
ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ МОДЕЛЮВАННЯ

doi:<https://doi.org/10.15407/emodel.41.01.055>

УДК 621.019

Э.М. Фархадзаде, д-р техн. наук,
А.З. Мурадалиев, д-р техн. наук, **С.А. Абдуллаева**, аспирантка
Азербайджанский научно-исследовательский
и проектно-изыскательский институт энергетики
(Азербайджанская Республика, Az1012 Баку, пр. Г. Зардаби, 94,
тел (+99412) 4316407, e-mail: elmeht@rambler.ru)

Фидуциальный подход при сравнении однотипных объектов

Разработан новый метод и алгоритм оценки целесообразности классификации статистических данных. При увеличении срока эксплуатации оборудования и устройств электроэнергетических систем (ЭЭС) повышается целесообразность связывать организацию системы технического обслуживания и восстановления с их техническим состоянием. Появляется необходимость количественной оценки показателей индивидуальной надежности. Поскольку сведения об отказах и дефектах конкретных объектов могут отсутствовать, на практике вычисляются обобщенные показатели надежности. На основании интуитивного понимания значимости разновидностей признаков проведена классификация статистических данных по некоторым из них, например по классу напряжения, конструктивному исполнению, продолжительности эксплуатации и др. Исходные предположения известных методов и критерии проверки целесообразности классификации статистических данных эксплуатации оборудования и устройств ЭЭС в большинстве случаев неприемлемы, так как не свойственны этой совокупности данных. Новизна метода заключается в применении фидуциального распределения для оценки критических значений выборки и совокупности многомерных статистических данных.

К л ю ч е в ы е с л о в а: показатели надежности, разновидности признаков, классификация, целесообразность, риск ошибочного решения.

Совершенствование методов количественной оценки показателей надежности (ПН) оборудования и устройств (объектов) электроэнергетических систем (ЭЭС) становится все более актуальным [1]. Основной причиной этого является рекомендуемый переход от системы с регламентированным сроком и объемом планового ремонта к восстановлению износа в зависимости от технического состояния объекта [2]. При этом подразумевается ПН конкретного объекта, а именно индивидуальная надежность

© Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Абдуллаева С.А., 2019

объекта с заданными разновидностями признаков (РП). Разновидности признаков устанавливаются по паспортным данным, условиям эксплуатации, по статистическим данным о результатах испытаний и ремонта.

Поскольку сведения об отказах и дефектах конкретных объектов могут отсутствовать, на практике традиционно рассчитывают не показатели индивидуальной надежности, а обобщенные ПН, которые затем используют для приближенных расчетов. Но интуитивное понимание взаимосвязи ПН и РП приводит к пониманию целесообразности классификации статистических данных по РП. Достаточно широко распространена практика классификации данных по одному из множества РП. Например, классификация по классу напряжения или номинальной мощности, или конструктивному исполнению, или другим признакам. Иногда данные классифицируются по двум, а иногда и по трем РП. При этом вопрос о целесообразности классификации статистических данных не рассматривается, т.е. не учитывается случайный характер оценок ПН. Напомним, что эти данные принято называть многомерными, т.е. зависящими от множества РП.

Нас удивили бы такие показатели, как средняя температура по больнице для непрерывных случайных величин и средняя успеваемость в университете или в школе (для дискретных случайных величин). Но мы вычисляем и используем в практических расчетах среднюю длительность простоя объектов в аварийном ремонте или среднее число отключаемых коротких замыканий в год, или коэффициент готовности совокупности объектов. Мы уверенно рассчитываем показатели надежности, например, для объектов различных классов напряжения и анализируем эту зависимость. Наконец, мы без сомнения используем в расчетах оценки показателей надежности объектов для заданного класса напряжения и конструктивного исполнения. И это лишь свидетельствует о необходимости количественной оценки значимости РП.

Выбор РП из заданного множества при классификации статистических данных на практике осуществляется интуитивно или традиционно. Случайный характер оценок ПН обуславливает необходимость разработки метода оценки целесообразности классификации данных по заданной РП. Классификацию будем считать целесообразной, если эмпирическое значение ПН находится внутри фидуциального интервала, граничные значения которого будем называть критическими. Граничные значения фидуциального интервала часто путают с граничными значениями доверительного интервала [3]. Но граничные значения доверительного интервала вычисляются для оценки точности параметров распределения, рассчитанных по выборке из генеральной совокупности с известным законом распределения. Формулы расчета граничных значений доверительного ин-

тервала при этом известны. Очевидно, что генеральная совокупность не может быть классифицирована по РП, так как она одномерна, а применение к многомерным данным формул расчета доверительного интервала не всегда правомерно. Не всегда, потому что к параметрам распределения выборок из генеральной совокупности, в частности, относятся:

- оценка математического ожидания (среднее арифметическое значений реализаций выборки непрерывных случайных величин);
- оценка вероятности возникновения дискретного события.

Ряд ПН вычисляется так же, как среднее арифметическое случайных величин и вероятность возникновения события [4]. Граничные значения доверительного интервала для больших выборок ($n_v \geq 50$) этих ПН совпадают с граничными значениями фидуциальных интервалов [5]. Расчет критических значений многих ПН и, в частности, комплексных показателей, вычисленных не менее чем по двум совокупностям многомерных данных, может быть выполнен только на основе фидуциального подхода. Особый интерес представляет возможность повышения достоверности оценки критических значений ПН при $n_v < 10$ многомерных данных.

Одним из основных вопросов, возникающих при обсуждении рекомендуемых новых подходов к решению конкретных эксплуатационных задач, является вопрос о типе закона фидуциальных распределений (ФР). Вопрос практически стандартный, а ответ выглядит примерно так: под ФР понимается распределение возможных реализаций показателей, например оценок ПН, показателей экономичности, экологичности и др.

Известным законам распределения соответствуют случайные выборки из генеральной совокупности. Аналитические формулы ФР сложны и существуют лишь для некоторых частных случаев. Например, при условии, что конечная совокупность многомерных данных составлена из выборок генеральных совокупностей, соответствующих нормальному закону (в этом и причина совпадения граничных значений доверительного и фидуциального интервалов для $n_v > 10$). В общем случае аналитическая формула ФР неизвестна. Известно лишь, что оно меняется при классификации данных.

Следует заметить, что критические значения комплексных ПН могут быть рассчитаны (а иногда и рассчитываются) методом прямой подстановки. При этом в формулу для расчета комплексных ПН подставляются граничные значения доверительного интервала входящих в формулу расчета единичных ПН. Например нижнее граничное значение интервала изменения среднемесячной величины коэффициента готовности энергоблоков определяется по формуле $\underline{K}_r = [1 - \lambda_a^* \cdot \tau_a^*] / T_n$, а верхнее граничное значение интервала — по формуле $\overline{K}_r = [1 - \lambda_a^* \cdot \tau_a^*] / T_n$, где λ_a^* и τ_a^* —

верхнее и нижнее граничные значения интервала изменения интенсивности аварийных отключений энергоблоков (отк/ч); τ_a^* и τ_a^* — верхнее и нижнее граничные значения интервала средней длительности аварийного простоя энергоблоков; T_n — продолжительность месяца (ч).

Допустим, что энергоблок не отключался ни на плановый ремонт, ни в резерв. Однако реальный уровень значимости α этого интервала существенно меньше, чем уровень значимости граничных значений λ_a^* и τ_a^* , и он неизвестен, т.е. этот интервал намного шире, чем интервал, соответствующий критическому уровню значимости. В свою очередь, пренебрежение величиной α может привести к ошибочному решению.

Рекомендуемый метод оценок критических значений ПН основан на их оценке по статистическим функциям ФР, формирование которого предполагает умение моделировать случайные реализации ПН.

Моделирование возможных реализаций ПН объектов проведем на примере средней длительности вынужденного простоя τ_b^* . В табл. 1 приведены значения τ_b^* для восьми выключателей энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе. Эти данные называются конечной совокупностью многомерных данных (КСМД). Их среднее арифметическое значение

$$\tau_{b\Sigma}^* = \sum_{i=1}^B \sum_{j=1}^{n_i} \tau_{b,i,j} = 72,3 \text{ ч.}$$

Таблица 1

i	Длительность вынужденного простоя τ_b^* (ч) выключателей энергоблоков							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	64,42	46,12	78,59	61,36	63,5	49,15	66,29	36,05
2	15,31	46,27	3,36	236,3	38,07	91,17	47,02	6,23
3	53,5	298,58	3,48	123,59		99,51	93,13	15,35
4	94,55	134,12	42,05	358,15		39,11	54,03	
5	69,37	35,51	45,15			133,24	79,21	
6	5,48		62,36				57,2	
7	185		18,15				66,1	
8			29,42				1,3	
9			7,43					
10			25,5					
$\Sigma \tau_{b,i}^*$	487,1	560,5	320	780	102	412	464	57,6
$\tau_{b,i,\Sigma}^*$	69,6	112,1	32	195	51	82,4	58	19,2

Сравнивая оценки этого показателя для каждого энергоблока τ_{vi}^* , можно выделить две группы. К первой группе относятся оценки τ_{vi}^* , превышающие $\tau_{v\Sigma}^*$, а ко второй группе — оценки, для которых $\tau_{vi}^* < \tau_{v\Sigma}^*$. Задача заключается в том, чтобы определить оценки τ_{vi}^* , случайно отличающиеся от $\tau_{v\Sigma}^*$, т.е. найти выключатели, для которых $\tau_{vi}^* = \tau_{v\Sigma}^*$.

Сформулируем три гипотезы:

H_1 — оценка τ_{vi}^* случайно отличается от $\tau_{v\Sigma}^*$;

H_2 — оценка τ_{vi}^* неслучайно больше $\tau_{v\Sigma}^*$;

H_3 — оценка τ_{vi}^* неслучайно меньше $\tau_{v\Sigma}^*$.

Для того чтобы принять решение с минимальным риском ошибиться, необходимо уметь рассчитывать критические значения $\tau_{v\Sigma}^*$ и τ_{vi}^* при $i = 1, 8$. Моделирование возможных реализаций τ_{vi}^* при условии, что они случайно отличаются от $\tau_{v\Sigma}^*$, проводится по статистической функции ФР $F_{\Sigma}^*(\tau_{vi})$, которая формируется по исходной КСМД $\{\tau_{vi}\}_{n_{\Sigma}}$, где n_{Σ} — число реализаций τ_{vi} в КСМД.

Согласно табл. 1 $n_{\Sigma} = 43$. Традиционный подход к моделированию реализаций τ_{vi} по $F_{\Sigma}^*(\tau_{vi})$ при $i = 1, 8$ для $n_i \leq 10$ неприемлем. В работе [6] предложен новый метод, в соответствии с которым статистическая функция ФР $F_{\Sigma}^*(\tau_{vi})$ при $i = 1, n_{i+1}$ имеет вид

$$F_{\Sigma}^{**}(\tau_{vi}) = \begin{cases} 0, & \text{если } \tau_{vi} \leq \tau_{v1}, \\ \frac{v-1}{n_i+1} + \frac{(\tau_{vi} \leq \tau_{bv})}{(n_i+1)(\tau_{v(v+1)} \leq \tau_{bv})}, & \text{если } \tau_{v1} < \tau_{vi} < \tau_{v(n_i+1)}, \\ 1, & \text{если } \tau_{vi} \geq \tau_{v(n_i+2)}, \end{cases}$$

где $\tau_{vi} = \tau_{bv} + (\tau_{v+1} - \tau_{bv})[\xi(n_i+1) - (v-1)]$. Расчет реализации средней длительности вынужденного простоя τ_{vi}^* проводится по n_i реализациям τ_{vi} .

Формирование статистической функции ФР. В соответствии с возможными гипотезами будем различать три статистических функции ФР: $F^*(\tau_{vi}^{**} / H_1)$, $F^*(\tau_{vi}^{**} / H_2)$ и $F^*(\tau_{vi}^{**} / H_3)$, где τ_{vi}^{**} — реализация средней длительности вынужденного простоя выключателей по выборке моделируемых реализаций случайных величин τ_{vi} .

Для $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1)$ выборка должна быть представительной, т.е. величины τ_{Σ}^{**} и τ_{Σ}^{**} должны расходиться случайно.

Для $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_2)$ и $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_3)$ выборки моделируются аналогично $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1)$ с той существенной разницей, что моделирование реализаций τ_{Σ}^{**} проводится не по статистической функции ФР $F_{\Sigma}^*(\tau_{\Sigma}^{**})$, а по $F_i^*(\tau_{\Sigma}^{**})$ при $i = 1, 8$.

Очевидно, что ФР $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1)$, $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_2)$ и $F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_3)$ формируются по множеству реализаций τ_{Σ}^{**} . Их число N должно удовлетворять требованию устойчивости оценок квантилей ФР для заданных значений ошибок первого и второго рода. Квантили этих распределений будем считать устойчивыми, если расхождение реализаций критических значений при увеличении числа реализаций не превышает 1%.

Алгоритм принятия решения о значимости РП имеет еще одну особенность:

если среднее значение $\tau_{\Sigma}^* < \tau_i^*$, то сопоставляются распределения

$$R_{\Sigma}^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1) = [1 - F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1)] \text{ и } F_i^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1);$$

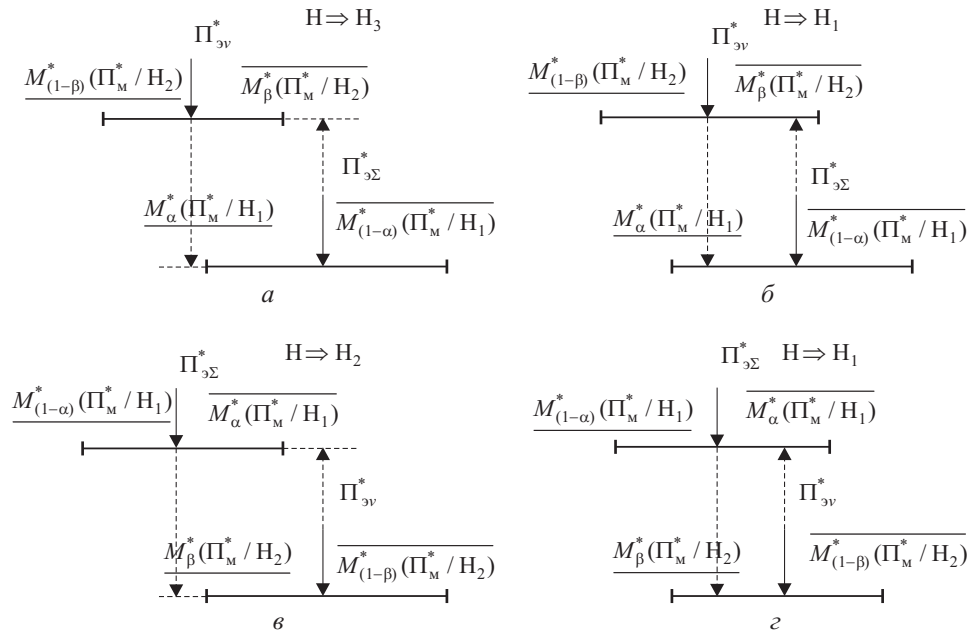
если $\tau_{\Sigma}^* > \tau_i^*$, то сопоставляются распределения

$$R_i^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_3) = [1 - F^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_2)] \text{ и } F_{\Sigma}^*(\tau_{\Sigma}^{**} / H_1).$$

Соответственно вводятся критические значения $\tau_{\Sigma\alpha}^{**}$ и $\tau_{\Sigma\beta}^{**}$ при $\tau_{\Sigma}^* < \tau_i^*$ и критические значения $\tau_{\Sigma\beta}^{**}$ и $\tau_{\Sigma\alpha}^{**}$ при $\tau_{\Sigma}^* > \tau_i^*$.

Таблица 2

Показатель, ч	Длительность вынужденного простоя выключателей энергоблоков 300 МВт							
	1	2	3	4	5	6	7	8
n_i	7	5	10	4	2	5	8	3
$M_{V,\alpha}^*(\tau_{\Sigma}^{**})$	69,7	112,1	32	195	51	82,4	58	19,2
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{\Sigma}^{**})$	—	108,9	—	113,3	—	108,9	—	—
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{\Sigma}^{**})$	41,5	—	46,4	—	15,2	—	43,4	24,6
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{\Sigma}^{**})$	93,4	—	—	—	91,3	—	81,2	—
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{\Sigma}^{**})$	—	—	—	—	—	40,9	—	—
H	H ₁	H ₂	H ₂	H ₂	H ₁	H ₁	H ₁	H ₂



Соотношение экспериментальных Π , оценок ПН и их критических значений: $a, б$ — $\Pi_{эв}^* > \Pi_{э\Sigma}^*$; $в, г$ — $\Pi_{эв}^* < \Pi_{э\Sigma}^*$

Критерий принятия решения о значимости РП. Оценку целесообразности классификации статистических данных по заданной РП проводим для уточнения ПН объектов. Классификацию будем считать целесообразной, если оценка ПН, вычисленная после классификации данных по выборке, будет неслучайно отличаться от оценки ПН, вычисленной по исходной совокупности данных. Условие, определяющее целесообразность, назовем критерием и запишем следующее:

1. Если $\Pi_{эв}^* < \Pi_{э\Sigma}^*$ и $\Pi_{эв}^* < \overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$, то $H \Rightarrow H_3 \rightarrow$ выход;
если $\Pi_{эв}^* > \overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$ и $\Pi_{э\Sigma}^* > \overline{M_{\beta}^*(\Pi_M^*/H_2)}$, то $H \Rightarrow H_1 \rightarrow$ выход.
2. Если $\Pi_{эв}^* > \Pi_{э\Sigma}^*$ и $\Pi_{эв}^* > \overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$, то $H \Rightarrow H_2 \rightarrow$ выход;
если $\Pi_{эв}^* < \overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$, то $H \Rightarrow H_1 \rightarrow$ выход.

Здесь $\Pi_{э\Sigma}^*$ и $\Pi_{эв}^*$ — оценки произвольного ПН Π_{β}^* , вычисленные соответственно по совокупности Σ экспериментальных данных и выборке v ; $\overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$ и $\overline{M_{\alpha}^*(\Pi_M^*/H_1)}$ — соответственно нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала, рассчитанного по моделируемым оценкам ПН Π_M^* на основе представительных выборок случайных вели-

чин; $M_{\beta}^*(\Pi_m^*/H_2)$ и $M_{(1+\beta)}^*(\Pi_m^*/H_2)$ — соответственно нижнее и верхнее граничные значения фидуциального интервала, рассчитанного по моделируемым оценкам ПН Π_m^* на основе статистической функции ФР экспериментальной выборки случайных величин.

В табл. 2 приведены результаты анализа целесообразности классификации статистических данных длительности вынужденного простоя выключателей энергоблоков 300 МВт, приведенных в табл. 1.

Если $H \Rightarrow H_1$, то классификация считается нецелесообразной, а при $H \Rightarrow H_2$ или $H \Rightarrow H_3$ — целесообразной. Следовательно, независимо от соотношения экспериментальных оценок средней длительности простоя выключателей по совокупности данных и выборок для четырех из восьми выключателей, а именно 1, 5, 6 и 7, классификация данных нецелесообразна. Этот пример наглядно подтверждает значимость рекомендуемого метода контроля расхождения оценок ПН до и после классификации.

Графическая интерпретация критерия для сравнения оценок средней длительности вынужденного простоя выключателей энергоблока, полученных при классификации статистических данных по диспетчерским номерам энергоблоков, приведена на рисунке.

Описанный метод позволяет перейти к оценкам показателей индивидуальной надежности и ПН кластеров объектов. Принципиальное их отличие состоит в том, что показатели индивидуальной надежности рассчитывают посредством классификации данных по значимым из заданного множества РП. Показатели надежности кластеров вычисляются с помощью классификации статистических данных по значимым РП из заданного множества РП.

Выводы

1. Повышение точности и достоверности расчета показателей надежности оборудования и устройств ЭЭС может быть достигнуто с помощью: привлечения к статистическому анализу экспериментальных данных компьютерных технологий, основанных на имитационном моделировании ФР;

определения по этим ФР критических значений показателей надежности;

применения рекомендуемого критерия оценки целесообразности классификации данных.

2. Фидуциальные распределения показателей надежности моделируются для анализируемых предположений (классификация целесообразна или нецелесообразна), обеспечивая минимальный риск ошибочного решения.

3. Классификация статистических данных по заданным разновидностям признаков продолжается до тех пор, пока полученная оценка показателя надежности не будет случайно отличаться от оценки, вычисленной на предыдущем этапе классификации.

4. Рекомендуемый метод позволяет не только контролировать целесообразность классификации статистических данных при расчете комплексных показателей надежности, чего не обеспечивает ни один из существующих методов, но и оперировать малыми выборками многомерных данных.

5. Для малых выборок с числом реализаций меньше десяти одним из «подводных камней» является дискретный характер ФР. В этом случае предлагается перейти от сравнения квантилей ФР, к сравнению экспериментальных значений ошибок первого и второго рода с их критическими значениями.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Воропай Н.И.* Концепция SMART-GRЭД и надежности электроэнергетических систем // Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики. Вып. 62, Иваново: Прес Сто, 2011, с. 321—325.
2. *Правила* технической эксплуатации электрических станций и сетей РФ. Минэнерго РФ. 2003, 160 с.
3. *Кендалл М., Стьюарта П.А.* Статистические выводы и связи. М.: «Наука», 1973, 900 с.
4. *ГОСТ 27.301-95.* Надежность в технике. Расчет надежности. Основные положения. Минск, 1997, 138 с.
5. *Фархадзаде Э.М.* О расположении граничных значений доверительных и фидуциальных интервалов параметров надежности систем // Изв. АН СССР. Техническая кибернетика, 1979, № 5, с. 196—199.
6. *Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З.* Сопоставление методов моделирования непрерывных случайных величин по эмпирическим распределениям // Проблемы энергетики, 2013, № 1, с. 25—31.
7. *Фархадзаде Э.М.* Оценка влияния дифференцирования исходной информации на надежность системы // Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики. Вып. 7. Иркутск, 1976, с. 24—34.
8. *Фархадзаде Э.М.* Об оценке статистической функции распределения длительности исправной работы элементов электроэнергетических систем // Электричество, 1976, № 6, с. 78—80.
9. *Фархадзаде Э.М.* Статистическое моделирование на ЭЦВМ длительности исправной работы оборудования // Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1977, № 6, с. 174—178.

Получена 20.11.18

REFERENCES

1. Voropay, N.I. (2011), “Concept SMART-GRЭD and reliability of electro power systems. Methodical questions of research of reliability of greater systems of power”, *Press Sto*, Ivanovo, Vol. 62, p. 321-325.

2. "Rules of technical operation of power plants and networks of the Russian Federation", (2003), *Ministry for the Power Generating Industry of the Russian Federation*.
3. Kendal, M. and Stuart, P.A. (1973), *Statisticheskie vyvody svyazi* [Statistical conclusions and communications], Nauka, Moscow, Russia.
4. State standard 27.301-95. (1997), Reliability in technics. Calculation of reliability. Substantive provisions. Minsk, Byelorussia.
5. Farhadzadeh, E.M. (1979), "About an arrangement of boundary values confidential and fiducially intervals of parameters of reliability of systems", *Izv. AN SSSR. Tekhnicheskaya kibernetika*, no. 5, p. 196-199.
6. Farhadzadeh, E.M., Farzaliyev, Y.Z. and Muradaliyev, A.Z. (2013), "Comparison of methods of modelling of continuous random variables on empirical distributions", *Problemy energetiki*, no. 1, p. 25-31.
7. Farhadzadeh, E.M. (1976), "Estimation of influence of differentiation of the initial information on reliability of system", *Metodicheskiye voprosy issledovaniya nadezhnosti bolshikh sistem energetiki*, Irkutsk, Vol. 7, p. 24-34.
8. Farhadzadeh, E.M. (1976), "About an estimation of statistical function of distribution of duration of serviceable work of elements of electro power systems", *Elektrichestvo*, no. 6, p. 78-80.
9. Farhadzadeh, E.M. (1977), "Statistical modeling one the electronic digital computer duration of serviceable work of the equipment.", *Energetika i transport*, no. 6, p. 174-178.

Received 20.11.18

Е.М. Фархадзаде, А.З. Мурадалиев, С.А. Абдуллаева

ФІДУЦІАЛЬНИЙ ПІДХІД ДО ПОРІВНЯННЯ ОДНОТИПОВИХ ОБ'ЄКТІВ

Розроблено новий метод і алгоритм оцінювання доцільності класифікації статистичних даних. При збільшенні терміну експлуатації устаткування та обладнання електроенергетичних систем (ЕЕС) зростає доцільність пов'язувати організацію системи технічного обслуговування і відновлення з їх технічним станом. З'являється необхідність кількісного оцінювання показників індивідуальної надійності. Оскільки відомості про відмови та дефекти конкретних об'єктів можуть бути відсутні, на практиці обчислюються узагальнені показники надійності. На основі інтуїтивного розуміння значущості різновидів ознак проведено класифікацію статистичних даних відносно деяких з них, наприклад по класу напруги, конструктивному виконанню, тривалості експлуатації та ін. Вихідні припущення відомих методів і критерії перевірки доцільності класифікації статистичних даних експлуатації устаткування та обладнання ЕЕС у більшості випадків неприйнятні, оскільки не властиві для цієї сукупності даних. Новизна методу полягає у застосуванні фідуціального розподілу для оцінювання критичних значень вибірки і сукупності багатовимірних статистичних даних.

К л ю ч о в і с л о в а: показники надійності, різновиди ознак, класифікація, доцільність, ризик помилкового рішення.

Е.М. Farhadzadeh, A.Z. Muradaliyev, S.A. Abdullayeva

FIDUCIALLY APPROACH AT COMPARISON OF THE SAME OBJECTS

With increase in service life of the equipment and devices of electrical power systems, the expediency the organization of system of maintenance service and restoration of deterioration raises

to coordinate to their technical condition. In turn, there is a necessity of a quantitative estimation of parameters of individual reliability. In connection with that, data on refusals and defects of concrete objects absent, in practice the generalized parameters of reliability are calculated. The intuitive understanding of the various importances of versions of attributes, is spent by classification of statistical data on some versions of attributes. For example, their classification on a class of a pressure, a design, service life, etc. thus a question on expediency of classification of statistical data is not considered. Initial assumptions of known methods and criteria of check of expediency of classification of statistical data of operation of the equipment and devices of electrical power systems in a greater part of cases are unacceptable, since are not peculiar to this data set. The new method and algorithm of an estimation of expediency of classification of statistical data is developed. Novelty consists in application fiduciary distributions for an estimation of critical values of sample and set of multivariate statistical data.

Key words: parameters of reliability, a version of attributes, classification, expediency, risk of the erroneous decision.

ФАРХАДЗАДЕ Эльмар Мехтиевич, д-р техн. наук, профессор, гл. научн. сотр. 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, д-р техн. наук, руководитель отдела «Надежность оборудования энергосистемы» 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.

АБДУЛЛАЕВА Самира Афган кызы, аспирантка, вед. инженер отдела «Надежность оборудования энергосистемы» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1990 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — точность и достоверность оценок показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем.

