

О.В. ЄФІМОВ, д-р техн. наук, НТУ «ХПІ», Харків
Т.В. ПОТАНІНА, канд. техн. наук, ст. викл., НТУ «ХПІ», Харків

МЕТОДИ АВТОМАТИЗАЦІЇ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРИ УПРАВЛІННІ ПЛАНУВАННЯМ РЕМОНТІВ ОБЛАДНАННЯ ЕНЕРГОБЛОКІВ ТЕС І АЕС

У статті досліджено принципи побудови системи автоматизованої діагностики обладнання енергоблоків електростанцій і планування ремонтів з врахуванням фактичного технічного стану обладнання в процесі експлуатації. Порівнюються теоретико-імовірнісна модель діагностичних функцій та модель, побудована на основі статистики інтервальних даних.

В статье исследованы принципы построения системы автоматизированной диагностики оборудования энергоблоков электростанций и планирования ремонтов с учетом фактического технического состояния оборудования в процессе эксплуатации. Сравниваются теоретико-вероятностная модель диагностических функций и модель, построенная на основе статистики интервальных данных.

In article principles of automated diagnostics system construction of the power units equipment and planning of repairs are investigated. The probability-theoretic model and the model constructed on the basis of interval data statistics of diagnostic functions are compared.

Вступ. Серед найбільш важливих й актуальних проблем енергетики особливе місце займають задачі планування й організації ремонтних робіт на енергоблоках електростанцій. Існуюча система планово-попереджувальних ремонтів при проведенні технічного обслуговування і ремонту (ТОіР) базується на обов'язкових видах та періодичності робіт (поточний, середній і капітальний ремонт), які регламентуються середньостатистичними даними по галузі. Але ці дані, в ряді випадків, не відображають фактичної потреби в технічному обслуговуванні та ремонті обладнання, і тому планові роботи часто не виконуються у відповідності з тим, як того вимагає реальний технічний стан обладнання, що експлуатується. Запровадження в експлуатаційну практику ремонтів за технічним станом обладнання залежить від встановлення достатнього для прийняття рішень обсягу діагностичних ознак і методів їх обробки. В процесі експлуатації системи й обладнання енергоблоків піддаються впливу значної кількості факторів, найчастіше випадкових за своєю природою, відбувається розсіювання параметрів технічного стану об'єкту, має місце фактор невизначеності. Адекватність діагностичних моделей, прийняття рішень про виведення обладнання в ремонт и визначення оптимальної тривалості міжремонтного періоду залежать від врахування нечіткої інформації про стан обладнання, сумарної невизначеності, яка накопичується під час експлуатації.

Постановка задачі. Технічний стан обладнання енергоблоку в період експлуатації визначається значеннями множини діагностичних ознак (функцій) $D(W)$, які є мірами якості його функціонування в момент часу $\tau_j, \tau_j \in [\tau_0, \tau]$. Автоматизовану діагностику технічного стану обладнання енергоблоку ТЕС або АЕС можна проводити за допомогою математичних моделей технологічних процесів, що відбуваються в обладнанні, і які об'єднані в імітаційну модель енергоблоку [1-2]. Зазначимо, що імітаційна модель енергоблоку, організована у вигляді логіко-числових операторів розрахунку параметрів технологічних процесів дозволяє визначити техніко-економічні показники роботи енергоблоку та взаємний вплив параметрів обладнання.

Серед критеріїв, за якими здійснюється проведення ремонтів за технічним станом, важливим показником є вплив на ефективність виробітку електроенергії змін параметрів систем та обладнання та їх відмова. Визначивши за інтегральними експлуатаційними характеристиками енергоблоків [3] темп спадання (відносно середнього рівня) показників ефективності функціонування систем та обладнання, можна встановити оптимальні строки служби, прогнозувати тривалість міжремонтних періодів і термін економічно необхідного виведення в ремонт. При прогнозуванні техніко-економічного рівня стану обладнання енергоблоків аналіз його поведінки, в конкретних умовах експлуатації, дозволяє виділити: найбільш суттєві (інформативні), сталі й змінні параметри, сформулювати характеристики прогнозного фона і отримати, таким чином, достатній обсяг діагностичних ознак. За допомогою експлуатаційних характеристик можна упорядкувати параметри за мірою їх впливу на стан систем й обладнання енергоблоків.

Розв'язання задачі. Процес автоматизованої діагностики технічного стану обладнання можна представити наступною процедурою:

1. Планування й організація серії перевірок $\Pi = \{\pi_1, \dots, \pi_l\}$, які є експериментами $A_k, k = \overline{1, l}$ на імітаційній моделі енергоблоку для усього обладнання, яке підлягає діагностиці.

2. Визначення в процесі експлуатації на основі показань контрольно-вимірювальних пристроїв системи теплової автоматики та вимірювань енергоблоку значення вхідного впливу $Y_k, k = \overline{1, l}$ – початкових даних, що потрапляють в імітаційну модель, і відгуку моделі на цей вплив, як значення діагностичної функції $D(W(Y_k))$ (результат перевірки). З цією метою попередньо розв'язується задача оптимізації вибору перевірок, що визначають технічний стан обладнання енергоблоку: загальна кількість перевірок повинна бути мі-

німальною, а кожна перевірка містить максимально можливу кількість інформації.

3. Зіставлення значень діагностичних функцій $D(W(Y_k))$, отриманих в результаті імітаційного експерименту, з їхніми вимірними і нормативними значеннями з метою діагностичного висновку про причини і фактори змін технічного стану обладнання та визначення часу, що залишається до його відмови.

В загальному випадку, при діагностиці технічного стану обладнання енергоблоку за допомогою імітаційної моделі діагностичною функцією є багатопараметрична функція $W = W(\vec{X}(\tau))$. Вона характеризує вплив змін з часом t вектора параметрів обладнання $\vec{X} = \{X_1, \dots, X_m\}$, які відображають погіршення експлуатаційних характеристик в міжремонтний період, на ефективність функціонування енергоблоку. Імітаційна модель енергоблоку дозволяє отримати залежності, котрі прогнозують вплив змін кожного з параметрів X_r на W з часом t : $W_r = W_r(X_r(\tau))$, $r = \overline{1, m}$.

Оскільки прогнозовані процеси змін експлуатаційних характеристик обладнання енергоблоку в міжремонтний період – випадкові функції часу, для їх зображення можна застосувати апарат теорії випадкових процесів. В такому випадку для фіксованого моменту часу $\tau_j, \tau_j \in [\tau_0, \tau]$, випадковий процес $\xi^r(\tau)$ – випадкова величина, що характеризується одновимірною щільністю розподілу $f(x_r, \tau_j)$.

Результатом імовірнісного прогнозування змін параметрів обладнання енергоблоку є обчислена для нього ймовірність працездатного стану

$$P_{r \text{ work}}(\xi^r(\tau_j) < g_r) = \int_{x_{r \text{ min}}}^{x_{r \text{ max}}} f(x_r, \tau_j) dx_r, r = \overline{1, m}, \text{ де } f(x_r, \tau_j) \text{ – відома щільність}$$

ймовірностей перерізу випадкового процесу в момент τ_j ; g_r – припустиме значення x_r .

Імітаційна модель енергоблоку дозволяє визначити сукупний вплив змін з часом k параметрів обладнання енергоблоку на показники його працездатності:

$$W_\Sigma = \sum_{i=1}^k W_i(X_i(\tau_j)), k \leq m. \text{ Ймовірність такого впливу складає}$$

$$P_\Sigma = \prod_{i=1}^k P_{i \text{ work}}.$$

Вимірювання технологічних параметрів за допомогою контрольно-вимірювальних пристроїв в процесі експлуатації енергоблоку здійснюється

звично в умовах різних випадкових перешкод і похибок. Враховуючи це, результати вимірювань багатопараметричної діагностичної функції W в фіксований момент часу τ_j на працюючому обладнанні можна вважати інтервальним оцінюванням, тобто як інтервал між статистиками, які містять з певною ймовірністю дійсне значення W . Таким чином, вимірювану функцію W можна вважати випадковою величиною з вибірки n вимірювань з невідомим середнім μ . В імовірнісній теорії математичної статистики вибірка – набір незалежних в сукупності однаково розподілених випадкових величин [4]. Однак ретельний аналіз більшості реальних задач показує, що відомою є не вибірка W_i^l , а величини $W_i^{l*} = W_i^l + \varepsilon^l$, де ε^l – певні похибки вимірювань, спостережень, аналізу, експериментів, досліджень (наприклад, інструментальні похибки). Одна з причин – запис результатів спостережень зі скінченною кількістю значущих цифр. І, таким чином, важливим при побудові статистики, на якій базуються статистичні висновки і яка застосовується для оцінювання параметрів і характеристик розподілу, перевірки гіпотез, є дотримання принципу, що відомим є значення статистики від змінної W_i^* , а ні W_i . Якщо похибки задовольняють умові $\forall l: |\varepsilon^l| \leq \Delta$, то початкові дані зображуються у вигляді інтервалів $[W_i^l - \Delta; W_i^l + \Delta]$, причому обмеження на похибки можна задавати різними способами – окрім абсолютних застосовуються відносні, а також інші показники відмінності між W_i^* і W_i .

Виходячи з положень класичної статистики, можна стверджувати наступне. Мінімальне й максимальне значення функції W у вибірці можна взяти як нижню та верхню межі довірчого інтервалу $W_{\min} \leq W \leq W_{\max}$, а величину $(1 - \alpha)$ – вважати довірчою ймовірністю (α – прийнятий рівень значущості).

Якщо відомо, що розподіл W є нормальним, то величина $\frac{(\bar{W} - \mu)\sqrt{n}}{S}$ підлягає t -розподілу Стюдента з $(n - 1)$ ступенями вільності [5]. Тут \bar{W} – вибіркове середнє значення результатів вимірювань багатопараметричної функції W , тобто $\bar{W} = \frac{1}{n} \sum_{v=1}^n W_v$, а S – вибіркова дисперсія й $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{v=1}^n (W_v - \bar{W})^2$.

Слід додати, що за невеликою кількістю спостережень неможна надійно встановити нормальність, а зі збільшенням об'єму вибірки квантилі розподілу Стюдента наближаються до квантилів нормального розподілу.

Тоді відсотковий довірчий інтервал для діагностичної функції W приймає вигляд $\mu = \bar{W} \mp t_{n-1}^{1-\alpha/2} S / \sqrt{n}$, де $t_{n-1}^{1-\alpha/2}$ – квантиль t -розподілу Стьюдента з $(n-1)$ числом ступенів вільності рівня $1 - \alpha/2$.

Це положення застосовується для побудови за результатами вимірювань цілої серії довірчих інтервалів діагностичної функції W , що відрізняються один від одного ймовірністю визначення значень цієї функції в кожному з

$$\text{інтервалів } P_W \left(-t_{n-1}^{1-\alpha/2} < \frac{(\bar{W} - \mu)\sqrt{n}}{S} < t_{n-1}^{1-\alpha/2} \right) = 1 - \alpha .$$

Застосування методів інтервальної статистики визначає інший довірчий інтервал для математичного очікування μ для заданої довірчої ймовірності

$$(1 - \alpha) : \left[\mu - \Delta - u(\alpha - 1) \frac{S}{\sqrt{n}} ; \mu + \Delta + u(\alpha - 1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right], \text{ де } u(\alpha - 1) - \text{квантиль по-}$$

рядку $\frac{\alpha + 1}{2}$ стандартного нормального розподілу з нульовим математичним

очікуванням та одиничною дисперсією. Тобто при збільшенні об'єму вибірки довжина довірчого інтервалу не може бути меншою $2C \cdot \Delta$, де C – певна стала для оцінки нотни $N(\varphi(W_i)) = \sup_{\varepsilon} |\varphi(W_i) - \varphi(W_i^*)|$, φ – статистика. Але важливою перевагою оцінки μ таким способом не є лише поширення інтервалу і врахування таким чином похибок спостережень, але те, що розподіли результатів спостережень в багатьох практичних задачах найчастіше відрізняються від нормальних.

В процесі діагностики проводиться порівняння осередненого результату вимірювань діагностичної функції $\bar{W}_{\text{изм}}$ і значення цієї ж функції W_{Σ} , обчисленого за допомогою імітаційної моделі енергоблоку, яке є сумою впливів окремих можливих причин (позитивний результат перевірки π_k) в момент часу τ_j , що відповідає проведенню вимірюванням. Для цього застосовується статистична теорія перевірки альтернативних гіпотез

$$\begin{cases} H_0 : W_{\Sigma} = \bar{W}_{\text{изм}}, \\ H_1 : W_{\Sigma} \neq \bar{W}_{\text{изм}}. \end{cases}$$

Гіпотезу H_0 відхиляють, якщо абсолютне значення статистики

$$|t_0| = \left| \frac{W_{\Sigma} - \bar{W}_{\text{изм}}}{S / \sqrt{n}} \right| > t_{n-1}^{1-\alpha/2}. \text{ В цьому випадку в процесі діагностики приходять до}$$

висновку, що $W_{\Sigma} \neq \overline{W}_{\text{изм}}$, а величина $|W_{\Sigma} - \overline{W}_{\text{изм}}| = \Delta W$ застосовується для прийняття рішення щодо причин, які вплинули на технічний стан обладнання. Чим менше ΔW , тим більше ймовірність того, що власне ці причини змінили стан обладнання. Більш ймовірними будуть ті причини, за яких W_{Σ} потрапляє у межі довірчого інтервалу $\delta = \mp t_{n-1}^{1-\alpha/2} S / \sqrt{n}$, де ймовірність можливої похибки α мінімальна. Ймовірність прийняття рішення в результаті діагностики дорівнює $P = (1 - \alpha) \prod_{i=1}^k P_{i \text{ work}}$. При виконанні гіпотези H_0 , тобто якщо $W_{\Sigma} = \overline{W}_{\text{изм}}$, ймовірність прийняття рішення буде максимальною (через те, що ймовірність похибки дорівнює нулю): $P = \prod_{i=1}^k P_{i \text{ work}}$.

Підхід статистики інтервальних даних до визначення «дійсного» значення порогу C при перевірці гіпотез і який відповідає реально застосованому критерію знаходиться на інтервалі довжиною дві нотни. Значення порогу доцільно замінити на величину більшу на одну нотну. Це гарантує, що ймовірність відхилити нульову гіпотезу, якщо вона є вірною, не більше α .

Для визначення залежностей, які описують зміну технічного стану й надійність працездатності обладнання, а також часу, що залишився до його відмови, з метою планування строків і тривалості ремонтів і обчислення коефіцієнта готовності енергоблоків пропонуємо наступний підхід.

На прогнозованім часовім інтервалі експлуатації енергоблоку параметри його обладнання $X_r, r = \overline{1, m}$ підлягають еволюції в результаті зміни технічного стану обладнання. Внаслідок стійкості фізико-хімічних процесів, які викликають ці зміни, вони є неперервними й монотонними функціями часу τ , які можна вважати напівмарківськими залежностями з відомими апроксимаціями їх реалізацій [6].

Ці апроксимації можна зображувати різними функціями. Для таких, що найчастіше зустрічаються в практиці експлуатації обладнання енергоблоків ТЕС і АЕС, це лінійні й експоненціальні функції [7], вони записуються відповідно $x_r(\tau) = \alpha_r + \beta_r \cdot \tau$ або $x_r(\tau) = c_r \cdot e^{r_r \tau}$, де $r = \overline{1, m}$.

З початком експлуатації обладнання в момент часу $\tau_0 = 0$, за допомогою штатної або спеціальної системи контрольно-вимірювальних пристроїв енергоблоку та його імітаційної моделі запропонованим методом здійснюється діагностика технічного стану обладнання в усім часовім інтервалі експлуатації $\delta\tau = \tau - \tau_0$, таким чином, послідовно спостерігаються реалізації функцій $x_r(\tau), r = \overline{1, m}$ до кінця прогнозованого інтервалу експлуатації τ . За

отриманими в процесі спостережень в точках $\tau_j, \tau_j \in [\tau_0, \tau]$ дискретними значеннями реалізацій, будуються найкращі екстраполяційні криві $x_r(\tau), r = \overline{1, m}$, тобто обчислюються коефіцієнти α_r, β_r або c_r, γ_r залежностей, причому кожні нові значення реалізацій, що спостережено, уточнюють криві прогнозу $x_r(\tau), r = \overline{1, m}$. Точка перетину функції $x_r(\tau), r = \overline{1, m}$, яка описує зміну технічного стану обладнання, для якого проводиться діагностика, з заданою межею $g_r, r = \overline{1, m}$, що визначає граничне значення цієї функції, виходячи з техніко-економічних показників енергоблоку або надійності його роботи, інтерпретується як наробіток обладнання до відмови. Це дозволяє визначити час $\Delta\tau = \tau^* - \tau_j$, який залишається до моменту необхідного ремонту обладнання (до його відмови) τ^* від моменту діагностики технічного стану τ_j .

Залежності $x_r(\tau), r = \overline{1, m}$, побудовані для усієї сукупності обладнання, яке знаходиться в експлуатації, складають базу даних еволюцій параметрів стану і надійності обладнання для конкретних типів енергоблоків ТЕС і АЕС та умов їх експлуатації. Така база може бути застосована на різних етапах життєвого циклу енергоблоків, в тому числі для планування тривалості ремонтних робіт на електростанціях і визначення коефіцієнта використання встановленої потужності, коефіцієнта готовності.

Висновки. Запропоновані в роботі методи дозволяють підвищити адекватність діагностичних моделей, на основі яких можливо забезпечення прийняття рішення щодо визначення оптимальної періодичності проведення ремонтів з врахуванням фактичного стану обладнання енергоблоків електростанцій.

Список літератури: 1. Палагин А. А. Моделирование функционального состояния и диагностика турбоустановок / А.А. Палагин, А.В. Ефимов, Е.Д. Меньшикова. – К.: Нак. думка, 1991. – 201 с. 2. Ефимов А. В. Разработка имитационной модели энергоблока АЭС с ВВЭР-1000 для решения задач анализа, управления и диагностики / А. В. Ефимов, Т. В. Потанина // Энергетика: економіка, технології, екологія. – НТУУ «КПІ». – 2006. – № 2. – С. 5-9. 3. Potanina T. Problem of optimal load distribution between power units on the power stations / T. Potanina, A. Efimov // MOTROL – Lublin. – 2009. – Vol. 11A. – С. 25-30. 4. Орлов А. И. Прикладная статистика / А. И. Орлов. – М.: Экзамен, 2004. – 656 с. 5. Монтгомери Д. Планирование эксперимента и анализ данных / Д. Монтгомери. – Л.: Судостроение, 1980. – 383 с. 6. Ефимов А.В. Оценка эффективности тепловых схем энергоблоков по параметрам состояния и надежности оборудования / А.В. Ефимов, Т.А. Гаркуша // Интегровані технології та енергозбереження. – Х.: НТУ «ХПІ». – 2006. – № 1. – С. 103-108. 7. Острейковский В.А. Вероятностное прогнозирование работоспособности элементов ЯЭУ / В.А. Острейковский, Н.Л. Сальников. – М.: Энергоатомиздат, 1990. – 416 с.

Надійшла до редколегії 28.09.2010