



ОЦІНЮВАННЯ ЙМОВІРНОСТІ ВІДМОВИ ЕЛЕГАЗОВИХ ВИМИКАЧІВ "GEC ALSTHOM" НА ІНТЕРВАЛІ ЧАСУ

В статті адаптовано метод оцінювання ймовірності відмови електрообладнання до використання елегазових вимикачів. Виконано оцінку стану та ймовірності відмови елегазового вимикача на інтервалі часу один рік з використанням статистичних даних про функціонування елегазових вимикачів, матриць причинно-наслідкових відносин та вектора технічного стану елегазового вимикача.

К л ю ч о в і с л о в а: елегазовий вимикач, ймовірність, спрацьований ресурс, технічний стан, відмова.

Вступ. Електроенергетична система України характеризується режимом роботи, який є досить напруженим через зношення обладнання. В таких умовах особливу важливість має достовірне оцінювання надійності роботи електричного обладнання як в цілому, так і його окремих вузлів для прийняття рішення щодо ремонту, модернізації та відновлення ресурсу. Ресурс будь-якого об'єкта є випадковою величиною, яка характеризується функцією розподілу ймовірностей. Виходячи з цього в питанні оцінки технічного стану (ТС) потрібен індивідуальний підхід до кожної одиниці обладнання: її ресурс залежить від багатьох факторів, таких як якість використаних конструкційних матеріалів, якість технічного обслуговування при експлуатації, експлуатаційне середовище, режим експлуатації та інші. Тому оцінка і прогнозування ймовірності відмови повинні виконуватися індивідуально для кожної одиниці обладнання.

На теперішній час ця задача є дуже актуальною для елегазових вимикачів фірми GEC ALSTHOM, встановлених на гідроелектростанціях ПрАТ "Укргідроенерго", які відпрацювали майже 20 років та підходять до 6-го рівня сервісного обслуговування.

Аналіз попередніх досліджень та постановка задачі. Методи оцінювання залишкового ресурсу та ймовірності відмови різних типів електрообладнання, які існують на сьогодні, мають свої недоліки та переваги.

В [1] запропонована оцінка залишкового ресурсу та ймовірності відмови високовольтного вимикача за допомогою функції ймовірності безвідмовної роботи обладнання у якій інтенсивність відмов $\lambda = \text{const}$ та визначається за [2]. Перевагами цієї методики є її простота у використанні та можливість виконати оцінку ймовірності відмови об'єкта в будь-який момент часу t_1 та на будь-якому інтервалі часу $\Delta t = t_2 - t_1$. Недоліком запропонованої методики, який робить її використання на практиці недоцільним, є використання усередненого параметра інтенсивності відмов обладнання. До того ж, показники надійності [2] призначені для порівняльних розрахунків рівнів надійності різних схем та не при-

значені для оцінки надійності окремих типів обладнання.

В [3, 4] наведені статистичні дані щодо інтенсивності відмов вимикачів різних типів по роках експлуатації. Отримані залежності дають можливість визначити інтервали "припрацювання — нормальної роботи — старіння" для вимикачів різних типів, але за ними неможливо виконати оцінку ймовірності відмови на інтервалі часу Δt окремої одиниці обладнання, оскільки статистичні дані щодо функціонування обладнання даного типу базуються на генеральній сукупності подій і не є ймовірнісними характеристиками окремої одиниці обладнання.

Аналіз останніх зарубіжних публікацій щодо моделей оцінки ТС вимикачів [7] показав доцільність застосування ймовірнісно-статистичного підходу до оцінки ТС обладнання та необхідність використання репрезентативної статистичної вибірки. В [9] запропоновано методику прогнозування відмови високовольтного вимикача за інформацією щодо його "історії життя", яка у вітчизняних умовах експлуатації обладнання дуже часто є неповною або взагалі відсутня. В цих умовах для оцінки технічного стану обладнання та ймовірності його відмови можна застосувати діагностичні, експертні або ймовірнісно-статистичні групи методів [10].

Діагностичні методи побудовані на врахуванні впливу різноманітних факторів на розвиток деградаційних процесів у обладнанні [9]. Як правило, при використанні діагностичних методів оцінки ТС обладнання повинно бути виведено з роботи.

Експертні методи базуються на експертних оцінках груп спеціалістів. Основною перевагою цієї групи методів є швидке отримання результатів за мінімальних витрат. Точність оцінок залежить від кількості експертів, їхньої кваліфікації та суб'єктивізму, постановки експертизи та обробки її результаті [15].

Ймовірнісно-статистичні методи основані на аналізі даних реальної експлуатації обладнання протягом тривалого періоду спостереження [8]. Перевагою цих методів є те, що статистична інформація щодо поведінки обладнання відображає всі фактори якості експлуатації та впливів зовнішнього середовища. Недоліками методів можуть бути неповнота

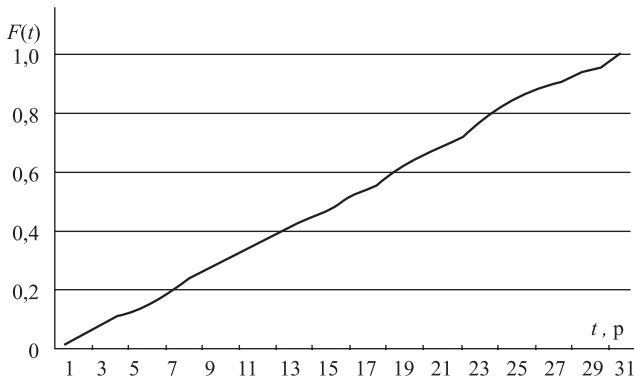


Рис. 1. Статистична функція розподілу ймовірності відмови елегазового вимикача в експлуатаційний період

вихідної інформації та її певне спотворення.

В роботі ставиться задача, використовуючи сукупність діагностичних, експертних, ймовірно-статистичних підходів, адаптувати метод оцінювання ймовірності відмови об'єктів на інтервалі часу [13] з урахуванням їхнього ТС до елегазових вимикачів.

Метод оцінювання ймовірності відмови елегазового вимикача. При оцінюванні ймовірності відмови елегазового вимикача на інтервалі часу з урахуванням його ТС [6] необхідно знати функцію розподілу ймовірності відмови цього конкретного вимикача. Для формування цієї функції розподілу ймовірності відмови $F(t)$ з урахуванням індивідуальних характеристик окремої одиниці обладнання необхідне врахування наступних факторів: — працездатний стан вимикача в момент часу нагляду t_1 ; — ТС вимикача.

Для визначення ймовірності відмови елегазового вимикача на інтервалі часу з урахуванням працездатного стану об'єкта в момент нагляду використано статистичні дані щодо функціонування елегазових вимикачів 110–330 кВ [3,4], за якими побудовано функцію розподілу ймовірності відмови $F(t)$ (Рис. 1). Доцільність використання статистичних даних пояснюється тим, що вони враховують всі експлуатаційні фактори, в тому числі і вплив навколишнього середовища. Отримана в результаті обробки статистичних даних функція розподілу ймовірності події базується на генеральній сукупності подій і не є ймовірнісною характеристикою вимикача, який досліджується [8]. Для визначення ймовірнісних характеристик окремого елегазового вимикача на інтервалі часу необхідна модифікація статистичної функції $F(t)$ з урахуванням його фактичного ТС [6].

Врахування працездатного стану вимикача в момент нагляду здійснюється наступним чином. Нехай відомо, що електрообладнання, яке розглядається, знаходилось в працездатному стані в момент нагляду t_1 . Відома також функція $F(t)$ розподілу ймовірності відмови даного типу вимикача. Із статистичної функції $F(t)$ визначається ймовірність відмови елегазового вимикача на інтер-

валі часу $\Delta t = t_1 - t_2$ за умови що в момент часу t_1 вимикач знаходився у працездатному стані.

Введемо наступні позначення подій: H_1 — подія, яка полягає в тому, що вимикач відмовив на інтервалі часу Δt ; G — подія, яка полягає в тому, що вимикач не відмовив на інтервалі часу $[0; t_1]$; \bar{G} — протилежна подія, яка полягає в тому, що вимикач відмовить на інтервалі часу $[0; t_1]$; C_2 — складна подія, яка полягає в тому, що вимикач відмовить до моменту часу t_2 . Безумовні ймовірності подій можна визначити з функції $F(t)$:

$$p(C_2) = F(t_2); \quad p(\bar{G}) = F(t_1). \quad (1)$$

Складна подія C_2 полягає в настанні або події \bar{G} (відмова на інтервалі часу $[0; t_1]$) або події H_1 (відмова на інтервалі часу Δt). Події \bar{G} та H_1 — не сумісні (може наступити або подія \bar{G} або подія H_1), тому ймовірність настання події C_2 визначається за формулою складання ймовірностей [5]:

$$p(C_2) = p(\bar{G}) + p(H_1). \quad (2)$$

Настання події H_1 залежить від того, наступить чи не наступить подія G (працездатний стан вимикача до моменту часу t_1). Так як ці події залежні, то ймовірність настання події H_1 визначається за формулою множення ймовірностей [5]:

$$p(H_1) = p(G) p(H_1/G). \quad (3)$$

З урахуванням (3), ймовірність настання події C_2 визначається наступним чином:

$$p(C_2) = p(\bar{G}) + p(G) p(H_1/G). \quad (4)$$

Звідси, ймовірність настання події H_1 за умови, що мала місце подія G :

$$p(H_1/G) = [p(C_2) - p(\bar{G})] / p(G). \quad (5)$$

З визначення події G слідує:

$$p(G) = 1 - p(\bar{G}) = 1 - F(t_1). \quad (6)$$

Тоді, з урахуванням (1), (6), ймовірність відмови вимикача на інтервалі часу Δt за умови його працездатного стану на момент часу t_1 визначається з функції $F(t)$:

$$p(H_1/G) = [F(t_2) - F(t_1)] / [1 - F(t_1)]. \quad (7)$$

Слід зауважити, що в разі відсутності інформації про працездатний стан вимикача в момент нагляду t_1 , безумовна ймовірність відмови вимикача на інтервалі часу Δt визначається безпосередньо з функції $F(t)$:

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

Врахування ТС елегазового вимикача здійснюється наступним чином. Так як ймовірність відмови вимикача на інтервалі часу Δt залежить від його ТС до моменту нагляду t_1 , в якості міри оцінки ТС вимикача прийнято величину S , яка кількісно характеризує загальний спрацьований ресурс вимикача, та визначається за розробленою



нечіткою моделлю [6].

Додатково введемо наступні визначення подій: B – подія, яка полягає в тому, що вимикач до моменту часу t_1 мав ТС S ; H_2 – подія, яка полягає в тому, що вимикач 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 вимикача на інтервалі Δt , так і при відсутності відмови. В цьому випадку, безумовна ймовірність події B визначається за формулою повної ймовірності [5]:

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

де $p(H_1)$ – апіорна ймовірність події H_1 до виявлення події B ; $p(H_2)$ – апіорна ймовірність події H_2 до виявлення події B ; $p(B/H_1)$ – умовна ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S , які характеризують ТС вимикача; $p(B/H_2)$ – умовна ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S , які характеризують ТС вимикача.

Припустимо, що подія B настала (у вимикача виявлено ТС S). Тоді апостеріорна ймовірність гіпотези H_1 за умови появи події B (умовна ймовірність відмови вимикача на інтервалі часу Δt за умови, що у вимикача було зафіксовано ТС S) визначається за формулою Байєса [5]:

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

Задача визначення умовних ймовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ формується наступним чином. Сформована множина вхідних характеристик елегазового вимикача $S = \{x_1, x_2, \dots, x_8\}$, де: x_1 – дуже великий загальний спрацьований ресурс вимикача; x_2 – великий загальний спрацьований ресурс вимикача; x_3 – допустимий загальний спрацьований ресурс вимикача; x_4 – малий загальний спрацьований ресурс вимикача; x_5 – дуже малий загальний спрацьований ресурс вимикача; x_6 – великий локальний спрацьований ресурс вимикача; x_7 – допустимий локальний спрацьований ресурс вимикача; x_8 – малий локальний спрацьований ресурс вимикача.

Вхідні змінні $x_1 \div x_3$ характеризують собою інтегральний показник, який визначає загальний спрацьований ресурс вимикача S з функцією приналежності $\mu(S)$ лінгвістичним змінним [6] (Рис. 2). Вхідні змінні $x_6 \div x_8$ характеризують собою локальний показник, який визначає спрацьований ресурс вузла вимикача $R_{\text{мех}}$ з функцією приналежності $\mu(R_{\text{мех}})$ лінгвістичним змінним [6] (Рис. 3).

Для визначення умовної ймовірності $p(B/H_1)$

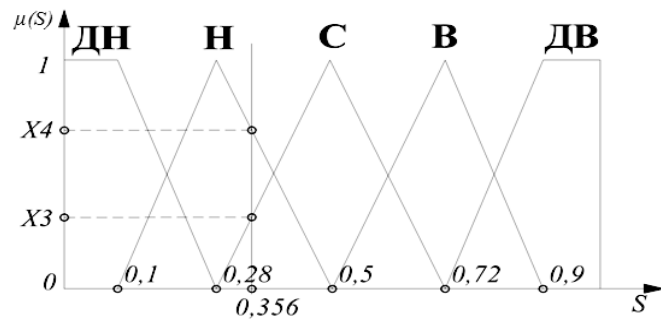


Рис. 2. Нечіткі терми загального спрацьованого ресурсу елегазового вимикача:

- ДН – лінгвістична змінна "дуже низький спрацьований ресурс";
- Н – лінгвістична змінна "низький спрацьований ресурс";
- С – лінгвістична змінна "середній спрацьований ресурс";
- В – лінгвістична змінна "високий спрацьований ресурс";
- ДВ – лінгвістична змінна "дуже високий спрацьований ресурс".

сформована вихідна множина $P_p = \{y_{p1}, y_{p2}, y_{p3}, y_{p4}, y_{p5}\}$, з функцією приналежності $\mu(P_p)$ лінгвістичним змінним, яка складається з наступних змінних: y_{p1} – дуже висока ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S ; y_{p2} – висока ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S ; y_{p3} – середня ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S ; y_{p4} – низька ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S ; y_{p5} – дуже низька ймовірність підтвердження гіпотези "відмова на Δt " ознаками S .

Для визначення умовної ймовірності $p(B/H_2)$ сформована вихідна множина $P_q = \{y_{q1}, y_{q2}, y_{q3}, y_{q4}, y_{q5}\}$, з функцією приналежності $\mu(P_q)$ лінгвістичним змінним, яка складається з наступних змінних: y_{q1} – дуже висока ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S ; y_{q2} – висока ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S ; y_{q3} – середня ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S ; y_{q4} – низька ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S ; y_{q5} – дуже низька ймовірність підтвердження гіпотези "вимикач не відмовив на Δt " ознаками S .

Інтервали приналежності змінних вихідних

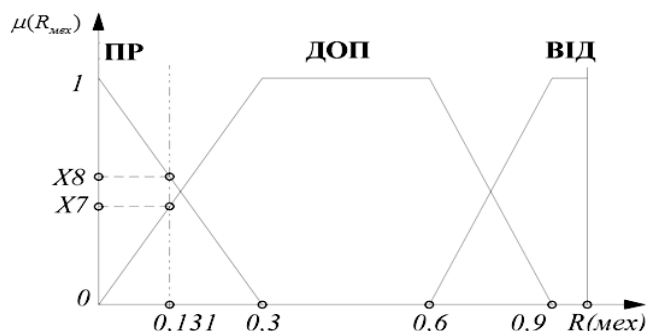


Рис. 3. Нечіткі терми локального спрацьованого ресурсу вузла елегазового вимикача: ПР – припрацювання; ДОП – допустима експлуатація; ВІД – відпрацювання.



Таблиця 1. Інтервали приналежності вихідних множин P_p та P_q

Альтернатива	P_p					P_q				
	Y_{p1}	Y_{p2}	Y_{p3}	Y_{p4}	Y_{p5}	Y_{q1}	Y_{q2}	Y_{q3}	Y_{q4}	Y_{q5}
Інтервал приналежності	0,72-1,0	0,5-0,9	0,28-0,72	0,1-0,5	0-0,28	0,72-1,0	0,5-0,9	0,28-0,72	0,1-0,5	0-0,28

множин P_p та P_q прийнято згідно зі шкалою Харрінгтона [11], яка має універсальне використання та може бути застосована для оцінки значення змінних цих множин. Прийняті інтервали приналежності множин y_p та y_q приведені в Табл. 1.

Вектор вхідних змінних елегазового вимикача S пов'язаний з множинами вихідних змінних P_p та P_q через матриці причинних відносин R_p та R_q виразами:

$$P_p = R_p \circ S, P_q = R_q \circ S, \quad (11)$$

де \circ – максиміне композиційне множення. Рішення на інтервалах приналежності визначаються на основі приблизної модифікації центру ваги:

$$y_{p0} = \frac{\sum_{i=1}^m P_{pi} \cdot y_{pi}}{\sum_{i=1}^m P_{pi}}, y_{q0} = \frac{\sum_{i=1}^m P_{qi} \cdot y_{qi}}{\sum_{i=1}^m P_{qi}}. \quad (12)$$

Кількісні значення ймовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ визначається наступним чином:

$$p(B/H_1) = y_{p_{\min}} + y_{p0}(y_{p_{\max}} - y_{p_{\min}}), \\ p(B/H_2) = y_{q_{\min}} + y_{q0}(y_{q_{\max}} - y_{q_{\min}}), \quad (13)$$

Побудова матриць причинних відносин R_p та R_q здійснюється на основі експертних оцінок. Формалізація експертних оцінок виконується за методом парних порівнянь Сааті [12,14,16], який враховує суб'єктивність експертних оцінок при формуванні матриць причинних відносин. Побу-

дова матриць R_p та R_q в розгорнутому вигляді представлена в [13]. Отримані матриці мають наступний вигляд:

– матриця причинних відносин R_p

$$R_p = \begin{bmatrix} 0,407 & 0,291 & 0,072 & 0,047 & 0,035 & 0,357 & 0,135 & 0,036 \\ 0,254 & 0,398 & 0,166 & 0,092 & 0,092 & 0,298 & 0,158 & 0,101 \\ 0,226 & 0,167 & 0,486 & 0,212 & 0,144 & 0,215 & 0,499 & 0,191 \\ 0,082 & 0,111 & 0,203 & 0,432 & 0,312 & 0,095 & 0,137 & 0,317 \\ 0,031 & 0,033 & 0,073 & 0,216 & 0,417 & 0,035 & 0,071 & 0,356 \end{bmatrix}; \quad (14)$$

– матриця причинних відносин R_q :

$$R_q = \begin{bmatrix} 0,03 & 0,04 & 0,063 & 0,243 & 0,39 & 0,038 & 0,071 & 0,344 \\ 0,1 & 0,105 & 0,215 & 0,402 & 0,292 & 0,104 & 0,22 & 0,301 \\ 0,19 & 0,166 & 0,462 & 0,197 & 0,187 & 0,186 & 0,472 & 0,211 \\ 0,274 & 0,403 & 0,192 & 0,121 & 0,101 & 0,294 & 0,171 & 0,104 \\ 0,406 & 0,286 & 0,067 & 0,037 & 0,03 & 0,378 & 0,065 & 0,04 \end{bmatrix}. \quad (15)$$

Перші п'ять стовпців матриць R_p та R_q визначають причинні відносини загального ТС вимикача та прийнятих альтернатив. Останні три стовпці цих матриць визначають причинні відносини ТС найбільш спрацьованого вузла вимикача та прийнятих альтернатив.

Приклад та результати. Визначимо ймовірність відмови елегазового вимикача типу ГЕС ALSTHOM HGF-115/2В, встановленого у комірці Л-211/1 підстанції 330 кВ Дніпровської ГЕС-1, для якого було виконано оцінку загального спрацьованого ресурсу за нечіткою моделлю [6].

Ймовірність відмови вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 1$ рік з урахуванням того, що на момент часу t_1 він був у працездатному стані, використовуючи статистичні дані з Рис. 1, складає за (8) $p(H_1/G) = 0,101$.

Приймаємо отримане значення $p(H_1/G)$ якості апріорної ймовірності відмови вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 1$ рік:

$$p(H_1) = p(H_1/G) = 0,101, p(H_2) = 1 - p(H_1) = 0,899. \quad (16)$$

Для оцінки умовної ймовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ сформуємо множину вхідних ознак S та виконаємо максиміну композицію матриці вхідних ознак (загальний спрацьований ресурс $\mu(S)$ та спрацьований ресурс локального вузла $\mu(R_{\text{мех}})$ та матриці причинних відносин R_p та R_q :

$$P_p = R_p \circ S = \begin{bmatrix} 0,407 & 0,291 & 0,072 & 0,047 & 0,035 & 0,357 & 0,135 & 0,036 \\ 0,254 & 0,398 & 0,166 & 0,092 & 0,092 & 0,298 & 0,158 & 0,101 \\ 0,226 & 0,167 & 0,486 & 0,212 & 0,144 & 0,215 & 0,499 & 0,191 \\ 0,082 & 0,111 & 0,203 & 0,432 & 0,312 & 0,095 & 0,137 & 0,317 \\ 0,031 & 0,033 & 0,073 & 0,216 & 0,417 & 0,035 & 0,071 & 0,356 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,345 \\ 0,655 \\ 0 \\ 0 \\ 0,437 \\ 0,563 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,135 \\ 0,166 \\ 0,437 \\ 0,432 \\ 0,356 \end{bmatrix};$$

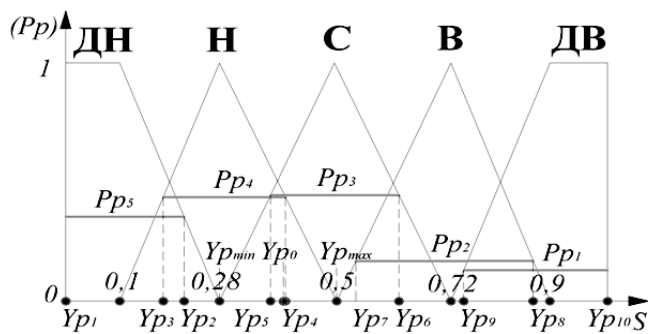


Рис. 4. Змінні вихідних множин P_p умовної ймовірності $p(B/H_1)$ вимикача Л-211/1

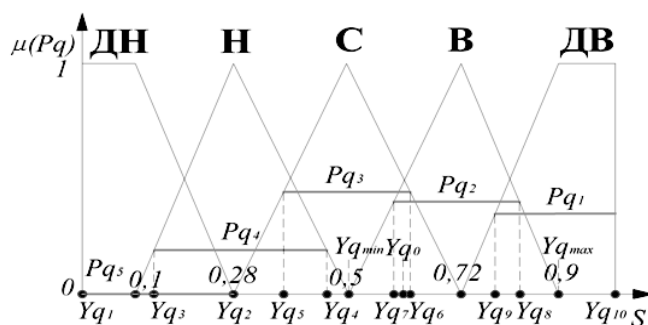


Рис. 5. Змінні вихідних множин P_q умовної ймовірності $p(B/H_2)$ вимикача Л-211/1



Таблиця 2. Результати розрахунків ймовірності відмови елегазового вимикача

Дані статистичної функції ймовірності відмови в досліджуваний період		Ймовірність відмови вимикача за даними статистичної функції в досліджуваний період	Апріорна ймовірність події		Умовна ймовірність підтвердження гіпотези		Ймовірність відмови вимикача в досліджуваний період
			Відмова вимикача в досліджуваний період	Вимикач не відмовив в досліджуваний період	Відмова вимикача в досліджуваний період	Вимикач не відмовив в досліджуваний період	
$F(t_1), в.о.$	$F(t_2), в.о.$	$p(H_1/G), в.о.$	$p(H_1), в.о.$	$p(H_2), в.о.$	$p(B/H_1), в.о.$	$p(B/H_2), в.о.$	$p(H_1/B), в.о.$
0,565	0,609	0,101	0,101	0,899	0,458	0,743	0,064

$$P_q = R_q \circ S = \begin{bmatrix} 0,03 & 0,04 & 0,063 & 0,243 & 0,39 & 0,038 & 0,071 & 0,344 \\ 0,1 & 0,105 & 0,215 & 0,402 & 0,292 & 0,104 & 0,22 & 0,301 \\ 0,19 & 0,166 & 0,462 & 0,197 & 0,187 & 0,186 & 0,472 & 0,211 \\ 0,274 & 0,403 & 0,192 & 0,121 & 0,101 & 0,294 & 0,171 & 0,104 \\ 0,406 & 0,286 & 0,067 & 0,037 & 0,03 & 0,378 & 0,065 & 0,04 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,345 \\ 0,655 \\ 0 \\ 0 \\ 0,437 \\ 0,563 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,344 \\ 0,402 \\ 0,437 \\ 0,192 \\ 0,067 \end{bmatrix}$$

Отримані значення матриць-векторів та відкладено на функціях приналежності, побудованих на інтервалах вербально-числової шкали Харрінгтона. Визначаємо рішення на інтервалі приналежності y_{p0} :

$$y_{p0} = \frac{\sum_{i=1}^m p_{pi} y_{pi}}{\sum_{i=1}^m p_{pi}} = 0,404, \quad (17)$$

Визначаємо величину умовної ймовірності $p(B/H_1)$:

$$p(B/H_1) = y_{p\min} + y_{p0}(y_{p\max} - y_{p\min}) = 0,28 + 0,404(0,72 - 0,28) = 0,458. \quad (18)$$

Визначаємо рішення на інтервалі приналежності y_{q0} :

$$y_{q0} = \frac{\sum_{i=1}^m p_{qi} y_{qi}}{\sum_{i=1}^m p_{qi}} = 0,607. \quad (19)$$

Визначаємо величину умовної ймовірності $p(B/H_2)$:

$$p(B/H_2) = y_{q\min} + y_{q0}(y_{q\max} - y_{q\min}) = 0,5 + 0,607(0,9 - 0,5) = 0,743. \quad (20)$$

Графічне представлення визначення рішення на інтервалах приналежності надано на Рис. 4, 5.

Ймовірність відмови елегазового вимикача типу GEC ALSTHOM HGF-115/2B комірки Л-211/1 підстанції 330 кВ Дніпровської ГЕС-1 на інтервалі часу $\Delta t = 1$ рік (2017 р.) отримуємо за формулою Байєса (11), $p(B/H_1) = 0,064$.

Результати розрахунків за виразами (7), (10), (16), (18), (20) зведені до Табл. 2.

Отримане значення ймовірності відмови елегазового вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 1$ (на 2017 р.) є досить низьким (за шкалою Харрінгтона [11] відноситься до інтервалу "дуже низька") що підтверджується його безвідмовною роботою на інтервалі часу з 1998 по 2016 р. та якістю виготовленої продукції Швейцарської фірми ALSTHOM. Даний метод визначення ймовірності відмови є досить гнучким та може бути застосований для будь-якого вимикача даного типу та інших типів, з деякими змінами, для визначення загального спрацьованого ресурсу та ймовірності відмови.

Висновки. В роботі проведена оцінка ймовірності відмови електрообладнання використанням

сукупності діагностичних, експертних, ймовірно-статистичних методів з індивідуальним підходом до конкретного типу електрообладнання з урахуванням його загального ТС та спрацьованого ресурсу локального вузла.

Проведений порівняльний аналіз недоліків та переваг існуючих методів оцінки ТС та ймовірності відмови комутаційного високовольтного обладнання. Обраний метод оцінки, який найбільш враховує вплив різноманітних факторів на деградаційні процеси які відбуваються впродовж експлуатаційного періоду обладнання.

Виконано адаптацію ймовірнісно-статистичного методу оцінювання ймовірності відмови повітряних вимикачів до роботи з нечіткою моделлю оцінювання ТС елегазових вимикачів, що показує його гнучкість та універсальність у застосуванні до різних типів високовольтних вимикачів. Адаптований метод доцільно використати для попереднього аналізу стану елегазових вимикачів Дніпровської ГЕС перед проведенням сервісного обслуговування 6-го рівня для визначення найбільш проблемних вузлів у кожного окремого вимикача з урахуванням його історії життя та фактичного ТС.

ЛІТЕРАТУРА

1. Андреев Д.А. Анализ методов оценки коммутационно-го ресурса высоковольтных выключателей / Д.А. Андреев, И.А. Назарычев // Вестник ИГЭУ. – 2008. – №2. – С.2–15.
2. РД 34.20.574-85. Указания по применению показателей надежности элементов энергосистем и работы энергоблоков с паротурбинными установками: утв. ГТУ ЭЭС МЭ СССР 03.09.84. – М.: Союзтехэнерго, 1985. – 10 с.
3. Абдурахманов А.М., Мисриханов М.Ш., Шунтов А.В. Влияние продолжительности эксплуатации на отказы выключателей в высоковольтных электрических сетях // Электрические станции. – 2007. – №7. – С. 59–63.
4. Абдурахманов А.М. Об особенностях структуры параметра потока отказов выключателя / А.М. Абдурахманов, М.Ш. Мисриханов, Б.Н. Неклепаев // Электрические станции. – 2005. – №5. – С.54–57.
5. Вентцель Е.С. Исследование операций / Е.С. Вентцель. – М.: Сов. радио, 1972. – 552 с.
6. Доморошин С.В., Махлин П.В. Визначення спрацьованого ресурсу елегазового вимикача типу HGF 100/2 В,С GEC ALSTHOM за нечіткою моделлю // ЗНТУ, Науковий журнал, "Електротехніка та електроенергетика". – 2016. – №2. – С.72–81, doi: 10.15588/1607-6761-2016-2-8.
7. Choonhapran P. Applications of High Voltage Circuit-Breakers and Development of Aging Models: genehmigte Dissertation / Phuanart Choonhapran. – Elektrotechnik und Informationstechnik der Technischen Universitat Darmstadt. – Darmstadt, 2007. – 171 p.



8. *Ситников В.Ф.* Вероятностно-статистический подход к оценке ресурсов электросетевого оборудования в процессе эксплуатации / В.Ф. Ситников, В.А. Скопинцев // *Электричество*. – 2007. – № 11. – С. 9–15.
9. *Назарычев А.Н.* Методы и математические модели комплексной оценки технического состояния электрооборудования / А.Н. Назарычев, Д.А. Андреев. – Иваново: ИГЭУ, 2005. – 224 с.
10. *Штовба С.Д.* Проектирование нечетких систем средствами MATLAB / С.Д. Штовба. – М.: Горячая линия – телеком, 2007. – 288 с.
11. *Ременников В.Б.* Управленческие решения / В.Б. Ременников. Минск: Юнити, 2005. – 144 с.
12. *Саати Т.* Принятие решений. Метод анализа иерархий / Т. Саати – М.: Радио и связь, 1993. – 278 с.
13. *Літвінов В.В.* Оцінка ризику порушення стійкості двигунового навантаження при відмовах електрообладнання в підсистемі ЕЕС : дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : (05.14.02 – електричні станції, мережі та системи) / Літвінов Володимир Валерійович; МОНМС України, НТУУ "КПІ". – К., 2012. – 234 с.
14. *Бардик Є.І.* Нечітке моделювання технічного стану високовольтних вимикачів енергосистем / Є.І. Бардик, М.В. Костерев, В.В. Літвінов // *Наукові вісті НТУУ "КПІ"*. – 2011. – №1. – С.12–18.
15. *Литвак Б.Г.* Экспертные технологии в управлении / Б.Г. Литвак. – М.: Дело, 2004. – 400 с.
16. *Бардик Є.І.* Параметрична ідентифікація нечітких моделей електрообладнання енергосистем / Є.І. Бардик, М.В. Костерев, В.В. Літвінов // *Енергетика: економіка, технології, екологія*. – 2011. – № 1. – С. 78–89.

© Доморошин С.В., Літвінов В.В., 2018

