



УДК 621.019

Э. М. Фархадзаде, д-р техн. наук,
А. З. Мурадалиев, Ю. З. Фарзалиев, кандидаты техн. наук,
У. К. Назирова, аспирантка
Азербайджанский научно-исследовательский
и проектно-изыскательский ин-т энергетики
(Республика Азербайджан, Az 1012 Баку, пр. Зардаби 94,
тел. (+99412) 431-64-07, E-mail: fem1939@rambler.ru)

Проверка статистических гипотез при оценивании удельного числа отказов оборудования энергосистем во времени

(Статью представил д-р техн. наук М. В. Мыслович)

Разработаны способ, алгоритм и программы повышения точности характеристик изменения во времени оценок удельного числа отказов определенного оборудования на основе теории проверки статистических гипотез и имитационного моделирования.

Розроблено спосіб, алгоритм і програми підвищення точності характеристик змінювання у часі оцінок питомого числа відмов певного обладнання на основі теорії перевірки статистичних гіпотез та імітаційного моделювання.

К л ю ч е в ы е с л о в а: точность, оценка, гипотеза, моделирование, удельное число отказов.

Постановка задачи. Одним из основных способов, определяющих целесообразность инвестирования в восстановление износа и модернизацию оборудования энергосистем является анализ изменения показателей надежности во времени. Будем называть их эмпирическими характеристиками (ЭХ). Примерами ЭХ можно считать изменения показателей надежности по календарным годам, длительности эксплуатации, сроку работы после капитального и (или) среднего плановых ремонтов, месяцам года, длительности рабочего состояния. Каждый вид оборудования характеризуется множеством признаков (МП), таких как стационарный номер энергоблока, класс напряжения, протяженность линии электропередачи и др.

Практической реализации этого способа при «механической» классификации статистических данных препятствует значительное сокращение числа отказов, дефектов и состояний. Поэтому на практике рассчитывают, как правило, усредненные ЭХ, используемые для рассматриваемого обо-

рудования в целом. Они позволяют, например, сопоставить надежность паротурбинной установки и котлоагрегата, выключателей и трансформаторов и других элементов. Использование этих зависимостей для определения оборудования часто связано с риском принятия ошибочного решения и, следовательно, с увеличением эксплуатационных затрат. В то же время, ясно, что значимость некоторых МП, характеризующих вид оборудования, неодинакова и зависит от числа рассматриваемых случайных событий. С точки зрения теории проверки статистических гипотез МП считается значимым, если при заданных значениях ошибок первого и второго рода расхождение между сопоставляемыми ЭХ неслучайно.

Существующие аналитические методы не позволяют решать подобные задачи по ретроспективным данным. Ближайшим аналогом является метод, основанный на построении доверительных областей, к которым с заданным коэффициентом доверия может быть причислена искомая закономерность. Однако этот метод практически неработоспособен, поскольку с учетом неравенства Банферони [1] доверительные области получаются настолько большими, что включают множество закономерностей. Кроме того, построение доверительных областей требует знания законов распределения случайных величин. Выбор модели также связан с определенным риском принять ошибочное решение.

Рассмотрим непараметрический способ и алгоритм оценки значимости наблюдаемых закономерностей изменения удельного числа $\lambda_{ав}^*$ аварийных отключений на примере одного из наиболее слабых звеньев энергоблоков на газомазутном топливе мощностью 300 МВт — паротурбинной установки (ПТУ) во времени t .

Непараметрический способ проверки и алгоритм моделирования.

Предположим, что по ретроспективным данным вычислены дискретные значения $\lambda_{ав}^*$ аварийных отключений j -го энергоблока (ЭБ), вызванных отказами ПТУ [$\lambda_{jав}(t_i)$] при $j=1, n_6$ и $i=1, k$, где n_6 — число рассматриваемых ЭБ; k — число лет наблюдения, и среднее удельное число аварийных отключений всех ЭБ [$\lambda_{\Sigma ав}^*(t_i)$], $i=1, k$, по формулам

$$\lambda_{jав}^*(t_i) = n_j(t_i) / T_{jр}(t_i), \quad (1)$$

$$\lambda_{\Sigma ав}^*(t_i) = \sum_{j=1}^{n_6} n_j(t_i) / \sum_{j=1}^{n_6} T_{jр}(t_i) = n_{\Sigma}(t_i) / T_{\Sigmaр}(t_i), \quad (2)$$

где $n_j(t_i)$ — число отказов ПТУ j -го ЭБ в t_i -м году; $T_{jр}(t_i)$ — длительность рабочего состояния j -го ЭБ в t_i -м году.

Нетрудно заметить, что ЭХ, рассчитанные по формулам (1) и (2), отражают изменения по календарным годам. Практически аналогичным способом могут быть рассчитаны ЭХ удельного числа аварийных отключений в зависимости от общего срока службы ЭБ или срока службы после капитального ремонта.

ЭХ j -го ЭБ обозначим $\{\lambda_{j\text{ав}}^*(t_i)\}_k$, а усредненную по n_σ ЭХ — $\{\lambda_{\Sigma\text{ав}}^*(t_i)\}_k$. Сопоставление $\{\lambda_{j\text{ав}}^*(t_i)\}_k$, $j=1, n_\sigma$, и $\{\lambda_{\Sigma\text{ав}}^*(t_i)\}_k$ проведем, ориентируясь на основные положения теории проверки статистических гипотез и метод моделирования статистических закономерностей, выполнив такую последовательность вычислений:

1. Определяем среднее значение T_{jp} для всех ЭБ на интервале (t_1, t_k) по формуле

$$M^*[T_{\Sigma p}] = \sum_{i=1}^k T_{\Sigma p}(t_i) / k.$$

2. Рассчитываем коэффициенты приведения:

$$K_{i\text{пр}} = T_{\Sigma p}(t_i) / M^*[T_{\Sigma p}].$$

3. Вычисляем приведенное число отказов ПТУ всех ЭБ в моменты t_i , $i=1, k$:

$$n_{\Sigma\text{пр}}(t_i) = n_{\Sigma}(t_i) / K_{i\text{пр}}.$$

4. Методом скользящей средней находим приведенное число отказов ПТУ на каждом из двух смежных интервалов при $i=1 (k-1)$:

$$n_{\Sigma\text{пр}}(t_i, t_{i+1}) = n_{\Sigma}(t_i) + n_{\Sigma\text{пр}}(t_{i+1}).$$

5. Определяем суммарное приведенное число отказов ПТУ ЭБ:

$$n_{\Sigma\text{пр}}(t_1, t_{i+1}) = \sum_{i=1}^{k-1} n_{\Sigma\text{пр}}(t_i, t_{i+1}).$$

6. Вычисляем оценки значимости отказов ПТУ ЭБ на смежных интервалах:

$$Q_{\Sigma}^*(t_i, t_{i+1}) = n_{\Sigma\text{пр}}(t_i, t_{i+1}) / n_{\Sigma\text{пр}}(t_1, t_k).$$

7. Рассчитываем оценки интегральной вероятности отказов на смежных интервалах:

$$F_{\Sigma}^*(t_{(v+1)}) = \sum_{i=1}^v Q_{\Sigma}^*(t_i, t_{i+1}),$$

где $v=1, (k-1)$, $F_{\Sigma}^*(t_1)=0$; $F_{\Sigma}^*(t_k)=1$.

8. В соответствии с данными [1] проводим проверку гипотезы о соответствии $F_{\Sigma}^*(t_{v+1})$, $v=1, (k-1)$, равномерному закону. На этом этапе получаем дополнительную информацию о характере расхождения ЭХ $\{\lambda_{j_{ав}}^*(t_i)\}_k$ и $\{\lambda_{\Sigma_{ав}}^*(t_i)\}_k$.

9. Аналогично 1—7 рассчитываем оценки интегральной вероятности отказов ПТУ j -го ЭБ по формулам

$$M^*[T_{j_{п}}] = \sum_{i=1}^k T_{j_{п}}(t_i) / k, \quad K_{i_{п}} = T_{j_{п}}(t_i) / M^*[T_{j_{п}}],$$

$$n_{\Sigma_{п}}(t_i) = n_j(t_i) / K_{i_{п}}, \quad n_{j_{п}}(t_i, t_{i+1}) = n_{j_{п}}(t_i) + n_{j_{п}}(t_{i+1}),$$

$$n_{j_{п}}(t_1, t_k) = \sum_{i=1}^{k-1} n_{j_{п}}(t_i, t_{i+1}),$$

$$Q_j^*(t_i, t_{i+1}) = n_{j_{п}}(t_i, t_{i+1}) / n_{j_{п}}(t_1, t_k),$$

$$F_j^*(t_{(v+1)}) = \sum_{i=1}^v Q_j^*(t_i, t_{i+1}).$$

10. Вычисляем величину наибольшего расхождения между распределениями $F_{\Sigma}^*(t_v)$ и $F_j^*(t_v)$, $v=1, k$, которую назовем наибольшим эмпирическим расхождением:

$$\delta_{\text{э}} = \max(\delta_{m2}; \delta_{m3}; \dots \delta_{mi}; \dots \delta_{m, k-1}), \quad (3)$$

где

$$\delta_i = |F_{\Sigma}^*(t_i) - F_j^*(t_i)|, \quad i=2, (k-1). \quad (4)$$

11. Методом имитационного моделирования рассчитываем статистические функции распределения наибольшего расхождения значений $F_M^*[\delta_m(H_1)]$ и $F_M^*[\delta_m(H_2)]$ (рис. 1), где H_1 — гипотеза о случайном характере расхождения ЭХ $\{\lambda_{\Sigma_{ав}}^*(t)\}$ и $\{\lambda_{j_{ав}}^*(t)\}$; H_2 — альтернативная гипотеза, т. е. наблюдаемое расхождение закономерностей изменения сопоставляемых ЭХ неслучайно.

Рассмотрим некоторые особенности этого расчета.

Блок 1. Псевдослучайные числа ξ моделируются по стандартной программе RAND (ξ).

Блок 2. Псевдослучайный характер ξ обуславливает необходимость проверки соответствия их равномерному закону, которая проводится по критерию Колмогорова. Для уменьшения ошибки второго рода экспериментально установлена целесообразность выбора уровня значимости критерия, равного 0,6 [1].

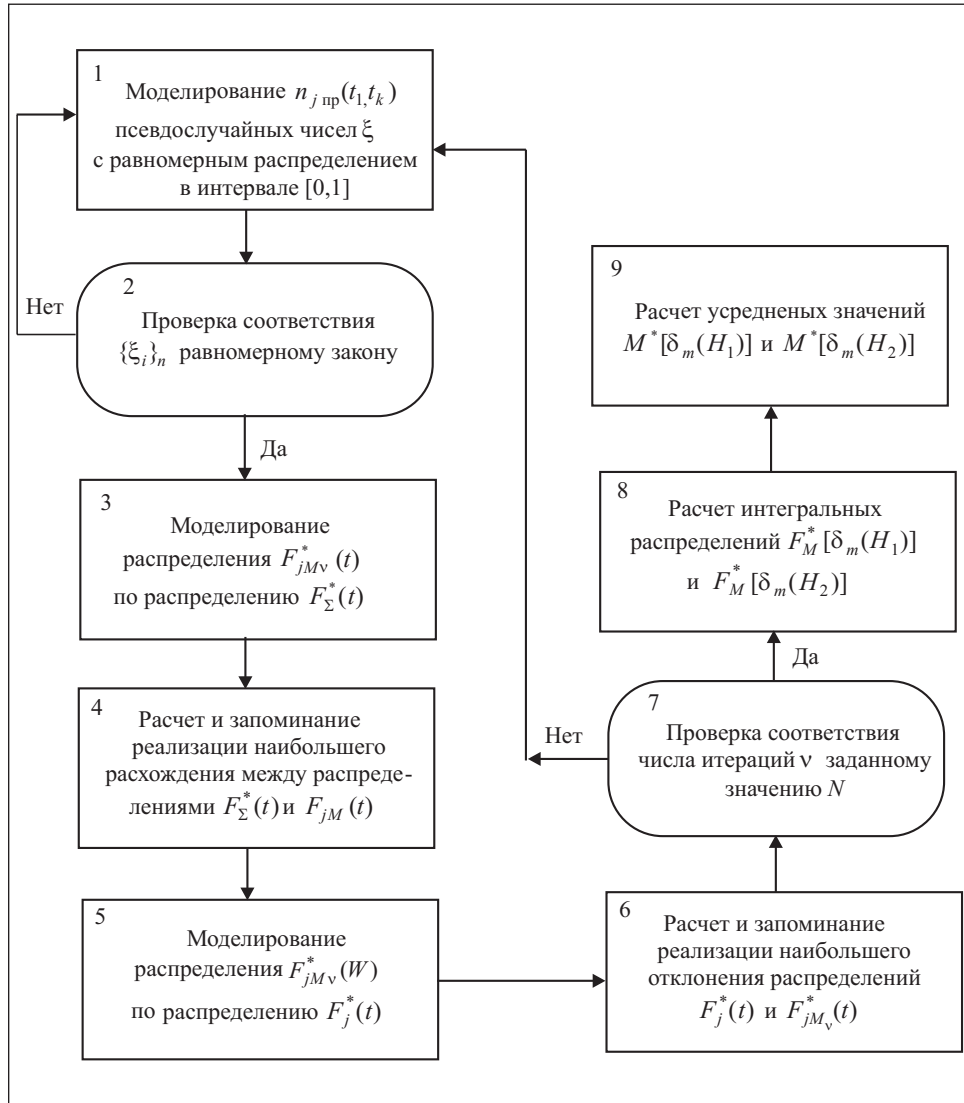


Рис. 1. Блок-схема алгоритма моделирования распределений $F_M^*[\delta_m / (H_1)]$ и $F_M^*[\delta_m / (H_2)]$

Блок 3. Моделирование реализации распределения $F_{\Sigma}^*(t)$ для $n_{j \text{ пр}}(t_1, t_k)$ случайных событий проводим на основании проверки условия

$$F_{\Sigma}^*(t_i) < \xi_v < F_{\Sigma}^*(t_{i+1}), \quad i=1, (k-1), \quad (5)$$

и занесения в соответствующую ячейку массива единицы для $v=1, n_{j \text{ пр}}(t_1, t_k)$.

Блок 4. По формулам, аналогичным (3) и (4), рассчитываем реализацию наибольшего расхождения

$$\delta_{iM}(H_1) = |F_{\Sigma}^*(t_i) - F_{jM}^*(t_i)|, \quad i=2, (k-1),$$

$$\delta_m(H_1) = \max [\delta_{M2}(H_1), \delta_{M3}(H_1), \dots, \delta_{M(k-1)}(H_1)].$$

Блок 5. Моделируем реализацию распределения $F_j^*(t)$ для $n_{j\text{пр}}(t_1, t_k)$ случайных событий по результатам проверки условия, аналогичного (5),

$$F_j^*(t_i) < \xi_v < F_j^*(t_{i+1}), \quad i=1, (k-1),$$

и занесение в соответствующую ячейку массива единицы при $v=1, n_{j\text{пр}}(t_1, t_k)$.

Для того чтобы обеспечить адекватность моделирования и снижение дисперсии распределений $F^*[\delta_m(H_1)]$ и $F^*[\delta_m(H_2)]$, применяем метод общих случайных чисел: v -я выборка $\{\xi\}_{n_{\Sigma\text{пр}}(t_1, t_k)}$ используется для моделирования $F_{\Sigma M}^*(t)$ и $F_{jM}^*(t)$.

Блок 6. Рассчитываем реализацию наибольшего расхождения распределений $F_j^*(t)$ и $F_{jM}^*(t)$ по формулам

$$\delta_{mi}(H_2) = |F_j^*(t_i) - F_{jM}^*(t_i)|, \quad i=1, k,$$

$$\delta_m(H_2) = \max [\delta_{m1}(H_2), \delta_{m2}(H_2), \dots, \delta_{mk}(H_2)].$$

Блок 7. Проверяем соответствие числа реализаций $\delta_m(H_1)$ и $\delta_m(H_2)$ заданному значению N . Опыт практических расчетов показывает, что контроль соответствия псевдослучайных чисел равномерному закону позволяет существенно уменьшить значение N . Решение остается неизменным при $N=500$.

Блок 8. После завершения N итераций по выборкам $[\delta_m(H_1)]_N$ и $[\delta_m(H_2)]_N$ строим статистические функции распределения $F_M^*[\delta_m(H_1)]$ и $F_M^*[\delta_m(H_2)]$.

Далее следуют этапы расчета ряда контрольных показателей и принятия решения.

Прежде всего необходимо найти распределения, по которым будут рассчитаны квантили критических значений ошибок первого и второго рода $\alpha(\delta_m)$ и $\beta(\delta_m)$. Для этого рассчитываем оценки средних значений реализаций $\delta_m(H_1)$ и $\delta_m(H_2)$ (см. рис. 1, блок 9):

$$M^*[\delta_m(H_1)] = \sum_{i=1}^N \delta_{mi}(H_1) / N, \quad M^*[\delta_m(H_2)] = \sum_{i=1}^N \delta_{mi}(H_2) / N.$$

Если окажется, что $M^*[\delta_m(H_1)] < M^*[\delta_m(H_2)]$, то

$$\alpha^*(\delta_m) = \alpha^*[\delta_m(H_1)] = 1 - F^*[\delta_m(H_1)],$$

$$\beta^*(\delta_m) = \beta^*[\delta_m(H_2)] = F^*[\delta_m(H_2)].$$

Если $M^*[\delta_m(H_1)] > M^*[\delta_m(H_2)]$, то

$$\alpha^*(\delta_m) = \alpha^*[\delta_m(H_2)] = 1 - F^*[\delta_m(H_2)],$$

$$\beta^*(\delta_m) = \beta^*[\delta_m(H_1)] = F^*[\delta_m(H_1)].$$

Дискретный характер распределений $\alpha^*(\delta_m)$ и $\beta^*(\delta_m)$ обуславливает отсутствие среди множества значений ошибок первого (α) и второго (β) рода соответствия заданным критическим значениям α_k и β_k . Поэтому в качестве предельного значения ошибки первого рода выбирается ближайшее к α_k наименьшее значение из множества $\alpha^*(\delta_m)$; аналогично в качестве предельного значения ошибки второго рода выбирается ближайшее к β_k наименьшее значение из множества $\beta^*(\delta_m)$. Таким образом, действительные предельные ошибки первого (α_d) и (β_d) второго рода оказываются меньше, чем α_k и β_k .

Традиционно проверка справедливости гипотез осуществляется сопоставлением наибольшего эмпирического расхождения $\delta_{m\Delta}$, с критическими значениями квантилей распределений $\alpha(\delta_m)$ и $\beta(\delta_m)$. Обозначим эти квантили $\delta_m(\alpha_d) = \delta_m(\alpha_d \leq \alpha_k)$ и $\delta_m(\beta_d) = \delta_m(\beta_d \leq \beta_k)$.

Если $M^*[\delta_m(H_1)] < M^*[\delta_m(H_2)]$, то при $\delta_{m\Delta} \geq \delta_m(\alpha_d)$ гипотеза H_1 с уровнем значимости может быть отвергнута; при $\delta_{m\Delta} < \delta_m(\alpha_d)$, но $\delta_{m\Delta} \leq \delta_m(\alpha_d)$, с уровнем значимости β_d отвергается гипотеза H_2 .

Если $M^*[\delta_m(H_1)] > M^*[\delta_m(H_2)]$, то при $\delta_{m\Delta} \geq \delta_m(\alpha_d)$ гипотеза H_2 с уровнем значимости не менее α_d может быть отвергнута; при $\delta_{m\Delta} < \delta_m(\alpha_d)$, но $\delta_{m\Delta} \leq \delta_m(\alpha_d)$, с уровнем значимости не менее β_d отвергается гипотеза H_2 .

Опыт практического применения этих критериев показал следующее: ограниченный набор данных об отказах (или иных случайных событиях) позволяет подтвердить лишь те закономерности, которые и визуально не вызывают сомнения;

во всех остальных случаях, в том числе и при малых значениях $\delta_{m\Delta}$, выдается сообщение, что данных недостаточно для принятия решения.

Анализ результатов моделирования для примеров с заранее известным решением (метод решения обратной задачи) позволил рекомендовать алгоритм, существенно уменьшающий вероятность неопределенного ре-

шения. Суть алгоритма сводится к проверке следующих условий при $M^* [\delta_m(H_1)] < M^* [\delta_m(H_2)]$:

если $M^* [\delta_m(H_2)] < \delta_m(\alpha_d)$ и $M^* [\delta_m(H_1)] > \delta_m(\beta_d)$, то в качестве модели может быть принята гипотеза H_1 ;

если

$$M^* [\delta_m(H_2)] \geq \delta_m(\alpha_d) \text{ и } M^* [\delta_m(H_1)] \leq \delta_m(\beta_d), \quad (6)$$

то в качестве модели может быть принята гипотеза H_2 ;

если

$$M^* [\delta_m(H_2)] \geq \delta_m(\alpha_d) \text{ и } M^* [\delta_m(H_1)] > \delta_m(\beta_d), \quad (7)$$

или

$$M^* [\delta_m(H_2)] < \delta_m(\alpha_d) \text{ и } M^* [\delta_m(H_1)] \leq \delta_m(\beta_d),$$

то система уведомляет о недостаточности информации для принятия решения.

При $M^* [\delta_m(H_1)] > M^* [\delta_m(H_2)]$:

если $M^* [\delta_m(H_1)] < \delta_m(\alpha_d)$ и $M^* [\delta_m(H_2)] > \delta_m(\beta_d)$, то в качестве модели может быть принята гипотеза H_2 ;

если $M^* [\delta_m(H_1)] \geq \delta_m(\alpha_d)$ и $M^* [\delta_m(H_2)] \leq \delta_m(\beta_d)$, то в качестве модели может быть принята гипотеза H_1 ;

если $M^* [\delta_m(H_1)] \geq \delta_m(\alpha_d)$ и $M^* [\delta_m(H_2)] > \delta_m(\beta_d)$, или

$$M^* [\delta_m(H_2)] < \delta_m(\alpha_d) \text{ и } M^* [\delta_m(H_1)] \leq \delta_m(\beta_d), \quad (8)$$

то система уведомляет о недостаточности информации для принятия решения.

Результаты анализа случаев (7) и (8) свидетельствуют о том, что неопределенность решения обусловлена дискретным характером распределений $F^* [\delta_m(H_1)]$ и $F^* [\delta_m(H_2)]$ и существенным различием заданных и действительных предельнодопустимых значений ошибок первого и второго рода. В частности возможны реализации, для которых $\beta_d = 0$.

Учет этой особенности позволяет снизить вероятность неопределенного решения и получить оценку риска ошибочного решения по формуле

$$\gamma(\delta_m) = A(H_1)\alpha(\delta_m) + A(H_2)\beta(\delta_m), \quad (9)$$

где $A(H_1)$ и $A(H_2)$ — относительная значимость последствий ошибочных заключений о предпочтении гипотез H_1 и H_2 . Последствия в каждом случае различны: это и безопасность обслуживания, и неоправданное инвестирование средств в восстановление износа и модернизацию, и изменение

характеристик надежности и др. К сожалению, оценка $A(H_1)$ и $A(H_2)$ связана с большими трудностями и прежде всего, со сбором необходимой информации. Предлагается оценку $A(H_1)$ и $A(H_2)$ проводить исходя из соотношения приведенного числа случайных событий конечной совокупности и выборки. При этом

$$A^*(H_1) = \frac{M^*[\delta_m(H_2)]}{M^*[\delta_m(H_1)] + M^*[\delta_m(H_2)]} = 1 - A^*(H_2).$$

Практическое использование формулы (9) определяется соотношениями $M^*[\delta_m(H_1)]$ и $M^*[\delta_m(H_2)]$: если $M^*[\delta_m(H_1)] < M^*[\delta_m(H_2)]$, то

$$\gamma^*(\delta_m) = A^*(H_1)\{1 - F^*[\delta_m(H_1)]\} + A^*(H_2)F^*[\delta_m(H_2)] = Ri^*(H_1) + Ri^*(H_2);$$

если $M^*[\delta_m(H_1)] > M^*[\delta_m(H_2)]$, то

$$\gamma^*(\delta_m) = A^*(H_1)\{1 - F^*[\delta_m(H_2)]\} + A^*(H_2)F^*[\delta_m(H_1)] = Ri^*(H_2) + Ri^*(H_1).$$

Поскольку зависимость $\gamma^*(\delta_m)$ имеет U-образный характер, то предпочтение H_1 или H_2 может быть установлено двумя способами:

1. Определяются значения $Ri^*(H_1)$ и $Ri^*(H_2)$ при $\delta_{m\varepsilon}$. Предпочтение отдается H_1 , если $Ri(H_1) \gg Ri(H_2) < \beta_k$, или H_2 , если $Ri(H_2) \gg Ri(H_1) < \alpha_k$.

2. Определяется оптимальное значение $\delta_{m\text{опт}}$, соответствующее минимальному риску $\gamma^*(\delta_m)$. Если $\delta_{m\varepsilon} > \delta_{m\text{опт}}$, то

предпочтение отдается H_2 , если $M^*[\delta_m(H_1)] < M^*[\delta_m(H_2)]$;

предпочтение отдается H_1 , если $M^*[\delta_m(H_1)] > M^*[\delta_m(H_2)]$.

Предпочтения соответственно изменяются, если $\delta_{m\varepsilon} < \delta_{m\text{опт}}$.

Практическая реализация метода. Апробация разработанного метода, алгоритма и программной модели проведена на примере оценки удельного числа отказов по длительности эксплуатации ПТУ ЭБ 300 МВт на газомазутном топливе. Рассматривались все аварийные отключения ЭБ, связанные с отказами ПТУ (автоматические отключения, аварийные отключения вручную и по аварийной заявке). В табл. 1 приведены данные об изменении удельного числа аварийных отключений ЭБ 300 МВт вследствие отказа ПТУ в зависимости от длительности эксплуатации для одного ЭБ и усредненные значения удельного числа отказов для всех ЭБ.

В рассматриваемом примере для ЭБ ГРЭС поставлено две статистические задачи:

31. Насколько закономерность изменения удельного числа отказов соответствует типовой «кривой жизни» оборудования. Если учесть, что срок службы ПТУ равен 25 лет, то рассматриваемый интервал времени (от 11-ти

до 21-го года) должен соответствовать периоду с неизменным удельным числом отказов. В соответствии с данными табл. 1 введем обозначения:

Z_{11} — проверка гипотезы о соответствии изменения удельного числа отказов ПТУ ЭБ на указанном интервале срока службы равномерному закону;

Z_{12} — то же, но усредненных значений удельного числа отказов.

Z_2 . Насколько верна гипотеза о случайном характере расхождения рассматриваемых зависимостей, т. е. об индивидуальном характере повреждаемости ПТУ.

На рис 2, а, приведены функции распределения $\alpha^* [\delta_m(H_1)]$ и $\beta^* [\delta_m(H_2)]$ для следующих гипотез:

H_1 — закономерность зависимости усредненных значений удельного числа отказов от длительности эксплуатации на интервале 11—21 (лет) соответствует равномерному закону;

H_2 — то же, но не соответствует равномерному закону.

На рис. 2, б, представлены те же функции распределения для следующих гипотез:

H_1 — закономерности изменения усредненного удельного числа отказов ПТУ ЭБ случайно отличаются от закономерностей изменения усредненных значений удельного числа отказов ПТУ всех ЭБ ГРЭС;

Таблица 1

Длительность эксплуатации, лет	Число отказов ПТУ ЭБ	Длительность рабочего состояния, ч	λ_{ab}^* , отк/г	Число отказов ПТУ всех ЭБ	Длительность рабочего состояния, ч	λ_{ab}^* , отк/г
11	2	7587	2,4	10	22898	3,8
12	1	7949	1,1	9	28096	2,8
13	2	7734	2,3	18	36029	4,4
14	3	7636	3,4	21	41218	4,4
15	1	4324	2	21	44671	4,1
16	2	7753	2,2	44	44847	8,6
17	1	7644	1,1	27	57003	4,2
18	2	7492	2,3	19	45426	3,7
19	1	6540	1,3	21	41935	4,4
20	3	6059	4,3	17	33823	4,3
21	2	6426	2,7	16	36579	3,8

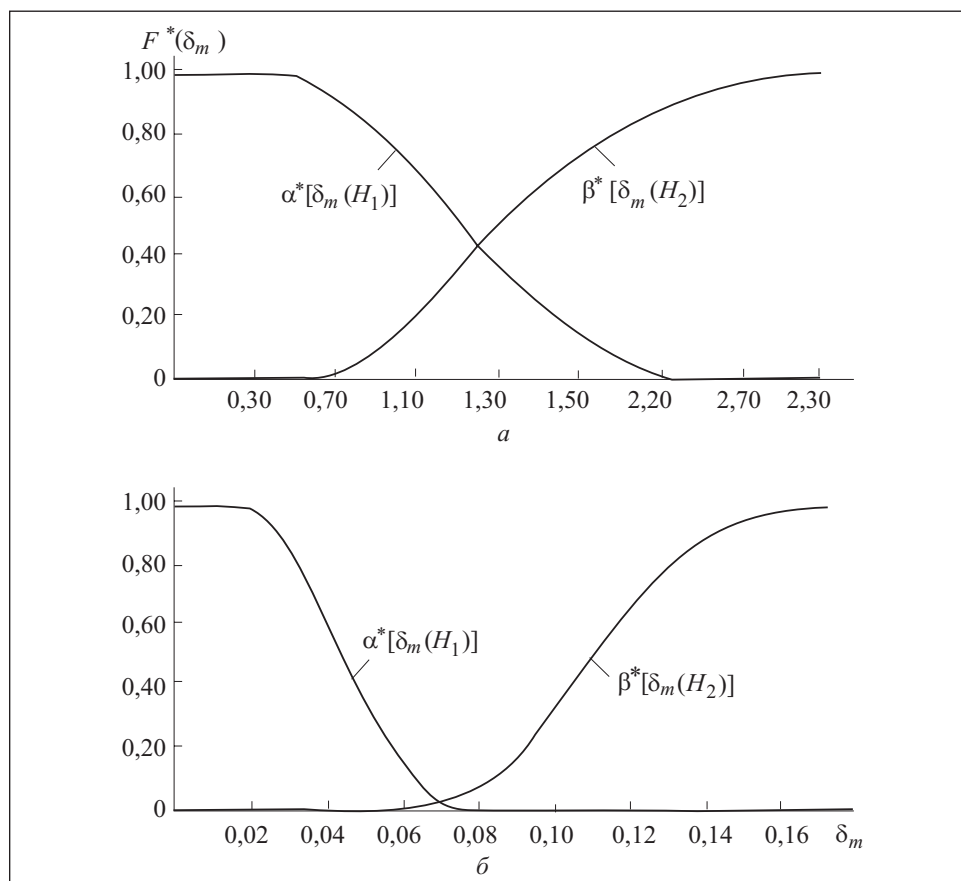


Рис. 2. Графики соотношения кривых $\alpha^*[\delta_m(H_1)]$ и $\beta^*[\delta_m(H_2)]$ для задач 31₁ (а) и 32 (б)

H_2 — различие закономерностей изменения усредненного числа отказов одного ПТУ ЭБ и ПТУ всех ЭБ — неслучайно.

Как следует из рис. 2, соотношение кривых $\alpha^*[\delta_m(H_1)]$ и $\beta^*[\delta_m(H_2)]$ различно. В табл. 2 приведены результаты расчета статистических показателей, определяющих принимаемое решение. Данные, представленные на рис. 2 и в табл. 2, подтверждают объективность предположений о равномерном характере изменения удельного числа отказов рассматриваемой ПТУ ЭБ и неравномерном характере усредненных значений удельного числа отказов всех ПТУ ЭБ ГРЭС, а также о различии значений надежности одной ПТУ ЭБ и усредненных значений удельного числа отказов всех ПТУ ГРЭС. Например в задаче 32, поскольку $M^*[\delta_m(H_1)] < M^*[\delta_m(H_2)]$ и справедливо соотношение (6), статистические данные не противоречат гипоте-

Таблица 2

Показатель	Обозначение	Задача		
		32	31 ₁	31 ₂
Среднее значение реализаций $\delta_m(H_1)$	$M^*[\delta_m(H_1)]$	0,042	0,044	0,146
$\delta_m(H_2)$	$M^*[\delta_m(H_2)]$	0,113	0,073	0,167
Оценка наибольшего расхождения исходных распределений	δ_m^3	0,11	0,052	0,097
Относительная значимость последствий ошибки отклонения гипотезы H_1	$A^*(H_1)$	0,727	0,628	0,532
гипотезы H_2	$A^*(H_2)$	0,273	0,372	0,468
Оптимальная величина риска ошибочного решения	$\gamma_{\text{опт}}$	0,015	0,159	0,404
Действительное значение ошибки первого рода при $\alpha_k = 0,05$	α_d	0,042	0,044	0,022
второго рода при $\beta_k = 0,05$	β_d	0,044	0,046	0,030
Квантиль распределения $F^*[\delta_m(H_1)]$, соответствующий вероятности α_d	$\delta_m(\alpha_d)$	0,066	0,066	0,236
Квантиль распределения $F^*[\delta_m(H_2)]$, соответствующий вероятности β_d	$\delta_m(\beta_d)$	0,075	0,044	0,082
Значение аргумента кривой $\gamma(\delta_m)$, соответствующий вероятности $\gamma_{\text{опт}}$	$\delta(\gamma_{\text{опт}})$	0,073	0,059	0,164
Риск ошибочного отклонения гипотезы H_1	$R_i^*(H_1)$	0	0,43	0,065
гипотезы H_2	$R_i^*(H_2)$	0,127	0,045	0,052
Принимаемая гипотеза	H	H_2	H_1	H_2

зе H_2 . Это решение подтверждается также количественной оценкой показателей $\gamma_{\text{опт}}$, $\delta_m(\alpha_d)$ и $R_i(H_2)$.

Выводы. 1. Эмпирическая характеристика изменения удельного числа отказов во времени конкретной единицы оборудования существенно отличается от аналогичной, но усредненной эмпирической характеристики для совокупности однотипного оборудования. В частности «кривая жизни» однотипного оборудования, рассчитанная по реальным статистическим данным

их эксплуатации, не всегда соответствует типовой кривой, что объясняется существенным влиянием индивидуального характера изменения отказов каждой единицы оборудования во времени.

2. Система обслуживания однотипного оборудования должна быть индивидуальной и непосредственно определяться его техническим состоянием.

3. Повышение объективности рекомендуемой модели изменения числа отказов достигается при учете ошибки не только первого, но и второго рода, а также особенностей сопоставляемых эмпирических характеристик.

A method, algorithm and a program have been developed for increasing the accuracy of time variations of estimates for the finite number of system equipment failures basing on the theory of checking the statistical hypotheses and imitative modeling.

1. Фархадзаде Э. М., Мурадалиев А. З., Фарзалиев Ю. З., Абдуллаева С. А. Метод и алгоритм контроля значимости наблюдаемых закономерностей изменения надежности по ретроспективным данным. Энергосистема: управление, конкуренция, образование// Сб. докл. III международной науч.-практ. конф. Т. 2. — Екатеринбург : УГТУ-УПИ, 2008. — С. 253—261.

Поступила 09.02.09;
после доработки 09.04.09

ФАРХАДЗАДЕ Эльмар Мехти оглу, д-р техн. наук, профессор, руководитель лаборатории «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики, г. Баку. В 1961 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — надежность и эффективность электроэнергетических систем.

МУРАДАЛИЕВ Айдын Зураб оглу, канд. техн. наук, ст. науч. сотр. лаборатории «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики, г. Баку. В 1982 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — количественная оценка индивидуальной надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем

ФАРЗАЛИЕВ Юсиф Зейни оглу — канд. техн. наук, вед. инженер лаборатории «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики, г. Баку. В 1985 г. окончил Азербайджанский госуниверситет. Область научных исследований — точность и достоверность оценок показателей индивидуальной надежности энергоблоков ГРЭС.

НАЗИРОВА Ульвия Комиссар кызы, аспирантка Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики, инженер на ГРЭС «Северная», г. Баку. В 2001 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — оценка технического состояния теплового оборудования ГРЭС.