

УДК 621.3.011

М. В. КОСТЕРЄВ (д-р техн.наук, проф.), **Є. І. БАРДИК** (канд.техн.наук, доц),
В.В.ЛІТВИНОВ

Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут»
v.v.litvinov1985@mail.ru

ОЦІНКА ІМОВІРНОСТІ ВІДМОВИ ЕЛЕКТРООБЛАДНАННЯ ПРИ КЕРУВАННІ РЕЖИМАМИ ЕЛЕКТРИЧНОЇ СИСТЕМИ

В статті розглянуто підхід до оцінки імовірності відмови електрообладнання шляхом побудови модифікованої функції розподілу імовірності відмови, яка враховує технічний стан електрообладнання на момент спостереження, історію його життя та вплив метеорологічних умов. Для побудови модифікованої функції розподілу імовірності відмови електрообладнання використовуються методи теорії ймовірностей та нечіткої логіки.

Імовірність, відмова, електрообладнання, модифікована функція розподілу імовірності, технічний стан, нечітка логіка.

На функціонування енергосистеми України значною мірою впливають наступні фактори:

- зношення силового та комутаційного обладнання енергосистеми складає до 70%;
- ринкові відносини спричиняють максимально напружений режим використання електроенергетичних об'єктів при слабких тенденціях до реконструкції та заміни обладнання;
- почастищення несприятливих метеорологічних умов.

Всі ці фактори призводять до зниження надійності електропостачання споживачів. Заміна та модернізація електрообладнання, які спроможні покращити функціонування енергосистеми України, вимагають значних інвестицій і є тривалими у часі.

В цих реально існуючих умовах функціонування енергосистем зростає роль достовірності оцінки надійності енергосистеми та її підсистем на заданому інтервалі часу. В якості показника надійності доцільно використати ризик зниження надійності електропостачання споживачів [1-3], який включає в себе імовірності відмови вимикачів та їхні наслідки.

Слід зазначити, що такий підхід до оцінки ризику є імовірнісним. На відміну від детермінованого підходу, імовірнісний підхід дозволяє враховувати імовірності відмови обладнання, а також дає можливість кількісно описувати аварійну ситуацію завдяки визначенню відповідних показників наслідків аварій, що забезпечує більш глибокий підхід до оцінки надійності енергосистеми.

Детермінований підхід до оцінки ризику є простішим для розуміння та застосування, але він має ряд суттєвих недоліків, які роблять його використання малоефективним:

- не враховує ефект імовірності відмови обладнання;
- не визначає події та умови відмов;
- недостатньо повно враховує наслідки аварії.

Як наслідок, рішення, які ґрунтуються на детермінованому підході, можуть або визначити суттєво занижену величину ризику, або призвести до прийняття необґрунтованих рішень.

Імовірнісно-статистичний підхід до оцінки ризику зниження надійності електропостачання споживачів значною мірою залежить від достовірності визначення імовірності відмови кожної одиниці електрообладнання, яке входить до складу енергосистеми.

Для оцінки імовірності відмови обладнання найдоцільніше використати статистичні дані щодо функціонування обладнання даного типу, на основі яких будується функція розподілу імовірності відмови. Доцільність використання статистичних даних пояснюється тим, що вони враховують всі експлуатаційні фактори, в тому числі і вплив навколишнього середовища. Слід зауважити, що вказаний підхід до оцінки імовірності відмови може дати достовірні результати, якщо є однорідна та репрезентативна статистика, яку на практиці отримати дуже складно внаслідок різних умов експлуатації обладнання, його різнотипності, місця розташування обладнання в енергосистемі і т. д. Отримані в результаті обробки статистичних даних функції розподілу імовірності події базуються на генеральній сукупності подій і, строго кажучи, не є імовірнісними характеристиками окремої одиниці електрообладнання.

Тому функції розподілу імовірнісних подій можна використовувати для отримання приблизної оцінки імовірності виникнення події окремої одиниці електрообладнання, яка повинна уточнюватися для кожного елемента з врахуванням історії його функціонування, залишкового ресурсу до моменту нагляду, наявності дефектів і т. д., тобто необхідно враховувати індивідуальні характеристики обладнання, з метою більш достовірного прогнозування імовірності відмови на інтервалі часу конкретної одиниці обладнання.

Розглянемо формування інтегральної функції імовірності відмови обладнання $F(t)$ з урахуванням індивідуальних характеристик електрообладнання.

© Костерев М. В., Бардик Є. І., Литвінов В. В., 2011

Врахування працездатного стану електрообладнання в момент часу нагляду t_1 [4]. Нехай відомо, що електрообладнання, яке розглядається, знаходилося в працездатному стані в момент нагляду t_1 . Відома також функція $F(t)$ розподілу імовірності відмови даного типу електрообладнання (рис.1). Необхідно визначити імовірність відмови електрообладнання на інтервалі $\Delta t = t_2 - t_1$ за умови, що об'єкт в момент часу t_1 був у працездатному стані.

Введемо наступні визначення подій:

H_1 – подія, яка полягає в тому, що об'єкт відмовив на інтервалі часу Δt ;

G – подія, яка полягає в тому, що об'єкт не відмовив на інтервалі часу $[0; t_1]$;

C_2 – складна подія, яка полягає в тому, що об'єкт відмовить до моменту часу t_2 ;

\bar{G} – подія, яка полягає в тому, що об'єкт відмовив на інтервалі часу $[0; t_1]$.

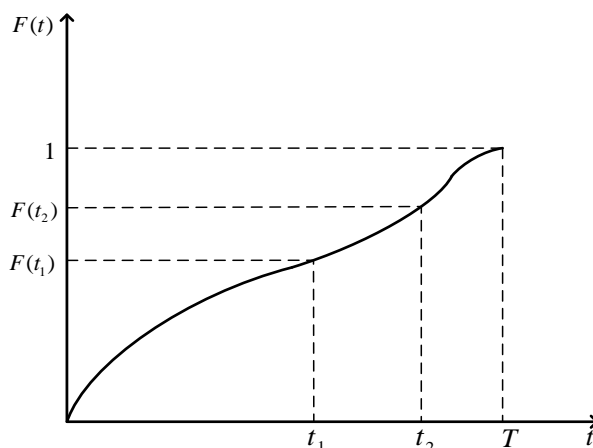


Рисунок 1 - Функція розподілу імовірності відмови обладнання

Безумовні імовірності подій C_2 та \bar{G} можна визначити з функції $F(t)$:

$$p(C_2) = F(t_2); \quad (1)$$

$$p(\bar{G}) = F(t_1). \quad (2)$$

Складна подія C_2 полягає в настанні або події \bar{G} або події H_1 . Події \bar{G} та H_1 – несумісні, тому імовірність події C_2 визначиться за формулою складання імовірностей:

$$p(C_2) = p(\bar{G}) + p(H_1). \quad (3)$$

Настання події H_1 залежить від того, наступить чи не наступить подія G . Так як ці події залежні, то для визначення імовірності події H_1 використаємо формулу множення:

$$p(H_1) = p(G) \cdot p(H_1 / G). \quad (4)$$

Тоді:

$$p(C_2) = p(\bar{G}) + p(G) \cdot p(H_1 / G). \quad (5)$$

Звідки імовірність настання події H_1 за умови, що мала місце подія G дорівнює:

$$p(H_1 / G) = \frac{p(C_2) - p(\bar{G})}{p(G)}; \quad (6)$$

де: $p(G) = 1 - p(\bar{G}) = 1 - F(t_1). \quad (7)$

Слід зауважити, що в разі відсутності інформації про працездатний стан об'єкта в момент нагляду t_1 , безумовна імовірність відмови об'єкта на Δt визначається з функції $F(t)$:

$$p(H_1) = F(t_2) - F(t_1). \quad (8)$$

Врахування технічного стану електрообладнання до моменту нагляду t_1 . Імовірність відмови електрообладнання на інтервалі часу Δt залежить від його технічного стану до моменту нагляду t_1 (чим більш зношене електрообладнання, тим вища імовірність його відмови). В якості міри оцінки технічного стану об'єкта приймемо величину S , яка кількісно характеризує загальний спрацьований ресурс об'єкта, та визначається за нечіткою моделлю об'єкта [5].

Додатково введемо наступні визначення подій:

B – подія, яка полягає в тому, що об'єкт до моменту часу t_1 мав технічний стан S ;

H_2 – подія, яка полягає в тому, що об'єкт не відмовив на інтервалі часу Δt , при цьому $p(H_2) = 1 - p(H_1)$.

Подія B може спостерігатися в одній з двох несумісних подій H_1 та H_2 , тобто при відмові об'єкта на інтервалі Δt , так і при відсутності відмови. Безумовна імовірність події B визначиться по формулі повної імовірності:

$$p(B) = p(H_1) \cdot p(B/H_1) + p(H_2) \cdot p(B/H_2), \quad (9)$$

де: $p(H_1)$ – апіорна імовірність події H_1 до виявлення події B ;

$p(H_2)$ – апіорна імовірність події H_2 до виявлення події B ;

$p(B/H_1)$ – умовна імовірність події B при настанні події H_1 (або імовірність підтвердження гіпотези “відмова на Δt ” ознакою S , яка характеризує технічний стан об'єкта);

$p(B/H_2)$ – умовна імовірність події B при настанні події H_2 (або імовірність підтвердження гіпотези “об'єкт не відмовив на Δt ” ознакою S , яка характеризує технічний стан об'єкта).

Припустимо, що подія B настала (в момент нагляду t_1 в об'єкта визначено технічний стан S). Тоді апостеріорна ймовірність гіпотези H_1 при умові появи події B (імовірність відмови об'єкта на інтервалі часу Δt при умові, що в момент часу t_1 його технічний стан становив S) визначиться за формулою Байєса:

$$p(H_1/B) = \frac{p(H_1) \cdot p(B/H_1)}{p(H_1) \cdot p(B/H_1) + p(H_2) \cdot p(B/H_2)}. \quad (10)$$

Умовні імовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ можуть бути визначені або на основі статистичного аналізу відмов даного типу електрообладнання, або на основі експертної оцінки з використанням методу Сааті та композиційного правила нечіткого виводу Заде [6,7].

Сформулюємо задачу визначення умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ наступним чином. Нехай задана множина альтернатив $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Кожна альтернатива характеризується набором ознак, які складають множину $X = \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$. Між кожною ознакою та кожною альтернативою встановлені, на основі експертних оцінок, причинно-наслідкові співвідношення $r_{ij} \in [0;1]$; $i = 1, \dots, m$; $j = 1, \dots, n$. Сукупність всіх причинно-наслідкових співвідношень складає матрицю співвідношень R , яка має розмірність $(m \times n)$.

Конкретні ознаки (входи) та альтернативи (виходи) можна розглядати як нечіткі множини S та P , що задані на універсальних множинах X та Y [7], зв'язок між якими встановлюється на основі композиційного правила Заде:

$$P = R \circ S; \quad (11)$$

де \circ – означає максимінну композицію;

$$S = \{s_1/x_1; s_2/x_2; \dots, s_m/x_m\}; \quad (12)$$

$$P = \{p_1/y_1; p_2/y_2; \dots, p_n/y_n\}; \quad (13)$$

$$p_j = \max \min(s_i, r_{ij}); \quad (14)$$

s_i , $i = 1, \dots, m$ – міра значущості ознаки x_i ;

p_j , $j = 1, \dots, n$ – міра значущості альтернативи y_j ;

r_{ij} , $i = 1, \dots, m$; $j = 1, \dots, n$ – ступінь впливу ознаки x_i на альтернативу y_j .

Рішенням задачі приймається альтернатива y_0 , яка має найвищу ступінь приналежності p_j :

$$y_0 = \{y_j; \sup \mu_{y_j}(p_j)\}. \quad (15)$$

Для визначення умовної імовірності $p(B/H_1)$ сформована вихідна множина \bar{Y}_P , яка складається з п'яти альтернатив: дуже висока u_{P1} , висока u_{P2} , середня u_{P3} , низька u_{P4} та дуже низька u_{P5} імовірності події B при настанні події H_1 .

Аналогічним чином формується вихідна множина \bar{Y}_Q для визначення $p(B/H_2)$. Функції приналежності альтернатив множин \bar{Y}_P і \bar{Y}_Q побудовано за шкалою Харрінгтона [8].

Множина вхідних ознак \bar{X} формується наступним чином:

x_1 – дуже великий загальний спрацьований ресурс об'єкта;

x_2 – великий загальний спрацьований ресурс об'єкта;

x_3 - допустимий загальний спрацьований ресурс об'єкта;

x_4 - малий загальний спрацьований ресурс об'єкта;

x_5 - дуже малий загальний спрацьований ресурс об'єкта;

x_6 - великий локальний спрацьований ресурс вузла об'єкта;

x_7 - допустимий локальний спрацьований ресурс вузла об'єкта;

x_8 - малий локальний спрацьований ресурс вузла об'єкта.

Композиційне правило Заде для оцінки умовної ймовірності $p(B/H_1)$:

$$P_p = R_p \circ S. \quad (16)$$

Композиційне правило Заде для оцінки умовної ймовірності $p(B/H_2)$:

$$P_Q = R_Q \circ S. \quad (17)$$

Побудова матриць співвідношень для оцінки умовних ймовірностей відмови та безвідмовної роботи електрообладнання виконується за методом Сааті [7].

Врахування впливу метеорологічних умов. Нехай на інтервалі часу Δt можливе виникнення несприятливих метеорологічних умов, які можуть привести (або сприяти) відмові електрообладнання (виникнення КЗ, відмови за умовами електричної або механічної міцності елементів обладнання і т. д.). При цьому передбачається, що технічний стан обладнання відомий і характеризується деякою мірою S .

Введемо наступне визначення події:

M – подія, яка полягає в тому, що на інтервалі часу Δt виникли несприятливі метеорологічні умови певного типу (ожеледь, вітер, гроза) та інтенсивності.

Ймовірність відмови об'єкта на інтервалі часу Δt залежить як від технічного стану (подія B) так і від впливу несприятливих метеорологічних умов (подія M). Нехай визначена умовна ймовірність відмови об'єкта $p(H_1/M)$ при настанні несприятливих метеорологічних умов або на основі статистичного аналізу, або на основі експертної оцінки.

Вважаючи, що подія B та M є сумісними і незалежними, безумовна ймовірність $p(H_1)$ визначиться з відношення [4]:

$$p(H_1) = p(H_1/B) + p(H_1/M) - p(H_1/B) \cdot p(H_1/M). \quad (18)$$

Слід зауважити, що ця ймовірність відмови об'єкта на інтервалі часу Δt визначається за наявності настання наступних подій: G – об'єкт в момент часу t_1 знаходився в працездатному стані; B – об'єкт знаходився в момент часу t_1 в конкретному технічному стані з множини можливих станів S_j , $j = 1, \dots, n$.

При такому підході до визначення подій B та M , їх можна вважати незалежними. В дійсності ці події можна вважати незалежними лише в окремих випадках. Наприклад, більш зношені ЛЕП можуть обірватися при менш слабкому вітрі. Для рішення цієї більш загальної задачі слід вводити сімейство функцій розподілу ймовірності виникнення однієї події (наприклад, ступінь зношеності обладнання) при умові настання другої події (наприклад, швидкість вітру).

Врахування вказаних вище подій при визначенні ймовірності відмови електрообладнання на малому інтервалі часу Δt дає можливість модифікувати функцію розподілу ймовірності відмови об'єкту на цьому інтервалі. Дійсно, ймовірність відмови об'єкта, яка визначається за функцією $F(t)$, дорівнює:

$$p(H_1) = F(t_2) - F(t_1); \quad (19)$$

$$F'(t_2) = F(t_1) + p(H_1/G, B, M). \quad (20)$$

Останній вираз дозволяє визначити нове значення $F'(t_2)$ в момент часу t_2 . Якщо інтервал часу Δt значно менше часу T , на якому розглядається функція $F(t)$, то даний відрізок функції на інтервалі $\Delta t = t_2 - t_1$, можна представити відрізком прямої між точками $F(t_1)$ та $F'(t_2)$ (рис.2).

Модифікована функція $F(t)$ конкретного типу електрообладнання дає можливість враховувати індивідуальні характеристики об'єкту, який знаходиться в експлуатації. Так як вказана функція використовується при статистичному моделюванні, яке призначене для оцінки ймовірності виникнення аварійної ситуації в підсистемі ЕЕС, то врахування індивідуальних характеристик обладнання підсистеми, дозволяє отримувати більш достовірні результати, у порівнянні з використанням функції $F(t)$, побудованої на основі статистичної інформації про відмови даного типу електрообладнання.

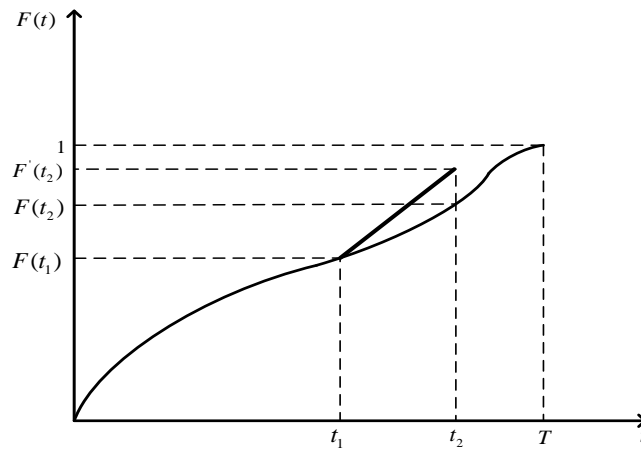


Рисунок 2 - Модифікована функція розподілу імовірності відмови обладнання

В якості прикладу розглянемо імовірність відмови повітряного вимикача, встановленого у підсистемі ЕЕС, яка здійснює електропостачання потужного хімічного підприємства. Функція розподілу імовірності відмови вимикача, яка побудована за статистичними даними з відмов повітряних вимикачів, приведеними в [9].

Основні характеристики вимикача: тип *ВВН-154-2000/25*, максимальна кількість комутацій КЗ – 24, здійснена кількість комутацій – 20, допустима кількість циклів В-В – 1000, здійснена кількість циклів В-В – 544. Вимикач знаходився в експлуатації 25 років. Імовірність відмови вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 3$ міс з урахуванням того, що на момент часу t_1 він був в працездатному стані:

$$p(H_1 / G) = \frac{F(t_2) - F(t_1)}{1 - F(t_1)} = \frac{0,741 - 0,733}{1 - 0,733} = 0,03, \quad (21)$$

де $F(t_1)$ та $F(t_2)$ визначені з графіку $F(t)$ для моментів часу t_1 та t_2 .

Приймаємо отримане значення $p(H_1 / G)$ в якості апіорної імовірності відмови вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 3$ міс:

$$p(H_1') = p(H_1 / G) = 0,03; \quad (22)$$

$$p(H_2') = 1 - p(H_1') = 1 - 0,03 = 0,97. \quad (23)$$

За методом Сааті побудовано матрицю причинних відносин R_p . За статистичними даними вимикача та за нечіткою моделлю оцінки його технічного стану [5] сформовано множину вхідних ознак S . Для оцінки умовної імовірності відмови $p(B / H_1)$ виконано максиміну композицію нечітких множин X та Y_p :

$$P_p = R_p \circ S = \begin{bmatrix} 0,407 & 0,291 & 0,072 & 0,047 & 0,035 & 0,357 & 0,135 & 0,036 \\ 0,254 & 0,398 & 0,166 & 0,092 & 0,092 & 0,298 & 0,158 & 0,101 \\ 0,226 & 0,167 & 0,486 & 0,212 & 0,144 & 0,215 & 0,499 & 0,191 \\ 0,082 & 0,111 & 0,203 & 0,432 & 0,312 & 0,095 & 0,137 & 0,317 \\ 0,031 & 0,033 & 0,073 & 0,216 & 0,417 & 0,035 & 0,071 & 0,356 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} 0,472 \\ 0,528 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0,666 \\ 0,334 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,407 \\ 0,398 \\ 0,334 \\ 0,137 \\ 0,071 \end{bmatrix} \quad (24)$$

В якості рішення приймається альтернатива «дуже висока імовірність» u_{p1} , оскільки ступіні її приналежності $p_1 = 0,407$ є найвищою. За функціями приналежності альтернатив множини \bar{Y}_p , побудованими за шкалою Харрінгтона [8], визначено:

$$p(B / H_1') = \mu_{y_{p1}}^{-1}(0,407) = 0,793. \quad (25)$$

Аналогічним чином визначено величину умовної імовірності $p(B / H_2')$:

$$p(B / H_2') = 0,207. \quad (26)$$

Тоді імовірність відмови вимикача при даному значенні спрацьованого ресурсу визначиться з відношення:

$$p(H_1' / B) = \frac{p(H_1') \cdot p(B / H_1')}{p(H_1') \cdot p(B / H_1') + p(H_2') \cdot p(B / H_2')} = \frac{0,03 \cdot 0,793}{0,03 \cdot 0,793 + 0,97 \cdot 0,207} = 0,106. \quad (27)$$

Отже, повна імовірність відмови вимикача *BBH-154-2000/25* на інтервалі $\Delta t = 3 \text{ і}^3\text{н}$ з урахуванням подій *G* та *B* дорівнює:

$$p(H_1 / G, B) = 0,106. \quad (28)$$

Інтервал часу $\Delta t = 3 \text{ мис}$ значно менший часу нагляду *T*. Тому допустимо прийняти, що на цьому інтервалі інтенсивність відмови постійна і на графіку *F(t)* цей відрізок представити прямою лінією. В цьому випадку:

$$F'(t_2) = F(t_1) + p(H_1 / G, B) = 0,733 + 0,106 = 0,839. \quad (29)$$

Отримане значення модифікованої функції розподілу імовірності відмови повітряного вимикача $F'(t_2)$ суттєво вище за значення статистичної функції розподілу імовірності відмови повітряного вимикача в тій же точці $F(t_2)$, оскільки враховує фактичний стан конкретної одиниці обладнання, яка характеризується високим рівнем спрацьованості загального ресурсу.

Висновки.

1. Запропоновано метод оцінки імовірності відмови електрообладнання на заданому інтервалі часу, який використовує реальну функцію розподілу імовірності відмови генеральної сукупності об'єктів електричної підсистеми з подальшою модифікацією, яка враховує індивідуальні характеристики обладнання, що підвищує достовірність вказаної оцінки.

2. Отримана оцінка імовірності відмови електрообладнання підсистеми на заданому інтервалі часу призначена для статистичного моделювання в задачах управління режимом електричної підсистеми, а також для прийняття рішення щодо стратегії експлуатації електрообладнання.

ЛІТЕРАТУРА

1. Task on Probabilistic Aspects of Reliability Criteria of the IEEE PES Reliability, Risk and Probability Applications Subcommittee (J. McCalley's chair) "Probabilistic Security Assessment for Power System Operations." - IEEE Power Engineering Society General Meeting. - 6-10 June, 2004.

2. Ciapessoni E. A probabilistic approach for operational risk assessment of power systems / Ciapessoni E., Cirio D., Gagleoti E. // CIGRE, 2008. - Pp. 4 - 114.

3. Ситников В.Ф. Вероятностно-статистический подход к оценке ресурсов электросетевого оборудования в процессе эксплуатации / Ситников В.Ф., Скопинцев В.А. // Электричество. - 2007. - №11. - С.9-15.

4. Вентцель Е.С. Исследование операций / Вентцель Е.С. - М.: Советское радио, 1972. - 552 с.

5. Костерев М.В. Питання побудови нечітких моделей оцінки технічного стану об'єктів електричних систем / Костерев М.В., Бардик Є.І. - Київ: НТУУ КПІ, 2010. - 131 с.

6. Тэрано Т. Прикладные нечеткие системы / Тэрано Т., Асаи К., Сугено М. - М.: Мир, 1993. - 368 с.

7. Штовба С.Д. Проектирование нечетких систем средствами MATLAB / Штовба С.Д. - М.: Горячая линия - Телеком, 2007. - 288 с.

8. Ременников В.Б. Управленческие решения / Ременников В.Б. - Минск: Юнити, 2005. - 144 с.

9. Абдурахманов А.М. Влияние продолжительности эксплуатации на отказы выключателей в высоковольтных электрических сетях / Абдурахманов А.М. Мисриханов М.Ш., Шунтов А.В. // Электрические станции. - 2007. - №7. - С.59-63.

Надійшла до редколегії 16.03.2011

Рецензент: В.Ф.Сивокобиленко

Н.В. КОСТЫРЕВ, Е.И. БАРДИК, В.В. ЛИТВИНОВ
Национальный технический университет Украины
"Киевский политехнический институт"

N. KOSTYREV, E. BARDIK, V. LITVINOV
National Technical University of Ukraine
"Kiev Polytechnic Institute"

Оценка вероятности отказа электрооборудования при управлении режимами работы электрических систем. В статье рассмотрен подход к оценке вероятности отказа электрооборудования путем построения модифицированной функции распределения вероятности отказа, которая учитывает техническое состояние электрооборудования на момент наблюдения, историю его жизни и влияние метеорологических условий. Для построения модифицированной функции распределения вероятности отказа электрооборудования используются методы теории вероятностей и нечеткой логики.

Вероятность, отказ, электрооборудование, модифицированная функция распределения вероятности, техническое состояние, нечеткая логика.

Estimating the Probability of an Electrical Equipment Failure at the Control of the Operation Modes of Electrical Systems. In article the approach to electrical equipment fault probability estimation by the formation of modify fault probability distribution function, which takes into consideration technical conditions of equipment to the moment of observation, history of its life and meteorology conditions impact is considered. For the formation of modify fault probability distribution function of electrical equipment, methods of probabilistic theory and fuzzy logic are used.

Probability, failure, electrical equipment, a modified probability distribution function, Technical Data Sawston, fuzzy logic.