



УДК 621.311

ЛІТВИНОВ В.В., канд. техн. наук, доцент,
ПАТ "Укргідроенерго", філія "Дніпровська ГЕС",
Запорізька державна інженерна академія



НЕЧІТКО-СТАТИСТИЧНИЙ ПІДХІД ДО ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ ПОШКОДЖЕННЯ ОБМОТКИ СТАТОРА ГІДРОГЕНЕРАТОРА

Представлено нечітко-статистичний підхід до визначення імовірності та ризику відмови гідрогенератора на інтервали часу. Розроблено нечітку модель для оцінювання стану обмотки статора гідрогенератора. Проведено дослідження технічного стану та визначення імовірності та ризику відмови гідрогенераторів Дніпровської ГЕС.

Вступ. Однією з умов надійного функціонування електроенергетичної системи (ЕЕС) України є надійна та безвідмовна робота генеруючого обладнання електричних станцій. Особливо актуальною ця проблема є для гідроелектростанцій (ГЕС) України. Так, наприклад, серед 102 гідрогенераторів, що встановлені на ГЕС та ГАЕС, які входять до складу ПАТ "Укргідроенерго", 27 генераторів експлуатуються понад 50 років, 34 — понад 40 років, 32 — понад 30 років [1].

Постановка задачі. Синхронний генератор є одним з найважливіших об'єктів ЕЕС, тому при оцінюванні надійності роботи ЕЕС України та її підсистем необхідно мати достовірні кількісні характеристики надійності синхронних генераторів. Ці характеристики надійності мають відповідати наступним умовам:

- повинні визначатись з урахуванням фактичного технічного стану (ТС) конкретних одиниць обладнання (гідрогенераторів);
- повинні враховувати імовірнісний характер відмов гідрогенераторів;
- мають враховувати об'єктивно існуючу різномірність діагностичних ознак стану гідрогенератора і нечіткість взаємозв'язків між ними;
- діагностичні параметри та ознаки стану гідрогенератора мають бути доступними для вимірювання та моніторингу в режимі on-line, тобто без виведення в ремонт.

Запропановані умови оцінювання ТС гідрогенераторів складною задачею. В таких умовах гідрогенератор доцільно представляти багаторівневим об'єктом, що складається з окремих вузлів та підсистем, таких як осердя статора, обмотка статора, обмотка збудження, система збудження, підшипники та підп'ятник, вал, система охолодження. Таким чином, для оцінювання надійності роботи та прогнозування працездатності гідрогенераторів та їхніх основних вузлів, доцільним є розроблення комплексного підходу який би задовольняв висунутим вище вимогам.

Визначення ризику відмови гідрогенератора. Сучасні підходи до забезпечення надійної роботи ЕЕС та її об'єктів свідчать про зростання ролі ризик-менеджменту при прийнятті достовірних рішень щодо управління ними [2–4]. При використанні ризик-менеджменту основним критерієм надійності об'єкта є ризик, який представляє собою добуток імовірності виникнення небажаної події на її наслідки [3]. При оцінюванні ризику відмови гідрогенератора в якості небажаної події розглядається його відмова в процесі експлуатації, а в якості наслідків — збитки від недовиробітку генератором електроенергії під час ремонту. Таким чином, ризик відмови гідрогенератора визначається наступним чином:

$$R = p(\Delta t)1000P_{\text{ном}}T_{\text{рем}}C, \quad (1)$$

де $p(\Delta t)$ — імовірність відмови генератора на інтервалі часу; $P_{\text{ном}}$ — номінальна активна потужність генератора, МВт; $T_{\text{рем}}$ — час ремонту генератора, год; C — відпускний тариф на електроенергію для ГЕС, грн/кВт·год.

Найбільш складною задачею при оцінюванні ризику за (1) є достовірне визначення імовірності $p(\Delta t)$, оскільки гідрогенератор є складним об'єктом. В цих умовах доцільно представити генератор як підсистему яка складається, в загальному випадку, з n елементів (вузлів). Нехай A_i , $i = 1, \dots, n$ — це подія що означає відмову i -го вузла гідрогенератора. $p(A_i)$ — імовірність відмови i -го вузла гідрогенератора на інтервалі часу Δt . Оскільки події $A_1 \dots A_n$ є сумісними, то імовірність відмови гідрогенератора на інтервалі часу Δt як підсистеми, що складається з n вузлів, визначається за формулою складання імовірностей сумісних подій [4, 5]:

$$p(\Delta t) = \sum_{i=1}^n p(A_i) - \sum_{i=1, j=1, i \neq j}^n p(A_i)p(A_j) + \sum_{i=1, j=1, k=1, i \neq j, j \neq k}^n p(A_i)p(A_j)p(A_k) + \dots + (-1)^{n-1} p(A_1)p(A_2) \dots p(A_n). \quad (2)$$



В окремому випадку, коли виконується оцінка ризику відмови генератора через пошкодження конкретного вузла, приймається що $p(\Delta t) = p(A_1)$. Наприклад, подія A_1 – відмова гідрогенератора через пошкодження його обмотки статора, яка, згідно з статистичними даними [6] є найбільш пошкоджуваним вузлом гідрогенератора (до 37 % від загальної кількості пошкоджень).

Важливим є вибір підходу до визначення імовірності та ризику відмови гідрогенератора. Детермінований підхід є простішим, але він не враховує імовірнісний характер відмови об'єкта, не враховує фактичний ТС конкретної одиниці обладнання та не повністю враховує наслідки аварії. Тому, для оцінювання ризику відмови гідрогенератора та його окремих вузлів прийнято нечітко-статистичний підхід [7], який, на відміну від детермінованого підходу, дозволяє врахувати існуючі невизначеності.

Нечітка модель для оцінювання ТС гідрогенератора. Оцінка ТС гідрогенератора, імовірності його відмови та режимної надійності виконується в умовах відсутності адекватного математичного опису динамічних процесів, що проходять в об'єкті в формі змінних стану, які дають повну характеристику його працездатності. Оцінка ТС об'єкта виконується на основі доступних для вимірювання та спостереження ознак, які мають як кількісні так і якісні характеристики та кількість яких обмежена. Виходячи з викладених умов, в роботі запропоновано використання нечітких методів та моделей для оцінювання ТС гідрогенератора. Нечітка модель для оцінювання ТС гідрогенератора має наступні складові:

- функції приналежності вхідних і вихідних змінних;
- лінгвістичну базу нечітких правил типу "ЯКЩО–ТО";
- механізм нечіткого виводу, який реалізує логічні операції і використовує правила "ЯКЩО–ТО" для відображення вхідних нечітких змінних в нечітку вихідну змінну;
- дефазифікацію вихідної величини.

Якщо розглядати гідрогенератор як підсистему ЕЕС, для оцінки його ТС можна запропонувати дворівневу нечітку модель, яка має структуру, представлену на Рис. 1.

Подібну дворівневу структуру нечіткої моделі також можна застосувати при оцінюванні стану окремих вузлів гідрогенератора, наприклад для ТС обмотки статора. На першому рівні нечіткої моделі виконується оцінка режимних

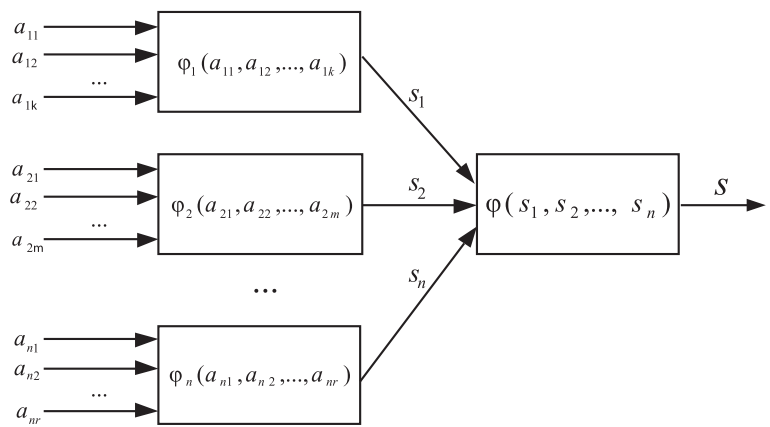


Рис. 1. Структура дворівневої нечіткої моделі для оцінювання ТС гідрогенератора

станів обмотки статора гідрогенератора, а на другому – комплексна оцінка ТС обмотки статора. Суть такого підходу полягає в тому, що вихідні параметри першого рівня є вхідними параметрами для другого. Це дозволяє отримати на виході комплексну оцінку стану вузла.

На Рис. 1: a_{ij} – j -та вхідна ознака i -го вузла гідрогенератора, ϕ_i – нечітка функція оцінювання ТС i -го вузла гідрогенератора, s_i – ТС i -го вузла гідрогенератора, ϕ – нечітка функція оцінювання загального ТС гідрогенератора, s – загальний ТС гідрогенератора.

Вхідними параметрами першого рівня нечіткої моделі прийнято такі величини: t_M° – температура міді обмотки статора, t_C° – температура сталі статора, t_{OH}° – температура охолоджувального повітря, v – віброшвидкість, a – віброприскорення, U_2 – складова напруги зворотної послідовності, I_2 – складова струму зворотної послідовності, $3U_0$ – складова напруги нульової послідовності.

Вихідними параметрами першого рівня (i одночасно вхідними параметрами другого рівня) нечіткої моделі є такі характеристики: S_T – тепловий стан, S_B – вібраційний стан, S_E – електричний стан.

Визначення температурного стану обмотки статора гідрогенератора виконується в нечіткому модулі оцінювання температурного стану за даними про температури міді обмотки статора, сталі статора та охолоджувального повітря; вібраційного стану – в нечіткому модулі оцінювання вібраційного стану за віброшвидкістю та віброприскоренням спинки статора; електричного – в нечіткому модулі оцінювання електричного стану за величинами складової струму зворотної послідовності в обмотці статора та складових напруги зворотної та нульової послідовностей в обмотці статора. Загальний стан обмотки статора визначається в нечіткому модулі S , за результата-

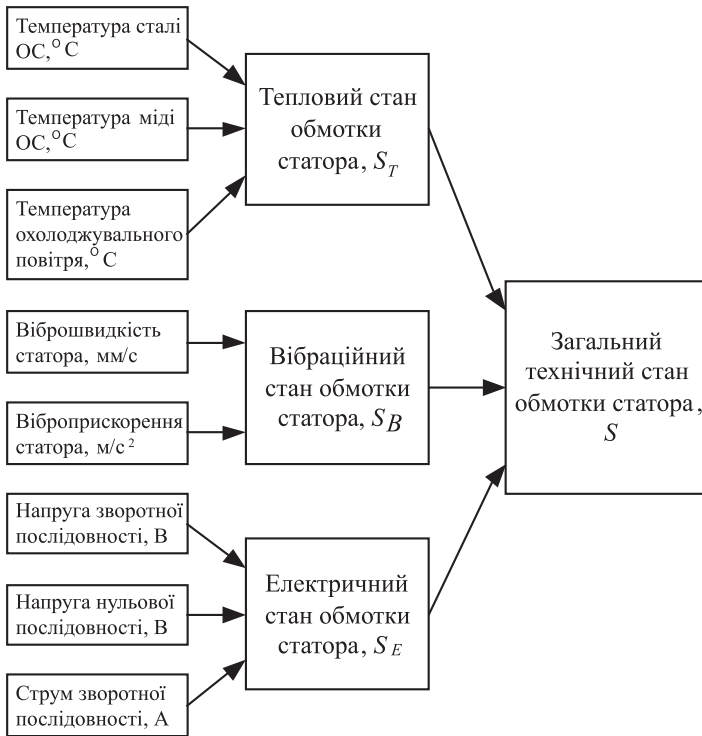


Рис. 2. Структурна схема нечіткої моделі для оцінювання ТС обмотки статора гідрогенератора

ми, отриманими в нечітких модулях S_T , S_B та S_E . Величини S_T , S_B , S_E та S визначаються в межах від $[0;1]$ та кількісно характеризують загальний спрацьований ресурс обмотки статора. Структурна схема нечіткої моделі для оцінки ТС обмотки статора гідрогенератора представлена на Рис. 2.

У кожному нечіткому модулі обох рівнів реалізований нечіткий логічний висновок. Нечітким висновком слугує апроксимація залежності між вхідними змінними і вихідною на основі лінгвістичних висловлювань "ЯКЩО—ТО" і логічних операцій над нечіткими множинами. Основу нечіткого логічного висновку становить максимумна композиція.

Визначення кількісних значень вихідних величин нечітких модулів виконується шляхом дефазифікації. Процедура дефазифікації здійснюється за центроїдним методом:

Таблиця 1. База правил теплового стану

ТЕПЛОВИЙ СТАН							
C=C ₁	A			C=C ₂	A		
	B	A ₁	A ₂		B	A ₁	A ₂
	B ₁	Д	С		B ₁	С	П
	B ₂	С	П		B ₂	П	П

Таблиця 3. База правил електричного стану

ЕЛЕКТРИЧНИЙ СТАН							
H=H ₁	F			H=H ₂	F		
	G	F ₁	F ₂		G	F ₁	F ₂
	G ₁	Д	С		G ₁	С	П
	G ₂	С	П		G ₂	П	П

Таблиця 2. База правил вібраційного стану

ВІБРАЦІЙНИЙ СТАН			
E	D	D ₁	D ₂
	E ₁	Д	С
E ₂	С	П	

Таблиця 4. Бази правил для оцінки загального ТС обмотки статора

Se = «Д»				Se = «С»				Se = «П»			
ST	Д	С	П	ST	Д	С	П	ST	Д	С	П
SB	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д
Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д	Д
С	Д	С	П	С	С	С	П	С	П	П	ДП
П	П	П	ДП	П	П	П	ДП	П	П	ДП	ДП

$$s = \int_{s_1}^{s_2} s \mu(s) ds / \int_{s_1}^{s_2} \mu(s) ds, \quad (3)$$

Для використання обраних параметрів при розв'язанні задачі оцінки загального ТС обмотки статора за нечіткою моделлю обрано наступні вхідні лінгвістичні змінні з відповідними нечіткими термами:

A = «Температура міді обмотки статора»: A₁ = «Нормальна», A₂ = «Висока»;

B = «Температура сталі статора»: B₁ = «Нормальна», B₂ = «Висока»;

C = «Температура охолоджувального повітря»: C₁ = «Нормальна», C₂ = «Висока»;

D = «Віброшвидкість»: D₁ = «Задовільна», D₂ = «Незадовільна»;

E = «Віброприскорення»: E₁ = «Задовільне», E₂ = «Незадовільне»;

F = «Напруга U₂»: F₁ = «Припустима», F₂ = «Неприпустима»;

G = «Напруга 3U₀»: G₁ = «Припустима», G₂ = «Неприпустима»;

H = «Струм I₂»: H₁ = «Припустимий», H₂ = «Неприпустимий».

Вихідні множини локальних станів обмотки статора мають такі назви: S_T = «Тепловий стан обмотки статора»; S_B = «Вібраційний стан обмотки статора»; S_E = «Електричний стан обмотки статора».

Кожна вихідна величина описується трьома нечіткими термами: G = «Добрий», M = «Середній», B = «Поганий».

Вихідну множину стану обмотки статора S описано лінгвістичною змінною «Загальний стан обмотки статора», яка складається з п'яти нечітких термів: VG = «Дуже добрий»; G = «Добрий»; M = «Середній»; B = «Поганий»; VB = «Дуже поганий».



Для побудови функцій приналежності нечітких термів застосовано експертні оцінки. Для цього проведено опитування 5 експертів з Дніпровської ГЕС. Функції приналежності вхідних величин побудовано за методом парних порівнянь Сааті [8]. Отримані функції приналежності вхідних і вихідних величин представлені на Рис. 3.

Бази правил всіх нечітких модулів розробленої моделі формуються на основі експертних знань характеристик та процесів, що відбуваються в статорних обмотках гідрогенераторів. Сформовані бази правил нечітких модулів оцінювання режимних станів обмотки статора приведені в Табл.1–3. База правил модуля комплексної оцінки стану обмотки статора приведена в Табл. 4.

Отримана за нечіткою моделлю кількісна оцінка ТС S обмотки статора гідрогенератора використовується для оцінювання імовірності відмови гідрогенератора на інтервалі часу з урахуванням його фактичного стану.

Визначення імовірності відмови гідрогенератора на інтервалі часу. При оцінці імовірності відмови генератора через пошкодження обмотки статора на інтервалі часу з урахуванням його ТС необхідно знати функцію розподілу імовірності відмови окремої одиниці обладнання $F'(t)$, а для отримання цієї функції спочатку необхідно побудувати статистичну функцію розподілу імовірності відмови $F(t)$ даного типу обладнання, яка враховує всі експлуатаційні фактори. Для побудови інтегральних функцій розподілу імовірності відмови гідрогенераторів $F(t)$, спочатку треба побудувати функцію розподілу частоти відмов $\omega(t)$. Вона будується за наступним виразом [9]:

$$\omega = m/(nT), \tag{4}$$

де n – загальна кількість гідрогенераторів на інтервалі часу T , m – число відмов гідрогенераторів на інтервалі часу T .

Для оцінки імовірності відмови генераторів на інтервалі часу використано статистичні дані щодо функціонування гідрогенераторів даного типу, зібрані на Дніпровській ГЕС за 1947–2012 роки. На основі цих статистичних даних побудовано функції розподілу частоти відмов $\omega(t)$, яку представлено на Рис. 4.

Отримана функція достатньо точно відповідає теоретичній залежності $\omega(t)$, приведений у [9], на

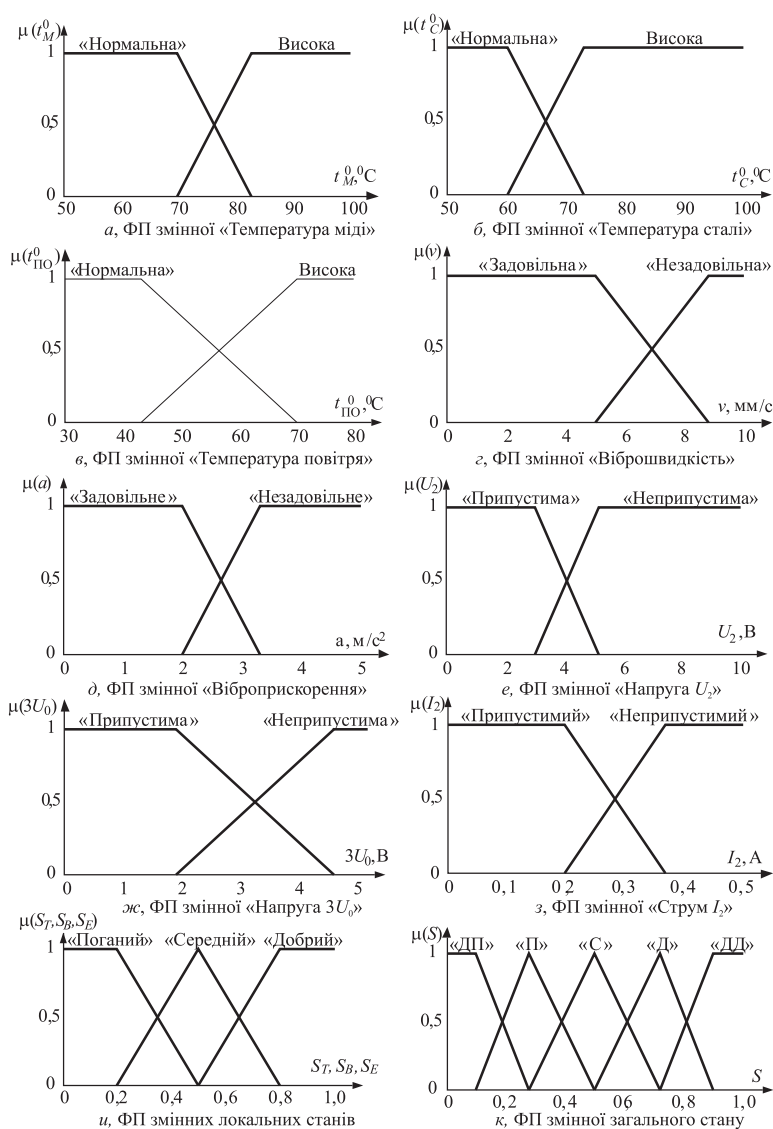


Рис. 3.

всьому інтервалі спостереження. Це дозволяє побудувати інтегральну функцію розподілу імовірності відмов. Інтегральна функція $F(t)$ визначається наступним чином:

$$F(t) = \int_0^t \omega(t) dt, \tag{5}$$

Функція $F(t)$ для гідрогенераторів Дніпровської ГЕС приведена на Рис. 5.

Отримана в результаті обробки статистичних даних функція $F(t)$ не є імовірнісною характеристикою окремого гідрогенератора і потребує модифікації. Для отримання модифікованої функції $F'(t)$ введено наступні події: H_1 – подія, яка полягає в тому, що гідрогенератор відмовив на інтервалі часу Δt ; H_2 – подія, яка полягає в тому, що гідрогенератор не відмовив на інтервалі часу Δt ; B – подія, яка полягає в тому, що обмотка статора гідрогенератора на момент часу t_1 мала ТС S (визначений за нечіткою моделлю).

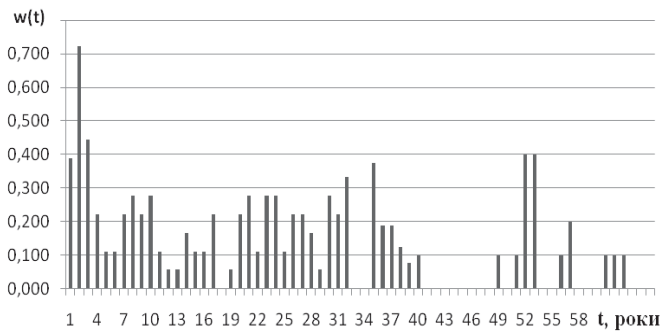


Рис. 4. Графік загальної функції $\omega(t)$ відмов генератора

Припустимо, що подія B настала. Тоді умовна імовірність відмови гідрогенератора через пошкодження обмотки статора на інтервалі часу Δt за умови, що в нього було зафіксовано ТС S визначається за формулою Байєса [5, 7]:

$$p(H_1 / B) = \frac{p(H_1)p(B / H_1)}{p(H_1)p(B / H_1) + p(H_2)p(B / H_2)}, \quad (6)$$

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 ; $p(B/H_2)$ – умовна імовірність події B при настанні події H_2 .

Апіорні імовірності відмови та безвідмовної роботи гідрогенератора на інтервалі часу Δt за умови його працездатного стану в момент часу t_1 визначаються за статистичною інтегральною функцією розподілу імовірності відмови гідрогенераторів:

$$p(H_1) = (F(t_2) - F(t_1)) / (1 - F(t_1)), \quad (7)$$

$$p(H_2) = 1 - P(H_1). \quad (8)$$

До формули Байєса входять дві умовні імовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$, які можуть бути визначені аналітичними методами на основі статистичних даних про ТС гідрогенератора в момент відмови. В реальних умовах експлуатації ГЕС України такі дані відсутні. В цьому випадку для встановлення зв'язку між вектором вхідних характеристик стану \bar{S} та умовними імовірностями $p(B/H_1)$

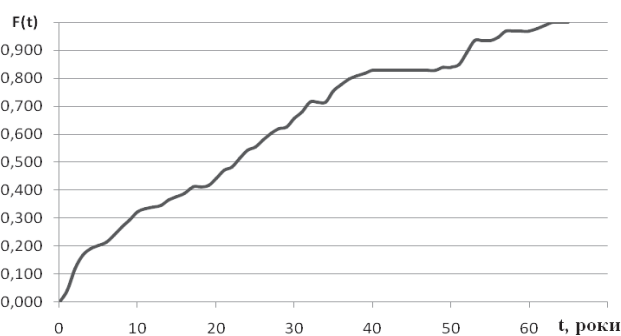


Рис. 5. Графік загальної інтегральної функції $F(t)$ відмов генератора

та $p(B/H_2)$ використовується композиційне правило нечіткого виводу Заде [10].

Нехай задана множина альтернатив $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Кожна альтернатива характеризується набором ознак, які складають множину $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Між кожною ознакою та кожною альтернативою на основі експертних оцінок встановлені 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 $(m \times n)$. Побудову матриці R здійснено на основі експертних оцінок, формалізацію яких виконано за методом Сааті. Конкретні ознаки (входи) та альтернативи (виходи) можна розглядати як нечіткі множини S та P , що задані на універсальних множинах X та Y , зв'язок між якими встановлюється на основі композиційного правила Заде:

$$P = R \circ S, \quad (9)$$

де \circ – означає максимінну композицію;

$$S = \{s_1/x_1; s_2/x_2; \dots; s_m/x_m\}; \quad (10)$$

$$P = \{p_1/y_1; p_2/y_2; \dots; p_n/y_n\}; \quad (11)$$

$$p_j = \max \min (s_i, r_{ij}) \quad (12)$$

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 .

Рішення задачі визначається на основі модифікації центру ваги:

$$y_0 = \sum_{i=1}^n p_i y_i / \sum_{i=1}^n p_i, \quad (13)$$

Для визначення умовної імовірності $p(B/H_1)$ сформована вихідна множина \bar{Y}_P , яка складається з п'яти альтернатив: y_{P1} = «дуже висока», y_{P2} = «висока», y_{P3} = «середня», y_{P4} = «низька» та y_{P5} = «дуже низька». Аналогічно формується вихідна множина \bar{Y}_Q для визначення $p(B/H_2)$. Інтервали приналежності альтернатив множин \bar{Y}_P і \bar{Y}_Q побудовано за шкалою Харрінгтона [10].

Множина \bar{X} формується з наступних ознак: x_1 = «Дуже добрий загальний ТС обмотки статора», x_2 = «Добрий загальний ТС обмотки статора», x_3 = «Середній загальний ТС обмотки статора», x_4 = «Поганий загальний ТС обмотки статора», x_5 = «Дуже поганий загальний ТС обмотки статора».



Побудова матриць співвідношень для оцінки умовних ймовірностей відмови та безвідмовної роботи електрообладнання виконано за методом Сааті. Значення $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ визначаються на інтервалах Харрінгтона:

$$p(B/H_1) = y_{Pi\min} + y_{P0}(y_{Pi\max} - y_{Pi\min}); \quad (14)$$

$$p(B/H_2) = y_{Qj\min} + y_{Q0}(y_{Qj\max} - y_{Qj\min}). \quad (15)$$

Після визначення імовірності відмови гідро-генератора на інтервалі часу з урахуванням ТС його обмотки статора $p(B/H_1)$, виконується модифікація функції $F(t)$ на інтервалі часу Δt . Оскільки інтервал часу є досить малим по відношенню до інтервалу побудови функції $F(t)$, при модифікації використано лінійну апроксимацію:

$$F'(t_2) = F(t_1) + p(B/H_1). \quad (16)$$

Модифікована функція $F(t)$ дає можливість враховувати індивідуальні характеристики конкретного гідрогенератора. Врахування індивідуальних характеристик, дозволяє отримувати більш достовірні результати при оцінюванні ризику, у порівнянні з використанням функції $F(t)$, побудованої на основі статистичної інформації про відмови даного типу гідрогенераторів.

Приклад. За запропонованим підходом проведено оцінювання технічного стану, імовірності та ризику відмови гідро-генераторів Г11–Г18 Дніпровської ГЕС-2. Значення режимних параметрів, які є вхідними величинами нечіткої моделі оцінювання ТС обмотки статора гідро-генератора, приведені в Табл. 5.

За розробленою нечіткою моделлю виконано оцінку стану обмоток статорів гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2. За отриманою вище інтегральною статистичною функцією розподілу імовірності відмови гідро-генераторів (Рис. 5) за виразами (7), (8) визначено апріорні імовірності відмови та безвідмовної роботи гідро-генераторів Дніпровської ГЕС-2 з урахуванням того, що на момент часу t_1 генератори Г11–Г13 знаходились в експлуатації 40 років, генератори Г14–Г16 – 39 років, а генератори Г17 та Г18 – 34 роки.

Для визначення умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ за експертними оцінками формуються матриці причинних відносин R_p та R_Q після чого ці імовірності визначаються за виразами (9) – (15).

Отримані результати зведені в табл.6. За виразом (6) для гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2, визначено імовірність відмови на інтервалі часу $\Delta t = 1$ рік $p(\Delta t) = p(B/H_1)$. Результати також приведені в Табл. 6.

Ризик відмови гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2 через пошкодження їхньої статорної обмотки на інтервалі часу $\Delta t = 1$ рік визначається за виразом (1). Результати приведені в Табл. 7.

Отримавши величини ризиків відмов окремих гідрогенераторів, визначаємо загальний ризик відключення генераторів:

$$R = \sum_{i=1}^6 p_i Y_i = \sum_{i=1}^6 R_i = 702886,8, \text{ грн.} \quad (17)$$

Таблиця 5. Режимні параметри гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2

№ ген.	$T_M, ^\circ\text{C}$	$T_C, ^\circ\text{C}$	$T_{\text{оп}}, ^\circ\text{C}$	$v, \text{мм/с}$	$a, \text{м/с}^2$	$U_2, \text{В}$	$I_2, \text{А}$	$3U_0, \text{В}$
Г11	72	66	47	5,2	2,8	3,2	0,11	2,1
Г12	80	75	51	6,9	4,1	3,3	0,16	2,8
Г13	75	71	54	6,1	3,3	2,5	0,2	1,6
Г14	79	71	52	5,9	3,3	2,9	0,16	2,2
Г15	81	70	50	5,5	3,1	3,0	0,25	2,2
Г16	82	68	55	7,2	3,8	3,1	0,14	1,9
Г17	69	60	45	6,7	4,0	2,6	0,18	2,4
Г18	76	68	53	4,9	3,2	1,8	0,14	1,5

Таблиця 6. Імовірності відмови гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2 на інтервалі часу 1 рік

№ ген.	S	$p(B/H_1)$	$p(B/H_2)$	$p(H_1)$	$p(H_2)$	$p(H_1/B)$
Г11	0,628	0,264	0,734	0,07	0,93	0,026
Г12	0,333	0,736	0,26	0,07	0,93	0,176
Г13	0,453	0,508	0,482	0,07	0,93	0,073
Г14	0,424	0,52	0,473	0,055	0,945	0,06
Г15	0,429	0,519	0,473	0,055	0,945	0,06
Г16	0,332	0,736	0,26	0,055	0,945	0,141
Г17	0,574	0,567	0,436	0,029	0,971	0,037
Г18	0,525	0,542	0,454	0,029	0,971	0,034

Таблиця 7. Оцінка ризику відмови гідрогенераторів Дніпровської ГЕС-2 на інтервалі часу 1 рік

№ ген.	$P_{\text{ном}}, \text{МВт}$	$T_{\text{рем}}, \text{год}$	$C, \text{грн./кВт-рік}$	$Y, \text{грн}$	$p(\Delta t)$	$R, \text{грн}$
Г11	119	50	0,2065	1228675	0,026	31945,55
Г12	104,5	50	0,2065	1078963	0,176	189897,4
Г13	119	50	0,2065	1228675	0,073	89693,28
Г14	113,1	50	0,2065	1167758	0,06	70065,45
Г15	119	50	0,2065	1228675	0,06	73720,5
Г16	113,1	50	0,2065	1167758	0,141	164653,8
Г17	113,1	50	0,2065	1167758	0,037	43207,03
Г18	113,1	50	0,2065	1167758	0,034	39703,76



Отримане значення ризику є інтегральним показником надійності роботи ГЕС, яке дозволяє прийняти та обґрунтувати рішення щодо подальшої експлуатації генераторів.

Висновки.

В роботі запропоновано нечітко-статистичний підхід до оцінювання та прогнозування ТС гідрогенераторів, який враховує неповноту інформації про стан гідрогенератора, внутрішні процеси у ньому, імовірнісний характер пошкодження генератора та наслідки пошкоджень.

Розроблено нечітку модель для оцінювання ТС обмотки статора генератора, яка використовує в якості вхідної інформації режимні параметри генератора та оцінює його стан з використанням експертної інформації. Розроблена модель є адаптивною до додаткової вхідної інформації та може бути використана як для оцінювання стану інших вузлів гідроагрегату так і для комплексної оцінки стану всього гідроагрегату.

Отримані результати можуть бути використані для прийняття рішень щодо стратегії експлуатації гідроагрегатів ГЕС, зокрема для визначення термінів виведення гідроагрегатів в ремонт та визначення найбільш ушкоджених вузлів за фактичним станом обладнання.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Літвінов В.В., Манукян К.А.* Оцінювання технічного стану гідрогенераторів в умовах нечіткої інформації // Відновлювана енергетика XXI століття. Матеріали XIV міжнародної науково-практичної конференції. – Крим, 2013. – С. 389–394.
2. *Balzer G., Schorn C.* Risk assessment of high voltage equipment / G. Balzer, // CEPSI, 2004. – Shanghai, China. – 102. – МЗ.
3. *Schwan M., Weck K.-H., Roth M.* Assessing the impact of maintenance strategies on supply reliability in asset management methods // CIGRE, 2004. – Pap.C1. – 108.
4. *Litvinov V.V., Manukian K.A.* Fuzzy-Statistical Modeling of Hydrogenerator for Its Reliability Appreciation // The IJES. – Volume 3. – Issue 1. – 2014. – P. 85–95.
5. *Вентцель Е.С.* Исследование операций / Е.С. Вентцель. – М.: Сов. радио, 1972. – 552 с.
6. *Тутис Л.В.* Проблемы с изоляцией статорной обмотки генератора и их решение // Энергетика та електрифікація. – 2006. – №10. – С. 27–29.
7. *Літвінов В.В.* Оцінка ризику порушення стійкості двигунового навантаження при відмовах електрообладнання в підсистемі ЕЕС: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук: (05.14.02 – електричні станції, мережі та системи) – К., 2012. – 20 с.
8. *Saaty T.L.* Eigenweightor an logarithmic lease squares // Eur. J. Oper. Res. – 1990. – 48, N1. – P. 156–160.
9. *Абдурахманов А.М., Мисриханов М.Ш., Шунтов А.В.* Анализ моделей отказа выключателей в схемах коммутации электроустановок // Электричество. – 2007. – № 4. – С. 2–11.
10. *Штовба С.Д.* Проектирование нечетких систем средствами MATLAB / – М.: Горячая линия – Телеком, 2007. – 288 с.

© Літвінов В.В., 2014

