Электричество, 2015, № 12, с. 31–37.

Сравнение показателей усредненной и индивидуальной надежности оборудования электроэнергетических систем

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

Объективная оценка показателей надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем несмотря на простоту известных формул расчета требует учета особенностей статистических данных эксплуатации. Основной из них является многомерный характер. Традиционные методы расчета предполагают соответствие статистических данных представительной выборке из генеральной совокупности с нормальным законом распределения. Распределение же фактических данных зависит от множества признаков и их разновидностей. В этой связи представляет интерес характер расхождения усредненной и индивидуальной надежности. Чтобы найти показатели индивидуальной надежности, необходимо классифицировать статистические данные по заданным разновидностям признаков. Целесообразность классификации определяется характером расхождения статистической функции распределения конечной совокупности многомерных данных и статистической функцией распределения выборки. Предлагается метод и алгоритм расчета. В иллюстративных целях для восьми энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе анализируется характер расхождения усредненной длительности аварийного отключения и средней длительности отключения каждого энергоблока.

Ключевые слова: *энергосистемы, надежность оборудования, многомерные данные, выборка, показатели надежности*

Одной из наиболее представительных групп показателей надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем (ЭЭС) являются показатели, вычисляемые как среднее арифметическое случайных величин. К ним при характеристике безотказности относятся наработка на отказ и между отказами, при характеристике ремонтопригодности — средние значения длительности нерабочих состояний (аварийный простой, нахождение в резерве, аварийный ремонт при автоматическом отключении вследствие повреждения и отключении по аварийной заявке вследствие дефекта, капитальный, средний и текущий плановые ремонты), а при характеристике сохраняемости — среднее время простоя при восстановлении смежного оборудования.

Предположим, что известна совокупность $\{\tau\}_\Sigma$ из n_Σ многомерных непрерывных случайных величин τ, среднее арифметическое которой равно $M^*_\Sigma(\tau)$. По некоторой разновидности признака (РП) этих данных (например тип оборудования, класс напряжения, срок службы и пр.) проведена выборка $\{\tau\}_v$ из n_v случайных величин, среднее арифметическое реализаций которой равно $M^*_v(\tau)$. Целесообразность классификации данных определяется вероятностным различием $M^*_\Sigma(\tau)$ и $M^*_v(\tau)$.

Известны два метода решения аналогичных задач [1]. Оба метода предполагают нормальное распределение случайных величин. В первом методе проверяется гипотеза о случайном расхождении среднего значения случайных величин τ выборки $M^*_v(\tau)$ от математического ожидания генеральной совокупности $M_\Sigma(\tau)$. Дисперсия генеральной совокупности неизвестна. Критерий имеет вид:

$$|t| > t_{1-\alpha/2;n_v-1}, \tag{1}$$

где $t = \dfrac{M_\Sigma(\tau) - M^*_v(\tau)}{S/\sqrt{n_v}}$; $S = \sqrt{\dfrac{\sum\limits_{i=1}^{n}[\tau_i - M^*_v(\tau)]^2}{n_v - 1}}$;

$t_{1-\alpha/2;(n_v-1)}$ — случайная величина, распределенная по закону Стьюдента с $(n-1)$ степенями свободы и уровнем значимости α.

Во втором методе проверяется гипотеза о равенстве средних значений $M^*_{v,1}(\tau_1)$ и $M^*_{v,2}(\tau_2)$ двух выборок нормально распределенных случайных величин, дисперсии которых равны, но неизвестны. Критерий имеет вид:

$$|t| > t_{1-\alpha/2;(n_{v1}+n_{v2}-2)}, \tag{2}$$

где $t = \dfrac{[M^*_{v1}(\tau_1) - M^*_{v2}(\tau_2)]}{S_{[M^*_{v1}(\tau_1) - M^*_{v2}(\tau_2)]}}$;

$$S_{[M^*_{v1}(x) - M^*_{v2}(x)]} = \frac{S}{n_1 + n_2};$$

$$S^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2};$$

$$S_1^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_{\nu 1}} [\tau_{1,i} - M^*_{\nu,1}(\tau_1)]^2}{n_{\nu 1} - 1}; \; S_2^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_{\nu 2}} [\tau_{2,i} - M^*_{\nu,2}(\tau_2)]^2}{n_{\nu_{21}} - 1}.$$

Таким образом, исходной предпосылкой этих методов является нормальный закон распределения случайных величин выборки из генеральной совокупности. Совокупность статистических данных технического обслуживания и ремонта оборудования и устройств ЭЭС относится к классу многомерных данных. Распределение этих данных зависит от значимости множества признаков и их разновидностей, и как правило, асимметрично. Иначе говоря, принятие предположения о наличии генеральной совокупности и ее параметров в установившемся ее понимании означает пренебрежение зависимостью от множества признаков и их разновидностей. Поэтому применить при классификации статистических данных отмеченные ранее методы конечно можно, но достоверность результата определенно не будет соответствовать заданному уровню значимости α. Далее приводится алгоритм решения задачи сравнения показателей усредненной и индивидуальной надежности на основе имитационного моделирования и теории проверки статистических гипотез.

Алгоритм сравнения $M^*_\Sigma(\tau)$ и $M^*_\nu(\tau)$. Для иллюстрации рекомендуемого алгоритма сравнения $M^*_{\Sigma э}(\tau)$ и $M^*_{\nu э}(\tau)$ (индекс «э» относится к рассчитанной по данным эксплуатации оценке $M^*_\nu(\tau)$) введем следующие обозначения: $F^*_\Sigma(\tau)$ — статистическая функция распределения (с.ф.р.) случайных величин совокупности многомерных данных $\{\tau\}_\Sigma$; $F^*_\nu(\tau)$ — с.ф.р. неслучайной выборки случайных величин $\{\tau\}_\nu$; H_1 и H_2 – предположения о случайном и неслучайном различии $M^*_{\Sigma э}(\tau)$ и $M^*_{\nu э}(\tau)$ соответственно; $F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]$ — статистическая функция фидуциального распределения (с.ф.ф.р.) [2] реализаций среднего значения выборки из n_ν моделируемых случайных величин τ при условии, что выборка $\{\tau\}_\nu$ относительно совокупности данных $\{\tau\}_\Sigma$ репрезентативна (H_1): $F^*[M^*_\nu(\tau)] = 1 - R^*[M^*_\nu(\tau)]$; $F^*[M^{**}_\nu(\tau)/H_2]$ — с.ф.ф.р. реализаций средних значений выборки из n_ν случайных величин, моделируемых по с.ф.р. $F^*_\nu(\tau)$.

Функции распределения $R^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]$ и $F^*[M^{**}_\nu(\tau)/H_2]$ необходимы, прежде всего, для оценки критических значений: $M^*_{\nu\alpha}(\tau)$ для заданного значения ошибки первого рода α и $M^*_{\nu\beta}(\tau)$ для заданного значения ошибки второго рода β соответственно. Алгоритм расчета $M^*_{\nu\alpha}(\tau)$ сводится к следующей последовательности вычислений.

1. По совокупности данных $\{\tau\}_\Sigma$ рассчитывается $M^*_\Sigma(\tau)$.

2. Для заданной РП из $\{\tau\}_\Sigma$ проводится выборка n_ν случайных значений τ и далее рассчитывается $M^*_{\nu э}(\tau)$.

3. Моделируется с.ф.р. $F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]$, для чего:

1) методом имитационного моделирования по с.ф.р. $F^*_\Sigma(\tau)$ моделируется n_ν случайных значений τ; расчеты проводятся по формуле [3]:

$$\tau = \tau_i + (\tau_{i+1} - \tau_i)[n_\Sigma \xi - (i - 1)], \tag{3}$$

где ξ — случайная величина с равномерным распределением в интервале [0, 1];

2) рассчитывается оценка $M^*_\nu(\tau)$;

3) пункты 1) и 2) повторяются N раз, N – число итераций моделирования $\{\tau\}_\nu$ и расчета реализаций $M^*_\nu(\tau)$; число итераций N определяется следующим образом: моделируются первые $N_1 = 500$ реализаций случайных значений $M^*_\nu(\tau)$ и размещаются в порядке возрастания; определяется реализация, соответствующая $F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1] = 0{,}5$; вычисляется относительное отклонение

$$\delta M^*_\nu(\tau) = \left| \frac{M^*_{\nu;0,5}(\tau) - M^*_{\nu э}(\tau)}{M^*_{\nu э}(\tau)} \right|: \tag{4}$$

если $\delta M^*_{\nu э}(\tau) > 0{,}01$, то моделируется очередная выборка из $N_1 = 500$ случайных величин $\{M^*_\nu(\tau)\}_N$ и по $2N_1$ реализациям $M^*_\nu(\tau)$ вычисляется очередное значение $\delta M^*_\nu(\tau)$; моделирование $M^*_\nu(\tau)$ завершается при $\delta M^*_{\nu э}(\tau) < 0{,}01$;

4) N реализаций $M^*_\nu(\tau)$ размещаются в порядке возрастания, и каждому значению $M^*_{\nu,i}(\tau)$ присваивается вероятность $F^*[M^*_{\nu,i}(\tau)/H_1] = i/N$ с $i = \overline{1,N}$;

5) для фиксированного значения ошибки первого рода $\alpha = 0{,}05$ по с.ф.р. $R^*[M^*_\nu(\tau)/H_1] = \{1 - F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]\}$ определяется критическое значение $M^*_{\nu\alpha}(\tau)$.

4. В соответствии с [4, 5], если $M^*_{\nu 0{,}05}(\tau) < M^*_{\nu\text{э}}(\tau)$, то принимается предположение, что $H \Rightarrow H_2$, т.е. выборка $\{\tau\}_\nu$ не представительна, а классификация целесообразна; процесс классификации продолжается с тем различием, что в качестве совокупности многомерных данных принимается непредставительная выборка; если $M^*_{\nu\text{э}}(\tau) \le M^*_{\nu;0{,}05}(\tau)$, то переходим к проверке предположения, что $H \Rightarrow H_1$.

5. Моделируем с.ф.ф.р. $F^*[M^{**}_\nu(\tau)/H_1]$, для чего:

1) методом имитационного моделирования по с.ф.р. $F^*_\nu(\tau)$ моделируется n_ν случайных величин τ; расчеты проводятся по (1);

2) рассчитывается среднее значение n_ν реализаций t, которое обозначим как $M^{**}_\nu(\tau)$;

3) пункты 1) и 2) повторяются N раз;

4) N реализаций $M^{**}_\nu(\tau)$ размещаются в порядке возрастания, и каждому i-му значению $M^{**}_{\nu,i}(\tau)$ присваивается вероятность $F^*[M^{**}_{\nu,i}(\tau)/H_1] = i/N$ с $i = \overline{1,N}$;

5) по с.ф.ф.р. $F^*[M^{**}_\nu(\tau)/H_2]$ вычисляется критическое значение $M^{**}_{\nu\beta}(\tau)$ для ошибки второго рода $\beta = 0{,}05$.

6. Если $M^*_{\nu\text{э}}(\tau) \le M^{**}_{\nu;0{,}05}(\tau)$, то $H \Rightarrow H_1$, т.е. классификация целесообразна. В противном случае, когда $M^{**}_{\nu 0{,}05}(\tau) < M^*_{\nu\text{э}}(\tau) < M^*_{\nu 0{,}05}(\tau)$, переходим к сопоставлению риска ошибочного решения предположений H_1 и H_2 соответственно, т.е. величин $\mathrm{Ri}^*(H_1)$ и $\mathrm{Ri}^*(H_2)$.

7. Риск ошибочного решения

$\mathrm{Ri}^*(H_1) = R^*[M^*_{\nu\text{э}}(\tau)/H_1]$, а

$\mathrm{Ri}^*(H_2) = F^*[M^*_{\Sigma\text{э}}(\tau)/H_2]$ (напомним, что

$\mathrm{Ri}^*(H_2) > \beta$, а $\mathrm{Ri}^*(H_1) > \alpha$).

8. Если $\dfrac{\mathrm{Ri}^*(H_1) - \alpha}{\mathrm{Ri}^*(H_2) - \beta} > (1+\alpha)$, то $H \Rightarrow H_1$;

$$\text{если } \frac{\mathrm{Ri}^*(H_2) - \beta}{\mathrm{Ri}^*(H_1) - \alpha} > (1+\beta), \text{ то } H \Rightarrow H_2. \qquad (5)$$

Реализация алгоритма $F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]$. Практическую реализацию алгоритма моделирования распределения $F^*[M^*_\nu(\tau)/H_1]$ рассмотрим на контрольном примере, в котором воспользуемся псевдослучайными числами ξ с равномерным распределением в интервале [0,1]. Моделируем n_ν псевдослучайных чисел, определяем их среднее статистическое значение $M^*_\nu(\xi)$ и абсолютное значение относительного изменения:

$$\delta M^*_\nu(\xi) = \frac{\left|M(\xi) - M^*_\nu(\xi)\right|}{M(\xi)} = \left|1 - \frac{M^*_\nu(\xi)}{M(\xi)}\right| = \left|1 - 2M^*_\nu(\xi)\right|. \qquad (6)$$

Далее необходимо получить зависимость

$$M^*_\nu(\xi) = \frac{1 - \delta M^*_\nu(\xi)}{2}. \qquad (7)$$

Вычисляем N реализаций $\delta M^*_\nu(\xi)$ и, ранжируя $\delta M^*(\xi)$ в порядке возрастания, строим с.ф.ф.р. $F^*[\delta M^*_\nu(\xi)/H_1]$. Переход от реализаций $M^*_\nu(\xi)$ к реализациям $\delta M^*_\nu(\xi)$ позволяет сравнить распределения $F^*[\delta M^*_\nu(\xi)/H_1]$ не только для разных n_ν, но и для различных $F_\Sigma(\xi)$, например, для равномерного распределения в интервале [0,5; 1].

В таблице приведены квантили с.ф.ф.р. $F^*[\delta M^*_\nu(\xi)/H_1]$ для ряда n_ν и дискретных значений вероятностей этих распределений. Закономерности изменения с.ф.р. $R^*[\delta M^*(\xi)/H_1] = 1 - F^*[\delta M^*(\xi)/H_1]$ для $n_\nu = 4$; 22 и 150 приведены на рис. 1, а на рис. 2. —закономерности изменения ряда критических значений квантилей распределения $R^*[\delta M^*(\xi)/H_1]$ в зависимости от n_ν. Регрессионный анализ этих зависимостей показал, что закономерности изменения $M^*_{\nu,\alpha}(\xi) = f(n_\nu)$ с высокой точностью (коэффициент детерминации $> 0{,}999$) соответствуют следующей зависимости:

$$\delta M^*_{\nu,\alpha}(\xi) = A n_\nu^{-0{,}5}. \qquad (8)$$

Значения коэффициента A в зависимости от ошибки первого рода:

Ошибка 1-го рода	Значение A
0,01	1,42
0,05	1,13
0,10	0,95
0,20	0,75

По стандартной программе при $\alpha \le 0{,}2$ наибольшая сходимость ($R^2 = 0{,}994$) уравнения регрессии $A = f(\alpha)$ имела место для полинома:

$$A = (18{,}5\alpha^2 - 7{,}33\alpha + 1{,}48), \qquad (9)$$

и тогда

$$\delta M^*_{\nu,\alpha}(\xi) = \frac{(18{,}5\alpha^2 - 7{,}33\alpha + 1{,}48)}{\sqrt{n_\nu}}. \qquad (10)$$

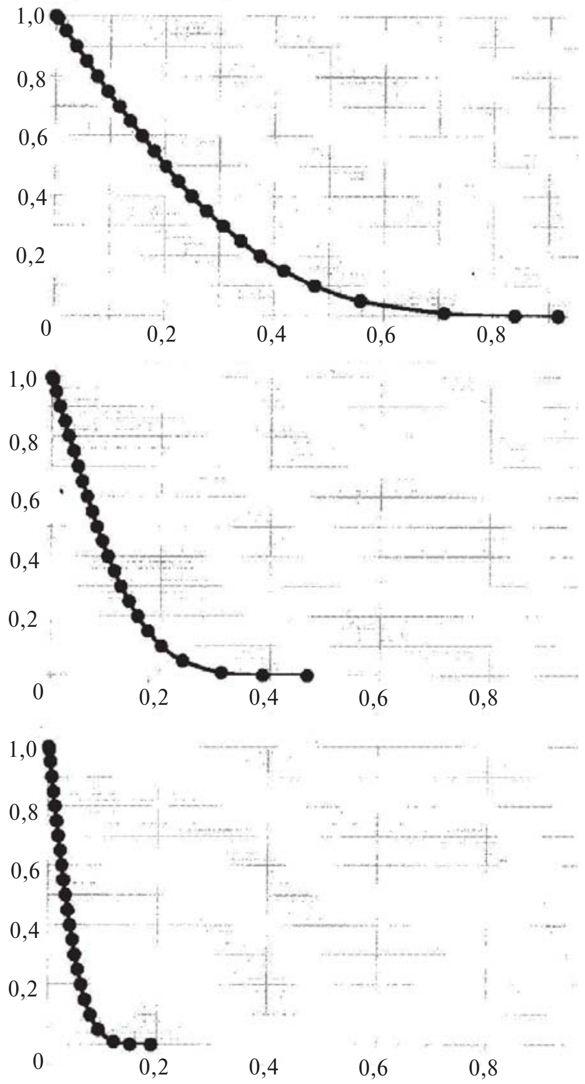

Рис. 1. Закономерности изменения с.ф.р. $R^*[\mathrm{d}M^*(\mathrm{x})/H_1]$ для n_ν = 4; 22 и 150

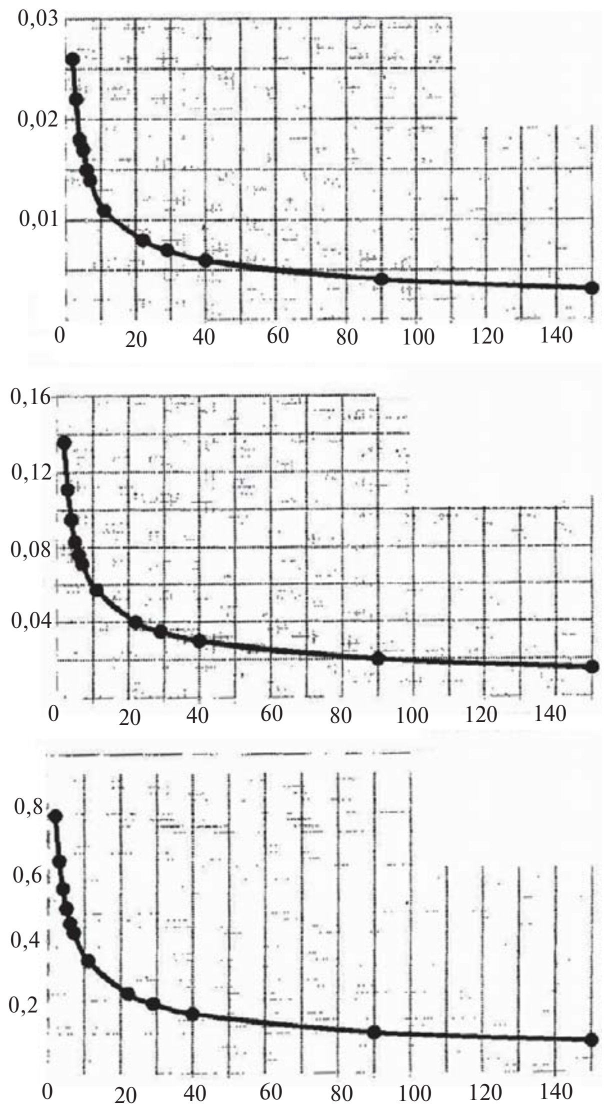

Рис. 2. Закономерности изменения критических значений квантилей распределения $R^*[\mathrm{d}M^*(\mathrm{x})/H_1]$ в зависимости от n_ν и уровня значимости a = 0,05; 0,25 и 0,95

4. **Контрольный пример расчета.** Пример был составлен в соответствии с методом решения «обратной» задачи, когда результат решения сверяется с известным (истинным) ответом. Рассмотрим две функции равномерного распределения $F_S(X)$ и $F_S(Y)$, соответственно в интервале [0; 1] и [0,5; 1]. Известно, что математическое ожидание этих распределений равно $M_S(X)$= 0,5 и $M_S(Y)$= 0,75.

Сформируем выборку из $n_\nu = 4$ случайных величин Y (заметим, что малые выборки характерны для оборудования и устройств ЭЭС). По стандартной программе моделируем случайное число x с равномерным распределением в интервале [0; 1], по формуле $y_i = 0{,}5(1+ \mathrm{x}_i)$ вычисляем y_i и повторяем эти вычисления n_ν раз. Определяем среднее значение выборки $M^*_{\nu э}(Y)$= 0,789 («э» — экспериментальные данные).

Для $F_S(X)$ и $\{Y\}_{n_\nu}$ выдвигаем два предположения (гипотезы) H_1 и H_2:

H_1 — величины $M_S(X)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$ различаются случайно; это предположение может быть верным с риском ошибочного решения $\mathrm{Ri}_i(H_2)$ ³ (1- b$_i$), где b — по сути допустимая ошибка второго рода; иначе говоря, оно может произойти с вероятностью менее чем b;

H_2 — величины $M_S(Y)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$ различаются случайно; это предположение может быть отклонено с вероятностью не более чем a, где a — допустимая ошибка первого рода.

Отмеченные ошибки обусловлены «природой» выборок случайных величин.

Прежде всего проверку достоверности H_1 проведем, применив критерий (1). Для b= 0,05 статистика Стьюдента $t_к = t_{(1-\ 0,05/2);3}$ = 3,182. Ее оценка t_1 для H_1 равна 2,81. Поскольку t_1 не превышает критическое значение $t_к$, то нет основания утвер-

$F^*[\mathrm{d}M^*_{\nu}(\mathrm{x})/H_1]$	Число случайных величин выборки при разных значениях n_{ν}											
	2	3	4	5	6	7	11	22	29	40	90	150
0,001	0,001	0,001	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
0,01	0,006	0,004	0,004	0,003	0,003	0,003	0,002	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001
0,05	0,026	0,022	0,018	0,017	0,015	0,014	0,011	0,008	0,007	0,006	0,004	0,003
0,1	0,05	0,044	0,037	0,033	0,031	0,027	0,023	0,015	0,014	0,011	0,008	0,006
0,15	0,077	0,066	0,056	0,049	0,046	0,041	0,034	0,024	0,02	0.017	0,012	0,009
0,20	0,105	0.088	0,076	0,066	0,061	0,056	0,046	0,031	0,027	0.023	0,16	0,012
0,25	0,136	0,111	0,095	0,083	0,076	0,071	0,057	0,040	0,035	0.03	0,02	0,015
0,30	0,166	0,134	0,116	0,101	0,092	0,085	0,069	0,048	0,042	0.036	0,024	0,018
0,35	0,196	0,158	0,136	0,119	0,109	0,101	0,08	0,056	0,05	0.042	0,028	0,022
0,4	0,226	0,182	0,158	0,138	0,125	0,116	0,093	0,065	0,057	0.049	0,032	0,025
0,45	0,259	0,207	0,180	0,158	0,142	0,134	0,106	0,074	0,065	0.055	0,037	0,028
0,50	0,293	0,233	0,202	0,178	0,16	0,151	0,12	0,083	0,073	0.062	0,041	0,032
0,55	0,33	0,259	0,225	0,199	0,179	0,168	0,134	0,093	0,081	0.07	0,046	0,036
0,60	0,369	0,288	0,25	0,223	0,20	0,186	0,15	0,103	0,091	0.077	0,052	0,040
0,65	0,409	0,320	0,277	0,246	0,223	0,206	0,165	0,115	0,101	0.086	0,057	0,045
0,7	0,453	0,353	0,307	0,271	0,247	0,228	0,182	0,127	0,112	0.095	0,064	0,049
0,75	0,50	0,393	0,339	0,301	0,274	0,253	0,202	0,142	0,123	0.105	0,07	0,055
0,8	0,554	0,435	0,374	0,334	0,304	0,282	0,225	0,158	0,137	0.117	0,079	0,061
0,85	0,614	0,489	0,417	0,372	0,339	0,317	0,252	0,177	0,154	0.131	0,088	0,068
0,90	0,687	0,555	0,474	0,423	0,385	0,361	0,287	0,202	0,176	0.15	0,101	0,078
0,95	0,776	0,639	0,557	0,498	0,453	0,425	0,341	0,241	0,210	0.179	0,12	0,093
0,99	0,905	0,785	0,71	0,638	0,59	0,545	0,439	0,311	0,276	0.235	0,157	0,121
0,999	0,969	0,901	0,839	0,769	0,71	0,667	0,56	0,386	0,351	0.296	0,198	0,151
1,0	0,995	0,958	0,917	0,909	0,872	0,816	0,656	0,467	0,455	0.342	0,244	0,139

ждать различие $M_S(Y)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$. Если применить этот критерий для сопоставления $M_S(Y)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$, то, так как $t_2 = 0,379$ и $t_2 << t_к$, здесь тем более (и справедливо) утверждается случайный характер расхождения $M_S(Y)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$. Безусловно, изложенное свидетельствует лишь о недопустимости нарушения условий применения критерия (1).

Оценим теперь достоверность предположений H_1 и H_2 по данным таблицы.

1. Вычисляем

$$\mathrm{d}M^*_{\nu э}(X) = \frac{\left|M_S(X) - M^*_{\nu э}(Y)\right|}{M_S(X)} = \left|1 - M^*_{\nu э}(Y)\right| = 0,578.$$

2. По таблице для $n_{\nu} = 4$ критическое значение $\mathrm{d}M^*_{\nu к}(Y)$ для $b = 1 - F^*[\mathrm{d}M^*_{\nu к}(X)] = 0,05$. Величина $\mathrm{d}M^*_{\nu к}(X) = 0,557 < \mathrm{d}M^*_{\nu к}(X)$. А риск ошибочного решения, если принять H_1, равен $\mathrm{Ri}(H_1) = F^*[\mathrm{d}M^*_{\nu э}(X)] > 0,95$, иначе говоря, $M_S(X)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$ отличаются не случайно.

3. Вычисляем

$$\mathrm{d}M^*_{\nu э}(Y) = \frac{\left|M_S(Y) - M^*_{\nu э}(Y)\right|}{M_S(Y)} = \left|1 - 1,33M^*_{\nu э}(Y)\right| = 0,049.$$

4. Поскольку $\mathrm{d}M^*_{\nu э}(Y) << \mathrm{d}M^*_{\nu к}(X)$, то нет основания для предположения о неслучайном расхождении $M_S(Y)$ и $M^*_{\nu э}(Y)$. При этом

$$\mathrm{Ri}(H_2) = F^*[\mathrm{d}M^*_{\nu э}(Y)] < 0,15.$$

Пример. Оценка средней длительности восстановления. Анализ аварийных отключений энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе показал, что за рассматриваемый интервал времени наблюдалось $n_S = 42$ аварийных отключения восьми однотипных энергоблоков. Число аварийных отключений n_i и средняя длительность восстановления отказа каждого энергоблока $M_i^*(t_{ав})$ с $i = 1{,}8$, а также усредненное значение длительности восстановления $M_S^*(t_{ав})$ приведены далее:

Условный номер энергоблока	Число отказов энергоблоков	Среднее время восстановления отказа, ч
1	7	69,9
2	5	112,3
3	10	31,8
4	4	195,1
5	2	50,8
6	5	82,5
7	8	58,1
8	1	36,1

Как следует из приведенных данных, оценки $M_i^*(t_{ав})$ и $M_S^*(t_{ав})$ могут существенно различаться. Это различие обусловлено не только случайным характером величины $t_{ав}$, но и многообразием возможных причин отказа энергоблока. И, как правило, чем меньше число отказов энергоблока, тем разброс возможных значений $M_i^*(t_{ав})$ больше. Поэтому возникает естественный вопрос: насколько существенно наблюдаемое расхождение $M_i^*(t_{ав})$, где $i = 1{,}8$, с $M_S^*(t_{ав})$. Для ответа на этот вопрос рассмотрим некоторые особенности методологии расчета. Эти особенности обусловлены различием «теоретического» распределения величины $t_{ав}$ и с.ф.р. $F_S^*(t_{ав})$. Решение задачи о значимости наблюдаемого расхождения $M_S^*(t_{ав})$ и $M_i^*(t_{ав})$ с $i = 1{,}8$ сводится к следующей последовательности вычислений.

1. По $n_S = 42$ реализациям случайной величины $t_{ав}$ строится с.ф.р. $F_S^*(t_{ав})$. Графическая иллюстрация гистограммы распределения величины $t_{ав}$ и с.ф.р. $F_S^*(t_{ав})$ приведены на рис. 3. Здесь наглядно видно существенное различие $F_S^*(t_{ав})$ от нормального закона.

2. По распределению методом $F_S^*(t_{ав})$ моделируется при $n_1 = 7$ (см. приведенные ранее данные для энергоблока 1) реализация $t_{ав}$ и вычисляется среднее значение $M_i^{**}(t_{ав})$; эти вычисления проводятся N раз.

3. Строится с.ф.ф.р. $F^*\left|M_i^{**}(t_{ав})\right|$.

4. Определяются квантили распределения $F^*\left|M_i^{**}(t_{ав})\right|$ для уровня значимости $b = 0{,}05$. Обозначим их как $\overline{M_{1,(1-b/2)}^{**}}(t_{ав})$ и $\underline{M_{1,b/2}^{**}}(t_{ав})$.

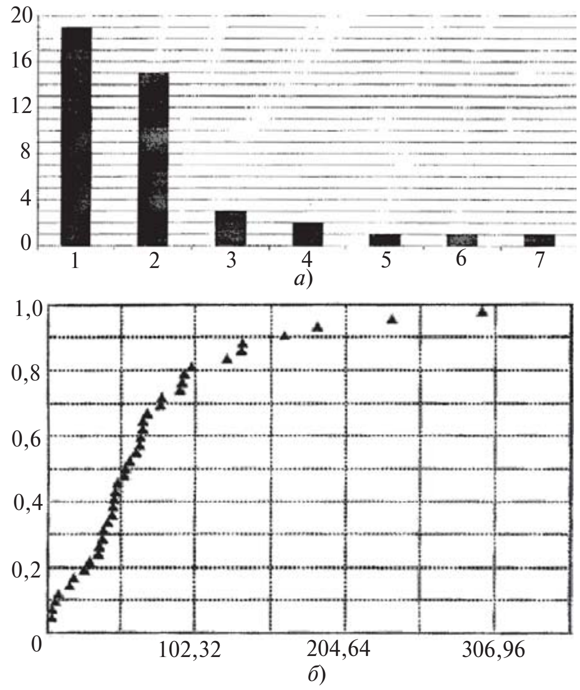

Рис. 3. Графическая иллюстрация распределения длительности восстановления при аварийном отключении энергоблоков 300 МВт: *а* — гистограмма распределения; *б* — статистическая функция распределения

5. Проверяется предположение H_2 о случайном распределении $M_S^*(t_{ав})$ и $\overline{M_i^*(t_{ав})}$. Если $M_1^*(t_{ав}) < \underline{M_{1,b/2}^{**}}(t_{ав})$ или $M_1^*(t_{ав}) > \overline{M_{1,(1-b/2)}^{**}}(t_{ав})$, то с уровнем значимости b предположение H_2 отвергается. Иначе $M_S^*(t_{ав})$ и $M_1^*(t_{ав})$ отличаются не случайно, а классификация реализаций $t_{ав}$ целесообразна. В противном случае, когда $\underline{M_{1,b/2}^{**}}(t_{ав}) \le M_1^*(t_{ав}) \le \overline{M_{1,(1-b/2)}^{**}}(t_{ав})$, нет оснований для принятия гипотезы H_2.

6. Пп. 2—5 повторяются для $i = 2{,}8$. Результаты расчетов критических значений реализаций $M_i^*(t_{ав})$ и рекомендуемые значения средней длительности восстановления отказа для каждого энергоблока:

i	$\overline{M_{1,(1-b/2)}^{**}}(t_{ав})$	$\underline{M_{1,b/2}^{**}}(t_{ав})$	$M_i^*(t_{ав})$
1	134,4	32,4	77,1
2	141,0	30,2	77,1
3	122,2	37,7	31,8
4	157,8	24,4	195,1
5	195,9	9,4	77,1
6	141,0	3,2	77,1
7	132,3	34,3	77,1
8	282,6	1,3	77,1

Как следует из приведенных данных, $M_3^*(\mathrm{t}_{\text{ав}})$ и $M_4^*(\mathrm{t}_{\text{ав}})$ не случайно отличаются от $M_S^*(\mathrm{t}_{\text{ав}})$.

Разработанный на основе метода, алгоритма и критерия сравнения оценок показателей надежности при классификации многомерных данных комплекс программ входит в состав автоматизированных информационных систем оценки технического состояния энергоблоков, трансформаторов и выключателей энергосистемы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

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

2. **Кендалл М.Дж., Стьюарт А.** Статистические выводы и связи. – М.: Наука, 1973, 900 с.

3. **Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Назирова У.К.** Методы статистического моделирования случайных величин по эмпирическим распределениям. Известия вузов. Проблемы энергетики (Казань), 2008, № 9—10, с. 112—120.

4. **Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Y.Z., Muradaliyev A.Z.** Principles of classification statistical data about reliability of the electric equipment of power supply systems. – Reliability: Theory&Applications (USA). September 2013, vol. 8, No. 3(32), pp. 56—74.

5. **Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З.** Эффективность критериев целесообразности классификации статистических данных об отказе электрооборудования. – Электричество, 2014, No. 3, с. 19—25.

[15.12.14]

Авторы: ***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 энергосистемы» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского института энергетики (АзНИПИИЭ).*

Фаразалиев 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.*

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 энергосистемы» АзНИПИИЭ.*

Elektrichestvo (Electricity), 2015, No. 12, pp. 31–37.

Comparison Parameters of Average and Individual Reliability of the Equipment of Electro Power Systems

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

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

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

The objective estimation of parameters of reliability of the equipment and devices of electro power systems, despite of simplicity of known formulas of calculation, demands the account of features of statistical data of operation. Basic of them is multivariate character. Traditional methods of calculation assume conformity of statistical data to representative sample of general population with the normal law of distribution. Distribution of the fact sheet depends on set of attributes and their versions. Therefore has interest character of a divergence of average and individual reliability. To find parameters of individual reliability it is necessary to classify statistical data on the set versions of attributes. Expediency of classification defines by character of a divergence statistical function distribution of multivariate data of final population and statistical function distribution of the sample. There are offered method and algorithm of calculation. In the illustrative purposes for eight power units 300 MWt on gas-black oil fuel character of a divergence of the average duration of emergency switching-off and average duration of switching-off of each power unit analyzed.

Key words: *power systems, equipment reliability, multivariate data, sample, parameters of reliability*

REFERENCES

1. **Ryabinin I.A.** *Osnovy teorii i rascheta nadezhnosti sudovykh elektroenergeticheskikh system* (Fundamentals of the theory and calculation of reliability of electric power systems of ship). Leningrad, Publ. Sudostroenie, 1971, 454 p.

2. **Kendall M.J., Stuart A.** *Statisticheskiye vyvody i svyazi* (Statistical inference and communication). Moscow, Publ. «Nauka», 1973, 200 p.

3. **Farhadzadeh E.M., Maradaliyev A.Z., Rafiyeva T.K., Nazirova U.K.** *Izvestiya vuzov. Problemy energetiki – in Russ. (News of Higher Education Institutions).* Kazan, 2008, No. 9—10, pp. 112—120.

4. **Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Y.Z., Muradaliyev A.Z.** Principles of classification statistical data about reliability of the electric equipment of power supply systems. – Reliability: Theory&Applications (USA). September 2013, vol. 8, No. 3(32), pp. 56—74.

5. **Farhadzaden E.M., Farzaliyev Yu.Z., Muradaliyev A.Z.** *Elektrichestvo – in Russ. (Electrisity)*, 2014, No. 3, pp. 19—25.