

УДК 621.311

М. В. КОСТЕРЄВ, В. В. ЛІТВИНОВ, К. А. КІЛЬОВА

ОЦІНКА ВПЛИВУ ЗМІНИ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ОБЛАДНАННЯ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИЧНОЇ СИСТЕМИ НА ІМОВІРНІСТЬ ЙОГО ВІДМОВИ НА ІНТЕРВАЛІ ЧАСУ

В статті розглянуто питання впливу зміни технічного стану обладнання протягом інтервалу часу, на якому визначається імовірність його відмови, на цю імовірність. Розроблено підхід до обґрунтування граничних інтервалів часу та умов на яких зміною технічного стану можна знехтувати і на яких врахування зміни технічного стану є обов'язковим. Удосконалено імовірнісно-статистичний метод оцінювання надійності об'єктів електроенергетичної системи, який дозволить використовувати його на великих інтервалах часу з урахуванням зміни стану об'єктів у часі. Визначено тенденції впливу зміни технічного стану об'єкту протягом інтервалу часу на імовірність відмови.

Ключові слова: імовірність відмови, технічний стан, інтервал часу, обмотка статора генератора, повітряний вимикач.

В статье рассмотрен вопрос влияния изменения технического состояния оборудования на интервале времени, на котором определяется вероятность его отказа, на эту вероятность. Разработан подход к обоснованию предельных интервалов времени и условий на которых изменением технического состояния можно пренебречь и на которых учет технического состояния является обязательным. Усовершенствован вероятностно-статистический метод оценки надежности объектов электроэнергетической системы, который позволит применять его на больших интервалах времени с учетом изменения состояния объектов во времени. Определены тенденции влияния изменения технического состояния объекта на протяжении интервала времени на вероятность отказа.

Ключевые слова: вероятности отказа, техническое состояние, интервал времени, обмотка статора генератора, воздушный выключатель.

In article considered the problem of equipment technical state influence at the time interval on the fault probability at same time interval. Because object state diagnostic features are changing at the time interval by the equipment resource decreasing, aging and degradation processes of object and its local parts, quantity estimation of its technical state is changing too. This leads to the change of condition probabilities $p(B/H_1)$ and $p(B/H_2)$ and, according to the Bayes theorem, to the change of time interval fault probability. For the obtaining of most verify probabilities was developed the forecasting approach to power engineering objects fault probability estimation at the time interval with technical state change consideration at this time interval. Limit time intervals on which are possible to neglect the technical state change was justified. Time intervals on which are necessary taking into consideration technical state change was justified too. The trends of time interval technical state change influence on fault probability are detected. In the case, when object has poor technical state and, as consequence, high value of condition probability $p(B/H_1)$, error is growing faster, then by low value of condition probability $p(B/H_1)$. This fact restrict the time interval on which is possible to fault probability estimation with fixed at the start-time technical state.

Keywords: fault probability, technical state, time interval, generator stator winding, air circuit breaker.

Вступ. На теперішній час до 80 % обладнання електроенергетичної системи (ЕЕС) України знаходиться у зношеному стані. Це стосується як комутаційного обладнання (вимикачі, роз'єднувачі) так і силового обладнання (генератори, трансформатори, реактори) та ліній електропередачі (повітряні, кабельні). Темпи заміни обладнання значно відстають від темпів старіння, а проведення профілактичних ремонтів та часткова реконструкція або модернізація [1] не дозволяють повністю відновити його ресурс [2, 3].

Надійність роботи ЕЕС України значною мірою залежить від пошкоджуваності силового та комутаційного обладнання, яка визначається його технічним станом (ТС). Надійність роботи та ТС електрообладнання ЕЕС безпосередньо пов'язані з тривалістю експлуатації обладнання, під час якого останнє піддається процесам фізичного та морального старіння та зовнішнім впливам (метеорологічні умови, аномальні режими у ЕЕС, людський фактор, тощо) [4]. Основним показником надійності, який дозволяє кількісно врахувати характеристики стану обладнання певного типу, індивідуальні характеристики стану та умови експлуатації є імовірність відмови на інтервалі часу. Нечітко-статистичний підхід до визначення імовірності відмови елементів ЕЕС на інтервалі часу з урахуванням індивідуальних характеристик та умов функціонування представлено в [4].

Дослідження стану проблеми. Для оцінки імовірності відмови обладнання найдоцільніше використати статистичні дані щодо функціонування

обладнання даного типу, на основі яких будується функція розподілу імовірності відмови [5]. Доцільність використання статистичних даних пояснюється тим, що вони враховують всі експлуатаційні фактори. 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 різноманітності, місця розташування в ЕЕС 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. В [4, 5] для врахування індивідуальних характеристик елемента ЕЕС застосовано метод Байеса:

$$p(H_1/B) = \frac{p(H_1) \cdot p(B/H_1)}{p(H_1) \cdot p(B/H_1) + p(H_2) \cdot p(B/H_2)}, \quad (1)$$

де H_1 – подія що означає відмову об'єкта, H_2 – подія, що означає безвідмовну роботу об'єкта, B – подія, що означає наявність у об'єкта ТС S , $p(H_1/B)$ – умовна імовірність відмови об'єкта на інтервалі часу Δt за умови, що в об'єкта було зафіксовано певний технічний стан S ; $p(H_1)$ – апіорна імовірність події H_1 до виявлення події B ; $p(H_2)$ – апіорна імовірність події H_2 до виявлення події B (апіорні імовірності в цьому

розгляді враховують той факт, що до моменту нагляду t_1 об'єкт знаходився в працездатному стані); $p(B/H_1)$ – умовна імовірність події B при настанні події H_1 (або імовірність підтвердження гіпотези «відмова об'єкта на інтервалі часу Δt » наявністю ознаки S , яка характеризує ТС об'єкта); $p(B/H_2)$ – умовна імовірність події B при настанні події H_2 (або імовірність підтвердження гіпотези «об'єкт не відмовив на інтервалі часу Δt » наявністю ознаки S , яка характеризує ТС об'єкта).

Для визначення умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ використано композиційне правило Заде з побудовою матриць нечітких причинних відносин між ТС S та імовірностями $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ на основі знань експерта за методом Сааті.

В даному методі визначення умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ відбувається за умови $S = const$ на всьому інтервалі часу Δt . Фактично ж, ТС об'єкту є змінною величиною на будь-якому інтервалі часу, таким чином цей метод використовується тільки на невеликих інтервалах часу на яких зміною стану об'єкту можна знехтувати і, як наслідок, не враховувати зміну імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$.

Постановка задачі. Дослідження впливу зміни кількісної характеристики стану обладнання протягом інтервалу часу, на якому визначається імовірність відмови об'єкта, для обґрунтування граничних інтервалів часу та умов на яких цією зміною можна знехтувати і на яких врахування зміни стану є обов'язковим. Удосконалення імовірнісно-статистичного методу оцінювання надійності об'єктів ЕЕС, яке дозволить використовувати його на великих інтервалах часу з урахуванням зміни ТС об'єктів у часі.

Оцінювання імовірності відмови об'єкта на інтервалі часу з урахуванням зміни його ТС протягом цього інтервалу. Розглянемо метод оцінювання імовірності відмови об'єкту на інтервалі часу з урахуванням його ТС S в момент часу спостереження t_1 . Імовірність відмови об'єкту на інтервалі часу Δt визначається за (1). Априорні імовірності $p(H_1)$ та $p(H_2)$ визначаються наступними чином [4]:

$$p(H_1) = \frac{F(t_2) - F(t_1)}{1 - F(t_1)}, \quad (2)$$

$$p(H_2) = 1 - p(H_1), \quad (3)$$

де $F(t_1)$, $F(t_2)$ - значення статистичної функції розподілу імовірності відмови обладнання даного типу в моменти часу t_1 та $t_2 = t_1 + \Delta t$.

Задача визначення умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ формулюється наступним чином. Сформована множина вхідних характеристик об'єкта $\bar{X} = \{x_1 \ x_2 \ \dots \ x_5\}$, де:

- 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.

Вхідні змінні $x_1 \div x_5$ характеризують собою інтегральний показник, який визначає спрацьований ресурс об'єкта S .

Для визначення умовної імовірності $p(B/H_1)$ сформована вихідна множина $\bar{Y}_p = \{y_{p1} \ y_{p2} \ y_{p3} \ y_{p4} \ y_{p5}\}$, яка складається з наступних змінних:

- y_{p1} – дуже висока імовірність підтвердження гіпотези «відмова на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{p2} – висока імовірність підтвердження гіпотези «відмова на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{p3} – середня імовірність підтвердження гіпотези «відмова на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{p4} – низька імовірність підтвердження гіпотези «відмова на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{p5} – дуже низька імовірність підтвердження гіпотези «відмова на Δt » ознаками $\bar{S} \cdot \bar{S}$.

Для визначення умовної імовірності $p(B/H_2)$ сформована вихідна множина

$\bar{Y}_q = \{y_{q1} \ y_{q2} \ y_{q3} \ y_{q4} \ y_{q5}\}$, яка складається з наступних змінних:

- y_{q1} – дуже висока імовірність підтвердження гіпотези «відсутність відмови на Δt » ознаками;

- y_{q2} – висока імовірність підтвердження гіпотези «відсутність відмови на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{q3} – середня імовірність підтвердження гіпотези «відсутність відмови на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{q4} – низька імовірність підтвердження гіпотези «відсутність відмови на Δt » ознаками \bar{S} ;

- y_{q5} – дуже низька імовірність підтвердження гіпотези «відсутність відмови на Δt » ознаками \bar{S} .

Інтервали приналежності змінних вихідних множин \bar{Y}_p та \bar{Y}_q прийнято згідно зі шкалою Харрінгтона [6], яка має універсальне використання та може бути застосована для оцінки значення змінних цих множин. Множина вхідних змінних об'єкта \bar{X} пов'язана з множинами вихідних змінних \bar{Y}_p та \bar{Y}_q через матриці причинних відносин R_p та R_q виразами:

$$\bar{Y}_p = R_p \circ \bar{X}; \quad (4)$$

$$\bar{Y}_q = R_q \circ \bar{X}. \quad (5)$$

Рішення на інтервалах приналежності визначаються на основі приблизної модифікації центру ваги [7, 8]:

$$y_{P0} = \frac{\sum_{i=1}^m P_{Pi} \cdot y_{Pi}}{\sum_{i=1}^m P_{Pi}}; \quad (6)$$

$$y_{Q0} = \frac{\sum_{i=1}^m P_{Qi} \cdot y_{Qi}}{\sum_{i=1}^m P_{Qi}}. \quad (7)$$

Кількісні значення імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ визначаються наступним чином:

$$p(B/H_1) = y_{Pi \min} + y_{P0} \cdot (y_{Pi \max} - y_{Pi \min}); \quad (8)$$

$$p(B/H_2) = y_{Qi \min} + y_{Q0} \cdot (y_{Qi \max} - y_{Qi \min}). \quad (9)$$

В цьому методі протягом інтервалу часу $\Delta t = t_2 - t_1$ стан S приймається незмінною величиною. Як наслідок, умовні імовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ у формулі Байєса (1) також є константами.

Оскільки діагностичні ознаки стану об'єкта змінюються протягом всього інтервалу часу Δt внаслідок спрацювання ресурсу, процесів старіння та деградації об'єкту і його локальних вузлів, кількісна оцінка ТС S також змінюється. Це призводить до зміни значень умовних імовірностей $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ і, за теоремою Байєса, до зміни значення імовірності $p(H_1/B)$.

Якщо інтервал часу Δt є великим, то зміна ознак стану об'єкту впливає на значення імовірності відмови об'єкту на цьому інтервалі. Для дослідження цього впливу інтервал часу Δt розбивається на k рівних підінтервалів t_{ik} тривалістю $\delta t = \Delta t / (k - 1)$. На кожному підінтервалі часу δt визначаються безумовні імовірності $p(H_{1i})$ та $p(H_{2i})$ за виразами:

$$p(H_{1i}) = \frac{F(t_{(i+1)}) - F(t_{1i})}{1 - F(t_{1i})}; \quad (10)$$

$$p(H_{2i}) = 1 - p(H_{1i}). \quad (11)$$

В моменти часу t_{1i} визначається вектор ознак стану об'єкту P , за яким з використанням нечіткої моделі оцінки стану відповідного елемента (вимикач, трансформатор, генератор, ЛЕП, тощо) [3, 4, 9, 10], визначається стан об'єкту $S(t_{1i})$. Вихідна нечітка множина станів об'єкта S визначається із співвідношення:

$$S = F(\varphi(P), R, M, D, A), \quad (12)$$

де $\varphi(P)$ - функції приналежності вхідних і вихідних змінних, R - база нечітких правил виду «ЯКЩО – ТО», M - механізм нечіткого виводу, який реалізує логічні операції і використовує правила виду «ЯКЩО – ТО» для відображення вхідних нечітких змінних в нечітку вихідну змінну, D - метод дефазифікації.

Для кожного значення $S(t_{1i})$, $i=1, \dots, k$, за нечітким виводом Заде (максиміна композиція) визначаються умовні імовірності $p(B_i/H_{1i})$ та $p(B_i/H_{2i})$, після чого на кожному інтервалі δt визначається імовірність відмови $p(H_{1i}/B_i)$ за формулою Байєса:

$$p(H_{1i}/B_i) = \frac{p(H_{1i}) \cdot p(B_i/H_{1i})}{p(H_{1i}) \cdot p(B_i/H_{1i}) + p(H_{2i}) \cdot p(B_i/H_{2i})}. \quad (13)$$

Оскільки інтервали часу δt не перетинаються один з одним, то справедливим є вираз $\Delta t = \sum_{i=1}^{k-1} \delta t_i$. В

цьому випадку, результуюча імовірність відмови на інтервалі часу Δt за теоремою складання імовірностей несумісних подій [11], з урахуванням того, що $p(\delta t_i) = p(H_{1i}/B_i)$, а $p'(\Delta t) = p'(H_1/B)$, визначається наступним чином:

$$p'(H_1/B) = p'(\Delta t) = \sum_{i=1}^{k-1} p(\delta t_i) = \sum_{i=1}^{k-1} p(H_{1i}/B_i). \quad (14)$$

Отриманий результат представляє собою імовірність відмови елемента на інтервалі часу Δt з урахуванням зміни його ТС протягом цього інтервалу (рис. 1).

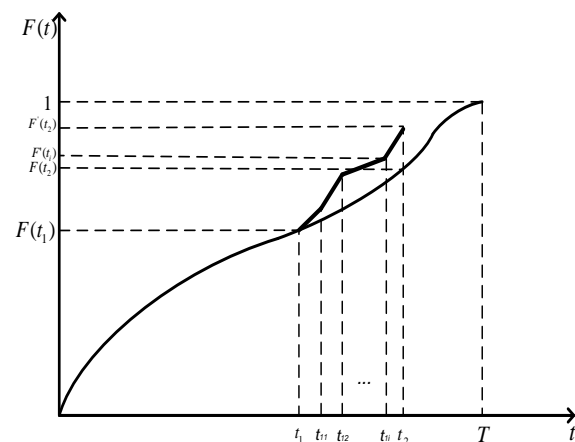


Рис. 1 – Модифікована функція $F(t)$, побудована з урахуванням зміни стану окремої одиниці обладнання протягом інтервалу часу Δt

Отриманий результат є більш достовірною оцінкою імовірності відмови об'єкту на інтервалі часу, у порівнянні з розробленим раніше методом у якому ТС на інтервалі часу Δt приймався незмінною величиною (рис. 2).

Запропонований підхід до врахування зміни стану об'єкту протягом інтервалу часу передбачає прогнозування стану об'єкту на цьому інтервалі часу. Для цього необхідна наявність ретроспективних даних про діагностичні ознаки стану обладнання до моменту часу t_1 з їхньою наступною екстраполяцією на інтервалі часу Δt .

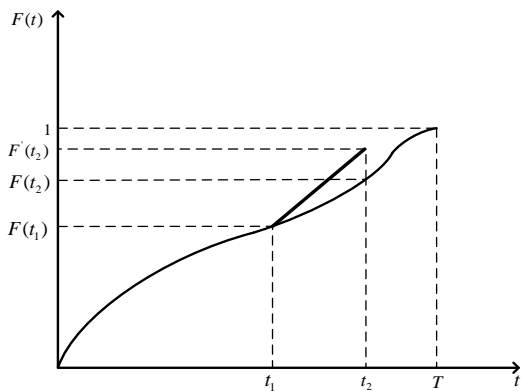


Рис. 2 – Модифікована функція $F(t)$, побудована за незмінного стану окремої одиниці обладнання протягом інтервалу часу Δt

В таких умовах доцільним є порівняння результатів, отриманих на різних інтервалах часу Δt , з урахуванням та без урахування зміни ТС об'єкту для визначення гранично припустимого інтервалу часу Δt за якого можна не враховувати зміну ТС об'єкту без суттєвого спотворення кінцевого результату.

Приклад 1. Необхідно визначити імовірність відмови обмотки статора (ОС) гідрогенератора №11 Дніпровської ГЕС-2 (тип СВ-1230/140-56М) на інтервалі часу $\Delta t=18 \text{ мс}$ з урахуванням зміни її ТС протягом цього інтервалу часу. Також необхідно обґрунтувати максимально припустимий інтервал часу Δt на якому зміною ТС можна знехтувати.

Рік введення гідрогенератора в експлуатацію (після реконструкції) – 2013. Момент часу спостереження t_1 - 01.07.17 р. Таким чином $t_1 = 4$ р.

Згідно з інтегральною статистичною функцією розподілу імовірності відмови гідрогенераторів (рис. 3) $F(t_1) = 0,191$.

Розіб'ємо інтервал часу $\Delta t=18 \text{ мс}$ на 6 інтервалів тривалістю $\delta t=3 \text{ мс}$, тоді границі цих інтервалів (у роках) визначаються як:

$$t_{i_i} = t_{1(i-1)} + 0,25, \quad i = 1, \dots, 6. \quad (15)$$

Для кожного моменту часу t_{i_i} за функцією $F(t)$ (рис. 3), визначаються значення $F(t_{i_i})$. За виразами (10), (11) визначаються імовірності $p(H_{1_i})$ та $p(H_{2_i})$. Результати занесені в табл. 1.

Оцінювання стану ОС статора виконується за нечіткою моделлю, представленою в [9]. За ретроспективними даними, отриманими з архівної інформації станційної системи SCADA, визначені значення діагностичних ознак (температура обмотки T_{cu} , температура осердя T_{Fe} , температура охолоджуючого повітря T_{Air} , віброшвидкість спинки статора V , віброприскорення спинки статора A , складова напруги зворотної послідовності, складова напруги нульової послідовності, складова струму зворотної послідовності) протягом попередніх 3-х років експлуатації. Результати приведені в табл. 2.

Для кожного вектору стану P , отриманого в результаті аналізу ретроспективних даних, за нечіткою моделлю визначено ТС S . Результати приведені в табл. 3.

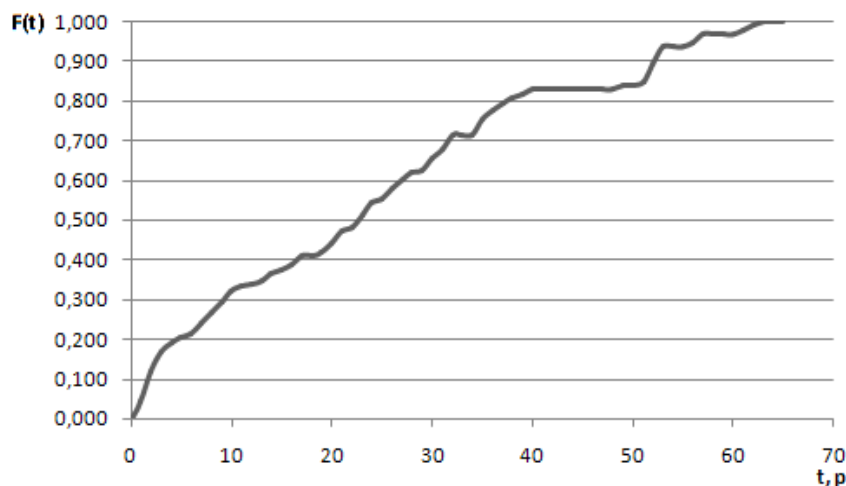


Рис. 3 – Інтегральна статистична функція розподілу імовірності відмови гідрогенераторів

Таблиця 1 – Імовірнісні характеристики обмотки статора на інтервалах часу δt

F(t)	F(t ₁)	F(t ₁₁)	F(t ₁₂)	F(t ₁₃)	F(t ₁₄)	F(t ₁₅)	F(t ₁₆)
	0,191	0,194	0,197	0,2	0,203	0,206	0,209
p(H ₁)	p(H ₁₁)	p(H ₁₂)	p(H ₁₃)	p(H ₁₄)	p(H ₁₅)	p(H ₁₆)	p(H ₁)
	0,0037	0,0037	0,0037	0,0038	0,0038	0,0038	0,0222
p(H ₂)	p(H ₂₁)	p(H ₂₂)	p(H ₂₃)	p(H ₂₄)	p(H ₂₅)	p(H ₂₆)	p(H ₂)
	0,9963	0,9963	0,9963	0,9963	0,9962	0,9962	0,9778

Таблиця 2 – Значення діагностичних ознак стану ОС гідрогенератора до моменту часу спостереження t_1

Час, p Параметр	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5	2,75	3	3,25	3,5
$T_{Cu}, ^\circ C$	72	70	69	73	75	75	74	76	77	76	77	77	78	76	77
$T_{Fe}, ^\circ C$	66	66	68	67	67	68	69	68	69	70	70	71	70	71	70
$T_{Air}, ^\circ C$	47	48	48	47	46	47	46	47	45	46	46	46	45	44	45
$V, \text{мм/с}$	5,2	5,3	5,3	5,5	5,7	5,8	5,7	6,0	6,1	6,4	6,6	6,7	6,8	7,0	7,3
$A, \text{м/с}^2$	2,8	2,9	2,9	2,8	3,0	3,1	3,1	3,2	3,4	3,3	3,5	3,4	3,4	3,5	3,5
$U_2, \text{В}$	3,3	3,3	3,4	3,2	3,4	3,4	3,5	3,5	3,4	3,5	3,6	3,5	3,6	3,5	3,6
$3U_0, \text{В}$	2,1	2,2	2,2	2,1	2,3	2,2	2,2	2,3	2,4	2,3	2,4	2,4	2,3	2,3	2,3
$I_2, \text{А}$	0,28	0,28	0,29	0,28	0,29	0,3	0,3	0,29	0,3	0,3	0,31	0,3	0,31	0,31	0,3

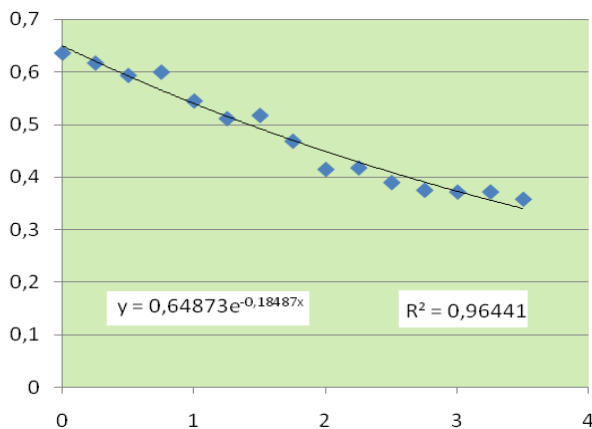
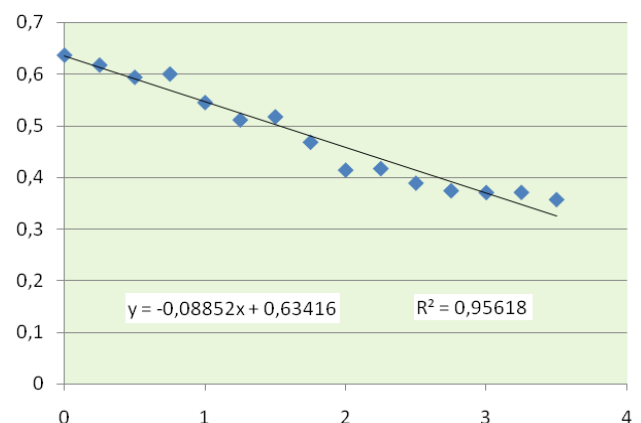
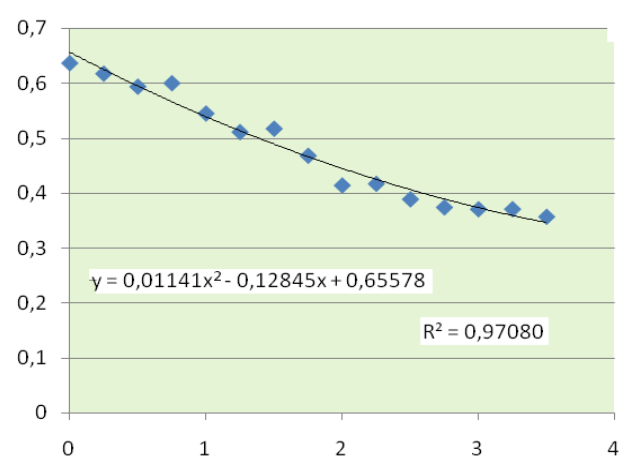
Таблиця 3 – ТС ОС на інтервалі часу $[0; t_1]$

t	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75
δt	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75
S	0,6365	0,6175	0,5939	0,6002	0,5452	0,5115	0,5176	0,4685
t	2	2,25	2,5	2,75	3	3,25	3,5	-
δt	2	2,25	2,5	2,75	3	3,25	3,5	-
S	0,4147	0,4176	0,3896	0,3749	0,3715	0,3717	0,3578	-

Отримані значення ТС S апроксимуються функціональною залежністю $S(t)$ на інтервалі часу спостереження $[0; t_1]$ [12].

Визначення апроксимаційної функції виконується шляхом висування гіпотез щодо відповідності даних спостереження типовим апроксимаційним функціям (лінійні, поліноміальні, степеневі, експоненційні, логарифмічні) в якості остаточної приймається гіпотеза для якої коефіцієнт кореляції R^2 апроксимаційної функції та вихідних даних буде найближчим до 1. Для апроксимації залежності S від t висуваються наступні гіпотези:

1. Апроксимація експоненціальною функцією (рис. 4);
2. Апроксимація лінійною функцією (рис. 5);
3. Апроксимація квадратичною функцією (рис. 6).

Рис. 4 – Апроксимація залежності $S(t)$ експоненціальною функцієюРис. 5 – Апроксимація залежності $S(t)$ лінійною функцієюРис. 6 – Апроксимація залежності $S(t)$ квадратичною функцією

Після порівняння отриманих результатів, в якості апроксимаційної приймається квадратична функція, яка має найвищий коефіцієнт кореляції з вихідними даними ($\delta t; S$):

$$S = 0,01141t^2 - 0,12845t + 0,65578. \quad (16)$$

За отриманою квадратичною функцією шляхом екстраполяції на інтервалі часу $\Delta t \in [t_1, t_2]$ прогноуються значення технічного стану обмотки статора в моменти часу t_{1i} . Результати приведені в табл. 4.

Таблиця 4 – Прогностична оцінка стану обмотки статора на інтервалі Δt

t_{1i} , роки	3,75	4	4,25	4,5	4,75	5
S_{1i} , в.о.	0,3345	0,3245	0,3159	0,3088	0,3031	0,2987

Таблиця 5 – Умовні імовірності $p(B_i / H_{1i})$ та $p(B_i / H_{2i})$

$p(B / H_1)$	$p(B_1 / H_{11})$	$p(B_2 / H_{12})$	$p(B_3 / H_{13})$	$p(B_4 / H_{14})$	$p(B_5 / H_{15})$	$p(B_6 / H_{16})$
0,532	0,532	0,533	0,534	0,535	0,538	0,743
$p(B / H_2)$	$p(B_1 / H_{21})$	$p(B_2 / H_{22})$	$p(B_3 / H_{23})$	$p(B_4 / H_{24})$	$p(B_5 / H_{25})$	$p(B_6 / H_{26})$
0,472	0,472	0,471	0,47	0,462	0,464	0,461

Таблиця 6 – Визначення імовірностей відмови ОС генератора на інтервалах часу δt та на інтервалі часу Δt

δt	$p(H_1)$	$p(H_2)$	$p(B / H_1)$	$p(B / H_2)$	$p(H_1 / B)$
3,5-3,75	0,0037	0,9963	0,532	0,472	0,00417
3,75-4	0,0037	0,9963	0,533	0,471	0,00419
4-4,25	0,0037	0,9963	0,534	0,47	0,00420
4,25-4,5	0,0038	0,9963	0,535	0,462	0,00440
4,5-4,75	0,0038	0,9962	0,538	0,464	0,00440
4,75-5	0,0038	0,9962	0,743	0,461	0,00611
3,5-5	0,0222	0,9778	0,532	0,472	0,02495

Імовірність відмови на інтервалі $\Delta t = 1,5 p$ з урахуванням зміни ТС визначається за виразом (14):

$$p'(H_1 / B) = \sum_{i=1}^6 p(H_{1i} / B_i) = 0,02747. \quad (17)$$

Для оцінки впливу зміни ТС об'єкту на інтервалі часу на імовірність його відмови розраховано похибку оцінки імовірності відмови на інтервалі часу без урахування зміни стану відносно імовірності відмови з урахуванням його зміни:

$$\begin{aligned} \delta p &= \frac{p'(H_1 / B) - p(H_1 / B)}{p'(H_1 / B)} \cdot 100 = \\ &= \frac{0,02747 - 0,02495}{0,02747} \cdot 100 = 9,2\% \end{aligned} \quad (16)$$

Отримана похибка є значною, що свідчить про необхідність врахування зміни стану ОС при оцінці імовірності його відмови на $\Delta t = 1,5 p$. Для визначення граничних інтервалів на яких припустимо не враховувати зміну стану об'єкту, визначено умовні імовірності відмови обмотки генератора на інтервалах часу Δt менших за 1,5 року. Результати приведені в табл. 7.

За отриманими значеннями S_i з використанням розроблених в [4] матриць Заде визначаються умовні імовірності $p(B_i / H_{1i})$ та $p(B_i / H_{2i})$. Результати приведені в табл.5.

За отриманими результатами по формулі Байєса (13) визначаються умовні імовірності відмови ОС генератора на інтервалах часу δt . Також визначається умовна імовірність відмови ОС генератора на інтервалі часу Δt без урахування зміни стану (1). Отримані результати приведені в табл. 6.

Таблиця 7 – Порівняння значень імовірностей відмови на різних інтервалах часу

Δt	$p(H_1 / B)$	$p'(H_1 / B)$	δp
0,25	0,004168	0,00417	0,048
0,5	0,00835	0,00836	0,112
0,75	0,0125	0,01256	0,478
1	0,01665	0,01696	1,784
1,25	0,02085	0,02136	2,388

За отриманими даними похибок оцінки імовірності відмови на інтервалі часу побудовано графік залежності $\delta p(\Delta t)$ (рис. 7).

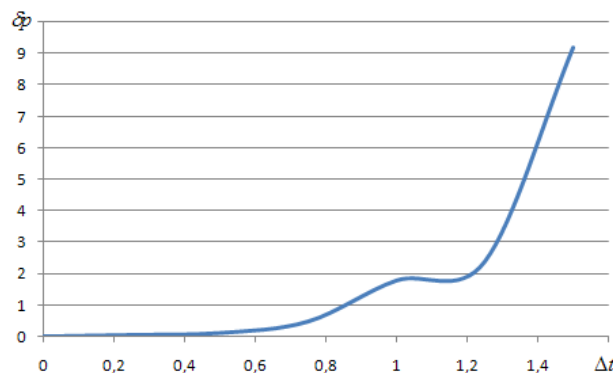


Рис. 7 – Залежність похибки оцінки імовірності відмови від інтервалу часу

Отриманий результат показує, що граничним інтервалом, на яких відхилення значень імовірностей, розрахованих з урахуванням та без урахування зміни ТС, є припустимим згідно правила трьох сігм (похибка не відхилиться від математичного очікування величини за абсолютним значенням більше ніж 2,2 % [13]), є 1 рік. Таким чином, при оцінюванні імовірності відмови об'єкту на інтервалі часу до 1 року нехтування зміною ТС є припустимим. При необхідності оцінки імовірності відмови елементу на більших інтервалах часу для отримання достовірного результату необхідно виконувати прогнозування зміни стану та враховувати його в розрахунках.

Приклад 2. Необхідно визначити імовірність відмови повітряного вимикача типу *ВВШ-150Б/2000/31,5*, який встановлено на підстанції «ВДГМК» Дніпровської ЕЕС на інтервалі часу $\Delta t = 12$ міс з урахуванням зміни його ТС протягом цього інтервалу часу. Також необхідно обґрунтувати максимально припустимий інтервал часу Δt на якому зміною ТС можна знехтувати. Вимикач з знаходиться в експлуатації $t_1 = 31$ р.

За аналогічним підходом з використанням інтегральної статистичної функції розподілу

імовірності відмови повітряних вимикачів (рис. 8) та нечіткої моделі оцінювання ТС повітряного вимикача, представленої в [4], визначено умовні імовірності відмови вимикача на інтервалах часу $\delta t = 3$ міс. Також визначається умовна імовірність відмови повітряного вимикача на інтервалі часу $\Delta t = 12$ міс без урахування зміни ТС. Результати приведені в табл. 8.

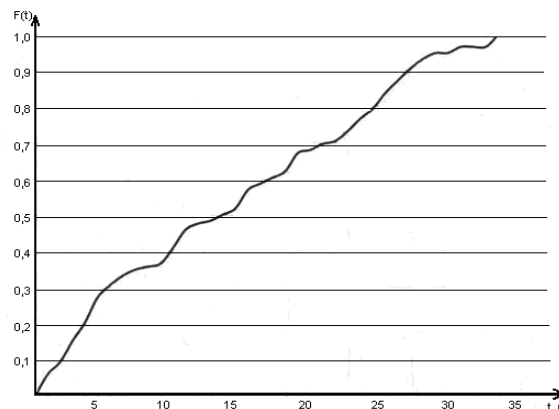


Рис. 8 – Інтегральна статистична функція розподілу імовірності відмови повітряних вимикачів

Таблиця 8 – Визначення імовірностей відмови повітряного вимикача на інтервалах часу δt та на інтервалі часу Δt

δt	$F(t_{1i})$	$F(t_{2i})$	$p(H_1)$	$p(H_2)$	$p(B/H_1)$	$p(B/H_2)$	$p(H_1/B)$
31-31,25	0,793	0,804	0,0110	0,9890	0,936	0,060	0,1479
31,25-31,5	0,894	0,815	0,0110	0,9890	0,937	0,059	0,1501
31,5-31,75	0,815	0,826	0,0110	0,9890	0,940	0,055	0,1597
31,75-32	0,826	0,837	0,0110	0,9890	0,944	0,052	0,1680
31-32	0,793	0,837	0,0440	0,9560	0,936	0,060	0,4179

Імовірність відмови на інтервалі часу $\Delta t = 12$ міс з урахуванням зміни ТС визначається за виразом (14):

$$p'(H_1/B) = \sum_{i=1}^4 p(H_{1i}/B_i) = 0,6257. \quad (19)$$

Для оцінки впливу зміни технічного стану об'єкту на інтервалі часу на імовірність його відмови розраховано похибку оцінки імовірності відмови на інтервалі часу без урахування зміни стану відносно імовірності відмови з урахуванням його зміни:

$$\delta p = \frac{p'(H_1/B) - p(H_1/B)}{p'(H_1/B)} \cdot 100 = \frac{0,6257 - 0,4179}{0,6257} \cdot 100 = 33,2\% \quad (20)$$

Отримана похибка є дуже великою, що свідчить про необхідність врахування зміни стану вимикача при оцінці імовірності його відмови на $\Delta t = 1$ р. Для визначення граничних інтервалів на яких припустимо не враховувати зміну стану об'єкту, визначено умовні імовірності відмови вимикача на інтервалах часу Δt менших за 1 рік. Результати приведені в табл. 9.

Таблиця 9 – Порівняння значень імовірностей відмови на різних інтервалах часу

Δt	$p(H_1/B)$	$p'(H_1/B)$	δp
0,25	0,14786	0,1479	0,027
0,5	0,25976	0,298	12,83
0,75	0,34742	0,4577	24,09

За отриманими даними похибок оцінки імовірності відмови на інтервалі часу побудовано графік залежності $\delta p(\Delta t)$ (рис. 9).

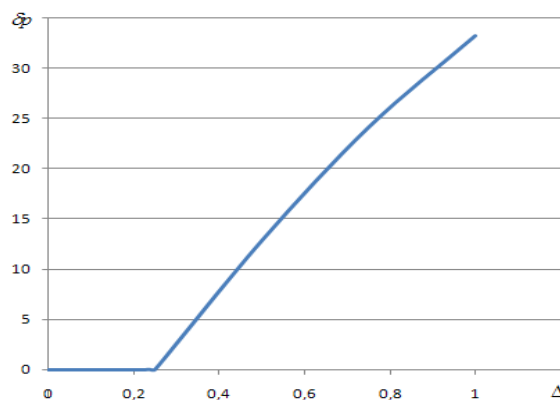


Рис. 9 – Залежність похибки оцінки імовірності відмови від інтервалу часу

Оскільки вимикач знаходиться в експлуатації тривалий час, то його ТС близький до критичного і, як наслідок, імовірність $p(B/H_1)$ близька до 1 і саме вона здійснює найбільший вплив на кінцевий результат, отриманий за формулою Байєса. При цьому граничний інтервал, на якому це відхилення є припустимим стає значно меншим і обмежується 3 місяцями. На більших інтервалах часу для повітряного вимикача з великим значенням імовірності $p(B/H_1)$ нехтування зміною ТС неприпустимо.

Висновки. Розроблено прогностичний підхід до оцінювання імовірності відмови об'єктів електроенергетики на інтервалі часу з врахуванням зміни їхнього ТС протягом цього інтервалу, який дає можливість отримувати більш достовірні оцінки імовірності відмови елементів ЕЕС на значних інтервалах часу, що, в свою чергу, підвищує ефективність ризик-орієнтованого

управління ЕЕС. Для реалізації запропонованого прогностичного підходу необхідна наявність ретроспективних даних параметрів оцінки стану обладнання, які зазвичай, фіксуються черговим персоналом енергокомпанії або регістраторами станційних систем управління та зберігаються протягом тривалого часу.

Визначено тенденції впливу зміни ТС об'єкту протягом інтервалу часу на імовірність відмови. В разі, якщо об'єкт має зношений ТС і, як наслідок, високу умовну імовірність $p(B/H_1)$, похибка зростає швидше ніж за малих значень $p(B/H_1)$, що обмежує інтервал часу на якому припустимою є оцінка імовірності відмови об'єкта з фіксованим на момент часу спостереження ТС. Подальші дослідження передбачаються у розробленні аналітичних методів визначення гранично припустимих інтервалів часу на яких можливо не враховувати зміну стану об'єкту.

Список літератури:

1. Кобзар, К. О. Методи і засоби створення та комплексної повузлової модернізації турбогенераторів потужністю 150–300 МВт [Текст]: автореф. дис. ... канд. техн. наук / К. О. Кобзар; Інститут електродинаміки. – К., 2015. – 22 с.
2. Бардик, Є. І. Прогнозування змінення ресурсних параметрів високовольтних вимикачів на основі теорії нечітких часових рядів [Текст] / Є. І. Бардик // Гідроенергетика України. – 2011. – № 3-4. – С. 63–66.
3. Костерев, М. В. Оцінка технічного стану і прогнозування ресурсу роботоздатності силових трансформаторів на основі теорії нечітких множин [Текст] / М. В. Костерев, Є. І. Бардик, Р. В. Вожаков, М. П. Болотний // Вісник ВПІ. – 2012. – № 2. – С. 83–87.
4. Литвінов, В. В. Оцінка ризику порушення стійкості двигунового навантаження при відмовах електрообладнання в підсистемі ЕЕС [Текст]: дис. ... канд. техн. наук / В. В. Литвінов; НТУУ «КПІ». – К., 2012. – 234 с.
5. Костерев, М. В. Нечітко-статистичний підхід до оцінювання експлуатаційної та режимної надійності об'єктів підсистем електроенергетичної системи [Текст] / М. В. Костерев, Є. І. Бардик, В. В. Литвінов // Наукові праці Донецького національного технічного університету. Серія: Електротехніка і енергетика. – 2013. – № 1 (14). – С. 122–128.
6. Ременников, В. Б. Управленческие решения [Текст] / В. Б. Ременников. – Минск: Юнити, 2005. – 144 с.
7. Штовба, С. Д. Проектирование нечетких систем средствами MATLAB [Текст] / С. Д. Штовба. – М.: Горячая линия – Телеком, 2007. – 288 с.
8. Леоненков, А. В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и FuzzyTECH [Текст] / А. В. Леоненков. – СПб.: БХВ – Петербург, 2005. – 736 с.
9. Litvinov, V. Fuzzy-Statistical Modeling of Hydrogenerator for its Reliability Appreciation [Text] / V. Litvinov, K. Manukian // The International Journal Of Engineering And Science. – 2014. – Vol. 3, Issue 1. – P. 85–95.
10. Костерев, М. В. Нечітке моделювання ЛЕП для оцінки ризику зниження надійності електропостачання [Текст] / М. В. Костерев, Є. І. Бардик, Р. В. Вожаков // Вісник ВПІ. – 2011. – № 6. – С. 159–163.
11. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей [Текст] / Е. С. Вентцель. – М.: Высшая школа, 1999. – 576 с.
12. Кришилов, В. А. Ускорение параметрического синтеза линейной регрессии на основе редукционного оценивания коэффициентов [Текст] / В. А. Кришилов, С. М. Побережник // Реестрация, зберігання і оброблення даних. – 2002. – Т. 4, № 3. – С. 62–68.
13. Пискунов, Н. С. Дифференциальное и интегральное исчисления для втузов. Т. 2 [Текст]: уч. пос. / Н. С. Пискунов. – М.: Наука, 1985. – 560 с.

Bibliography (transliterated):

1. Kobzar, K. O. (2015). Metody i zasoby stvorennia ta kompleksnoi povuzlovoi modernizatsyi turboeneratoriv potuzhnistiu 150–300 MVt. Kyiv, 22.
2. Bardyk, Ye. I. (2011). Prohnozuvannia zminennia resursnykh parametriv vysokovoltnykh vymyachiv na osnovi teorii nechitkykh chasovykh riadiv. Hidroenerhetyka Ukrainy, 3-4, 63–66.
3. Kosteriev, M. V., Bardyk, Ye. I., Vozhakov, R. V., Bolotnyi, M. P. (2012). Otsinka tekhnichnoho stanu i prohnozuvannia resursu robotozdatnosti sylovykh transformatoriv na osnovi teorii nechitkykh mnozhyn. Visnyk VPI, 2, 83–87.
4. Litvinov, V. V. (2012). Otsinka ryzyku porushennia stiykosti dvyhunovoho navantazhennia pry vidmovakh elektroobladnannia v pidsystemi EES. Kyiv, 234.
5. Kosteriev, M. V., Bardyk, Ye. I., Litvinov, V. V. (2013). Nechitko-statystychnyi pidkhid do otsiniuvannia ekspluatatsiinoi ta rezhyimnoi nadiynosti obiektiv pidsystem elektroenerhetychnoi systemy. Naukovi pratsi Donetskoho natsionalnoho tekhnichnoho universytetu. Seriya: Elektrotekhnika i enerhetyka, 1 (14), 122–128.
6. Remennikov, V. B. (2005). Upravlencheskie resheniya. Minsk: Yuniti, 144.
7. Shtovba, S. D. (2007). Proektirovanie nechetkikh sistem sredstvami MATLAB. Moscow: Goryachaya liniya – Telekom, 288.
8. Leonenkov, A. V. (2005). Nchetkoe modelirovanie v srede MATLAB i FuzzyTECH. Sankt-Peterburg: BHV – Peterburg, 736.
9. Litvinov, V., Manukian, K. (2014). Fuzzy-Statistical Modeling of Hydrogenerator for its Reliability Appreciation. The International Journal Of Engineering And Science, 3 (1), 85–95.
10. Kosteriev, M. V., Bardyk, Ye. I., Vozhakov, R. V. (2011). Nechitke modeliuvanntia LEP dlia otsinky ryzyku znyzhennia nadiynosti elektropostachannia. Visnyk VPI, 6, 159–163.
11. Venttsel', E. S. (1999). Teoriya veroyatnostey. Moscow: Vysshaya shkola, 576.
12. Krisilov, V. A., Poberezhnik, S. M. (2002). Uskorenie parametricheskogo sinteza lineynoy regressii na osnove reduktsionnogo otsenivaniya koeffitsientov. Reestratsiya, zberihannia i obroblennia danykh, 4 (3), 62–68.
13. Piskunov, N. S. (1985). Differentsial'noe i integral'noe ischisleniya dlya vtuzov. Vol. 2. Moscow: Nauka, 560.

Надійшла (received) 01.11.2017

Бібліографічні описи / Библиографические описания / Bibliographic descriptions

Оцінка впливу зміни технічного стану обладнання електроенергетичної системи на імовірність його відмови на інтервалі часу/ Костерев М. В., Литвінов В. В., Кільова К. А. // Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Механіко-технологічні системи та комплекси. – Харків : НТУ «ХПІ», 2017. – № 33(1255). – С. 85–93.– Бібліогр.: 13 назв. – ISSN 2079-5459.

Оценка влияния изменения технического состояния оборудования электроэнергетической системы на вероятность его отказа на интервале времени/ Костерев Н. В., Литвинов В. В., Килевая Е. А. // Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Механіко-технологічні системи та комплекси. – Харків : НТУ «ХПІ», 2017. – № 33(1255). – С.85–93. – Бібліогр.: 13 назв. – ISSN 2079-5459.

Estimation of power system equipment technical state change influence on the its fault probability at the time interval/ Kosterev M. V., Litvinov V. V., Kilova K. A. //Bulletin of NTU “KhPI”. Series: Mechanical-technological systems and complexes. – Kharkov: NTU “KhPI”, 2017. – № 33 (1255).– P. 85–93.– Bibliogr.:13. – ISSN 2079-5459

Відомості про авторів / Сведения об авторах / About the Authors

Костерев Микола Володимирович – доктор технічних наук, професор, Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут» ім. І. Сікорського, професор кафедри електричних станцій, пр. Перемоги 37, м. Київ, Україна, 03056, e-mail: nicolcost@gmail.com

Литвінов Володимир Валерійович – кандидат технічних наук, Філія «Дніпровська ГЕС» ПрАТ «Укргідроенерго», начальник виробничо-технічного сектору, бул. Вінтера, 1, м. Запоріжжя, Україна, 69096, e-mail: v.v.litvinov1985@ukr.net

Кільова Катерина Андріївна – РДЦ Дніпровського регіону ДП «НЕК «Укренерго», інженер відділу перспективного розвитку, вул. Гребельна, 2, м. Запоріжжя, Україна, 69096, e-mail: kilevaya.e.a@gmail.com

Костерев Николай Владимирович – доктор технических наук, профессор, Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт» им. И. Сикорского, профессор кафедры электрических станций, пр. Победы, 37, г. Киев, Украина, 03056, e-mail: nicolcost@gmail.com

Литвинов Владимир Валериевич – кандидат технических наук, Филиал «Днепровская ГЭС» ЧАО «Укргідроенерго», начальник производственно-технического сектора, бул. Винтера, 1, г. Запорожье, Украина, 69096, e-mail: v.v.litvinov1985@ukr.net

Килевая Екатерина Андреевна – РДЦ Днепровского региона ГП «НЭК «Укрэнерго», инженер отдела перспективного развития, ул. Плотинная, 2 г. Запорожье, Украина, 69096, e-mail: kilevaya.e.a@gmail.com

Kosterev Mykola – doctor of science, professor, National technical university of Ukraine “Kyiv polytechnic institute” named by I. Sikorsky, professor of power plant chair, Peremohy avenue, 37, Kyiv, Ukraine, 03056, e-mail: nicolcost@gmail.com

Litvinov Volodymyr – candidate of technical sciences, Branch “Dnipro HPP” PJSC “Ukrhydroenergo”, chief of technical department, Winter boulevard, 1, Zaporizhia, Ukraine, 69096, e-mail: v.v.litvinov1985@ukr.net

Kilova Kateryna – RDC of Dnipro region SC «NEC “Ukrenergo”, engineer of perspective development department, Grebelna street, 2, Zaporizhia, Ukraine, 69096, e-mail: kilevaya.e.a@gmail.com