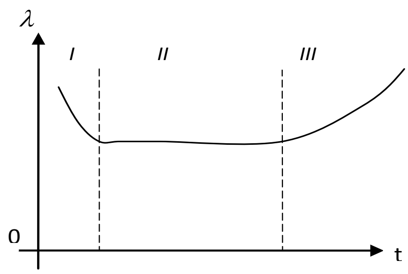

Рис. 3. Типова залежність інтенсивності відмов λ, від часу *t*

Так само як крива зміни частоти відмов у часі, функція $\lambda(t)$ має три характерних ділянки, кожна з яких відповідає ділянкам функції $a(t)$. Неважко помітити, що на ділянці нормальної роботи інтенсивність відмов є величиною постійною, визначаючись тільки складністю системи, якістю елементів, режимами їх роботи та іншими факторами. Ця сталість робить інтенсивність відмов основною кількісною характеристикою надійності.

Середнім часом відсутності відмови *T* називається математичне сподівання часу роботи системи до відмови.

У теорії ймовірностей математичним очікуванням випадкової величини ξ, якщо ця величина неперервна, називається інтеграл $\int xf(x)\,dx$.

Переходячи до теорії надійності, можна записати

$$T = \int_{-\infty}^{+\infty} ta(t)\,dt. \tag{14}$$

Підставляючи у вираз (14) значення $a(t)$, інтегруючи по частинах і враховуючи, що $P(0) = 1$, $P(\infty) = 0$, а час не може бути негативним, отримаємо:

$$T = -\int_{-\infty}^{+\infty} tP^{I}(t)\,dt = -tP(t)\int_{0}^{\infty} + \int_{0}^{\infty} P(t)\,dt = \int_{0}^{\infty} P(t)\,dt. \qquad (15)$$

З урахуванням формули (13)

$$T = \int_{0}^{\infty} exp\left(-\int_{0}^{t} \lambda(t)\right) dt. \qquad (16)$$

Вираз (15) показує, що середній час відсутності відмови T повністю визначається ймовірністю відсутності відмови $P(t)$ і являє собою площу, обмежену кривої $P(t)$ і осями координат.

Для визначення середнього часу відсутності відмови зі статистичних даних користуються формулою

$$T_e = \sum_{1}^{N_0} t_i / N_0, \qquad (17)$$

де t_i — час роботи i-го пристрою до виникнення відмови.

Ця кількісна характеристика також важлива, оскільки дозволяє в деяких випадках наочно судити про надійність системи.

Оцінюючи надійність за допомогою середнього часу відсутності відмови, необхідно знати дисперсію часу виникнення відмови $D(t)$, що характеризує розкид випадкової величини яка розглядається. Вона визначається як математичне сподівання квадрата відхилення випадкової величини (t) від математичного очікування цієї випадкової величини (T)

$$D(t) = \int_{0}^{\infty} (t - T)^2\, a(t)\,dt. \qquad (18)$$

Зручнішою характеристикою є середнє квадратичне відхилення часу відсутності відмови

$$\sigma(t) = \sqrt{D(t)}. \qquad (19)$$

Досить повно і просто визначаються всі кількісні характеристики надійності із закону розподілу часу роботи системи до відмови. Час є випадковою безперервною величиною, тому в якості теоретичних законів розподілення в принципі можуть бути використані будь-які безперервні розподілення, застосовувані в теорії ймовірностей. Однак, як показала практика, лише деякі з них отримали застосування в теорії надійності. До них відносяться експоненціальний, нормальний, логарифмічно-нормальний закони, γ -розподілення, закони Релея і Вейбулла [2].

Висновки

Запропоновано і розроблено підходи до дослідження роботи електротехнічних комплексів сільськогосподарського виробництва в екстремальних та багатостадійних процесах щодо визначення якісних і кількісних характеристик надійності функціонування.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. Лисогор В. М. Моделі оцінки якості та надійності електропостачання гірничих підприємств. / В. М. Лисогор, Ю. А. Лисогор // Інформаційні технології та комп’ютерна інженерія. — 2007. — № 1. — С. 52—56.

2. Диллон Б. Инженерные методы обезпечения надежности систем / Б. Диллон, Ч. Синх ; пер.с англ. — М. : Мир, 1984. — 318 с.

3. Вадзинский Р. Н. Статистические вычисления в среде Excel: Библиотека пользователя / Р. Н. Вадзинский. — СПб. : Питер, 2008. — 608 с. — ISBN 978-5-91180-822-2.

Рекомендована кафедрою електричних станцій та систем

Стаття надійшла до редакції 20.10.11
Рекомендована до друку 12.11.11

Лисогор Василь Микитович — професор кафедри тракторів, автомобілів і електротехнічних систем.

Вінницький національний аграрний університет, Вінниця