УДК 621.019

Э.М. Фархадзаде, д-р техн. наук,
А.З. Мурадалиев, Ю.З. Фарзалиев, кандидаты техн. наук
Азербайджанский научно-исследовательский
и проектно-изыскательский ин-т энергетики
(Азербайджанская республика, Az1012, Баку, пр. Зардаби, 94,
тел (+99412) 4316407, e-mail: fem1939@rambler.ru)

Количественная оценка индивидуальной надежности оборудования и устройств энергосистемы

Предложен метод расчета показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем, основанный на имитационном моделировании случайных величин и теории проверки статистических гипотез. Приведены примеры поэтапного расчета показателей надежности как среднего арифметического случайных величин.

Запропоновано метод розрахунку показників індивідуальної надійності устаткування та пристроїв електроенергетичних систем, який базується на імітаційному моделюванні випадкових величин і теорії перевірки статистичних гіпотез. Наведено приклади розрахунку показників надійності як середнього арифметичного випадкових величин.

К л ю ч е в ы е с л о в а: индивидуальная надежность, имитационное моделирование, проверка гипотез, оборудование.

Постановка задачи и некоторые определения. Объективная оценка показателей надежности (ПН) оборудования и устройств электроэнергетических систем (ЭЭС) всегда была и остается одной из приоритетных задач, решение которых направлено на снижение затрат при проектировании и эксплуатации электроустановок [1]. Однако, несмотря на актуальность этой задачи, расчеты ПН традиционно основаны на предположениях, весьма далеких от действительности. Основным таким предположением является возможность представления статистических данных об эксплуатации выборкой из генеральной совокупности данных, т.е. эти данные являются однородными. При этом вычисляемые ПН носят, естественно, усредненный характер. В то же время, существует зависимость ПН от таких факторов, как класс напряжения, тип оборудования, длительность и условия эксплуатации, система обслуживания и других, что противоречит этому предположению.

Совокупность статистических данных, характеризующих надежность оборудования, в действительности представляет собой так называемую конечную совокупность многомерных данных (МД) [2], которые принципиально отличаются от выборки из генеральной совокупности. Прежде всего, МД задаются не только множеством случайных величин, характеризующих надежность объектов исследования, но и множеством разновидностей признаков (РП), характеризующих каждую случайную величину. Практически эти данные формируются в так называемой эмпирической таблице, строки которой содержат объекты, а столбцы — порядковый номер объекта, признаки, характеризующие объект, реализации случайных величин и случайных событий. Множество объектов ограничивается рамками решаемой задачи и проявляется во множестве РП.

Известно, что при уменьшении числа случайных величин выборки из генеральной совокупности точность оценок ПН уменьшается (ширина доверительного интервала возрастает) [3]. При классификации МД по заданным значимым РП снижение числа реализаций случайной величины в выборке сопровождается уменьшением разброса возможных значений случайной величины, т.е. точность оценок ПН возрастает.

Учет этих особенностей позволяет перейти от расчета усредненных значений ПН к расчету показателей индивидуальной надежности, т.е. ПН конкретного объекта. Индивидуальность характеризуется заданными РП. Следует иметь ввиду, что показатели индивидуальной надежности, по сути, также являются усредненными, но усреднение проводится по незначимым РП. А трудность оценки показателей индивидуальной надежности во многом обусловлена необходимостью ранжирования заданных РП по их значимости.

Задача оценки показателей индивидуальной надежности оборудования с методической точки зрения является частным случаем задачи классификации парка объектов на группы (кластеры), для которых различие вычисляемых ПН неслучайно.

Значительный интерес при решении ряда эксплуатационных задач вызывают закономерности изменения показателей индивидуальной надежности в функции РП. Шкала этих признаков может быть не только в количественном виде (например, срок службы, интервал времени после планового ремонта и др.), но в порядковом (например, класс напряжения, мощность и др.) и в номинальном (например, узлы объекта, его значимость и др.). Трудность решения указанных задач возрастает еще и потому, что при неизменном подходе алгоритмы оценки различных ПН различны.

Алгоритм сравнения статистических функций распределения конечной совокупности МД и неслучайной выборки из этих МД. Классификация статистических данных по заданным РП, прежде всего, предполагает возможность оценки ее целесообразности. Одним из способов характеристики целесообразности классификации данных является оценка характера расхождения статистических функций распределения (СФР) конечной совокупности МД и выборки из этих МД по заданной РП. Подход к такому сравнению рассмотрим на примере ПН, вычисляемых как среднее арифметическое случайной величины X. Исходные данные следующие.

В эмпирической таблице задана некоторая конечная совокупность МД (m_Σ) случайной величины X, численное значение X зависит от n рассматриваемых признаков; каждый из n признаков представлен одной из r_i ($i = \overline{1, n}$) РП; $F^*_\Sigma(X)$ — СФР, а $M^*_\Sigma(X)$ — среднее значение конечной совокупности МД, где индекс Σ означает, что показатели и характеристики надежности относятся к конечной совокупности МД.

Определенным сочетанием РП задан объект, ПН которого $M^*_V(X)$ следует оценить. Непосредственно оценить $M^*_V(X)$ невозможно, так как сведения об X у этого объекта практически отсутствуют, а без учета этих РП об индивидуальности говорить не приходится.

Задана неслучайная выборка значений случайной величины X как результат классификации МД по одной РП. Статическую функцию распределения этой выборки обозначим $F^*_V(X)$.

Для сравнения $F^*_\Sigma(X)$ и $F^*_V(X)$ выполняем следующие вычисления.

Расчет наибольшего эмпирического отклонения $\Delta_э$. Для каждого значения X_j из множества $\{X\}_V$ выборки определяем абсолютную величину отклонения СФР $F^*_\Sigma(X)$ от СФР $F^*_V(X)$ по формуле

$$\Delta(X_j) = |F^*_\Sigma(X_j) - F^*_V(X_j)|,$$

где $j = \overline{1, m_v}$; m_v — число реализаций случайной величины X в выборке.

Определяем наибольшее значение из m_v реализаций $\Delta(X)$ по формуле

$$\Delta_э = \max\{\Delta(X_1), \Delta(X_2), ..., \Delta(X_j), ..., \Delta(X_{m_v})\}.$$

Поскольку распределения $F^*_\Sigma(X)$ и $F^*_V(X)$ определены по статистическим данным эксплуатации, величина $\Delta_э$ является наибольшим эмпирическим отклонением.

Следует заметить, что в качестве статистики критерия расхождения может быть выбрана не только величина Δ, но и среднее значение наибольшего отклонения $\Delta_{ср}$, среднее квадратическое значение $\Delta_{кв}$, среднее геометрическое значение и др. Известно [3], что критерий, основанный на статистике Δ, при фиксированном значении ошибки первого рода имеет наибольшую мощность.

Моделирование распределения $\boldsymbol{F^*[\Delta(H_1)]}$. Распределение реализации абсолютной величины наибольшего отклонения моделируемых реализаций $F_V^*(X)$ от $F_\Sigma^*(X)$ для предположения H_1 о том, что расхождение реализаций $F_\Sigma^*(X)$ и $F_V^*(X)$ имеет случайный характер, запишем в виде

$$F^*[\Delta(H_1)] = P[\Delta < \Delta(H_1)]\,.$$

Последовательность моделирования $F^*[\Delta(H_1)]$. По распределению $F_\Sigma^*(X)$ моделируем m_v случайных величин X. В соответствии с [4] расчет реализации случайной величины X осуществляется по формуле

$$X = X_i + (X_{i+1} - X_i)[(n+1)\xi - i],$$

где ξ — программно моделируемая псевдослучайная величина с равномерным распределением в интервале [0, 1]. Обозначим это множество значений X как $\{X\}_V^*$. По данным $\{X\}_V^*$ строим СФР $F_V^{**}(X)$.

Выполняем преобразование конечной совокупности МД. Для этого из множества значений X конечной совокупности МД изымаем m_v значений, характеризующих $\{X\}_V$. Вместо $\{X\}_V$ вводим значения $\{X\}_V^*$. Рассчитываем СФР по преобразованной конечной совокупности МД, обозначив ее $F_V^{**}(X)$.

Для реализации случайных величин X_j, $j = \overline{1, m_v}$, выборки вычисляем абсолютные отклонения СФР $F_\Sigma^{**}(X_j)$ и $F_V^{**}(X_j)$ по формуле

$$\Delta(X_j) = |F_\Sigma^{**}(X_j) - F_V^{**}(X_j)|.$$

Определяем наибольшее отклонение $F_\Sigma^{**}(X)$ от $F_V^{**}(X)$ по формуле

$$\Delta(H_1) = \max\{\Delta(X_1), \Delta(X_2), ..., \Delta(X_j), ..., \Delta(X_m)\}\,.$$

Моделируем N реализаций случайной величины $\Delta(H_1)$ и размещаем их в порядке возрастания. Далее каждому значению $\Delta(H_1)$ сопоставляется вероятность $F^*[\Delta_i(H_1)] = i/N$, где i — порядковый номер реализации множества значений $\Delta(H_1)$. Этим расчеты $F^*[\Delta(H_1)]$ завершаются.

Моделирование распределения $\boldsymbol{F^*[\Delta(H_2)]}$**.** Распределение реализации абсолютной величины отклонения $F_V^*(X)$ от $F_\Sigma^*(X)$ для предположения H_2 о том, что расхождение $F_\Sigma^*(X)$ и $F_V^*(X)$ неслучайно, имеет вид

$$F^*[\Delta(H_2)] = P[\Delta < \Delta(H_2)].$$

Алгоритм моделирования $F^*[\Delta(H_2)]$ подобен алгоритму моделирования распределения $F^*[\Delta(H_1)]$. Однако разница между ними заключается в том, что моделирование выборки из m_v значений случайной величины X проводится не по СФР конечной совокупности МД $F_\Sigma^*(X)$, а по СФР $F_V^*(X)$.

Принятие решения. Для того чтобы принять решение о характере расхождения $F_\Sigma^*(X)$ и $F_V^*(X)$, т.е. выбрать одно из двух предположений

(H_1 или H_2) и тем самым оценить целесообразность классификации статистических данных по заданному признаку, необходимо следующее:

1. Определить среднее значение N реализаций $\Delta(H_1)$ по формуле

$$M^*[\Delta(H_1)] = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta_i(H_1)}{N}.$$

2. Определить среднее значение N реализаций $\Delta(H_2)$ по формуле

$$M^*[\Delta(H_2)] = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta_i(H_2)}{N}.$$

3. Построить СФР, характеризующие ошибки первого $\alpha^*(\Delta)$ и второго $\beta^*(\Delta)$ рода.

3.1. Если $M^*[\Delta(H_1)] < M^*[\Delta(H_2)]$, то $\alpha^*[\Delta(H_1)] = 1 - F^*[\Delta(H_1)]$, $\beta^*[\Delta(H_2)] = F^*[\Delta(H_2)]$.

3.2. Если $M^*[\Delta(H_1)] > M^*[\Delta(H_2)]$, то $\alpha^*[\Delta(H_2)] = 1 - F^*[\Delta(H_2)]$, $\beta^*[\Delta(H_1)] = F^*[\Delta(H_1)]$.

4. По СФР $\alpha^*(\Delta)$ и $\beta^*(\Delta)$ определить критические значения абсолютной величины наибольшего отклонения $\Delta_к$, которые на практике вычисляются для заданных уровней значимости $\alpha_к$ и $\beta_к$, обычно принимаемых $\alpha_к = b_к = = 0{,}05$ (0,1). Поскольку распределения $\alpha^*(\Delta)$ и $\beta^*(\Delta)$ имеют дискретный характер, а среди дискретных значений СФР, как правило, отсутствуют вероятности $\alpha_к$ и $\beta_к$, равные 0,05 или 0,1, рекомендуется в качестве допустимой ошибки первого рода принимать ближайшее к $\alpha_к$ меньшее значение из множества дискретных значений СФР $\alpha^*(\Delta)$, а в качестве допустимой ошибки второго рода — ближайшее к $\beta_к$ меньшее значение из множества дискретных значений СФР $\beta^*(\Delta)$.

Действительные граничные значения этих ошибок при $M^*[\Delta(H_1)] < < M^*[\Delta(H_2)]$ следующие:

ошибки первого рода — $\mathrm{sh1}[\Delta(H_1)]$,

ошибки второго рода — $\mathrm{sh2}[\Delta(H_2)]$.

Соответственно для $\mathrm{sh1}[\Delta(H_1)]$ критическое значение наибольшего отклонения — $\Delta_к[\mathrm{sh1}(H_1)]$, для $\mathrm{sh2}[\Delta(H_2)]$ — $\Delta_к[\mathrm{sh2}(H_2)]$.

При $M^*[\Delta(H_1)] > M^*[\Delta(H_2)]$ граничные значения ошибок первого и второго рода соответственно будут $\mathrm{sh1}[\Delta(H_2)]$ и $\mathrm{sh2}[\Delta(H_1)]$, а критические значения наибольшего отклонения — соответственно $\Delta_к[\mathrm{sh1}(H_2)]$ и $\Delta_к[\mathrm{sh2}(H_1)]$.

5. Сопоставить эмпирическое отклонение $\Delta_э$ с критическими значениями ошибок первого и второго рода.

5.1. Если $M^*[\Delta(H_1)] < M^*[\Delta(H_2)]$ и $\Delta_э \geq \Delta_к[\mathrm{sh1}(H_1)]$, то при уровне значимости $\mathrm{sh1}[\Delta(H_1)]$ принимаем предположение H_2; если $M^*[\Delta(H_1)] >$ $> M^*[\Delta(H_2)]$ и $\Delta_э \geq \Delta_к[\mathrm{sh1}(H_2)]$, то при уровне значимости $\mathrm{sh1}[\Delta(H_2)]$ принимаем предположение H_1.

5.2. Если $M^*[\Delta(H_1)] < M^*[\Delta(H_2)]$, а $\Delta_э < \Delta_к[\mathrm{sh1}(H_1)]$ и $\Delta_э \leq$ $\leq \Delta_к[\mathrm{sh2}(H_2)]$, то при уровне значимости $\mathrm{sh2}[\Delta(H_2)]$ принимаем предположение H_1; если $M^*[\Delta(H_1)] > M^*[\Delta(H_2)]$, а $\Delta_э < \Delta_к[\mathrm{sh1}(H_2)]$ и $\Delta_э \leq$ $\leq \Delta_к[\mathrm{sh2}(H_1)]$, то при уровне значимости $\mathrm{sh2}[\Delta(H_1)]$ принимаем предположение H_2.

Суммарный риск ошибочного решения рассчитываем по формуле

$$\mathrm{Ri}(\Delta) = AF[\Delta(H_1)] + BF[\Delta(H_2)] = \mathrm{Ri}[\Delta(H_1)] + \mathrm{Ri}[\Delta(H_2)],$$

где A и B — коэффициенты значимости ошибок первого и второго рода, $A + B = 1$. Если информация о последствиях возможных ошибок первого и второго рода отсутствует, то принимаем $A = B = 0{,}5$, а $\mathrm{Ri}(\Delta)$ вычисляем как среднее арифметическое ошибок первого и второго рода.

Выбор одного из двух предположений выполняется согласно следующим условиям:

если $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)] >> \mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)]$, то $H=H_1$;
если $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)] >> \mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)]$, то $H=H_2$;
если $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)] \cong \mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)]$, то $H=H_1$.

Результаты расчета $\Delta_э$ для $m_\Sigma = 17$ и $m_v = 3$ приведены в табл. 1, где j — порядковый номер элементов выборки в перечне ранжированной конечной совокупности МД. Как следует из табл. 1, $\Delta_э = 0{,}196$.

Критические значения наибольшего отклонения и риска ошибочного решения приведены в табл. 2, из которой видно, что наблюдается несоответствие числа дискретных значений СФР $F^*[\Delta(H_1)]$ и $F^*[\Delta(H_2)]$. Физически это объясняется различием значений m_Σ и m_v. Кроме того, в перечне дискретных значений $F^*[\Delta(H_1)]$ и $\{1 - F^*[\Delta(H_2)]\}$ отсутствуют традиционно назначаемые численные значения ошибкок первого α и второго β рода. Вероятности α и β следует вычислять, исходя из соотношения средних значений случайных величин множеств $\{X\}_\Sigma$ и $\{X\}_V$, а не из соответствующих предположений H_1 и H_2. Невыполнение этой рекомендации приводит к существенному искажению расчетных значений ошибок первого и второго рода [5].

Получены следующие результаты расчетов:

$$M^*[\Delta(H_1)] = 0{,}271;\ M^*[\Delta(H_2)] = 0{,}245;\ \mathrm{sh1}[\Delta(H_2)] = 0{,}023;$$

$$\Delta_к[\mathrm{sh1}(H_2)] = 0{,}471;\ \mathrm{sh2}[\Delta(H_1)] = 0{,}045;\ \Delta_к[\mathrm{sh2}(H_1)] = 0{,}098;$$

$$\mathrm{Ri}^*(\Delta) = 0{,}433.$$

Таблица 1

i	$\{X_i\}_V$	$F_V^*(X)=1/m_v$	j	$F_\Sigma^*(X)=1/m_\Sigma$	Δ
1	111,7	0,333	6	0,353	0,02
2	113,7	0,667	8	0,471	0,196
3	117,7	1,000	15	0,882	0,118

Таблица 2

N	$\Delta(H_1)$	$F^*[\Delta(H_1)]$	$\Delta(H_2)$	$F^*[\Delta(H_2)]$	$\{1-F^*[\Delta(H_2)]\}$	$\mathrm{Ri}^*(\Delta)$
1	0,000	0,000	**0,000**	**0,000**	1,000	0,500
2	0,020	0,003	—	—	—	—
3	0,039	0,006	—	—	—	—
4	0,059	0,012	—	—	—	—
5	0,078	0,031	—	—	—	—
6	**0,098**	**0,045**	—	—	—	—
7	0,118	0,097	0,118	0,150	0,850	0,474
8	0,137	0,140	0,137	0,206	0,794	0,467
9	0,157	0,214	0,157	0,332	0,668	0,441
10	0,176	0,256	0,176	0,390	0,610	**0,433**
11	0,196	0,355	0,196	0,475	0,525	0,440
12	0,216	0,412	—	—	—	—
13	0,235	0,460	0,235	0,568	0,432	0,446
14	0,255	0,545	0,255	0,641	0,359	0,452
15	0,275	0,622	—	—	—	—
16	0,294	0,679	0,294	0,759	0,241	0,460
17	0,314	0,728	0,314	0,798	0,202	0,465
18	0,353	0,772	0,353	0,838	0,162	0,467
19	0,373	0,806	—	—	—	—
20	0,412	0,847	0,412	0,911	0,089	0,468
21	0,431	0,876	—	—	—	—
22	0,471	0,941	**0,471**	**0,977**	**0,023**	0,482
23	**0,490**	**0,966**	—	—	—	—
24	0,529	0,995	0,529	1,000	0,000	0,498
25	0,549	1,000	—	—	0,000	0,500

Примечание: полужирным шрифтом выделены граничные значения интервалов изменения наибольших отклонений $\Delta(H_1)$ и $\Delta(H_2)$.

Таблица 3

i	$\{X_i\}_V$	$F_V^*(X_j)=i/m_v$	j	$F_\Sigma^*(X_j)=j/m_\Sigma$	Δ
1	100	0,167	1	0,059	0,108
2	103	0,333	3	0,176	0,157
3	104,6	0,5	4	0,235	0,265
4	105,9	0,667	8	0,470	0,197
5	107,3	0,833	10	0,582	0,251
6	108,3	1,0	16	0,941	0,059

Поскольку $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)]=0{,}263$, а $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)]=0{,}178$, получаем неравенство $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)]>\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)]$, из которого следует, что классификация МД нецелесообразна, т.е. $H\Rightarrow H_1$.

В табл. 3 приведены результаты расчетов, свидетельствующие о целесообразности классификации конечной совокупности МД:

$$M^*[\Delta(H_1)]=0{,}188;\ M^*[\Delta(H_2)]=0{,}269;$$

$$\Delta_э=0{,}265;\ \mathrm{sh1}[\Delta(H_1)]=0{,}029;$$

$$\Delta_к[\mathrm{sh1}(H_1)]=0{,}265;\ \mathrm{sh2}[\Delta(H_2)]=0{,}030;\ \Delta_к[\mathrm{sh2}(H_2)]=0{,}147.$$

Поскольку $\Delta_э=\Delta_к[\mathrm{sh1}(H_1)]$, то $H\Rightarrow H_2$, что подтверждается соотношениями $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_1)]=0{,}015$ и $\mathrm{Ri}[\Delta_э(H_2)]=0{,}230$.

Алгоритм выбора наиболее значимой РП достаточно прост:

1. Формирование неслучайных выборок данных из конечной совокупности МД по каждой РП.
2. Сопоставление $F_\Sigma^*(X)$ и $F_V^*(X)$ изложенным выше методом.
3. Определение риска ошибочного решения для каждой РП.
4. Определение РП с минимальным риском ошибочного решения.

Однако простота этого алгоритма обманчива, так как для оценки лишь одного показателя индивидуальной надежности (например, для десяти отличительных и пяти значимых признаков) потребуется не менее десяти суток непрерывной работы вычислительной техники. Следовательно, задача заключается в нахождении метода сопоставления неслучайных выборок данных по каждой РП, т.е. необходимо найти выборку СФР, которая в наибольшей степени отличалась бы от СФР конечной совокупности МД. Рекомендуется отдать предпочтение выборке, числовые характеристики СФР которой в наибольшей степени отличаются от числовых характеристик СФР $F_\Sigma^*(X)$ по сравнению с остальными.

В частности были рассмотрены следующие показатели:

• наибольшее значение абсолютной величины различия средних случайных величин конечной совокупности МД и выборки из этой совокупности по каждому из заданных РП, вычисляемой по формуле

$$\Delta\,[M^*(X)] = \max\,\{\Delta_1[M^*(X)], \Delta_2[M^*(X)], \ldots$$
$$\ldots, \Delta_i[M^*(X)],\ \ldots,\ \Delta_n[M^*(X)]\}\,. \qquad (1)$$

Здесь

$$\Delta_i[M^*(X)] = |\,M^*_\Sigma(X) - M^*_{V,i}(X)|,\ i = 1, n;$$

$$M^*_\Sigma(X) = \frac{\sum_{i=1}^{m_\Sigma} X_i}{L}; \quad M^*_{V,i}(X) = \frac{\sum_{j=1}^{m_{v,i}} X_j}{m_{v,i}};$$

$m_{v,i}$ — число случайных величин i-й выборки;

• наибольшее значение абсолютной величины различия средних квадратических отклонений случайных величин конечной совокупности МД и выборки из этой совокупности по каждому из заданных РП, вычисляемой по формуле

$$\Delta\,[G^*(X)] = \max\,\{\Delta_1[G^*(X)], \Delta_2[G^*(X)],\ \ldots,\ \Delta_i[G^*(X)],\ \ldots,\ \Delta_n[G^*(X)]\}\,, \qquad (2)$$

где $\Delta_i[G^*(X)] = |\,G^*_\Sigma(X) - G^*_{V,i}(X)|,\ i = 1, n;$

$$G^*_\Sigma(X) = \left\{\frac{\sum_{j=1}^{m_\Sigma}[M^*_\Sigma(X) - X_j]^2}{m_\Sigma - 1}\right\}^{1/2}; \quad G^*_{V,i}(X) = \left\{\frac{\sum_{j=1}^{m_{v,i}}[M^*_{V,i}(X) - X_j]^2}{m_{v,i} - 1}\right\}^{1/2};$$

• наибольшее значение абсолютной величины различия оценок коэффициентов вариации конечной совокупности МД и выборки из этой совокупности по каждому из заданных РП, вычисляемой по формуле

$$\Delta\,[K^*(X)] = \max\,\{\Delta\,[K^*_1(X)], \Delta\,[K^*_2(X)],\ \ldots,\ \Delta_i[K^*_i(X)],\ \ldots,\ \Delta\,[K^*_n(X)]\}, \qquad (3)$$

где $\Delta\,[K_i(X)] = |\,K^*_\Sigma(X) - K^*_{V,i}(X)|,\ i = 1, n;$

$$K^*_\Sigma(X) = \frac{G^*_\Sigma(X)}{M^*_\Sigma(X)}; \quad K^*_{V,i}(X) = \frac{G^*_{V,i}(X)}{M^*_{V,i}(X)};$$

• наименьшее относительное значение разброса случайных величин выборок, вычисляемых по формуле

$$\delta(X) = \min\{\delta_1(X), \delta_2(X), ..., \delta_n(X)\}, \tag{4}$$

где

$$\delta_i(X) = \frac{X_{\max,V,i} - X_{\min,V,i}}{X_{\max,\Sigma} - X_{\min,\Sigma}}, \quad i = 1, n;$$

$$X_{\max,V,i} = \max\{X_{V,i,1}, X_{V,i,2}, ..., X_{V,i,m_i}\};$$

$$X_{\min,V,i} = \min\{X_{V,i,1}, X_{V,i,2}, ..., X_{V,i,m_i}\};$$

$$X_{\max,\Sigma} = \max\{X_{\Sigma,1}, X_{\Sigma,2}, ..., X_{\Sigma,L}\};$$

$$X_{\min,\Sigma} = \min\{X_{\Sigma,1}, X_{\Sigma,2}, ..., X_{\Sigma,L}\}.$$

Было принято предположение о том, что если СФР выборки с экстремальными значениями различия числовых характеристик случайно отличается от СФР $F^*_\Sigma(X)$, то случайно отличается от $F^*_\Sigma(X)$ и СФР всех остальных выборок. Насколько верно это предположение, можно судить по результатам расчетов, которые позволили сделать следующие выводы.

При сопоставлении $F^*_\Sigma(X)$ и $F^*_V(X)$ и малом числе реализаций выборки возникает обусловленная классификацией неопределенность решения, что свидетельствует о нецелесообразности классификации, т.е. предпочтение отдается H_1. В этом случае оказывает влияние не только число случайных величин, но и величины их разброса относительно разброса конечной совокупности МД. Установлено, что чем больше значимость РП, тем выше концентрация случайных величин выборки относительно среднего значения на множестве значений конечной совокупности МД. Этим объясняются случаи ошибочных решений, принимаемых в соответствии с величиной $\Delta[M^*(X)]$.

Среднее квадратическое отклонение характеризует разброс случайных величин относительно их среднего значения. Поэтому можно было ожидать более достоверного выбора наиболее значимой РП. Однако оказалось, что решение зависит от среднего значения выборки и числа случайных величин. Чем меньше значение $M^*_\Sigma(X)$ и чем больше значение $M^*_{V,i}(X)$ и число случайных величин выборки, тем выше достоверность выбора между H_1 и H_2 .

Условие (3), основанное на сравнении коэффициентов вариации, исключает зависимость оценок среднего квадратического отклонения от среднего значения выборки случайных величин. Достоверность решения (3) по сравнению с (2) возросла. Согласно (3) устранены ошибки, обусловленные влиянием средних значений $M_{\Sigma}^{*}(X)$ и $M_{V,i}^{*}(X)$, $i = \overline{1, n}$, но сохранилась их зависимость от числа случайных величин, что проявляется уже при $n > 3$. Формула (4) оказалась наиболее достоверной.

Таким образом, определение наиболее значимой РП, а следовательно, и значимой выборки, на первом этапе классификации МД может быть выполнено по следующему алгоритму:

1. Формирование из конечной совокупности МД n выборок реализаций случайных величин X для каждой из n заданных РП.

2. Определение интервала изменения случайных величин X для конечной совокупности МД и n выборок.

3. Вычисление по формуле (4) относительных значений интервала изменения случайных величин в n выборках и определение выборки с минимальным значением относительного интервала $\delta(X)$.

4. Построение СФР выборки $F_{V}^{*}(X)$ и конечной совокупности МД $F_{\Sigma}^{*}(X)$.

В соответствии с алгоритмом сравнения статистических функций распределения выполняется сравнение СФР $F_{\Sigma}^{*}(X)$ и $F_{V}^{*}(X)$.

Обобщенный алгоритм определения показателей индивидуальной надежности. На первом этапе определяем наиболее значимую РП по алгоритму, рассмотренному выше. Обозначим выборку, соответствующую наиболее значимой РП, $\{X\}_{V,i_1}$, где i_1 — порядковый номер значимой РП .

Проводим проверку предположений о характере расхождения $F_{\Sigma}^{*}(X)$ и $F_{V}^{*}(X)$. Если предположение H_2 о различии $F_{\Sigma}^{*}(X)$ и $F_{V,i_1}^{*}(X)$ отвергается (теоретически это возможно) и данные не противоречат предположению H_1 о случайном характере различия, то значимые РП отсутствуют, классификация конечной совокупности МД нецелесообразна, а ПН вычисляются по конечной совокупности МД. Если с заданным уровнем значимости отвергается предположение H_1 и данные не противоречат предположению H_2, то переходим ко второму этапу вычислений.

На втором этапе выполняем вычисления, подобные вычислениям на первом этапе, но в качестве конечной совокупности МД берем выборку $\{X\}_{V,i_1}$. Из этой конечной совокупности берем выборки по всем заданным РП, кроме РП с порядковым номером i_1. Среди $(n-1)$ выборок находится выборка с наименьшей относительной величиной интервала изменения случайных величин, СФР которой сопоставляем с СФР конечной совокупности МД.

Обозначим распределение этой значимой выборки по РП с порядковыми номерами i_1 и i_2 как $F_{V,i_1,i_2}^{*}(X) = F_{V,2}^{*}(X)$. При этом, естественно, возникает вопрос о том, с каким распределением сопоставлять СФР $F^*_{V,2}(X)$: с исходной СФР конечной совокупности МД $F^*_{\Sigma}(X)$ или с СФР $F^*_{V,i_1}(X)=F^*_{V,1}(X)$.

При решении этой задачи следует исходить из следующих трех положений.

I. Если $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,1}(X)$ различны неслучайно и $F^*_{V,1}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ различны неслучайно, то $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ также различны неслучайно.

II. Если $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,1}(X)$ различны случайно, а $F^*_{V,1}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ различны неслучайно, то $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ также различны неслучайно.

Иначе говоря, пренебрежение случайным характером расхождения $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,1}(X)$ ведет к искусственному искажению величины и занижению точности оценки показателей индивидуальной надежности, уменьшению числа этапов классификации данных и ошибочному перечню значимых РП.

III. Если $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,1}(X)$ различны неслучайно, а $F^*_{V,1}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ различны случайно, то $F^*_{\Sigma}(X)$ и $F^*_{V,2}(X)$ также различны неслучайно.

Положения I—III свидетельствуют о том, что на каждом i-м этапе классификации следует сравнивать распределения $F^*_{V,(i-1)}(X)$ и $F^*_{V,i}(X)$. На всех последующих этапах классификации МД необходимо выполнять вычисления, аналогичные изложенным выше, до того момента, когда различие СФР $F^*_{V,(i-1)}(X)$ и $F^*_{V,i}(X)$ становится случайным.

Выводы

В результате проведенных исследований разработаны методические основы количественной оценки показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств энергосистем; классификации заданных РП на значимые и незначимые; ранжирования значимых признаков в порядке возрастания значимости; перехода от решения эксплуатационных задач на основе ранжирования надежности оборудования и устройств на интуитивном уровне к решению на основе сопоставления количественных оценок показателей их индивидуальной надежности.

A method has been proposed for calculation of indices of individual reliability of the power system equipment and devices. The method is based on simulation of random values and on the theory of testing the statistical hypotheses. The examples of calculation by stages of reliability indices as the arithmetic mean of random values have been presented.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Воропай Н.И., Ковалев Г.Ф.* Об основных положениях концепции обеспечения надежности в электроэнергетике// Энергетическая политика. — 2010. — № 3. — С. 7—10.
2. *Андерсон Т.* Введение в многомерный статистический анализ. — М. : Физматгиз, 1963. — 500 с.
3. *Рябинин И.А.* Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. 2-е изд. — Л. : «Судостроение», 1971. — 453 с.
4. *Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Назирова У.К.* Методы статистического моделирования случайных величин по эмпирическим распределениям// Изв. вузов. Проблемы энергетики. — 2008. — № 9—10. — С. 112—120.
5. *Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З.* Метод и алгоритм сравнения эмпирических характеристик относительной длительности нерабочих состояний оборудования энергосистем// Электричество. — 2010. — № 6. — С. 10—15.

Поступила 21.11.12

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, главный специалист 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, главный специалист 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 оборудования и устройств электроэнергетических систем.