

Оценка точности показателей надежности оборудования электроэнергетических систем по ограниченным статистическим данным

ФАРХАДЗАДЕ Э.М., МУРАДАЛИЕВ А.З., ФАРЗАЛИЕВ Ю.З.

Несмотря на значительные успехи в разработке теории обеспечения надежности и экономичности работы электроэнергетических систем, проблема количественной оценки показателей надежности по малочисленным многомерным данным остается недостаточно решенной. Приводится новый метод расчета точности количественной оценки показателей надежности, основанный на имитационном моделировании случайных чисел и событий, математического аппарата теории фидуциальных вероятностей и теории проверки статистических гипотез. Применение метода проводится на примере вероятности отказа для задач оценки значимости заданной разновидности признака и распознавания значимых разновидностей признака по малочисленной совокупности многомерных данных.

К л ю ч е в ы е с л о в а: энергосистема, оборудование, надежность, оценка, достоверность, целесообразность

Решение проблемы оценки точности расчета показателей надежности при заданной достоверности всегда выделялось как одно из основных условий обеспечения эксплуатационной надежности электроэнергетических систем (ЭЭС). При этом под точностью показателя надежности (ПН) подразумевалась ширина доверительного интервала, накрывающего данный показатель, а под достоверностью — доверительная вероятность этого результата [1]. Этим характеристикам сопутствовало негласное предположение о соответствии данных опыта эксплуатации представительной выборке из некоторой генеральной совокупности. Иначе говоря, предполагалось, что данные соответствовали некоторому закону распределения и статистическим моментам этого распределения. Они и принимались за «истинное» значение. Такое предположение неслучайно. Оно позволило применить известные методы статистического анализа и тем самым оценить точность ПН при заданной достоверности. Однако применить эту «точность» при решении эксплуатационных задач ЭЭС не удавалось.

Следует отметить, что специалисты в области надежности ЭЭС при выполнении подобных расчетов сталкивались с определенными трудностями, к которым, прежде всего, относились следующие.

1. Случайные величины (длительность простоя в аварийном ремонте или отказ оборудования, или износ), во-первых, малочисленны, а во-вторых, зависят от большого числа признаков и их разновидностей. Такие статистические данные в математике именуются многомерными. Характерной особенностью малочисленных многомерных данных является существенное отличие от представительных вы-

борок из генеральной совокупности данных. Как правило, нет ни «истинного» закона распределения, ни «истинных» значений статистических параметров. Поэтому применить метод доверительных интервалов при их анализе можно, но результаты расчета будут лишены физического смысла, так как точность ПН может не соответствовать принятой достоверности.

2. При решении эксплуатационных задач требуется анализ состояния оборудования и устройств по надежности их работы и, в частности, по техническому состоянию. Усредненные оценки ПН не приемлемы. Это приводит к необходимости классификации статистических данных по некоторым разновидностям признаков (РП). Сам процесс классификации не представляет каких-либо трудностей при условии, что вопрос о целесообразности классификации игнорируется. В то же время ясно, что, если оценки ПН мало различаются между собой, то такая классификация при малочисленности данных нецелесообразна, так как приводит лишь к уменьшению числа случайных величин или числа случайных событий со всеми вытекающими отсюда последствиями.

3. Полученная в результате классификации выборка из многомерных данных по некоторой РП в отличие от выборок из генеральной совокупности неслучайна. Следовательно, ни о какой репрезентативности (представительности) этой выборки не может быть и речи. Именно поэтому нередко показатели разброса выборки данных (среднее квадратическое отклонение, размах отклонения) оказываются меньше, чем у совокупности данных, в то время как число случайных величин (событий) со-

вокупности данных (n_{Σ}) намного больше числа случайных величин (событий) выборки (n_V).

4. Методы статистического анализа выборок из генеральной совокупности к тому же основаны на ряде предположений, к которым прежде всего относятся:

соответствие распределения случайных величин нормальному закону (например регрессионный анализ);

число случайных величин не должно быть малым, во всяком случае, не исчисляться единицами; в частности, известно, что среднее арифметическое значение случайных величин отличается от «истинного» значения не более чем на 1% при условии, что $n_V > 28$; эти предположения для статистических данных эксплуатации оборудования и устройств ЭЭС не приемлемы.

5. Многогранность проблемы. Методы расчета точности ПН зависят от типа решаемой задачи и способа расчета ПН. Например, методы расчета точности вероятности отказа при отключении короткого замыкания выключателя и методы оценки «слабых звеньев» выключателя по критерию безотказности различны, так же как и методы расчета точности для средней длительности простоя выключателей в аварийном ремонте и вероятности отказа выключателя. Метод расчета изменяется и при замене критерия безотказности на критерий ремонтпригодности.

Точность количественной оценки ПН, прежде всего, необходима для объективного решения конкретных эксплуатационных задач:

какие энергоблоки нужно включать (отключать) при изменении нагрузки;

как распределить стационарную нагрузку между энергоблоками с учетом надежности и экономичности работы энергоблоков при отсутствии или несоответствии энергетических характеристик реальным условиям;

какое оборудование требует восстановления с его отключением на плановый ремонт;

какие узлы оборудования относятся к «слабым звеньям» и требуется их замена или восстановление износа;

какое оборудование требует перехода к мониторингу технического состояния переносными диагностическими устройствами.

Этот список можно было бы дополнить, но и перечисленные задачи свидетельствуют о важности более полного учета эксплуатационной надежности, что позволит снизить эксплуатационные затраты, расход топлива, обеспечить переход энергосистем к проведению планового ремонта по техническому состоянию оборудования.

Метод и алгоритм расчета. Преодолеть отмеченные выше трудности предлагается путем применения метода, основанного на имитационном моделировании, математическом аппарате теории проверки статистических гипотез и теории фидуциальных интервалов.

Примечания. 1. Фидуциальные интервалы были предложены в [2]. Фидуциальный интервал состоит из множества возможных случайных реализаций показателя, характеризующих представительные выборки случайных величин. На высокую эффективность фидуциального подхода при сравнении показателей надежности и малом числе наблюдений указывал А.Н. Колмогоров.

2. Метод имитационного моделирования является удобным «инструментом» моделирования закономерности распределения случайных величин с учетом случайного характера при малых объемах выборки. В [3] предлагается новый алгоритм моделирования, обеспечивающий случайный характер расхождения не только средних значений, но и показателей разброса распределения случайных величин.

Под точностью ПН предлагается принять ширину фидуциального интервала, а под достоверностью — относительное число учитываемых возможных значений оценок ПН.

Как было отмечено, метод и алгоритм расчета точности количественной оценки надежности оборудования зависит, прежде всего, от способа расчета ПН.

В статье в качестве ПН рассмотрим вероятность возникновения события Q . Предположим, что в рассматриваемом интервале времени на M энергоблоках наблюдалось $m_{\text{ав}\Sigma}$ отключений по аварийной заявке. Представим энергоблоки в виде r узлов. Число отказов каждого узла равно $m_{\text{ав}i}$ с $i = \overline{1, r}$

и $\sum_{i=1}^r m_{\text{ав}i} = m_{\text{ав}\Sigma}$. Оценка вероятности отказа i -го

узла $Q_{i\varepsilon}^* = m_{\text{ав}i} / m_{\text{ав}\Sigma}$, а усредненная вероятность

отказа всех r узлов равна $Q_{\Sigma\varepsilon}^* = r^{-1}$ (индекс «э» относится к оценкам, рассчитанным по статистическим данным эксплуатации). Требуется оценить характер расхождения $Q_{\Sigma\varepsilon}^*$ и $Q_{i\varepsilon}^*$ с $i = \overline{1, r}$. Выдвигаются два предположения (гипотезы): первое (H_1) — наблюдаемое расхождение между $Q_{\Sigma\varepsilon}^*$ и $Q_{i\varepsilon}^*$ при риске ошибочного решения не более α_K может быть принято незначимым и объясняется случайным характером оценок $Q_{i\varepsilon}^*$ с $i = \overline{1, r}$; второе (H_2) — наблюдаемое расхождение $Q_{\Sigma\varepsilon}^*$ и $Q_{i\varepsilon}^*$ скорее всего неслучайное.

Принятие одного из двух предположений (H_1 или H_2) проводится на основе специализированных критериев. Рекомендуется следующий критерий:

- если $Q_{i\bar{3}}^* > Q_{\Sigma\bar{3}}^*$ и $Q_{i\bar{3}}^* \gg \overline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$, то $H \Rightarrow H_2$;
 - если $Q_{i\bar{3}}^* < Q_{\Sigma\bar{3}}^*$ и $Q_{i\bar{3}}^* \ll \underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$, то $H \Rightarrow H_2$;
 - если $Q_{i\bar{3}}^* < Q_{\Sigma\bar{3}}^*$, а $Q_{i\bar{3}}^* \approx \underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$ и $Q_{\Sigma\bar{3}}^* > \overline{Q_{i(1-\beta_K)}^{**}}$, то $H \Rightarrow H_2$;
 - если $Q_{i\bar{3}}^* > Q_{\Sigma\bar{3}}^*$, а $Q_{i\bar{3}}^* \approx \underline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$, и $Q_{\Sigma\bar{3}}^* < \underline{Q_{i\beta_K}^{**}}$, то $H \Rightarrow H_2$, иначе $H \Rightarrow H_1$.
- (1)

Здесь α_K и β_K — критические значения ошибок, первого и второго рода соответственно; «**» — оценка, полученная имитационным моделированием реализаций Q_i^* ; $\underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$ и $\overline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$ — нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала при условии, что $H \Rightarrow H_1$; $\underline{Q_{i\beta_K}^{**}}$ и $\overline{Q_{i(1-\beta_K)}^{**}}$ — нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала при условии, что $H \Rightarrow H_2$.

На рис. 1 приведена графическая иллюстрация критерия контроля целесообразности классификации

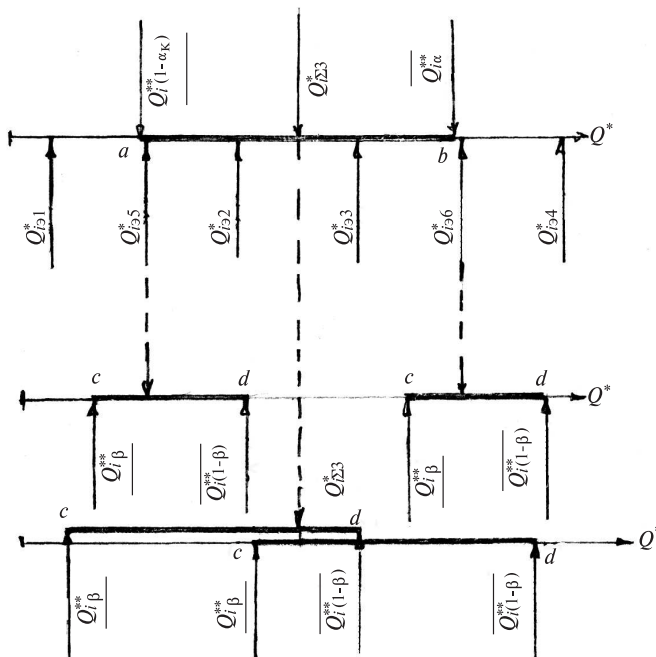


Рис. 1. Графическая иллюстрация критерия контроля целесообразности классификации многомерных данных

ции малочисленных многомерных статистических данных. Здесь наряду с граничными значениями фидуциальных интервалов приведены шесть возможных оценок вероятности отказа $Q_{i\bar{3}j}^*$ с $j=\overline{1,6}$, которые сопоставляются с усредненной оценкой $Q_{\Sigma\bar{3}}^*$.

Первая оценка $Q_{i\bar{3}1}^* < Q_{\Sigma\bar{3}}^*$, и к тому же $Q_{i\bar{3}1}^* < \underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$. Поэтому с уровнем значимости α_K может принято предположение $H \Rightarrow H_2$. Оценка $Q_{i\bar{3}2}^*$ также меньше $Q_{\Sigma\bar{3}}^*$, но она существенно больше, чем $\underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$. Иначе говоря, она принадлежит множеству возможных значений фидуциального интервала (a, b) и, следовательно, $H \Rightarrow H_1$. Оценка $Q_{i\bar{3}3}^* > Q_{\Sigma\bar{3}}^*$, однако она меньше $\overline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$ и, следовательно, $H \Rightarrow H_1$. Оценка $Q_{i\bar{3}4}^* > Q_{\Sigma\bar{3}}^*$ и больше $\overline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$, следовательно, $H \Rightarrow H_2$. Оценки $Q_{i\bar{3}5}^* \approx \underline{Q_{i(1-\alpha_K)}^{**}}$ и $Q_{i\bar{3}6}^* \approx \overline{Q_{i\alpha_K}^{**}}$. Для них рассчитываются фидуциальные интервалы $[\underline{Q_{i\beta}^{**}}; \overline{Q_{i(1-\beta)}^{**}}]$ с $H \Rightarrow H_2$. Здесь возможны два случая:

первый $Q_{\Sigma\bar{3}}^* > \overline{Q_{i(1-\beta_K)}^{**}}$ (для $Q_{i\bar{3}5}^*$) и $Q_{\Sigma\bar{3}}^* < \underline{Q_{i\beta_K}^{**}}$ (для $Q_{i\bar{3}6}^*$), когда $H \Rightarrow H_2$; второй $Q_{\Sigma\bar{3}}^* < \underline{Q_{i(1-\beta_K)}^{**}}$ (для $Q_{i\bar{3}5}^*$) и $Q_{\Sigma\bar{3}}^* > \overline{Q_{i\beta_K}^{**}}$ (для $Q_{i\bar{3}6}^*$), когда $H \Rightarrow H_1$.

Рассмотрим расчет граничных значений фидуциальных интервалов, ограничивающих множество возможных оценок вероятности отказа $Q_{i\bar{3}}^* = m_i / m_\Sigma$ с $i=\overline{1,r}$ и $\sum_{i=1}^r m_i = m_\Sigma$ с уровнями значимости α_K и β_K . Если согласиться с тем, что распределение возможных значений $Q_{i\bar{3}}^*$ характеризуется биномиальным законом, для которого функция распределения вычисляется по формуле [4]:

$$F(m) = \sum_{i=0}^m C(m_\Sigma, i) Q^i (1-Q)^{m_\Sigma-1}, \quad (2)$$

то граничные значения доверительного интервала рассчитываются по следующим уравнениям:

$$\sum_{i=0}^{m_\Sigma} C(m_\Sigma, i) Q^i (1-Q)^{m_\Sigma-i} = \frac{\alpha_K}{2}, \quad (3)$$

$$\sum_{i=0}^d C(m_\Sigma, i) Q^i (1-Q)^{m_\Sigma-i} = \frac{\alpha_K}{2}. \quad (4)$$

Применение формул (3) и (4) не отвечает требованиям к оценке граничных значений фидуциального распределения по следующим двум причинам.

1. В критерии (1) одновременно используются лишь только нижнее или только верхнее граничное значение фидуциального интервала. Поэтому, чтобы обеспечить уровень значимости $\alpha = \alpha_K$, необходимо рассчитывать граничные значения одностороннего фидуциального интервала, т.е. не для $\alpha_K/2$, а для α_K .

2. Граничные значения доверительного интервала отличаются от возможных дискретных значений вероятности отказа, а следовательно, они не относятся к множеству возможных реализаций вероятности отказа.

Что касается формулы (2), то для расчета $F(m)$ могут быть использованы специальные таблицы. Но, к сожалению, они не охватывают возможные на практике значения m_Σ и m_i , а самому ручному счету будут свойственны известные недостатки.

На рис. 2 приведена структурная схема алгоритма моделирования распределения $F(Q^{**})$.

Примеры. 1. Оценка целесообразности классификации многомерных данных об отказах по фиксированной РП. В рассматриваемом интервале времени восемь энергоблоков ТЭС мощностью 300 МВт были отключены по аварийной заявке $m_\Sigma = 44$ раза. Восемь отключений было на 7-м энергоблоке ($m_7 = 8$). Требуется оценить характер расхождения оценки вероятности отказа этого энергоблока $Q_{7\theta}^* = 8/44 = 0,1818$ от усредненной оценки вероят-

ности отказа энергоблоков $Q_{\Sigma\theta}^* = 1/8 = 0,125$. Для решения этой задачи построим фидуциальное распределение возможных реализаций вероятности отказа 7-го энергоблока $F^*(Q_7^*; H_1)$ в соответствии со структурной схемой алгоритма рис. 2, что соответствует предположению $H \Rightarrow H_1$. Результаты моделирования систематизированы в табл. 1.

Как следует из табл. 1, определение граничных значений фидуциального интервала по $F^*(Q^{**})$, подобно их определению для непрерывных случайных величин, невозможно. Если для фидуциального распределения средней длительности простоя в аварийном ремонте $F^*[M_V^{**}(\tau)]$ нижнее и верхнее граничные значения определяются [5] как соответствующие порядковым номерам $\alpha_K N$ и $(1 - \alpha_K) N$ размещенных в порядке возрастания возможных реализаций $M_V^{**}(\tau)$, то для дискретного распределения $F^*(Q^{**})$ такой подход не приемлем. Трудность оценки граничных значений фидуциального интервала по распределению $F^*(Q^{**})$ заключается в том, что каждому дискретному значению Q_j^* (см. табл. 1) соответствует некоторая частота проявления при N испытаниях $F^*(Q^{**})$ и интервал функции распределения $F^*(Q^{**}) = F^*(Q_j^*)$, равный $f^*(Q_j^*) = [F^*(Q_j^*) - F^*(Q_{j-1}^*)]$. В частности, $\alpha_K = 0,05$ по данным табл.1 находится в интервале $[F^*(Q_2^*) - F^*(Q_3^*)]: [0,022 \div 0,080]$.

Поскольку взаимно обозначенное соответствие между Q_j^* и $F^*(Q_j^*)$ отсутствует, то при условии «риск ошибочного решения должен быть не более α_K » граничными значениями фидуциального распределения предлагается избрать вероятности $\underline{Q}_j^* = 0,023$ и $\bar{Q}_j^* = 0,205$, для которых уровни значимости нижнего и верхнего граничных значений будут ближайшим меньшим для α_K и ближайшим большим для $(1 - \alpha_K)$ и, соответственно, равны $\alpha_{K.H} = 0,022$ и $\alpha_{K.B} = 0,96$.

Алгоритм расчета $\underline{Q}_{j,\alpha_{K.H}}^* = 0,023$ предусматривает последовательное суммирование оценок $f^*(Q_j^*)$ с $j=1, k$, где $k = Q_{\max}^* / Q_j^*$, а $Q_{\max}^* = \max(Q_1^*, Q_2^*, \dots, Q_k^*)$, и пошаговую (для каждого j) проверку условия $F^*(Q_j^*) = \sum_{i=0}^k f^*(Q_i^*) < \alpha_K$. Поряд-

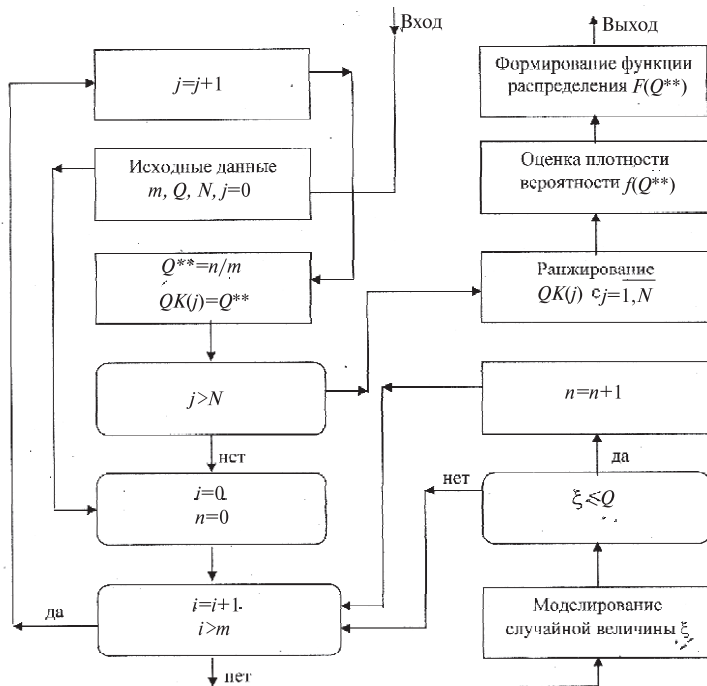


Рис. 2. Структурная схема алгоритма моделирования фидуциального распределения возможных значений вероятности отказа $F(Q^{**})$

ковый номер j , при котором это условие нарушается и определяет нижнее граничное значение фидуциального интервала $Q_{j,\alpha_{к.н}}^*$. В свою очередь, значение $Q_{j,\alpha_{к.н}}^*$ определяется последовательным суммированием оценок $f^*(Q_k^*)$, $f^*(Q_{k-1}^*)$, $f^*(Q_{k-2}^*)$ и т.д. и пошаговой проверкой условия непревышения суммой $\sum_{i=0}^k f^*(Q_{k-i}^*)$ значения $\alpha_{к.н}$. Значение $j=k-1$, для которого это условие нарушается, и будет порядковым номером $Q_j^* = Q_{j,\alpha_{к.н}}^*$.

Для $\alpha_{к.н} = 0,1$ одностороннее нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала по данным табл. 1 будут соответственно равны $Q_{j,\alpha_{к.н}}^* = 0,068$ и $Q_{j,\alpha_{к.н}}^* = 0,182$. Поскольку значение $Q_{7,\alpha_{к.н}}^* = 0,1818 > Q_{\Sigma\alpha}^*$ и примерно равно $Q_{j,\alpha_{к.н.в}}^* = 0,182$, то в соответствии с критерием (1) сопоставим $Q_{\Sigma\alpha}^*$ с $Q_{j,\beta_{к.н}}^{**}$. Результаты моделирования фидуциального распределения $F^{**}(Q_{7,j}^{**}, H_2)$ приведены в табл. 2.

Таблица 1

Число отключений m_j	Оценки		
	$Q_j^* = m_j / m_{\Sigma}$	$f^*(Q_j^*)$	$F^*(Q_j^{**})$
0	0	0,002	0,002
1	0,023	0,020	0,022
2	0,045	0,058	0,080
3	0,068	0,102	0,182
4	0,091	0,144	0,326
5	0,114	0,184	0,510
6	0,136	0,156	0,666
7	0,159	0,151	0,823
8	0,182	0,093	0,916
9	0,205	0,044	0,960
10	0,227	0,021	0,981
11	0,250	0,013	0,994
12	0,273	0,002	0,996
13	0,295	0,003	0,999
14	0,318	0,001	1,000

Таблица 2

$Q_{7,j}^*$	$F^{**}(Q_{7,j}^{**}, H_2)$	$Q_{7,j}^{**}$	$F^{**}(Q_{7,j}^{**}, H_2)$
0	0,0002	0,227	0,8381
0,023	0,0018	0,250	0,9094
0,045	0,0103	0,273	0,9558
0,068	0,0317	0,295	0,9794
0,091	0,0797	0,318	0,9915
0,114	0,1652	0,341	0,9969
0,136	0,2898	0,364	0,9985
0,159	0,4427	0,386	0,9994
0,182	0,5926	0,409	1,0000
0,205	0,7301	—	—

Практика расчетов показывает, что переход от сравнения оценок вероятности отказа $Q_{i\alpha}^*$ с верхним (нижним) граничным значением фидуциального интервала $[Q_{j,\alpha_{к.н}}^* ; Q_{j,\alpha_{к.н.в}}^*]$ к сравнению $\alpha_{к.н}$ и $F^*(Q_j^* = Q_{i\alpha}^*)$ позволяет не только сохранить неизменным значение $\alpha_{к.н}$, но и несколько упростить расчеты. Вопрос заключается в том, с чем конкретно сравнивать $\alpha_{к.н}$. Напомним, что каждому значению Q_j^* с $j=1, k$ соответствует некоторый интервал $[F^*(Q_{j-1}^*); F^*(Q_j^*)]$.

Предлагается следующий критерий:

- если $Q_{i\alpha}^* > Q_{\Sigma\alpha}^*$, $Q_{i\alpha}^* = Q_{i,m_1}^*$, а $R^*(Q_{i(m_1-1)}^*) < \alpha_{к.н}$, то $H \Rightarrow H_2$;
 - если $R^*(Q_{i(m_1-1)}^*) \approx \alpha_{к.н}$, $Q_{\Sigma\alpha}^* = Q_{i,m_2}^*$, а $F^*(Q_{i(m_2-1)}^*) < \beta_{к.н}$, то $H \Rightarrow H_2$; иначе $H \Rightarrow H_1$;
 - если $Q_{i\alpha}^* < Q_{\Sigma\alpha}^*$, $Q_{i\alpha}^* = Q_{i,m_3}^*$, а $F^*(Q_{i(m_3-1)}^*) > (1 - \beta_{к.н})$, то $H \Rightarrow H_2$;
 - если $F^*(Q_{i(m_3-1)}^*) \approx (1 - \beta_{к.н})$, $Q_{\Sigma\alpha}^* = Q_{i,m_2}^*$, а $F^*(Q_{i(m_2-1)}^*) > (1 - \alpha_{к.н})$, то $H \Rightarrow H_2$; иначе $H \Rightarrow H_1$.
- (5)

Здесь $m_3 < m_2 < m_1$ – число реализаций вероятности отказа, соответствующих $Q_{i\alpha}^* < Q_{\Sigma\alpha}^*$, $Q_{\Sigma\alpha}^*$ и $Q_{i\alpha}^* > Q_{\Sigma\alpha}^*$.

Для примера вычислений $R^*(Q_{i(m_1-1)}^*) = 1 - F^*(Q_{i(m_1-1)}^*)$ по критерию (5) вернемся к данным табл. 1. Поскольку $Q_{7э}^* > Q_{\Sigmaэ}^*$, находим, что для $Q_{iэ}^* = 0,182$ $m_1 = 8$. При этом

$$R^*(Q_{i7}^*) = 1 - F^*(Q_{i7}^*) = 1 - 0,23 = 0,77 > \alpha_k = 0,1.$$

Следовательно, расхождение между $Q_{7э}^*$ и $Q_{\Sigmaэ}^*$ случайно, а классификация данных по этой РП не целесообразна.

2. Оценка значимости заданного перечня разновидностей признаков. При анализе статистических данных эксплуатации естественно стремление представить каждый признак, характеризующий особенности оборудования и устройств (объектов), достаточным числом его разновидностей. И это стремление естественно в условиях, когда значимость РП не известна. Для большей части объектов эти РП оговорены в специальных классификаторах. Но если обратиться к ним, то нетрудно заметить, что учтены практически все нюансы и особенности и потому число РП часто превышает число данных. Оценка значимости заданного перечня РП способствует объективному решению ряда эксплуатационных задач. К ним относятся:

анализ закономерности изменения износа, возникновения отказов и дефектов; по данным анализа строятся эмпирические характеристики, которые используются при организации последующего технического обслуживания и ремонта;

ранжирование РП по значимости; такая перестановка позволяет выявить:

наименее надежные узлы объектов («слабые звенья») как с точки зрения безотказности и ремонтпригодности, так и с точки зрения их долговечности;

наименее и наиболее надежные объекты, что при ограничении режима работы, технического обслуживания и ремонта позволяет учесть их техническое состояние и тем самым снизить эксплуатационные затраты.

Следует различать две разновидности классификации данных, характеризующих вероятность возникновения тех или иных событий. Предположим, что в заданном интервале ΔT из M_{Σ} объектов отказало m_{Σ} . Усредненная оценка вероятности отказа равна $Q_{\Sigma}^* = m_{\Sigma} / M_{\Sigma}$. Первая разновидность предполагает классификацию m_{Σ} по r РП, когда $Q_{\Sigma}^* = r^{-1}$. Оценка вероятности отказов для каждой РП будет равна $Q_{iэ}^* = m_i / m_{\Sigma}$ с $i=1, r$.

Примером такой зависимости является анализ закономерности изменения Q^* по месяцам года.

Далее приведены данные примера об оценках вероятности отказа узлов энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе:

Устройство	Число отказов	Вероятность отказа
Паротурбинная установка	19	0,432
Котельная установка	14	0,318
Собственные нужды	6	0,136
Турбогенератор	3	0,068
Силовой трансформатор	2	0,045

Вторая разновидность классификации данных предполагает, что Q_{Σ}^* может быть представлена как отношение $\sum_{i=1}^r m_i$ и $\sum_{i=1}^r M_i$. При этом оценка вероятности отказов для каждой РП будет равна $Q_i^* = m_i / M_i$ с $i=1, r$, т.е. знаменатель для каждой вероятности Q_i^* индивидуален.

В качестве примера далее приведены оценки вероятности отказа силовых трансформаторов для различных сроков их службы [6]:

Срок службы	Число отказов	Вероятность отказа
0–9	35	0,030
9–16	12	0,020
17–26	14	0,024
27–38	5	0,012

Рассмотрим алгоритм оценки значимости заданного перечня разновидностей признаков. Несмотря на смысловое различие данных, ранее представленных, алгоритм решения поставленной задачи во многом схож и состоит из следующих этапов.

1. Строится фидуциальное распределение $F^*(Q^{**})$ для предположения $H \Rightarrow H_1$.

2. Определяются граничные значения фидуциального интервала $[Q_{\Sigma(1-\alpha_k)}^{**}; Q_{\Sigma\alpha_k}^{**}]$ с заданной ошибкой первого рода α_k .

3. Сопоставляются оценки вероятности отказа для каждой РП $Q_{iэ}^*$. В соответствии с критерием (1): при $Q_{\Sigmaэ}^* > Q_{iэ}^*$ с $Q_{\Sigma(1-\alpha_k)}^{**}$, а при $Q_{\Sigmaэ}^* < Q_{iэ}^*$ с $Q_{\Sigma\alpha_k}^{**}$. Если $Q_{iэ}^* << Q_{\Sigma(1-\alpha_k)}^{**}$ или $Q_{iэ}^* >> Q_{\Sigma\alpha_k}^{**}$, то $H \Rightarrow H_2$; в противном случае $H \Rightarrow H_1$.

Если же $Q_{iэ}^* \approx Q_{\Sigma(1-\alpha_k)}^{**}$ или $Q_{iэ}^* \approx Q_{\Sigma\alpha_k}^{**}$, то:

1) строится фидуциальное распределение $F^*(Q_i^{**})$ для $H \Rightarrow H_2$;

Таблица 3

2) определяются граничные значения фидуциального интервала $[Q_{i\beta_K}^{**}; Q_{i(1-\beta_K)}^{**}]$;

3) проводится сравнение $Q_{\Sigma\alpha}^*$ с $Q_{i\beta_K}^{**}$ при $Q_{\Sigma\alpha}^* < Q_{i\beta_K}^*$ и $Q_{\Sigma\alpha}^*$ с $Q_{i(1-\beta_K)}^{**}$ при $Q_{\Sigma\alpha}^* > Q_{i\beta_K}^*$;

4) если $Q_{\Sigma\alpha}^* > Q_{i\beta_K}^{**}$ (или $Q_{\Sigma\alpha}^* < Q_{i(1-\beta_K)}^{**}$), то $H \Rightarrow H_1$, иначе $H \Rightarrow H_2$.

4. Сравнения, приведенные в п.3, позволяют представить r оценок $Q_{i\alpha}^*$, а следовательно, и соответствующие РП тремя группами. Первая группа включает РП, оценки $Q_{i\alpha}^*$ которых и $Q_{\Sigma\alpha}^*$ различаются случайно. Поскольку классификация по этим РП нецелесообразна, рекомендуется представить их одной объединенной по смыслу РП с $Q_{i\alpha}^* = Q_{\Sigma\alpha}^*$.

Вторая группа включает РП, для которых $Q_{i\alpha}^*$ неслучайно больше $Q_{\Sigma\alpha}^*$, а третья группа состоит из РП, для которых $Q_{i\alpha}^*$ неслучайно меньше $Q_{\Sigma\alpha}^*$. Вычисления проводятся для групп, число РП которых $r_r \geq 2$. Эти группы представляются совокупностью данных, и вычисляется усредненная вероятность отказа по данным этой совокупности

$$Q_{r,\alpha}^* = \sum_{j=1}^{r_r} m_j / m r_r.$$

Далее расчеты проводятся строго по изложенному ранее алгоритму. Расчеты завершаются, если $H \Rightarrow H_1$ или $r_r < 2$.

Ранжирование РП по значимости проведем первоначально по оценкам вероятности отказа узлов энергоблоков, приведенным ранее.

В табл. 3 приведены результаты расчета фидуциального распределения $F^*(Q_j^{**})$ для $Q_{\Sigma}^* = 1/5 = 0,2$, $m_{\Sigma} = 44$ и $N = 1000$.

С уровнем значимости $\alpha_K = 0,05$ в табл. 3 выделены нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала, соответственно равные 0,114 и 0,295.

Если сопоставить оценки вероятности отказа узлов энергоблоков с граничными значениями фидуциального интервала, то нетрудно заметить, что:

оценки вероятности отказа паротурбинной установки $Q_{ПТЭ}^* = 0,432$, как и котельной установки $Q_{КУЭ}^* = 0,318$, которые больше, чем $Q_{\Sigma\alpha}^* = 0,2$, превышают верхнее граничное значение $Q_{\Sigma\alpha_{К,В}}^{**} = 0,295$ и, следовательно, неслучайно отличаются от $Q_{\Sigma\alpha}^*$;

Номер j	Параметр		
	m_j	Q_j^*	$F^*(Q_j^{**})$
1	0	0	0
2	1	0,023	0,002
3	2	0,045	0,005
4	3	0,068	0,015
5	4	0,091	0,039
6	5	<u>0,114</u>	<u>0,089</u>
7	6	0,136	<u>0,185</u>
8	7	0,159	<u>0,310</u>
9	8	0,182	<u>0,461</u>
10	9	0,205	0,615
11	10	0,22	0,58
12	11	0,250	0,856
13	12	0,273	0,911
14	13	<u>0,295</u>	<u>0,956</u>
15	14	<u>0,318</u>	<u>0,978</u>
16	15	<u>0,341</u>	<u>0,992</u>
17	16	<u>0,364</u>	<u>0,998</u>
18	17	<u>0,386</u>	<u>0,999</u>
19	18	0,409	1,0

оценки вероятности отказа турбогенератора $Q_{ТГЭ}^* = 0,068$ и силового трансформатора $Q_{ТРЭ}^* = 0,045$, которые меньше $Q_{\Sigma\alpha}^*$, оказались меньше нижнего граничного фидуциального интервала $Q_{\Sigma\alpha_{К,Н}}^{**} = 0,114$ и, следовательно, неслучайно отличаются от $Q_{\Sigma\alpha}^*$;

оценки вероятности отказа системы собственных нужд $Q_{СНЭ}^* = 0,136 < Q_{\Sigma\alpha_{К,В}}^{**}$ и больше, чем $Q_{\Sigma\alpha_{К,Н}}^{**}$ и, следовательно, случайно отличаются от $Q_{\Sigma\alpha}^*$.

Таким образом:

в первую группу входит система собственных нужд с $Q_{СНЭ}^* = Q_{\Sigma\alpha}^* = 0,2$;

во вторую группу — паротурбинная и котельная установки; усредненная вероятность отказа устройств этой группы $Q_{Г2Э}^* = 0,375$; требуется оценить характер расхождения $Q_{Г2Э}^*$ с $Q_{ПТЭ}^*$ и $Q_{КУЭ}^*$;

в третью группу — турбогенератор и силовой трансформатор $Q_{Г3Э}^* = 0,057$; требуется оценить характер расхождения $Q_{Г3Э}^*$ с $Q_{ТГЭ}^*$ и $Q_{ТРЭ}^*$.

Результаты расчетов расхождения усредненных и индивидуальных оценок приведены далее:

Показатель	Значение	
	2 группа	3 группа
$Q_{ГЭ}^*$	0,375	0,057
$Q_{Г\alpha}^{**}$	0,477	0,091
$Q_{Г\alpha}^{**}$	0,250	0
$R^*(Q_{ПТЭ}^*; H_1)$	0,16	—
$R^*(Q_{КВЭ}^*; H_1)$	0,72	—
$R^*(Q_{ТГЭ}^*; H_1)$	—	0,245
$R^*(Q_{ТТЭ}^*; H_1)$	—	0,464

Анализ приведенных данных позволяет заключить:

оценки вероятности отказа $Q_{ПТЭ}^*$ и $Q_{КВЭ}^*$ случайно отличаются от $Q_{ГЭ}^* = 0,375$; классификация данных по этим РП нецелесообразна;

оценки вероятности отказа $Q_{ТГЭ}^*$ и $Q_{ТТЭ}^*$ случайно отличаются от $Q_{ГЭ}^* = 0,057$; классификация данных по этим РП нецелесообразна;

для энергоблоков ТЭС следует различать три РП: тепломеханическое оборудование с $Q_{ГЭ}^* = 0,375$ с точностью $[0,250; 0,477]$ и $\alpha_k = 0,05$; система собственных нужд с $Q_{СНЭ}^* = 0,2$ с точностью оценки $[0,114; 0,295]$ и $\alpha_k = 0,05$ и электротехническое оборудование с $Q_{ГЭ}^* = 0,057$ с точностью оценки $[0; 0,091]$ и $\alpha_k = 0,05$;

существенное превышение значений функции $R^*(Q_{ГЭ}^*; H_1)$ значения $\alpha_k = 0,05$ полностью подтверждает результаты анализа.

Рассмотрим решение задачи об оценке закономерности изменения вероятности отказа силовых трансформаторов в зависимости от срока службы (см. данные, приведенные ранее).

В табл. 4 приведены граничные значения фидуциальных интервалов, характеризующих точность оценок вероятности отказа силовых трансформаторов с различными интервалами срока службы при условии, что предположение $H \Rightarrow H_1$ ($\alpha_k \leq 0,05$).

Если применить к этим данным критерий (1), то можно заключить, что в интервале срока службы:

(0–8) лет – вероятность отказа силовых трансформаторов $Q_{1Э}^* = 0,0298$ больше усредненной оцен-

Таблица 4

Показатель i	Срок службы, лет			
	0–8	9–16	17–26	27–38
$Q_{Э}^*$	0,0396	0,0202	0,0242	0,0123
$Q_{i0,05}^{**}$	0,031	—	0,033	—
$Q_{i0,95}^{**}$	—	0,014	—	0,012
$R^*(Q_{iЭ}^*; H_1)$	0,115	—	0,500	—
$F^*(Q_{iЭ}^*; H_2)$	—	0,283	—	0,039

ки $Q_{\Sigma Э}^* = 0,0239$ и мало отличается от $Q_{1;0,05}^* = 0,031$, то необходимо привлечь данные об ошибке второго рода β ;

(9–16) лет — поскольку $Q_{2Э}^* > Q_{\Sigma Э}^*$, а $Q_{2Э}^* > Q_{2;0,95}^* = 0,014$, то $H \Rightarrow H_1$;

(17–26) лет — поскольку $Q_{3Э}^* \approx Q_{\Sigma Э}^*$, а $Q_{3Э}^* < Q_{3;0,05}^* = 0,033$, то $H \Rightarrow H_1$;

(27–38) лет — поскольку $Q_{4Э}^* < Q_{\Sigma Э}^*$, а $Q_{4Э}^* \approx Q_{4;0,95}^* = 0,012$, то для уточнения характера расхождения $Q_{4Э}^*$ и $Q_{\Sigma Э}^*$ необходимо ввести в рассмотрение ошибку второго рода β .

Результаты расчетов граничных значений фидуциальных интервалов $[Q_{1(1-\beta_k)}^{**}$ и $Q_{1\beta_k}^{**}]$ и вероятностей $F_1^*(Q_{\Sigma Э}^*)$ и $F_4^*(Q_{\Sigma Э}^*)$ приведены в табл. 5 (для $Q = Q_{1Э}^*$, $n_1 = 1180$, $Q = Q_{4Э}^*$ и $n_4 = 406$).

Таблица 5

Показатель	Срок службы, лет		Предположение
	0–8	27–38	
$Q_{\Sigma Э}^*$	0,0239		
$Q_{1(1-\beta_k)}^{**}$	—	0,0191	H_2
$Q_{1\beta_k}^{**}$	0,220	—	H_1
$F_1^*(Q_{\Sigma Э}^*; H_2)$	0,129	—	H_1
$R_4^*(Q_{\Sigma Э}^*; H_2)$	—	0,02	H_2

Как следует из табл. 5, расхождение $Q_{1Э}^*$ и $Q_{\Sigma Э}^*$ в интервале (0–8) лет случайно, т.е. $H \Rightarrow H_1$. Что касается расхождения $Q_{4Э}^*$ и $Q_{\Sigma Э}^*$, то скорее всего оно неслучайно, т.е. $H \Rightarrow H_2$.

Достоверность этих результатов подтверждается как в табл. 4, так и в табл. 5 соотношением вероятности проявления экспериментальной оценки и риска ошибочного решения.

Таким образом, с достоверностью не менее 0,95 можно заключить, что классификация приведенных данных по длительности эксплуатации для первых трех интервалов нецелесообразна. Но это ни в коем случае не говорит о том, что такой зависимости нет. Просто, видимо, существуют более значимые РП, которые и надо выявить на первом этапе классификации данных.

Заключение. Разработанный метод, алгоритм и программа расчета показателей надежности, вычисляемых как вероятность возникновения малочисленных многомерных событий, позволяют:

оценить целесообразность классификации данных по заданной разновидности признака возникновения случайного события;

выделить из ряда заданных разновидностей признака значимые признаки; при этом оценивается не только характер расхождения оценок показателей надежности с усредненной оценкой, но и характер расхождения показателей надежности, вычисленных для значимых разновидностей признаков, между собой;

оценить показатели индивидуальной надежности по заданным разновидностям рассматриваемых признаков;

сформировать кластеры как совокупность одноименного оборудования с одинаковыми показателями индивидуальной надежности и назначить в соответствии с их надежностью индивидуальную систему технического обслуживания

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Рябинин И.А. Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. — Л.: Судостроение, 1971, 454 с.

2. Fisher R.A. The fiducial argument in statistical inference. *Annals of Eugenics*, 1935, 6, 391p.

3. Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З. Сопоставление методов моделирования непрерывных случайных величин по эмпирическим распределениям. — Проблемы Энергетики (Баку), 2013, № 1, с. 25—31.

4. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля надежности. — М.: Советское радио, 1968, 288 с.

5. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З., Абдуллаева С.А. Метод повышения точности количественной оценки относительной длительности состояний объектов ЭЭС. — Электронное моделирование (Киев), 2016, № 3, с. 1—11.

6. Фархадзаде Э.М. Метод контроля точности показателей надежности оборудования и устройств энергосистем. — Электрические станции, 1978, № 10, с. 43—47.

[27.06.2016]

А в т о р ы: Фархадзаде Эльмар Мехтиевич в 1961 г. окончил энергетический факультет Азербайджанского института нефти и химии (АЗИНЕФТЕХИМ, Баку). В 1982 г. защитил докторскую диссертацию «Точность и достоверность характеристик надежности электроустановок» в Новосибирском электротехническом институте. Руководитель лаборатории «Надежность оборудования энергосистем» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского института энергетики (АЗНИПИИЭ).

Мурадалиев Айдын Зураб оглу в 1982 г. окончил энергетический факультет АЗИНЕФТЕХИМ. В 2013 г. защитил докторскую диссертацию «Разработка методов и алгоритмов расчета показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств ЭЭС». Начальник отдела «Надежность оборудования энергосистем» АЗНИПИИЭ.

Фарзалиев Юсиф Зейни оглу окончил Азербайджанский государственный университет в 1985 г. В 2008 г. защитил кандидатскую диссертацию «Повышение точности и достоверности расчета показателей надежности энергоблоков ТЭС». Начальник сектора «Информационные технологии и инновации» АЗНИПИИЭ.

Elektrichestvo (Electricity), 2016, No. 12, pp. 4—13.

Evaluating the Accuracy of Electric Power System Equipment Reliability Indicators from a Limited Statistical Data

FARHADZADE Elmar M. (Azerbaijani Scientific Research Designing Institute of Power Engineering (ASRDIPE), Baku, Azerbaijan) — Head of the Laboratory, Dr. Sci. (Eng.)

MURADALIYEV Audin Z. (ASRDIPE, Baku, Azerbaijan) — Head of the Department, Dr. Sci. (Eng.)

FARZALIYEV Yusif Z. (ASRDIPE, Baku, Azerbaijan) — Head of the Department, Cand. Sci. (Eng.)

Despite significant advances achieved in elaborating the theory of ensuring reliable and economically efficient operation of electric power systems, the problem of quantitatively evaluating reliability indicators based a few multidimensional data has not been solved to a sufficient extent. The article presents a new method for calculating the accuracy obtained from a quantitative assessment of reliability indicators, which is based on simulating random numbers and events, on the mathematical techniques of the fiducial probability theory, and on the statistical hypotheses testing theory. The proposed method is applied to an example of failure probability for problems concerned with evaluating the significance of a specified kind of sign and recognizing significant varieties of a sign from a scanty set of multidimensional data.

Key words: power system, equipment, reliability, assessment, validity, advisability