



УДК 621.019

Э. М. Фархадзаде, д-р техн. наук,
А. З. Мурадалиев, Ю. З. Фарзалиев, кандидаты техн. наук,
С. М. Исмаилова, аспирантка
Азербайджанский научно-исследовательский
и проектно-изыскательский ин-т энергетики
(Азербайджанская Республика, Az 1012, Баку, пр. Зардаби 94,
тел.: (99412) 4316407, E-mail: fem1939@rambler.ru)

Метод повышения точности оценки надежности узлов оборудования электроэнергетических систем

Предложен метод повышения точности оценки надежности конструктивных узлов оборудования, основанный на теории проверки статистических гипотез и имитационном моделировании, и разработан его алгоритм.

Запропоновано метод підвищення точності оцінки надійності конструктивних вузлів устаткування, що базується на теорії перевірки статистичних гіпотез та імітаційному моделюванні, і розроблено його алгоритм.

К л ю ч е в ы е с л о в а: классификация статистических данных, оценка надежности.

Развитие компьютерных технологий и, в частности, разработка и практическое использование автоматизированных систем анализа технического состояния оборудования позволяет приступить к решению одной из наиболее сложных задач — автоматической выработке рекомендаций по оперативному управлению, проведению технологических испытаний, восстановлению износа, контролю качества ремонтов и другим вопросам с учетом реальной неопределенности информации. Эта неопределенность прежде всего проявляется в малом числе ретроспективных данных, отсутствии сведений о действительных значениях показателей надежности (ПН), законах распределения случайных величин. Однако, если трудности в объективном сопоставлении вариантов по точечным оценкам ПН во многом преодолены [1], методология сопоставления эмпирических характеристик (ЭХ) ПН, отражающих закономерности изменения ПН электроустановок по разновидностям признаков (РП) не разработана.

При компьютерной обработке информации ретроспективные события, характеризующие техническое состояние оборудования и устройств электроэнергетических систем формализуются в виде эмпирической таб-

лицы (ЭТ), строки в которой соответствуют перечню событий, а столбцы — признакам события. В ЭТ каждый признак соответствует определенной разновидности. Например при анализе надежности силовых трансформаторов в ЭТ регистрируются возможные нерабочие состояния (аварийное, резерв, плановый ремонт и др.) с указанием дат отключения и включения отказавшего узла, вида отключения (автоматическое, аварийно вручную, по аварийной или плановой заявке и др.), характера повреждения.

Построению ЭХ предшествует классификация статистических данных по заданным разновидностям основного признака (например, узлы трансформатора) и ряду дополнительных РП, характеризующих конкретное оборудование. Например, исследователю практически важно оценить вероятности отказа основных конструктивных узлов не всех трансформаторов, а лишь изготовленных на Запорожском трансформаторном заводе (РП — тип завода изготовителя), установленных на сетевых подстанциях (РП — место установки), двухобмоточных (РП — число обмоток). На ПН оказывают влияние такие признаки, как наличие регулятора напряжения под нагрузкой (РПН), тип системы охлаждения, номинальная мощность, класс напряжения и ряд других. Если не учитывать эти признаки, полученная ЭХ чаще всего оказывается усредненной, несоответствующей закономерностям изменения ПН конкретного оборудования, а результат прогнозирования — ошибочным.

«Механическая» классификация статистических данных по заданным разновидностям множества признаков приводит к столь существенному снижению числа случайных событий, что построение ЭХ часто оказывается невозможным. И чем число дополнительных признаков больше, тем с большими трудностями связана оценка ЭХ при «механической» классификации статистических данных. При этом существенно возрастает значимость статистической составляющей ЭХ, которая видоизменяет функциональную составляющую, что и обуславливает ошибочность «механического» прогноза изменения ПН.

Интуитивно можно утверждать, что значимость признаков неодинакова и тесно связана с числом анализируемых событий в ЭТ. Чем значимость признака меньше, тем больше статистических данных необходимо для ее подтверждения. Методология определения числа заданных признаков при классификации фиксированного объема статистических данных требует дальнейшего совершенствования.

РП могут быть количественные и качественные. В свою очередь, качественные РП подразделяются на порядковые и номинальные. Примером количественного признака является длительность аварийного ремонта, пример порядкового признака — диспетчерские номера выключа-

телей распределительного устройства, номинального признака — наименования узлов силовых трансформаторов. Соответственно различают метрическую, порядковую и номинальные шкалы РП.

Введем следующую систему обозначений:

Π — один из возможных ПН (например, удельное число отказов, вероятность отказов, средняя длительность простоя в аварийном ремонте и др.). При решении конкретной задачи символ Π заменяется на соответствующий символ ПН;

Π_{i1}^{*j1} — оценка (*) ПН при классификации данных по $i1$ разновидности $j1$ (основного) признака, где $j1$ — порядковый номер одного из m_s заданных признаков ($j1 \in \{m_s\}$); $i1$ — порядковый номер разновидности $j1$ -го признака ($i1 \in \{m_{j1}\}$);

$\Pi_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$ — ЭХ изменения ПН по заданным m_{j1} разновидностям $j1$ (основного) признака;

$\Pi_{\{m_{j1}\},i2}^{*j1,j2}$ — ЭХ изменения ПН, рассчитанная при классификации данных ЭХ $\Pi_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$ по $i2$ разновидности $j2$ (дополнительного) признака, $j2 \in \{m_s\}$, $j1 \neq j2$, $i2 \in \{m_{j2}\}$;

$\Pi_{\{m_{j1}\},i2,i3}^{*j1,j2,j3}$ — ЭХ изменения ПН, рассчитанная при классификации данных ЭХ $\Pi_{\{m_{j1}\},i2}^{*j1,j2}$ по $i3$ разновидности $j3$ (дополнительного) признака, $j3 \in \{m_s\}$, $j1 \neq j2 \neq j3$, $i3 \in \{m_{j3}\}$.

При анализе надежности оборудования одна из основных задач — выявление наименее надежных узлов оборудования, или «слабых звеньев». Несмотря на многолетний опыт такого анализа, вопросы оценки точности и достоверности остаются недостаточно проработанными. Результаты «механической» классификации данных об отказах принимаются за исходные и являются основанием для рекомендаций по повышению надежности оборудования. Предлагаемый метод оценки «значимости» надежности узлов оборудования основан на теории проверки статистических гипотез и методе имитационного моделирования для ЭХ с номинальной шкалой РП.

Значимость надежности $j1$ -го ($j1=1, m_{j1}$) узла оборудования на практике оценивается условной вероятностью отказа оборудования вследствие отказа $j1$ узла и в соответствии с принятой системой обозначений вычисляется по формуле

$$Q_{i1}^{*j1} = n_{i1}^{j1} / \sum_{v=1}^{m_{j1}} n_v^{j1},$$

или

$$Q_{i1}^{*j1} = 100n_{i1}^{j1} / \sum_{v=1}^{m_{j1}} n_v^{j1}.$$

Рассмотрим некоторые особенности величины θ_{i1}^{*j1} .

1. Запишем $\sum_{v=1}^{m_{j1}} \theta_v^{*j1} = 1$. Это значит, что событие исходного отказа не

может происходить одновременно на нескольких узлах оборудования. Введенное понятие «исходный отказ» позволяет учесть такие события, как пожар на трансформаторе, при котором одновременно повреждается ряд его узлов.

2. Среднее значение θ_{cp}^{*j1} при условии равной вероятности отказа узлов равно $1/m_{j1}$. Эта величина используется при проверке предположения о случайном характере расхождения оценок значимости узлов оборудования.

3. Величины θ_{i1}^{*j1} при $i1=1, m_{j1}$ не могут быть основой для упорядочения. Порядок размещения РП на шкале должен быть случайным. Это условие является обязательным при проверке предположения о характере изменения ЭХ $\theta_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$;

4. Функция распределения значимости РП вычисляется по формуле

$$F^{*j1}(i1 + 1) = \sum_{v=1}^{i1} \theta_v^{*j1}, \quad (1)$$

где $i1=1, m_{j1}$; $F^{*j1}(1)=0$; $F^{*j1}(m_{j1} + 1)=1$, и имеет основополагающее значение при имитационном моделировании реализаций ЭХ для учета случайного характера оценок θ_v^{*j1} .

В соответствии с изложенным для повышения точности и достоверности распознавания значимости надежности узлов оборудования требуется решение двух задач. Первая задача сводится к сопоставлению двух ЭХ для выявления их различия. Вторая задача состоит в определении числа m_x и типа значимости РП при классификации статистических данных по заданным m_s РП, когда $m_x \leq m_s$.

Рассмотрим методы и алгоритмы решения этих задач. Без нарушения общности будем приводить примеры на основе данных ЭТ нерабочих состояний силовых трансформаторов.

Метод и алгоритм сравнения ЭХ значимости надежности узлов оборудования. Предположим, что по статистическим данным эксплуатации получены усредненные величины θ_{i1}^{*j1} для силовых трансформато-

ров. ЭХ имеет вид $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$. Очевидно, эта ЭХ всецело зависит от парка рассматриваемых трансформаторов. Поскольку на практике представляют интерес не усредненные ЭХ, а ЭХ для конкретного типа трансформатора, необходимо задать РП, характеризующие этот трансформатор. При классификации данных по одному из РП, например $j2$, получим новую ЭХ, которую обозначим $Q_{\{m_{j1}\},i2}^{*j1,j2}$, где $j1 \neq j2$. Суть решаемой задачи состоит в сравнении $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$ и $Q_{\{m_{j1}\},i2}^{*j1,j2}$ и выявлении их различия с учетом случайного характера оценок Q^* .

Разработанный метод и алгоритм сравнения ЭХ сводится к такой последовательности вычислений.

1. Сопоставляемые ЭХ по аналогии с формулой (1) представляем дискретными статистическими функциями распределения соответственно

$$F^{*,j1}(i1 + 1) = \sum_{v=1}^{i1} \theta_v^{*,j1}, \quad F_{i2}^{*,j1,j2}(i1 + 1) = \sum_{v=1}^{i1} \theta_{v,i2}^{*,j1,j2},$$

где $i=1, m_{j1}$; $F^{*,j1}(1) = F_{i2}^{*,j1,j2}(1) = 0$; $F^{*,j1}(m_{j1} + 1) = F_{i2}^{*,j1,j2}(m_{j1} + 1) = 1$.

2. Определяем наибольшее эмпирическое расхождение между $F^{*,j1}(i1)$ и $F_{i2}^{*,j1,j2}(i1)$ по формуле

$$\delta_{m,i2}^{\alpha,j1,j2} = \max \{ \delta_{1,i2}^{\alpha,j1,j2}, \delta_{2,i2}^{\alpha,j1,j2}, \dots, \delta_{v,i2}^{\alpha,j1,j2}, \dots, \delta_{(m_{j1}-1),i2}^{\alpha,j1,j2} \}, \quad (2)$$

где

$$\delta_{v,i2}^{\alpha,j1,j2} = |F^{*,j1}(i1) - F_{i2}^{*,j1,j2}(i1)|, \quad v=2, (m_{j1} - 1). \quad (3)$$

3. Рассчитываем статическую функцию распределения наибольшего расхождения между $F^{*,j1}(i1)$ при $i1=1, (m_{j1} + 1)$ и моделируемыми реализациями распределения $F_{i2}^{*,j1,j2}(i1)$ при условии, что распределения $F^{*,j1}(i1)$ и $F_{i2}^{*,j1,j2}(i1)$ различны случайно.

Обозначим это предположение (условие) через H_1 , а рассчитываемую статистическую функцию распределения через $F^* [\delta_m^M (H_1)]$.

Алгоритм расчета $F^* [\delta_m^M (H_1)]$ следующий:

3.1. Программным способом моделируется n_{i2}^{j2} псевдослучайных чисел ξ с равномерным распределением в интервале $[0, 1]$, где n_{i2}^{j2} — общее число отказов силовых трансформаторов, классифицированных по $i2$ -й разновидности $j2$ -го признака.

3.2. Проводится контроль соответствия псевдослучайных чисел ξ равномерному закону с помощью критерия Колмогорова.

3.3. Моделируется реализация ЭХ для n_{i2}^{j2} отказов по распределению $F^{*,j1}(i\bar{l})$ сопоставлением случайных чисел ξ с точками дискретизации распределения $F^{*,j1}(i\bar{l})$, т. е. сопоставлением

$$F^{*,j1}(i\bar{l}) < \xi_v \leq F^{*,j1}(i\bar{l}+1), \quad (4)$$

где $i\bar{l}=1, m_{j1}$; $v=1, n_{i2}^{j2}$. Выполнение неравенства (4) соответствует проявлению $(i\bar{l}+1)$ -й РП. Вычисляются оценки значимости узлов $\theta_{M,i\bar{l},i2}^{*,j1,j2}$ ($i\bar{l}=1, m_{j1}$).

3.4. Рассчитывается $F_{M,i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l})$ по формуле, аналогичной (1).

3.5. Определяется наибольшее расхождение распределений $F^{*,j1}(i\bar{l})$ и $F_{M,i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l})$ по формулам, аналогичным (2) и (3). Обозначим v -ю реализацию этого расхождения через $\delta_{m,v}^M(H_1)$.

3.6. Пункты 3.1—3.5 повторяются N раз (N — число итераций).

3.7. Вариационный ряд величин $\delta_{m,v}^M(H_1)$ ($v=1, N$) определяет аргумент распределения $F^*[\delta_m^M(H_1)]$.

4. Рассчитываем статистическую функцию распределения наибольшего расхождения между $F^{*,j1}(i\bar{l})$ при $i\bar{l}=1, (m_{j1}+1)$ и моделируемыми реализациями распределения $F_{i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l})$ при условии, что распределения $F^{*,j1}(i\bar{l})$ и $F_{i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l})$ при $i\bar{l}=1, (m_{j1}+1)$ различны неслучайно. Обозначим это предположение через H_2 , а рассчитываемую статистическую функцию распределения через $F^*[\delta_m(H_2)]$. Методология расчета $F^*[\delta_m(H_2)]$ аналогична расчету распределения $F^*[\delta_m(H_1)]$. Разница заключается в следующем:

4.1. Моделирование аналогов осуществляется не по распределению $F^{*,j1}(i\bar{l})$, а по распределению $F_{i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l})$:

$$F_{i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l}) < \xi_v \leq F_{i2}^{*,j1,j2}(i\bar{l}+1),$$

где $i\bar{l}=1, m_{j1}$; $v=1, n_{i2}^{j2}$.

4.2. Для снижения дисперсии распределения $F^*[\delta_m^M(H_2)]$ используется метод общих случайных чисел.

5. Вычисляем среднее арифметическое N при реализации значений $\delta_m^M(H_1)$ и $\delta_m^M(H_2)$. Обозначим их через $M^*[\delta_m^M(H_1)]$ и $M^*[\delta_m^M(H_2)]$.

6. Формируются распределения, характеризующие ошибки первого $\alpha(\delta_m)$ и второго $\beta(\delta_m)$ рода. Если $M^*[\delta_m^M(H_1)] < M^*[\delta_m^M(H_2)]$, то

$$\alpha(\delta_m) = 1 - F^*[\delta_m^M(H_1)], \quad \beta(\delta_m) = F^*[\delta_m^M(H_2)].$$

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

$$\alpha(\delta_m) = 1 - F^*[\delta_m^M(H_2)], \quad \beta(\delta_m) = F^*[\delta_m^M(H_1)].$$

7. Реализуется алгоритм принятия решения [2].

Если окажется, что $F^{*,j^1}(i1)$ и $F_{i2}^{*,j^1,j^2}(i1)$ различны случайно, то это означает, что классификация данных по $i2$ разновидности $j2$ признака нецелесообразна. Если установлено, что эти распределения различны неслучайно, то осуществляется переход к следующему этапу классификации статистических данных.

Метод и алгоритм оценки числа и типа значимых РП. Пусть известна ЭТ, по которой необходимо оценить значимость узлов оборудования, характеризуемого m_s признаками и их заданной разновидностью. Стремление оценить значимость узлов конкретного оборудования приводит к увеличению значения m_s тем большему, чем больше стремление отразить индивидуальность. В итоге число отказов узлов за рассматриваемый период оказывается настолько мало, что оценки значимости теряют практический смысл. Однако существует неоднозначная зависимость от рассматриваемых признаков. Следовательно, для имеющегося объема данных существует минимальное (оптимальное) число определенных РП, характеризующих индивидуальность оборудования.

В практике статистического анализа закономерностей изменения ПН силовых трансформаторов наиболее часто рассматриваются и сопоставляются следующие ЭХ:

для всего парка трансформаторов и для заданных разновидностей некоторого признака. С помощью изложенного метода можно успешно сопоставить ЭХ значимости надежности узлов всех силовых трансформаторов с ЭХ значимости надежности узлов силовых трансформаторов различных классов напряжения [3];

до и после классификации данных по заданным РП. Так сопоставляются ЭХ значимости надежности узлов всех силовых трансформаторов с ЭХ значимости надежности узлов силовых трансформаторов в случаях:

- 1) с напряжением 220 кВ;
- 2) сетевых;
- 3) с РПН;
- 4) двухобмоточных.

В первом случае необходимо определить наименее надежные узлы силовых трансформаторов различных классов напряжения, во втором — наименее надежные узлы силовых трансформаторов конкретного типа с конкретными условиями эксплуатации. Основная трудность при этом заключается в выборе наиболее значимых РП.

Преодоление этой трудности достигается вводом в рассмотрение величины среднего относительного отклонения распределений $B[M^*(\delta_m)]$, вычисляемой по формуле

$$B[M^*(\delta_m^M)] = \frac{[M^*[\delta_m^M(H_1)] - M^*[\delta_m^M(H_2)]]}{M^*[\delta_m^M(H_1)]} \quad (5)$$

Значимость РП тем больше, чем больше соответствующее ему значение $B[M^*(\delta_m)]$.

Рассмотрим алгоритм сопоставления ЭХ более подробно. Пусть задана ЭТ нерабочих состояний силовых трансформаторов. Требуется установить так называемые слабые звенья автотрансформаторов с номинальным напряжением 220 кВ, трехобмоточных, установленных на сетевых подстанциях. Выявление слабых звеньев выполняется в такой последовательности.

1. Строим ЭХ значимости надежности узлов силовых трансформаторов.

Для всех силовых трансформаторов: если обозначить порядковый номер признака «узлы трансформатора» через $j1$, а число разновидностей $j1$ признака через m_{j1} , то в соответствии с принятой системой обозначений ЭХ имеет вид $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$.

Для автотрансформаторов: если обозначить порядковый номер признака «вид трансформаторов» через $j2$, а порядковый номер заданной разновидности $j2$ признака (автотрансформатор) через $i2$, то эта ЭХ может быть обозначена как $Q_{\{m_{j1}, i2\}}^{*j1, j2}$.

Если обозначить порядковый номер признака «класс напряжения» через $j3$, а порядковый номер РП «220 кВ» через $i3$, порядковый номер признака «число обмоток» через $j4$, а порядковый номер РП «трехобмоточный» через $i4$, порядковый номер признака «место установки» через $j5$, а порядковый номер РП «сетевые подстанции» через $i5$, то ЭХ заданных РП будут иметь вид соответственно $Q_{\{m_{j1}, i3\}}^{*j1, j3}$; $Q_{\{m_{j1}, i4\}}^{*j1, j4}$; $Q_{\{m_{j1}, i5\}}^{*j1, j5}$.

2. Выполняем сопоставление ЭХ $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$ с ЭХ $Q_{\{m_{j1}, i2\}}^{*j1, j2}$, $Q_{\{m_{j1}, i3\}}^{*j1, j3}$, $Q_{\{m_{j1}, i4\}}^{*j1, j4}$ и $Q_{\{m_{j1}, i5\}}^{*j1, j5}$.

3. Систематизируем результаты сопоставления ЭХ. Если окажется, что ЭХ отличаются от $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$ случайно, то процесс вычисления завершается, а слабые звенья определяются по ЭХ $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$. Если выявлены ЭХ, закономерности изменения которых неслучайно отличаются от ЭХ $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$, то для них по формуле (5) вычисляются средние относительные откло-

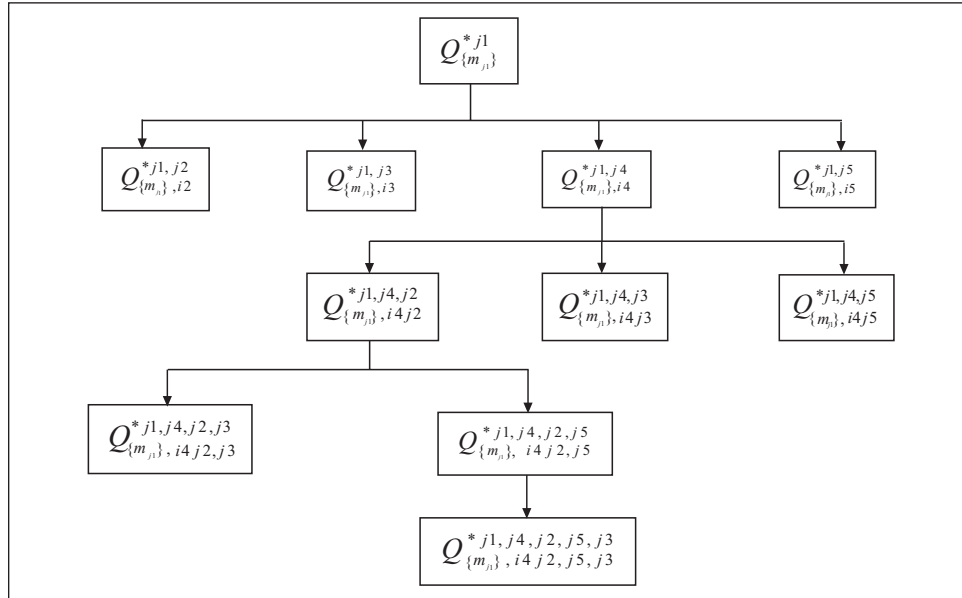


Рис. 1. Граф маршрута классификации данных

нения и определяется наибольшее, которое обозначим $B[M^*(\delta_m)]$. Эмпирическая характеристика с относительным отклонением $B[M^*(\delta_m)] = B_m[M^*(\delta_m)]$ будет в наибольшей степени отличаться от ЭХ $Q_{m_j}^{*j1}$.

4. Статистические данные, определяющие ЭХ с относительным отклонением $B_m[M^*(\delta_m)]$, классифицируются по каждому из остальных дополнительных РП. Так, если $B_m[M^*(\delta_m)]$ соответствует РП $j4$, то ЭХ $Q_{m_j}^{*j1,j4}$ классифицируются по РП $i2(j2)$, $i3(j3)$ и $i5(j5)$.

5. Проводим сопоставление ЭХ $Q_{m_j}^{*j1,j4}$ с ЭХ $Q_{m_j}^{*j1,j4,j2}$, $Q_{m_j}^{*j1,j4,j3}$ и $Q_{m_j}^{*j1,j4,j5}$.

6. Систематизируем результаты сопоставления ЭХ. Если окажется, что сопоставляемые ЭХ различны случайно, то процесс вычисления завершается, а слабые звенья определяются по ЭХ $Q_{m_j}^{*j1,j4}$. В противном случае для неслучайно различных ЭХ вычисляются величины $B[M^*(\delta_m)]$ и определяется РП с относительным отклонением $B_m[M^*(\delta_m)]$.

Процесс классификации и сопоставления ЭХ продолжается до тех пор, пока все сопоставляемые ЭХ не будут различными случайно или не будут рассмотрены все дополнительные РП (рис. 1).

Некоторые результаты вычислений. За период с января 1997 г. по ноябрь 2000 г. по данным энергосистемы установлено 712 случаев отказа и

технических нарушений силовых трансформаторов напряжением 35—500 кВ. Анализ этих данных позволил выявить наименее надежные узлы (порядковый номер признака «узлы оборудования» — j_1 ; число узлов $m_{j_1} = 8$). Наряду с оценкой усредненных величин значимости надежности узлов $Q_{\{m_{j_1}\}}^{*j_1}$ ($i_1=1,8$) проведена классификация данных по классам напряжения (порядковый номер признака «класс напряжения» j_2 ; число узлов $m_{j_2} = 5$) силовых трансформаторов и вычислены оценки значимости надежности узлов $Q_{\{m_{j_1}\},i_2}^{*j_1,j_2}$ при $i_1=1,8$ и $i_2 = 1,5$. Результаты анализа приведены в табл. 1 [3].

Проанализировав данные табл. 1, видим, что наибольшую повреждаемость имеют высоковольтные вводы (22 %), обмотки (16 %), устройства РПН (13,5 %). В соответствии с данными табл. 1 можно предположить, что относительное число повреждений таких узлов, как обмотки, масляная система и узлы, условно представленные как прочее, с увеличением класса напряжения имеют тенденцию к снижению, а относительное число повреждений системы охлаждения, РПН, вводов и уплотнений с увеличением класса напряжения увеличивается. Такое соотношение согласуется с реальностью эксплуатации и конструктивными особенностями силовых трансформаторов.

Соответствие режима перегрузок, определяющего надежность обмоток, предъявляемым требованиям с возрастанием класса номинального напряжения трансформаторов соблюдается более тщательно. Известно,

Таблица 1. Распределение повреждений (%) силовых трансформаторов по узлам и классам напряжения (кВ)

i	Узел	35	110	220	330	500	$\theta_{\Sigma}^*(i)$
		$\theta_1^*(i)$	$\theta_2^*(i)$	$\theta_3^*(i)$	$\theta_4^*(i)$	$\theta_5^*(i)$	
1	Обмотки	0,30	0,13	0,07	0,08	0	0,16
2	Магнитопровод	0	0	0,15	0,08	0	0,005
3	Система охлаждения	0,03	0,05	0,06	0,15	0,14	0,05
4	РПН	0,02	0,18	0,19	0,08	0,24	0,135
5	Вводы	0,13	0,23	0,32	0,23	0,34	0,22
6	Уплотнения	0,07	0,10	0,15	0,23	0,19	0,11
7	Масляная система	0,30	0,22	0,185	0,15	0,09	0,23
8	Прочее	0,15	0,09	0,01	0	0	0,09

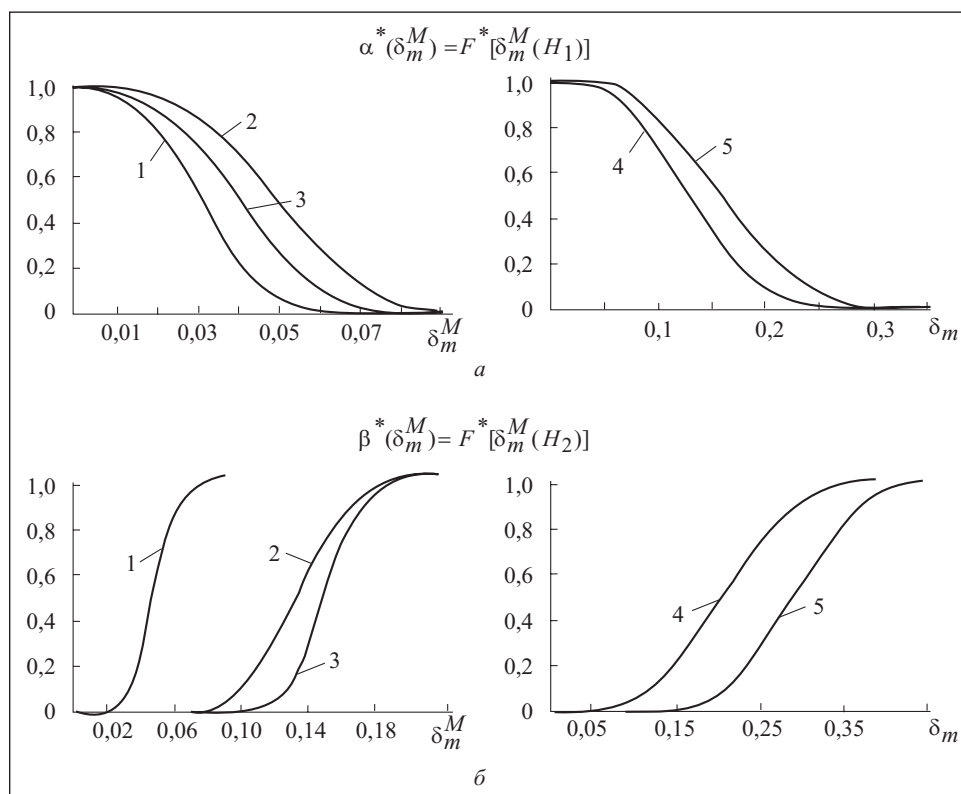


Рис. 2. Функции изменения распределения $\alpha^*(\delta_m)$ (а) и $\beta^*(\delta_m)$ (б): 1 — $U_n = 110$ кВ; 2 — $U_n = 220$ кВ; 3 — $U_n = 33$ кВ; 4 — $U_n = 300$ кВ; 5 — $U_n = 330$ кВ

что с увеличением класса напряжения сложность системы охлаждения, конструкции вводов и относительного числа силовых трансформаторов, оснащенных РПН, возрастает. Эти изменения обуславливают различие ЭХ $Q_{\{m_i\}, i_2}^{*j1, j2}$ ($i_2 = 1, 5$). Однако достоверность этого предположения должна быть проверена.

Таким образом, получены усредненная (исходная) ЭХ и ЭХ, рассчитанные в результате классификации данных по РП «класс напряжения». Эти данные не позволяют оценить значимость узлов конкретных силовых трансформаторов (для этого требуется ЭТ), но допускают применение метода, позволяющего оценить целесообразность классификации по заданной РП. Следует заметить, что классификация данных целесообразна, если полученная ЭХ неслучайно отличается от исходной.

В соответствии с разработанным методом и программной моделью было проведено сопоставление этих ЭХ. На рис. 2 приведены функции

распределения $F_{i1}^*[\delta_m^M(H_1)]$ и $F_{i1}^*[\delta_m^M(H_2)]$ при $i2 = 1, 5$. В табл. 2 приведены эмпирические значения наибольшего отклонения распределений $F^{*j1}(i1)$ и $F^{*j1,j2}(i1)$, $i2 = 1,5$ и $i1 = 1,8$, при номинальном напряжении U_n , средние значения $M_{i2}^*[\delta_m^M(H_1)]$ и $M_{i2}^*[\delta_m^M(H_2)]$, критические значения наибольшего отклонения $\delta_{m,i2}(\alpha \leq \alpha_k)$ и $\delta_{m,i2}(\beta \leq \beta_k)$ при равенстве критических значений ошибок первого и второго рода $\alpha_k = \beta_k = 0,05$. Случайное расхождение сопоставляемых ЭХ, а следовательно, и значимости надежности узлов обозначено СР, а неслучайное расхождение — НР.

Анализ данных, представленных на рис. 2 и табл. 2, позволяет сделать следующие выводы:

1. Эмпирические характеристики $Q_{\{m_{j1}\},i2}^{*j1,j2}$ силовых трансформаторов с номинальным напряжением U_n , равным 110 и 330 кВ, имеют случайные отличия от ЭХ $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$, так как удовлетворяют условиям

$$M^*[\delta_m^M(H_1)] > \delta_m^M(\beta \leq \beta_k), \quad M^*[\delta_m^M(H_2)] < \delta_m^M(\alpha \leq \alpha_k).$$

Это заключение не противоречит интуитивным представлениям:

число повреждений силовых трансформаторов при $U_n = 110$ кВ составляет 47 % общего числа повреждений, а закономерность изменения ЭХ этих трансформаторов во многом определяет ЭХ $Q_{\{m_{j1}\}}^{*j1}$;

число повреждений силовых трансформаторов $U_n = 330$ кВ составляет лишь 2 % общего числа повреждений.

Такое распределение по узлам числа повреждений затрудняет возможность выявления расхождения ЭХ. Случайный характер расхождения этих ЭХ свидетельствует о том, что при определении оптимального числа признаков классификации данных и вида признаков, определяющих зна-

Таблица 2. Оценки наибольшего отклонения распределений $F^{*j1}(i1)$ и $F^{*j1,j2}(i1)$ при $i2 = 1,5$ и $i1 = 1,8$

U_n , кВ	$i2$	δ_m^3	$M^*[\delta_m^M(H_1)]$	$M^*[\delta_m^M(H_2)]$	$\delta_m(\alpha \leq \alpha_k)$	$\delta_m(\alpha \leq \alpha_k)$	Результат сравнения ЭХ
35	1	0,138	0,042	0,152	0,068	0,118	НР
110	2	0,042	0,032	0,049	0,051	0,026	СР
220	3	0,132	0,050	0,136	0,077	0,086	НР
330	4	0,162	0,160	0,211	0,267	0,109	СР
500	5	0,221	0,128	0,237	0,212	0,183	НР

чимось надежность узлов силовых трансформаторов, классификация повреждений силовых трансформаторов с номинальным напряжением, равным 110 и 330 кВ, на первом этапе нецелесообразна. Этот вывод косвенно подтверждается очевидной неоднородностью парка силовых трансформаторов напряжением 110 кВ. Известно, что не все эти трансформаторы снабжены РПН, а надежность устройств регулирования без нагрузки РПН неодинакова.

Следовательно, случайный характер расхождения ЭХ может быть обусловлен как определяющей ролью закономерности изменения $Q_{\{m_j\},i2}^{*,j1,j2}$ для ЭХ $Q_{\{m_j\}}^{*,j1}$, так и ее незначительным влиянием. Само влияние обусловлено соотношением числа повреждений силовых трансформаторов.

2. Силовые трансформаторы с номинальным напряжением, равным 35, 220 и 500 кВ, имеют иные характеристики надежности узлов, отличные от итоговой ЭХ. Следовательно, переход на второй этап классификации повреждений для этих трансформаторов допустим. Формально различие сопоставляемых ЭХ определяется неравенством $\delta_m^3 > \delta_m(\alpha \leq \alpha_k)$. Однако согласно данным табл. 1 различие закономерностей изменения $Q_{\{m_j\}}^{*,j1}$ и соответствующих $Q_{\{m_j\},i2}^{*,j1,j2}$ очевидно.

Действительно, в силовых трансформаторах $U_n = 35$ кВ наиболее часто повреждаются обмотки, а к технологическим нарушениям следует отнести упуск масла в масляной системе. В силовых трансформаторах $U_n = 500$ кВ наиболее часто повреждаются вводы.

3. Кривые $\alpha^*(\delta_m^M)$, приведенные на рис. 2, а свидетельствуют о том, что чем число повреждений силовых трансформаторов больше, тем при фиксированном $\alpha^*(\delta_m)$ величина δ_m меньше, что полностью согласуется с известными теоретическими представлениями.

4. Кривые $\beta^*(\delta_m^M)$, приведенные на рис. 2, б, характеризуют различие сопоставляемых ЭХ. Чем это различие больше, тем больше величина δ_m при фиксированном значении $\beta^*(\delta_m)$.

Таким образом, разработанный метод, алгоритм и программа позволяют повысить достоверность оценки наименее надежных узлов оборудования. Суть уточнения сводится к учету случайного характера оценок значимости надежности узлов конкретного оборудования. Усредненные оценки могут привести к ошибочным выводам и рекомендациям.

A method is proposed for increasing estimate accuracy of constructive equipment unit reliability. It is based on the theory of the check of statistical hypotheses and simulation. Its algorithm is developed.

1. *Рябинин И. А.* Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. — Л. : Судостроение, 1971. — 453 с.
2. *Фархадзаде Э. М., Мурадалиев А. З., Фарзалиев Ю. З., Исмаилова С. М.* Совершенствование системы оценки и сравнения показателей надежности объектов промышленной энергетики // Изв. вузов. Проблемы энергетики (Казань). — 2008. — № 1—2. — С. 112 — 119.
3. *Ванин Б. В., Львов Ю. Н., Львов М. Н. и др.* О повреждаемости силовых трансформаторов напряжением 110-500 кВ в эксплуатации// Электрические станции. — 2001. — № 9. — С. 53—58.

Поступила 21.05.08;
после доработки 23.10.08

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, вед. инж. 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.