УДК 621.311

М. В. Костерєв, д-р. техн. наук, проф.;
Є. І . Бардик, канд. техн. наук, доц.;
Р. В. Вожаков

НЕЧІТКЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЛЕП ДЛЯ ОЦІНКИ РИЗИКУ ЗНИЖЕННЯ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОПОСТАЧАННЯ

Запропоновано комплексний підхід для визначення спрацьованого ресурсу електрообладнання, оцінки ймовірності і часу відмови повітряної лінії на заданому інтервалі часу, оснований на використанні методу нечіткої логіки та методу статистичних випробувань Монте-Карло.

Вступ

На функціонування електроенергетичної системи (ЕЕС) України та її підсистем впливають такі чинники: знос електрообладнання, який становить 70...80 %; темпи збільшення числа устаткування зі спрацьованим ресурсом, що досягають 2...6 % в рік; напружений режим роботи електрообладнання в умовах ринкових відносин; слабкі тенденції заміни та модернізації зношеного обладнання.

Всі ці фактори призводять до збільшення кількості відмов електрообладнання, виникнення аварійних ситуацій, що знижують надійність електропостачання споживачів.

Світові тенденції розвитку методів і засобів забезпечення надійної роботи підсистем ЕЕС свідчать про зростання ролі ризик-менеджменту у прийнятті управлінських рішень. Застосування стратегії ризик-менеджменту в управлінні підсистемою ЕЕС вимагає визначення ризику як інтегрального показника функціонування підсистеми ЕЕС, який дає можливість враховувати перераховані чинники і, таким чином, повніше і вірогідніше характеризувати стан підсистеми ЕЕС на відміну від детермінованого підходу.

Матеріали дослідження

Ризик зниження надійності електропостачання в підсистемі ЕЕС при всіх можливих відмовах устаткування і можливих аварійних сценаріях визначається зі співвідношення:

$$R_{\text{н}} = \sum_{j=1}^{L} \sum_{i=1}^{K} P(S_i) \cdot P\left(\text{H}_\text{j} \mid \text{S}_\text{i}\right) M_j, \tag{1}$$

де L — кількість можливих аварійних сценаріїв; K — кількість одиниць обладнання, встановленого в підсистемі ЕЕС; M_j — наслідки при виникненні аварійної ситуації; $P(H_j|S_i)$ — ймовірність виникнення конкретної j-ї аварійної ситуації внаслідок відмови i-го елемента (збурення); $P(S_i)$ — ймовірність відмови i-го елемента на інтервалі Δt.

У цих об’єктивно існуючих умовах функціонування обладнання підсистеми ЕЕС першочерговим завданням є визначення ймовірності відмови об’єкта і часу його появи для отримання достовірних результатів оцінки режиму конкретної підсистеми ЕЕС при статистичному моделюванні з використанням методу Монте-Карло.

Розглянемо об’єкт, який складається з d елементів. Стан кожного елемента не залежить від стану інших елементів і визначається тільки внутрішніми процесами старіння і впливом зовнішніх збурень $V(t, \varepsilon)$, інтенсивність і тривалість яких є випадковими подіями.

У процесі функціонування об’єкта можливе вимірювання (спостереження) деяких змінних, які пов’язані зі зміною стану функціональною залежністю:

$$\mathbf{K} = g\,(z_1 \ldots z_n, V(t,\varepsilon)),\ \mathbf{k} = (k_1 \ldots k_m)^T, \tag{2}$$

де k — вектор спостережуваних змінних (діагностичних ознак); z — вектор змінних стану (фазові координати).

Досягнення параметром граничного значення k_{dn} оцінюється як відмова об’єкта. Під впливом зовнішніх збурень відбувається зміна змінних стану $z(i)$ на i-му інтервалі часу на величину $\Delta z(i)$, що призводить до зміни спостережуваного параметру:

$$\Delta k(i) = g(\Delta z(i)) = \lambda(i)\Delta t\,, \tag{3}$$

де $\lambda(i)$ — розглядається як інтенсивність зміни діагностичного параметра на i-му інтервалі часу під впливом збурень. Значення параметра k кінця інтервалу часу складе:

$$k(i) = k(i-1) + \Delta k(i). \tag{4}$$

В реальних умовах експлуатації електрообладнання аналітичний опис взаємозв'язку між збуреннями і параметром, за яким спостерігають, практично неможливий [3, 6]. Тому для розв'язання задачі доцільно використовувати метод моделювання за допомогою рівнянь нечітких відносин, які складаються на основі знань експерта: спостерігаються входи $V(t)$ і визначаються виходи (інтенсивності зміни діагностичного параметра), і встановлюються між ними причинні відносини.

Конкретні ознаки (входи) і альтернативи (виходи) можна розглядати як нечіткі множини A і S, задані на універсальних множинах X і Y [1], зв'язок між якими встановлюється на основі композиційного правила Заде

$$S = R^{\circ}A\,, \tag{5}$$

де $S = \{s_1/y_1,\ s_2/y_2, \ldots s_m/y_m\}$, $i = \overline{1, m}$; $A = \{a_1/x_1,\ a_2/x_2, \ldots a_n/x_n\}$, $j = \overline{1, n}$; s_i — ступінь значущості альтернативи y_i; a_j — ступінь значущості ознаки x_j; r_{ij} — ступінь впливу ознаки x_i на альтернативу y_j; $s_{ij} = \max\min\,(a_i, r_{ij})$, R — матриця причинних відношень розмірності (m_{xn}).

Розв'язком задачі приймається альтернатива S_i, що має максимальну ступінь інтегральної оцінки альтернативи або функції корисності

$$S = S_d|\,k_d \to \max. \tag{6}$$

Матриця причинних відношень формується з використанням методу попарних порівнянь Сааті [2].

Зовнішні впливи на об'єкт і їх тривалість є випадковими подіями, для моделювання яких використовується метод статистичних випробувань Монте-Карло [5], що викликає необхідність сформувати розподіл ймовірностей інтенсивності та тривалості зовнішніх збурень.

Припустимо, що в результаті багаторічних спостережень було встановлено, що на інтервалі часу T (наприклад, осінь) q-те збурення інтенсивністю W_1 спостерігалося n_1 разів, інтенсивністю W_2 — n_2 рази, … інтенсивністю W_k — n_k разів. Отже, ймовірність появи j-ї величини збурення дорівнюватиме: $p_j = n_j/N$, де N — загальне число градацій q-го збурення певної інтенсивності (в загальному випадку необхідно задавати інтервали інтенсивностей).

Розділимо інтервал від 0 до 1 на n ділянок довжиною $p_1, p_2, \ldots p_к$. Якщо генератор випадкових чисел (ГВЧ) згенерував випадкове число ε, яке потрапило, наприклад, на ділянку p_2, то це означає, що з'явилося збурення величиною W_2.

Аналогічно формується розподіл ймовірностей P_i тривалості τ_i для кожного виду збурення інтенсивністю W_i.

Організація обчислювального процесу оцінки ймовірності і часу відмови об'єкта з використанням методу Монте-Карло

А. Схема проведення одного досліду

Початок розіграшів:

— через ГВЧ генерується випадкові числа ε і ε_1, визначається вид тривалість τ першого збурення;

— аналогічно визначається вид і тривалість другого, третього, ..., n-го збурення;

— зіставлення тривалостей обраних збурень, в результаті яких вибирається мінімальна тривалість τ_i, протягом якої одночасно діють всі вибрані випадковим чином n збурення;

— формування матриці А* вхідних впливів, що діють на інтервалі часу τ;

— визначення інтенсивності зміни кожного параметра на інтервалі τ:

$$\lambda_d{}^* = R_d \circ A^*; \tag{7}$$

— визначення конкретного значення інтенсивності зміни кожного параметра λ_d, де d — номер параметра (вузла).

За спрощеною модифікацією метода центру тяжіння визначається конкретне значення вихідної змінної

$$\lambda_d = \left(\sum y_i \cdot \mu_{B'}\left(y_i^*\right)\right) \Big/ \left(\sum \mu_{B'}\left(y_i^*\right)\right), \tag{8}$$

де $\mu_{B'}\left(y_i{}^*\right)$ – ступінь належності вихідної змінної нечіткому вихідному терму; y_i – значення вихідної змінної відповідне i-му терму;

— визначення приросту параметра на інтервалі часу τ(i) і значення параметра під кінець інтервалу:

$$\Delta k_d\left(i\right) = \lambda_d \tau\left(i\right),\ k_d\left(i\right) = k_d\left(i-1\right) + \Delta k_d\left(i\right) = k_d\left(i-1\right) + \lambda_d \tau\left(i\right); \tag{9}$$

— визначення спрацьованого ресурсу об’єкта: спрацьований ресурс визначається тим параметром, зміна якого відбулася найбільшою мірою:

$$S = S_d \left| k_d \right. \to \max; \tag{10}$$

— перевірка виконання умов:

– якщо спрацьований ресурс перевищив гранично-допустимий, то фіксується «відмова» і переходимо до наступного випробування;
– якщо спрацьований ресурс менший граничного, то проводимо наступний розіграш на наступному інтервалі часу;
– якщо сумарний час розіграшів $\sum\tau(i)$ дорівнює або більше заданого часу T, то переходимо до наступного досліду;
– якщо кількість заданих випробувань $n < N$, то переходимо до наступного досліду; якщо $n = N$, то «КІНЕЦЬ».

Б. Обробка отриманих статистичних даних

Після проведення N-випробувань проводиться обробка отриманих статистичних даних:
— визначення ймовірності відмови на інтервалі часу T

$$P = \frac{n}{N}, \tag{11}$$

де n — число появи події «відмови» у випробуваннях;

— побудова функції розподілу відмови на інтервалі T. Нехай у процесі статистичних випробувань отримані такі результати: за час τ_1 зафіксовано n_1 відмов, за наступний час τ_2 сталося n_2 відмов і т.д. Тоді ймовірність відмови на першому інтервалі $p_1 = n_1/N$, на другому – $p_2 = n_2/N$ і т.д. З урахуванням отриманих ймовірностей будується функція $F(t)$.

— визначення математичного очікування часу відмови на інтервалі T

$$T_0 = \sum \tau_i\, p_i. \tag{12}$$

Побудова нечіткої моделі

Для побудови нечіткої моделі введемо такі вхідні лінгвістичні змінні [6]: β_1 — «електричне навантаження»; β_2 — «вітрове навантаження»; β_3 — «ожеледне навантаження»; β_4 — «навантаження від снігу»; β_5 — «температурне навантаження»; β_6 — «вплив грози».

Терми кожної вхідної змінної: A_1 — «малий»; A_2 — «середній»; A_3 — «вище середнього»; A_4 — «великий»; A_5 — «екстремальний».

Вихідні змінні [4]: V_1 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності проводу»; V_2 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності арматури»; V_3 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності ізоляції»; V_4 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності опори».

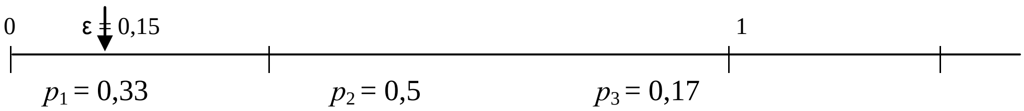
Терми кожної вихідної змінної: λ_1 — «малий»; λ_2 — «середній»; λ_3 — «вище середнього»; λ_4 — «великий»; λ_5 — «екстремальний».

Як приклад розглянемо побудову матриці причинних відношень для оцінки інтенсивності зміни коефіцієнта дефектності дроту V_1, який характеризує його технічний стан [4], під дією електричного навантаження β_1 с термами H_1 = <малий>, H_2 = <середній>, H_3 = <великий>, і вітрове навантаження β_2 з термами M_1 = <малий>, M_2 = <середній>, M_3 = <великий>. Беремо терми вихідної змінної рівними λ_1, λ_2, λ_4. З використанням методу попарних порівнянь Сааті отримана матриця причинних відношень R_n, яка функціонально зв'язує зовнішні впливи (входи) з інтенсивністю зміни коефіцієнта дефектності дроту (вихід).

	H_1	H_2	H_3	M_1	M_2	M_3
$\lambda_{1п}$	0,85	0,15	0,1	0,9	0,25	0,07
$\lambda_{2п}$	0,2	0,9	0,3	0,3	0,8	0,2
$\lambda_{4п}$	0,1	0,4	0,8	0,1	0,15	0,73

Розподіл ймовірностей виникнення зовнішніх впливів на заданому інтервалі часу T здійснюється на основі статистичних даних за метеоумовами і навантаженням.

Проводимо перший розіграш. З цією метою через ГВЧ генерується випадкові числа, наприклад, $\varepsilon = 0{,}15$, і визначається вигляд першого збурення. У цьому розіграші отримане навантаження H_1.



Далі через ГВЧ генерується наступне випадкове число ε_1 і визначається тривалість $\lambda(1)$ дії навантаження H_1: $\tau\,(H_1(1)) = 4$ дні.

Аналогічно визначається вид і тривалість дії вітру. Припустимо, що в результаті розіграшу отримали значення вітрового навантаження M_3 і тривалість її дії $\tau\,(M_3(1)) = 1$ день.

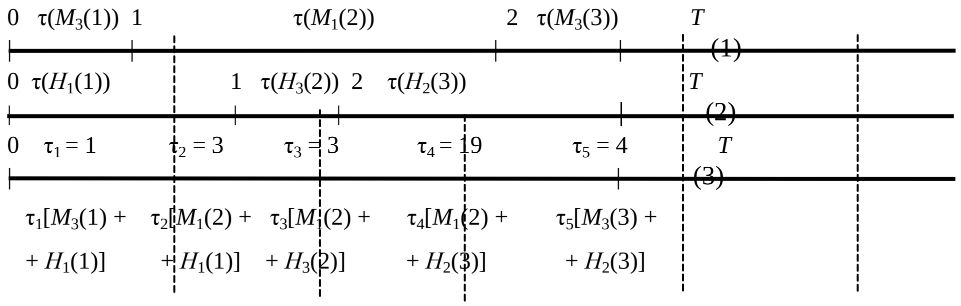
Проводимо порівняння тривалості дії навантаження і вітру для визначення часу τ_1 їх сумісного впливу на ЛЕП. Цей термін становить 1 день.

Формування матриці A^{*T}, елементами якої є ступінь належності впливів H_1 та M_3, визначені на першому проміжку часу в результаті проведеного розіграшу:

$$A^{*T} = \begin{array}{|c|c|c|c|c|c|} \hline 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ \hline \end{array}$$

Визначення ступенів значущості інтенсивностей зміни кожного параметра на інтервалі τ_1 відповідно до співвідношення $\lambda_n^* = R_n \circ A^*$ дало такі результати:

$$\lambda_1^* = (0,85 \wedge 1) \vee (0,15 \wedge 0) \vee (0,1 \wedge 0) \vee (0,9 \wedge 0) \vee (0,25 \wedge 0) \vee (0,07 \wedge 1) =$$
$$= \max(0,85, 0, 0, 0, 0, 0, 07) = 0,85; \quad \lambda_2^* = 0,2; \quad \lambda_4^* = 0,73.$$



Результати розіграшів першого досліду

Аналогічно проводяться інші N випробувань, після чого виконується статистична обробка отриманих результатів і визначається ймовірність і час відмови ПЛ на заданому проміжку часу.

Висновки

В умовах невизначеностей, обумовлених неточною і неповною інформацією про стан технічного об'єкта і практичною відсутністю аналітичних залежностей, що описують динаміку зміни його технічного стану, запропоновано комплексний підхід, що поєднує використання методів нечіткої логіки та методу статистичних випробувань Монте-Карло для визначення спрацьованого ресурсу, а також імовірності і часу відмови ПЛ на заданому інтервалі часу.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. Тэрано Т. Прикладные нечеткие системы / Т. Тэрано, К. Асаи, М. Сугено. — М. : Мир, 1993. — 368 с.
2. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий / Т. Саати. — М. : Радио и связь, 1993 — 278 с.
3. 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.
4. Методические указания по оценке технического состояния воздушных линий электропередачи напряжением 35—750 кВ и их элементов / [А. В. Демин, В. В. Алексеев, В. М. Арсеньев, И. Г Барг]. — М. : фирма ОРГРЭС, 1994. — 20 с.
5. Вентцель Е. С. Исследование операций / Е. С. Вентцель. — М. : Советское радио, 1972. — 552 с.
6. Костерєв М. В. Оцінка імовірності відмови електрообладнання при керуванні режимами електричної системи / М. В. Костерєв, Є. І. Бардик, В. В. Літвінов // Наукові праці Донецького національного технічного університету. Серія : «Електротехніка і енергетика». — Донецьк : ДВНЗ «ДонНТУ». — 2011. — № 11 (186). — С. 199—204.

Рекомендована кафедрою електричних станцій та систем

Стаття надійшла до редакції 20.10.11
Рекомендована до друку 13.12.11

Костерєв Микола Володимирович — професор, ***Бардик Євген Іванович*** — доцент. ***Вожаков Роман Вікторович*** — аспірант.

Кафедра електричних станцій, Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут», Київ