Эффективность критериев целесообразности классификации статистических данных об отказе электрооборудования

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

Проблема достоверной оценки показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств ЭЭС относится к одной из наиболее важных, поскольку позволяет существенно снизить эксплуатационные затраты путем перехода при сопоставлении вариантов от качественных методов учета надежности к количественным значениям. Достоверная оценка предполагает неслучайный характер расхождения усредненных значений показателей надежности от оценок показателей индивидуальной надежности, вычисленных путем классификации статистических данных по заданным разновидностям признаков. Основная трудность заключается именно в оценке достоверности их расхождения. Характер расхождения может быть установлен путем применения непараметрических критериев проверки исходного предположения. В основе критериев находятся статистики случайных величин вертикального расхождения статистической функции распределения множества исходной совокупности данных и статистической функции распределения выборки данных из этого множества. Непараметрические критерии устранения зависимости результатов сопоставления от функции распределения исходной совокупности данных создают определенные трудности при сравнении их эффективности. Показано, что достоверная оценка имеет место при использовании критерия, статистике которого по экспериментальным данным соответствует наименьшее значение ошибки первого рода.

Ключевые слова: электроэнергетическая система, оборудование, надежность, достоверная оценка, критерии

Оценка показателей индивидуальной надежности оборудования ЭЭС предусматривает классификацию статистических данных эксплуатации по заданным разновидностям признаков (РП). Такого рода данные в математике относятся к классу многомерных и именуются конечной совокупностью многомерных статистических данных [1]. Альтернативой этого класса данных является выборка из генеральной совокупности данных, соответствующих некоторому, далеко не всегда известному, закону распределения.

Таким образом, принципиальным различием этих классов данных являются многомерные статистические данные, характеризующиеся множеством РП, а выборка из генеральной совокупности зависит лишь от одной РП и может быть получена в результате специальных лабораторных экспериментов. Сами РП определяются паспортными данными и условиями эксплуатации. Например, по паспортным данным устанавливаются: год выпуска, завод-изготовитель, класс напряжения, число обмоток, система охлаждения и ряд других РП. Признаками условий эксплуатации являются: относительное значение нагрузки, район грозовой деятельности, срок службы, наработка после капитального ремонта и др. Классификация статистических данных по произвольному перечню заданных РП при компьютерном анализе реализуется достаточно просто. Однако специалистам хорошо известно, что при этом в большинстве случаев сведения об отказах или полностью отсутствуют, или их объем не позволяет рассчитать достоверные оценки для практического использования. Дело в том, что если даже и принять предположение о соответствии выборки некоторому закону распределения, сопоставление доверительных интервалов не позволяет провести обоснованное сравнение показателей надежности (доверительные интервалы сопоставляемых показателей перекрываются, что свидетельствует о представительности выборки данных).

Оценка показателей надежности по всей совокупности многомерных данных дает усредненные по всем РП показатели надежности. Они, очевидно, не приемлемы для решения эксплуатационных задач (однотипное оборудование принимается равнонадежным). Результаты расчетов по усредненным показателям надежности могут существенно отличаться от статистических данных эксплуатации. Это легко может быть проверено путем сравнения результатов расчета и статистических данных эксплуатации о числе и длительности совместных нерабочих состояний энергоблоков электростанции.

Преодолеть эти трудности позволяет учет различной значимости РП. Известно, что РП могут быть значимыми и незначимыми, а классификация данных по незначимым признакам бесполезна. Следовательно, надо уметь выделить значимые РП. Проверка предположения о значимости РП, а следовательно и целесообразности классификации статистических данных в разработанном методе, проводится на основе имитационного моделирования выборок случайных величин и математического аппарата проверки статистических гипотез [2]. В качестве случайных величин рассматриваются реализации вертикального расхождения функций равномерного распределения случайной величины ξ в интервале [0,1] $F_\Sigma(\xi_i)$ и выборки (v) из этой совокупности со статистической функцией распределения (СФР) $F_v^*(\xi_i)$, вычисляемых по формуле

$$\Delta_i = F_\Sigma(\xi_i) - F_v^*(\xi_i), \tag{1}$$

где $i = 1, n_v$; n_v — число случайных величин выборки.

Переход от статистических данных эксплуатации оборудования ЭЭС к $\{\Delta_i\}_{n_v}$ не случаен. Дело в том, что критерии проверки предположений о целесообразности классификации статистических данных, основанные на случайных реализациях Δ, относятся к числу непараметрических, т.е. не зависят от типа функции распределения $F_\Sigma(X)$. Иначе говоря, эти критерии справедливы не только для множества непрерывных функций распределения $F_\Sigma(X)$, в том числе и распределения $F_\Sigma(\Delta)$, но и для множества СФР $F_v^*(X)$. К существенным преимуществам перехода от реальных распределений $F_\Sigma(X)$ и $F_v^*(X)$ является возможность контроля достоверности результатов имитационного моделирования методом «обратной задачи». Достоверность контролируется путем сопоставления результатов расчета критических значений известного критерия с его действительными значениями.

Как и все случайные величины реализации Δ, характеризуются рядом показателей, именуемых статистиками:

наибольшее по абсолютному значению и неизменное по своему знаку вертикальное расхождение Δ (обозначим его как Δ_m);

наибольшая из абсолютных величин случайных значений реализация Δ, которую обозначим как B_v и определим по формуле

$$B_v = \max\{|\Delta_1|; |\Delta_2|; \ldots; |\Delta_{n_v}|\}; \tag{2}$$

среднее арифметическое абсолютных значений реализаций Δ:

$$M_v^*(\Delta) = \frac{1}{n_v}\sum_{i=1}^{n_v} |\Delta_i|; \tag{3}$$

среднее квадратическое абсолютных значений реализаций Δ:

$$\sigma_v^*(\Delta) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_v}\left(M_v^*(\Delta) - |\Delta_i|\right)^2}{n_v - 1}}. \tag{4}$$

Этот перечень нетрудно продолжить. Но главным здесь является то, что каждая из рассмотренных выше статистик характеризует свое свойство, отличное от других свойств случайных величин Δ и имеет свое распределение. В качестве упрощения обозначим все эти статистики как $S_i(\Delta)$, статистическую функцию их распределения через $F^*[S_i(\Delta)] = 1 - R^*[S_i(\Delta)]$. Критерий проверки значимости i-й РП имеет вид

$$S_{i,\text{э}}(\Delta) < S_{i,\text{к}}(\Delta), \tag{5}$$

где $i = 1, m$; m — число статистик; индексы «э» и «к» обозначают, соответственно, значение $S_i(\Delta)$, вычисленное по экспериментальным данным (по выборке данных), и критическое значение, соответствующее заданному значению ошибки первого рода $\alpha = R^*[S_i(\Delta)]$.

Большое число статистик $S(\Delta)$, а следовательно и критериев (5), обусловливает целесообразность сравнения их эффективности.

Характеристика эффективности критерия. В соответствии с установившейся практикой эффективность статистических критериев характеризуется функцией мощности критерия $W[S(\Delta)]$ [3]. В свою очередь, $W[S(\Delta)] = 1 - \beta[S(\Delta)]$, где $\beta[S(\Delta)]$ — ошибка второго рода для статистики $S(\Delta)$. Принято считать критерий более эффективным, если его функция мощности для фиксированного значения $\alpha[S(\Delta)]$ имеет наибольшее значение. Таким образом, чтобы сопоставить эффективность критериев, достаточно построить зависимости $W[S_i(\Delta)]$ от $\alpha[S_i(\Delta)]$ с $i = 1, m$ и сопоставить $W[S_i(\Delta)]$ для $0 < \alpha[S_i(\Delta)] < 1$.

Алгоритм построения этой зависимости сводится к следующим вычислениям.

1. Построение СФР реализаций статистики $S(\Delta)$ для исходного предположения H_1, в соответствии с которым распределения $F_\Sigma(\xi)$ и $F_v^*(\xi)$ различаются случайно. Обозначим это распределение как $F_1^*[S(\Delta)]$. Последовательность вычислений, особенности имитационного моделирования реализаций представительных выборок, результаты вычислений для ряда n_v приводятся в [4] на примере статистики наибольшего вертикального отклонения Δ_m.

2. В [4] также приводится последовательность построения СФР $F_2^*[S(\Delta)]$, реализаций статистики

$S(\Delta)$ для предположения H_2, в соответствии с которым распределения $F_S(x)$ и $F_v^*(x)$ различаются неслучайно.

3. Систематизируются реализации $F_1^*[S(\Delta)]$ и $F_2^*[S(\Delta)]$ при одних и тех же $S(\Delta)$. Поскольку квантили распределения $F_1^*[S(\Delta)]$ не равны квантилям распределения $F_2^*[S(\Delta)]$, выполнение п.3. оказывается невозможным. Анализ реализаций квантилей этих распределений после ранжировки показывает, что различие некоторых реализаций $S(\Delta)$ имеет место не менее чем в четвертом разряде их количественных оценок. Если пренебречь этим отличием, то число равных реализаций $S(\Delta)$ в распределениях $F_1^*[S(\Delta)]$ и $F_2^*[S(\Delta)]$ доходит до 10%. К сожалению, это значение часто недостаточно для полной характеристики зависимости $W[S(\Delta)]=\varphi\{\alpha[S(\Delta)]\}$. Решение этой задачи было найдено на основе предположения о линейном характере изменения СФР на интервалах между квантилями распределения.

Учитывая, что число квантилей исчисляется сотнями, значение вводимой погрешности в расчеты соответствующей квантилю вероятности оказывается меньше точности расчета самих квантилей. Рассмотрим особенности применения этого подхода к анализу выборок из конечной совокупности многомерных данных по заданным РП. На рис. 1 приведены типовые функции распределения статистик, характеризующих расхождение $F_S(X)$ и $F_v^*(X)$:

1 – $R_1^*[S(\Delta)]=1-F_1[S(\Delta)]$; $F_1^*[S(\Delta)]=0{,}5$;

2 – $F_2^*[S(\Delta)]$; $F_2^*[S_2(\Delta)]=0{,}5$; $S_1(\Delta)=S_2(\Delta)$;

3 – $F_3^*[S(\Delta)]$; $F_3^*[S_3(\Delta)]=0{,}5$; $S_3(\Delta)=2S_2(\Delta)$;

4 – $F_4^*[S(\Delta)]$; $F_4^*[S_4(\Delta)]=0{,}5$; $S_4(\Delta)>>S_1(\Delta)$.

В качестве упрощения все СФР $F^*[S(\Delta)]$ изображены непрерывными функциями распределения. Показаны три варианта распределений выборок. Кривые *2* и *4* характеризуют предельные соотношения СФР конечной совокупности многомерных данных $F_S^*(X)$ и СФР второй и четвёртой выборок $F_{v,2}^*(X)$ и $F_{v,4}^*(X)$. Соотношение $F_S^*(X)$ и $F_{v,2}^*(X)$ характеризует случай, когда функции распределения $[1-R_1[S(\Delta)]]$ и $F_2[S(\Delta)]$ практически одинаковы, а соотношение $F_S^*(X)$ и $F_{v,4}^*(X)$ – случай, когда расхождение $[1-R_1[S(\Delta)]]$ и $F_4[S(\Delta)]$ неслучайно. Соотношение функций распределения $R_1[S(\Delta)]$ и $F_3[S(\Delta)]$ занимает промежуточное положение.

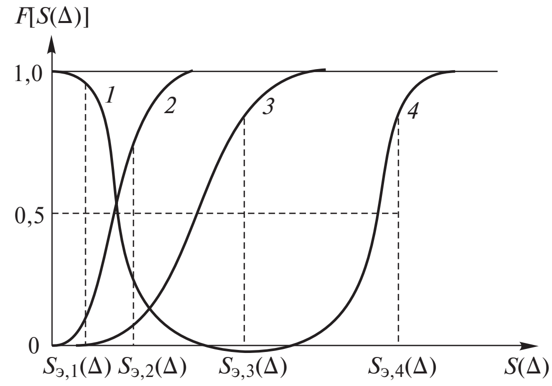

Рис. 1

Из рис. 1 следует, что если

$R_1[S_{э,1}(\Delta)]>>F_2[S_{э,1}(\Delta)]$, то $H\Rightarrow H_1$;

$R_1[S_{э,2}(\Delta)]<<F_2[S_{э,2}(\Delta)]$, то $H\Rightarrow H_2$;

$R_1[S_{э,3}(\Delta)]<<F_3[S_{э,3}(\Delta)]$, то $H\Rightarrow H_2$;

$R_1[S_{э,2}(\Delta)]>F_3[S_{э,2}(\Delta)]$, то $H\Rightarrow H_1$.

Для этих соотношений на рис. 2 приведены типовые зависимости $\beta[S(\Delta)]=\varphi\{\alpha[S(\Delta)]\}$; кривая *1* – по данным $R_1[S(\Delta)]$ и $F_2[S(\Delta)]$; *2* – по данным $R_1[S(\Delta)]$ и $F_3[S(\Delta)]$; *3* – по данным $R_1[S(\Delta)]$ и $F_4[S(\Delta)]$.

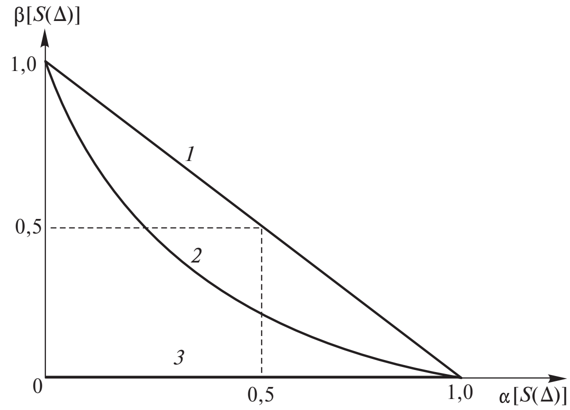

Рис. 2

Некоторые результаты сравнения критериев. Результаты анализа закономерностей изменения СФР статистик B_v, $M_v^*(\Delta)$ и $\sigma_v^*(\Delta)$ позволили оценить вероятности $F^*[B_{v,э}]$, $F^*[M_v^*(\Delta_э)]$ и $F^*[\sigma_v^*(\Delta_э)]$, а поскольку эти статистики характеризуют те или иные свойства случайных значений вертикального расхождения распределений $F_S(X)$ и $F_v^*(X)$, то вероятность проявления статистики будет характеризовать, по сути, значимость этого свойства.

При сопоставлении статистик прежде всего представляет интерес вопрос о том, насколько существенно различаются вероятности проявления каждой из статистик, вычисленных по одной и той же выборке из генеральной совокупности с $n_v=4$. Некоторые результаты расчетов приведены в таблице.

N	x_1	x_2	x_3	x_4	$R^*[M_\nu^*(\mathrm{D})]$	$R^*[\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})]$
1	0,399	0,363	0,688	0,524	0,32	0,64
2	0,945	0,781	0,225	0,848	0,81	0,43
3	0,429	0,488	0,724	0,682	0,68	0,36
4	0,921	0,812	0,913	0,432	0,29	0,69
5	0,778	0,459	0,402	0,1	0,25	0,77

Примеры, приведенные в таблице, свидетельствуют о том, что вероятности $R^*[M_\nu^*(\mathrm{D})]$ и $R^*[\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})]$ могут существенно различаться. Причины такого различия известны. Среднее значение реализаций вертикального отклонения СФР $F_\mathrm{S}(X)$ и $F_\nu^*(X)$ может быть достаточно малым, а их среднее квадратическое отклонение – большим и наоборот. Иначе говоря, примеры таблицы свидетельствуют о том, что *сопоставление эффективности критериев типа (5), статистики которых характеризуют различные свойства случайных величин* D, *не всегда оправдано*. Во-первых, потому, что результат сравнения зависит от распределения $F_\nu^*(X)$ (см. таблицу), т.е. результат сопоставления не есть правило, а во-вторых, потому, что статистики критериев могут иметь различный физический смысл, например $M_\nu^*(\mathrm{D})$ и $\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$. Более того, поскольку они могут быть независимыми как $M_\nu^*(\mathrm{D})$ и $\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$, случайный характер расхождения $F_\mathrm{S}(X)$ от $F_\nu^*(X)$ по критерию со статистикой $M_\nu^*(\mathrm{D})$ еще не означает, что расхождение $F_\mathrm{S}(\mathrm{x})$ от $F_\nu^*(\mathrm{x})$ по критерию со статистикой $\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$ окажется также случайным.

На рис. 3 приведено корреляционное поле взаимосвязи вероятностей проявления реализаций статистик B_ν, $M_\nu^*(\mathrm{D})$ и $\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$, вычисленных для одной и той же выборки из $n_\nu = 3$ случайных величин.

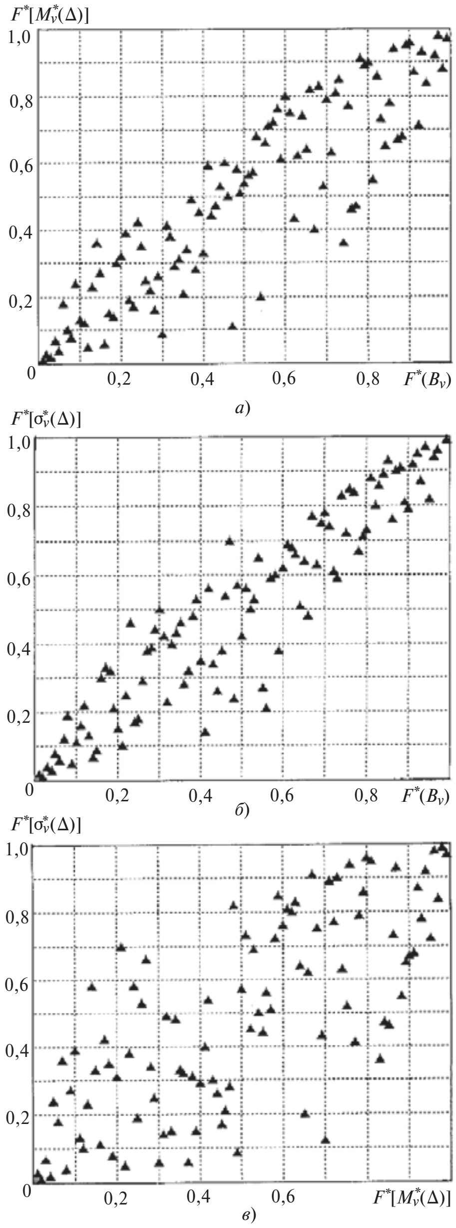

Рис. 3

Расчеты проводятся в следующей последовательности:

1) для каждой выборки из n_ν случайных величин x, равномерно распределенных в интервале [0, 1], вычисляются реализации B_ν, $M_\nu^*(\mathrm{D})$ и $\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$; расчеты проводятся N раз, где N –число итераций; результаты расчетов заносятся в таблицу А, форма которой показана далее:

N	B_ν	$M_\nu^*(\mathrm{D})$	$\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})$	$F^*(B_\nu)$	$F^*[M_\nu^*(\mathrm{D})]$	$F^*[\mathrm{s}_\nu^*(\mathrm{D})]$

2) проводится ранжировка реализаций B_ν таблицы А в порядке увеличения численных значений B_ν; совместно с $B_{\nu,i}$ перемещаются и соответствующие значения $M_{\nu,i}^*(\mathrm{D})$ и $\mathrm{s}_{\nu,i}^*(\mathrm{D})$;

3) рассчитывается $F_i^*[B_\nu] = 1/N$ с $i = \overline{1,N}$ и значения заносятся в столбец $F^*(B_\nu)$ таблицы А;

4) в таблице В, аналогичной таблице А, проводится ранжировка реализаций $M_\nu^*(\mathrm{D})$ и далее по формуле $F_i^*[M_\nu^*(\mathrm{D})] = i/N$ вычисляются соответствующие $M_{\nu,i}^*(\mathrm{D})$ вероятности $F_i^*[M_\nu^*(\mathrm{D})]$;

5) для каждого значения статистики $M_\nu^*(\Delta)$ из таблицы A находится равное ему значение в таблице B и соответствующее значение вероятности $F^*[M_\nu^*(\Delta)]$, которое заносится в столбец $F^*[M_\nu^*(\Delta)]$ таблицы A;

6) в таблице B проводится ранжировка реализаций $\sigma_\nu^*(\Delta)$ и далее по формуле $F_i^*[\sigma_\nu^*(\Delta)] = i/N$ вычисляются соответствующие $\sigma_{\nu,i}^*(\Delta)$ вероятности $F_i^*[\sigma_\nu^*(\Delta)]$;

7) для каждого значения статистики $\sigma_\nu^*(\Delta)$ из таблицы A находится равное ему значение в таблице B и соответствующее значение вероятности $F_i^*[\sigma_\nu^*(\Delta)]$, которое заносится в столбец $F_i^*[\sigma_\nu^*(\Delta)]$ таблицы A.

Как следует из приведенного, наблюдается существенная взаимосвязь между вероятностью $F^*(B_\nu)$ и $F^*[M_\nu^*(\Delta)]$ или $F_i^*[\sigma_\nu^*(\Delta)]$. Эта взаимосвязь имеет наглядную физическую интерпретацию: с увеличением B_ν увеличиваются $M_\nu^*(\Delta)$ и $\sigma_\nu^*(\Delta)$.

Рис. 3 достаточно полно характеризует слабую взаимосвязь между $M_\nu^*(\Delta)$ и $\sigma_\nu^*(\Delta)$. Поэтому и ответ на вопрос о том, достаточно ли проверить характер расхождения $F_\Sigma(X)$ от $F_\nu^*(X)$ лишь по одной статистике B_ν, оказывается неоднозначным, а приоритет отдается целесообразности привлечения к решению всех статистик.

На рис. 4 приведены корреляционные поля взаимосвязи $M_\nu^*(\Delta)$ и B_ν для N=1000 (*а* — $n_\nu = 3$; *б* — 150), а на рис. 5 — взаимосвязи $\sigma_\nu^*(\Delta)$ и B_ν для N=1000 реализаций (*а* — $n_\nu = 3$; *б* — 150). Эти рисунки показывают, что хотя с ростом n_ν неопределенность взаимосвязи этих статистик несколько снижается, до однозначного соответствия далеко. Поэтому и при $n_\nu = 150$ следует оценить и сопоставить значимости как минимум трех статистик: B_ν, $M_\nu^*(\Delta)$ и $\sigma_\nu^*(\Delta)$.

В свою очередь, привлечение к проверке предположения H_1 всех, даже отмеченных ранее, статистик требует существенного увеличения времени расчета. Эти трудности устраняются, если в качестве расчетной (р) выбрать статистику, которой соответствует наиболее значимое свойство случайных величин. Эта статистика определяется исходя из следующего условия:

$$R[S_{\text{р}}(\Delta)] = \max\{R[S_1(\Delta)], R[S_2(\Delta)], ..., R[S_m(\Delta)]\}. \quad (6)$$

Критерий проверки предположения H_1 будет иметь вид

$$S_{\text{р.э}}(\Delta) < S_{\text{р.к}}(\Delta). \quad (7)$$

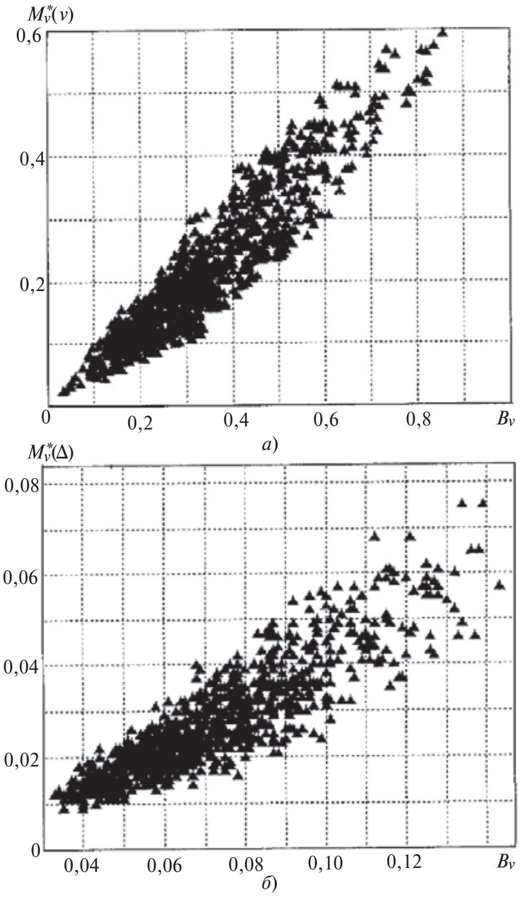

Рис. 4

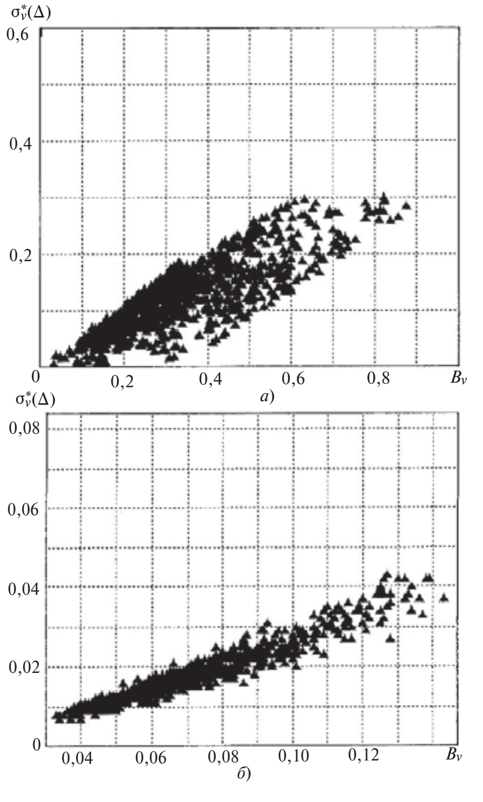

Рис. 5

При этом предполагается, что если расхождение $F_\Sigma(X)$ и $F_\nu^*(X)$ может быть принято случайным для статистики $S_p(D)$, то для всех оставшихся (m- 1) статистик этому заключению соответствует неменьшая вероятность $R[S_p(D)]$.

Заключение. Множество критериев проверки предположения о случайном характере расхождения СФР конечной совокупности многомерных статистических данных и СФР выборки из этой совокупности данных, основанных на реализациях вертикального расхождения этих СФР, обусловливается множеством свойств случайных величин.

Разработанный метод и алгоритм сравнения эффективности этих критериев показали, что эффективность критериев пропорциональна оценке значимости статистических свойств случайных величин вертикального отклонения СФР $F_S(X)$ и $F_v^*(X)$, иначе говоря, выбирается критерий, статистике которого по экспериментальным данным соответствует наименьшее значение ошибки первого рода.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Кендалл М.Дж., Стьюарт А.** Теория распределений/Пер. с англ. под ред. А.Н. Колмогорова, 1966, 587 с.

2. **Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З.** Повышение точности оценки и достоверности сравнения показателей индивидуальной надежности энергоблоков ГРЭС. – Электричество, 2008, № 9, с.10–17.

3. **Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д.** Математические методы в теории надежности. – М.: Наука, 1965, 524 с.

4. **Farhadzadeh E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Yu.Z.** Decrease in risk erroneous classification the multivariate statistical data describing the technical condition of the equipment of power supply system. – «Reliability: Theory&applications» (R&RATA, USA), 2013, June, vol. 8, No.2(29), pp.55–64.

[14.10.13]

Авторы: ***Фархадзаде Эльмар Мехти оглу*** *окончил энергетический факультет Азербайджанского института нефти и химии (АзИНЕФТЕХИМ) в 1961 г. В 1982 г. защитил докторскую диссертацию «Точность и достоверность характеристик надежности электроустановок» в Новосибирском электротехническом институте. Руководитель лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики (г. Баку).*

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». Ведущий инженер лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики.*

Мурадалиев Айдын Зураб оглу *окончил энергетический факультет АзИНЕФТЕХИМ в 1982 г. В 2002 г. защитил кандидатскую диссертацию «Методы количественной оценки технического состояния электроустановок». Ведущий научный сотрудник лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики.*

Comparison of the Efficiency of Advisability Criteria for Classifying Statistical Data on a Failure

E.M. FARKHADZADE, Yu.Z. FARZALIEV, and A.Z. MURADALIEV

The problem of making trustworthy assessment of indicators characterizing individual reliability of electric power system equipment and devices is among the most important ones because the availability of such assessment makes it possible to achieve essentially smaller operating costs by making a shift from qualitative reliability accounting methods to quantitative values in comparing different alternatives. Trustworthy assessment implies that discrepancy between the averaged values of reliability indicators and the estimates of individual reliability indicators calculated by classifying statistical data from the specified kinds of signs is nonrandom in nature. The main difficulty lies exactly in estimating the trustworthiness of their discrepancy. The nature of discrepancy can be established by applying nonparametric criteria of checking the initial assumption. The criteria are based on the statistical parameters of random quantities characterizing the vertical discrepancy between the statistical function describing the distribution of the initial set (totality) of data and the statistical function describing the distribution of sampled data from this set. The nonparametric criteria for eliminating the dependence of comparison results on the distribution function of the initial totality of data create certain difficulties in comparing their efficiency. It is shown that trustworthy assessment is obtained in using a criterion the statistical characteristic of which corresponds to the smallest first-kind error by experimental data.

Key words: electric power system, equipment, reliability, trustworthy assessment, criteria

Authors: ***El'mar Mekhti ogly Farkhadzade*** *graduated from the Power Engineering Department of the Azerbaijan Institute of Petroleum and Chemistry (AzINEFTEKHIM) in 1961. In 1982 he received the degree of Doct. Techn. Sci. from the Novosibirsk Electrical Engineering Institute. His thesis dealt with accuracy and trustworthiness of the parameters characterizing the reliability of electric installations. He is Head of the laboratory for reliability of power equipment at the Azerbaijan Research, Design and Survey Institute for Power Engineering (the city of Baku).*

Yusif Zeini ogly Farzaliyev *graduated from the Azerbaijan State University in 1985. In 2008 he received the degree of Cand. Techn. Sci. His thesis dealt with achieving better accuracy and trustworthiness of calculation aimed at determining the reliability indicators of power-generating units at thermal power stations. He is a leading engineer at the laboratory for power equipment reliability at the Azerbaijan Research, Design and Survey Institute of Power Engineering.*

Aidyn Zurab ogly Muradaliyev *graduated from the Power Engineering Department of AzINEFTEKHIM in 1982. In 2002 he received the degree of Cand. Techn. Sci. His thesis dealt with methods for quantitatively estimating the technical state of electric installations. He is a leading specialist at the laboratory for power equipment reliability at the Azerbaijan Research, Design and Survey Institute of Power Engineering.*