

DOI: 10.21122/1029-7448-2017-60-1-16-29

УДК 621.019

Метод и алгоритмы расчета показателей надежности по многомерным данным

Э. М. Фархадзаде¹⁾, А. З. Мурадалиев¹⁾, Т. К. Рафиева¹⁾, С. А. Абдуллаева¹⁾

¹⁾Азербайджанский научно-исследовательский и проектно-изыскательский институт энергетики (Баку, Азербайджанская Республика)

© Белорусский национальный технический университет, 2017
Belarusian National Technical University, 2017

Реферат. Оценки значимости регламентированных классификаторами разновидностей признаков, показателей индивидуальной надежности, показателей надежности кластеров многомерных данных относятся к основным задачам, решение которых позволяет снизить эксплуатационные затраты объектов электроэнергетической системы. Отсутствие специализированных программных комплексов, наукоемкость алгоритмов расчета при решении эксплуатационных задач обуславливают преимущественное применение интуитивного подхода. Некоторые факторы, такие как отсутствие опыта эксплуатации и субъективность интуитивного подхода, способствуют принятию ошибочного решения. В статье приводятся аналитические методы, позволяющие с помощью расчетов показателей надежности учесть целесообразность классификации многомерных статистических данных, выявить значимые разновидности признаков, ранжировать объекты электроэнергетической системы и формировать кластеры однородных данных. Новизна методов заключается в применении фидуциального подхода. Экспериментальные данные сопоставляются с граничными значениями фидуциального интервала. Статистические функции фидуциального распределения получены путем имитационного моделирования выборок случайных величин для ряда чисел случайных величин выборок. Анализ зависимости граничных значений от числа реализаций позволил получить достаточно простое уравнение регрессии с точностью не менее 0,995. Формирование множества значимых разновидностей признаков показано на примере оценки средней длительности простоя в аварийном ремонте при анализе закономерности изменения по месяцам года при расчете показателя индивидуальной надежности для третьего энергоблока в случае отказа котельной установки, представления совокупности реализаций длительности простоя в аварийном ремонте кластерами. В результате проведения ремонтных работ, старения оборудования и устройств наблюдается изменение значимых разновидностей признаков, ведущих к изменению результатов ранжирования объектов электроэнергетической системы, их технического состояния.

Ключевые слова: многомерные данные, разновидность признаков, функции распределения, показатели надежности

Для цитирования: Метод и алгоритмы расчета показателей надежности по многомерным данным / Э. М. Фархадзаде [и др.] // *Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ*. 2017. Т. 60. № 1. С. 16–29. DOI: 10.21122/1029-7448-2017-60-1-16-29

Адрес для переписки

Фархадзаде Эльмар Мехтиевич
Азербайджанский научно-исследовательский
и проектно-изыскательский институт
энергетики
просп. Г. Зардаби, 94
Az1012, г. Баку, Азербайджанская Республика
Тел.: +994012 431-64-07
elmeht@rambler.ru

Address for correspondence

Farhadzadeh Elmar M.
Azerbaijan Scientific-Research
and Design-Prospecting Power Engineering
Institute
94 G. Zardabi Ave.,
Az1012, Baku, the Azerbaijani Republic
Tel.: +994012 431-64-07
elmeht@rambler.ru

Method and Algorithms of Calculation of Parameters of Reliability in Accordance with Multivariate Data

E. M. Farhadzadeh¹⁾, A. Z. Muradaliyev¹⁾, T. K. Rafiyeva¹⁾, S. A. Abdullayeva¹⁾

¹⁾Azerbaijan Scientific-Research and Design-Prospecting Power Engineering Institute (Baku, the Azerbaijan Republic)

Abstract. Assessments of the relevance of the kinds of attributes regulated by classifiers, evaluation of parameters of individual reliability, of parameters of reliability of multivariate data clusters relate to the primary problems the decision of which would make it possible to reduce operational expenses of electric power system objects. The lack of specialized software systems, the knowledge-intensiveness of algorithms of calculation needed for the solution of operational tasks determine the predominant application of the intuitive approach. Some factors, such as lack of operating experience and subjectivity of the intuitive approach lead to the essential risk of making the incorrect decision. The article presents analytical methods that make it possible to consider the expediency of classification of multivariate statistical data, to identify the relevant types of signs, to rank the objects in power systems and to form clusters of homogeneous data. The methods function with the aid of calculations of indicators of reliability. The originality of methods consists in application of a fiducial approach. Experimental data are compared to boundary values of a fiducial interval. Statistical functions of fiducial distributions are obtained by imitating modeling of samples of random variables for a series of numbers of random variables samples. The analysis of dependency of boundary values on a number of realizations made it possible to obtain a fairly simple equation of regress with the accuracy of no less than 0.995. Formation of a set of relevant kinds of attributes is demonstrated on behalf of an estimation of average duration of idle time during emergency repair made for the analysis of the law of alterations by months of year when the calculation of a parameter of individual reliability for the third power unit in case of failure of boiler facility, representation of set of realizations of duration of idle time in emergency repair clusters. As a result of the repairs, the aging of equipment and devices, alterations of important types of signs that cause the change of the results of the ranking of objects of power system and their technical condition, are observed.

Keywords: multivariate data, kind of attributes, functions of distribution, parameters of reliability

For citation: Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Rafiyeva T. K., Abdullayeva S. A. (2017) Method and Algorithms of Calculation of Parameters of Reliability in Accordance with Multivariate Data. *Energetika. Proc. CIS Higher Educ. Inst. and Power Egn. Assoc.* 60 (1), 16–29. DOI: 10.21122/1029-7448-2017-60-1-16-29 (in Russian)

Введение

Возможность объективного решения многих эксплуатационных задач, требующих учета технического состояния объектов электроэнергетической системы (ЭЭС), в частности совершенствования системы технического обслуживания и ремонта, повышения надежности и экономичности работы, предполагает умение:

- оценить значимость регламентированных классификаторами разновидностей признаков (РП) [1]. Особенность этих расчетов заключается в том, что необходимо уметь оценить не только характер расхождения усредненной количественной оценки показателя надежности (Π_H , Π_Σ^*) и оценок ПН, вычисляемых по выборкам из совокупности данных ($\Pi_{V,i}^*$) для разновидностей i -го признака, но и характер расхождения значи-

мых РП. При этом следует иметь в виду, что высокая значимость расхождения Π_{Σ}^* и $\Pi_{V,i,j}^*$ с $j = (1, r_i)$, где r_i – число РП, $i = (1, r_{\Sigma})$, r_{Σ} – то же при знаков, еще не означает целесообразность использования заданного классификатором перечня РП;

- оценить показатели индивидуальной надежности [2]. Вычисления проводятся для значимых РП. Следует иметь в виду, что значимость РП не постоянна. Например, после классификации данных по некоторой РП значимость оставшихся РП в непредставительной выборке изменяется. Поэтому требуется пересчет значимости РП после каждого этапа классификации;

- оценить показатели надежности по кластерам многомерных данных. Если для показателей индивидуальной надежности классификация статистических данных проводится по значимым из заданного перечня РП, то ПН кластеров рассчитывается по всем значимым РП. Следует иметь в виду, что перечень данных в кластерах не постоянный и зависит от интенсивности влияния тех или иных РП.

Перечисленные выше расчеты громоздки и наукоемки, поэтому проводятся по специальным программным комплексам автоматизированных систем анализа технического состояния объектов ЭЭС. Однако специалисты по повышению надежности и экономичности (эффективности) работы не всегда имеют возможность приобрести, а тем более создать такие системы. В этой связи значительный интерес представляют экспресс-методы оценки значимости РП, расчета ПН конкретных объектов и кластеров объектов, исключающие неоправданную классификацию исходных данных. Под экспресс-методами будем понимать методы, допускающие разумный ручной счет.

В статье рассмотрены методы и алгоритмы количественной оценки показателей надежности, вычисляемых как среднее арифметическое случайных величин.

Методы и алгоритмы расчета

Предположим, что из общей базы данных выделена совокупность статистических данных о длительности вынужденного простоя выключателей вследствие простоя энергоблока (ЭБ) в аварийном ремонте совместно с характеризующими эти простои РП (диспетчерский номер ЭБ, вид поврежденного устройства, время возникновения повреждения, вид отключения и др.). Далее проведена формализация этих данных в виде эмпирической таблицы [3]. Вычислены среднее арифметическое длительности аварийного простоя по всей совокупности (Σ) реализаций $\tau_{ав}$ (обозначим эту усредненную оценку (*) по данным эксплуатации (э) ЭБ как $M_{\Sigma,э}^*(\tau_{ав})$) и среднее арифметическое случайных величин $\tau_{ав}$ выборки из совокупности данных по некоторой РП [$M_{V,э}^*(\tau_{ав})$].

Формирование множества значимых разновидностей признаков

Как было отмечено выше, умение различать $M_{\Sigma, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ еще недостаточно для выявления множества значимых РП. Объясняется это возможным случайным отличием оценок $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})_{i,j}$ и $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})_{i,q}$, соответствующих значимым РП, где j, q – порядковые номера i -го признака. Чаще всего случайно отличаются смежные значения ранжированных в порядке возрастания значимых оценок $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ РП. Следовательно, при необходимости построения некоторой функциональной характеристики формирование множества значений РП может быть проведено следующим образом.

1. Для всех выделенных РП i -го признака выполняется анализ характера расхождения $M_{\Sigma, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})_{i,j}$, где $j = (1, r_i)$. Выделяются РП, $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ которых неслучайно отличаются от $M_{\Sigma, \vartheta}^*(\tau_{ав})$. Все остальные РП исключаются из рассмотрения как незначимые.

2. Значимые оценки размещаются в порядке возрастания и разделяются на две очередные группы РП. Вторая группа будет включать $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})_{i,j} < M_{\Sigma, \vartheta}^*(\tau_{ав})$, а третья – $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав}) > M_{\Sigma, \vartheta}^*(\tau_{ав})$.

3. Если число РП второй группы больше 1, то объединяем выборки РП этой группы в единую совокупность и определяем ее среднее арифметическое значение $M_{\Sigma, \vartheta, 2}^*(\tau_{ав})$. Далее проводим анализ характера расхождения $M_{\Sigma, \vartheta, 2}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ РП, принадлежащих второй группе. В результате этого анализа выделяются:

- РП, расхождение оценок $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ которых от $M_{\Sigma, \vartheta, 2}^*(\tau_{ав})$ случайно. Всем этим РП присваиваются оценки $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})_{i,j} = M_{\Sigma, \vartheta, 2}^*(\tau_{ав})$;
- РП, расхождение оценок $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$ которых от $M_{\Sigma, \vartheta, 2}^*(\tau_{ав})$ неслучайно, выделяются в отдельную группу со своими значениями $M_{V, \vartheta}^*(\tau_{ав})$.

На этом, как правило, анализ второй группы завершается. В исключительных случаях он продолжается подобно вышеизложенным позициям.

4. Аналогично проводится анализ третьей группы РП. Изложенный метод позволяет существенно ограничить случайные флуктуации функциональных характеристик.

Пример 1. В качестве примера рассмотрим закономерности изменения средней длительности простоя в аварийном ремонте ЭБ 300 МВт по месяцам года. Учитывая, что число реализаций $\tau_{ав}$ располагаемой совокупности данных (для примера расчета) равно $n_{\Sigma} = 44$, оптимальное число РП по формуле Стерджеса [4] будет составлять 6. Выборки для принятых интервалов приведены в табл. 1.

Таблица 1

Классификация $\tau_{ав}$ энергоблока в аварийном ремонте по месяцам года
Classification $\tau_{ав}$ of a power unit under an emergency repair by the months of the year

№ п/п	Классификация $\tau_{ав}$, ч, по месяцам года					
	1–2	3–4	5–6	7–8	9–10	11–12
1	64,4	94,6	5,5	93,1	298,6	134,1
2	15,3	69,4	236,3	185,0	123,6	35,5
3	53,5	46,3	66,3	–	49,2	29,4
4	46,1	45,1	47,0	–	91,2	7,4
5	62,0	62,4	15,4	–	99,5	25,5
6	3,4	18,2	–	–	358,0	54,0
7	3,5	38,1	–	–	–	39,1
8	42,1	36,1	–	–	–	133,2
9	61,4	78,6	–	–	–	79,2
10	63,5	–	–	–	–	57,2
11	–	–	–	–	–	66,1
12	–	–	–	–	–	1,3
Σ	359,6	489,1	370,5	278,0	1110,0	662,4

Результаты расчетов оценок $M_{V,э}^*(\tau_{ав})_{i,j}$, $\delta M_{V,э}^*(\tau_{ав})$, $\delta M_{V,к}^{**}(\tau_{ав})$ и выбор гипотезы (H_1 и H_2 – расхождение $M_{\Sigma,э}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V,э}^*(\tau_{ав})$ соответственно случайно и неслучайно) приведены в табл. 2.

Величину $\delta M_{V,э}^*(\tau_{ав})$ определяли по формуле

$$\delta M_{V,э}^*(\tau_{ав}) = \frac{|M_{V,э}^8(\tau_{ав}) - M_{\Sigma,э}^*(\tau_{ав})|}{M_{\Sigma,э}^*(\tau_{ав})}. \quad (1)$$

Согласно [5]:

$$\delta M_{V,к}^{**}(\tau_{ав}) = \frac{A}{n_V}, \quad (2)$$

при уровне значимости $\alpha_k = 0,05$ величина $A = 1,13$.

Таблица 2

Результаты сравнения
The results of the comparison

Показатель	Месяц года					
	1–2	3–4	5–6	7–8	9–10	11–12
n_V	10	9	5	2	6	12
$M_{V,э}^*(\tau_{ав})$, ч	36,0	54,3	74,1	139,1	185,0	55,0
$\delta M_{V,э}^*(\tau_{ав})$, %	39,7	25,0	2,3	92,1	156,0	23,8
$\delta M_{V,к}^{**}(\tau_{ав})$, %	35,7	37,7	50,4	79,0	46,1	32,6
H	H_2	H_1	H_1	H_2	H_2	H_1

Таким образом, от усредненного значения длительности простоя в аварийном ремонте различаются оценки $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ в интервалах 1–2, 7–8 и 9–10 мес. Уточним различие $M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ в интервале 1–2 мес. (здесь расхождение между $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ и $\delta M_{V,\kappa}^{**}(\tau_{ав})$ из возможных – наименьшее) критерием КЗ [6]. Поскольку $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) < M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$, вычислим $M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав}) = 72,4 \cdot \left(1 - \frac{1,13}{\sqrt{10}}\right) = 46,5$ ч. Так как $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) < M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав})$, то случайный характер наблюдаемого (с уровнем значимости $\alpha_k = 0,05$) расхождения $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ и $M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ в интервале 1–2 мес. (т. е. предположение $H \Rightarrow H_1$) не подтверждается. Учитывая, что усредненное значение $\tau_{ав}$ в интервале 7–10 мес. $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = 173,5$ ч, функциональная характеристика изменения $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ по месяцам года представляется интервалами: 1–2 мес. – с $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = 36$ ч; 3–6 и 11–12 мес. – с $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = 58,5$ ч; 7–10 мес. – с $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = 173,5$ ч, что подтверждает наименьшие значения $\tau_{ав}$ в период максимума нагрузки и наибольшие – в период ее минимума. Графическая иллюстрация результата уточнения конфигурации зависимости граничных значений области изменения длительности простоя в аварийном ремонте от времени года приведена на рис. 1.

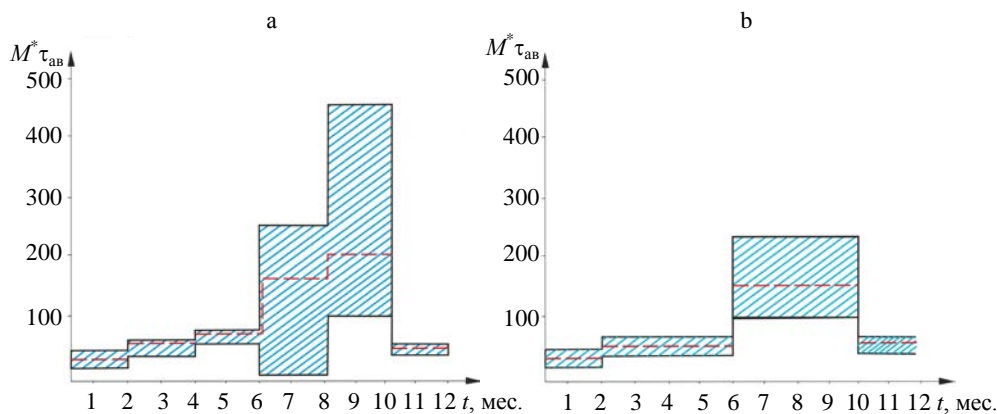


Рис. 1. Закономерности изменения $M_V^*(\tau_{ав})$ по месяцам года:
 а, б – исходная и уточненная характеристики и области их изменения

Fig. 1. The patterns of an alteration $M_V^*(\tau_{ав})$ by months of the year:
 а, б – the original and the refined features and their alteration areas

Сравнение рис. 1а и рис. 1б свидетельствует не только об изменении числа интервалов года с различающимися оценками $M_V^*(\tau_{ав})$, но и о повышении точности оценки этой характеристики (об уменьшении области изменения).

Оценка показателей индивидуальной надежности

При оценке показателей индивидуальной надежности анализируется значимость лишь одной разновидности каждого признака, характеризующей индивидуальность объекта. Число признаков определяется возможностями сбора информации. Чаще всего это паспортные данные, условия эксплуатации объекта и сведения, содержащиеся в оперативных журналах. Алгоритм расчета сводится к следующей последовательности вычислений.

1. Рассчитываются абсолютные значения относительных отклонений оценок, вычисленных по выборкам для заданных РП [$\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$].
2. Определяется максимальное среди рассматриваемых значений $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$.
3. По критериям К2 и К3 [6] определяется характер расхождения $M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$, соответствующего наибольшему значению $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$.
4. Если сопоставляемые оценки различаются не случайно, то соответствующая выборка принимается за совокупность данных и проводится ее классификация по разновидностям оставшихся признаков. Рассматриваются выборки с $n_V > 1$.
5. Далее повторяются вычисления, приведенные в пунктах 1–4.
6. Вычисления завершаются при случайном характере расхождений средних статистических значений классифицируемой совокупности данных и выборки с наибольшим значением $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$.

Повышение точности оценки показателей индивидуальной надежности может быть достигнуто предварительным анализом значимости заданных РП на каждом этапе классификации [7].

Пример 2. Предположим, что требуется определить среднюю длительность аварийного простоя третьего ЭБ в течение ноября и декабря месяцев вследствие отказа котельной установки (КУ). Если обратиться непосредственно к статистическим данным эксплуатации, то из 44 случаев простоя ЭБ в аварийном ремонте в рассматриваемом интервале времени простоя в аварийном ремонте с заданным перечнем РП не имел место. Таким образом, классификация статистических данных по заданным РП не позволила бы решить поставленную задачу. Согласно рекомендуемому методу и алгоритму оценки показателей индивидуальной надежности, наибольшее отклонение усредненной оценки совокупности данных $M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ ч от оценок, рассчитанных для трех заданных РП (для третьего ЭБ – 32 ч; для КУ – 51,8 ч; для интервала 11–12 мес. года – 80,5 ч), наблюдается для третьего ЭБ. В соответствии с [8] эта оценка неслучайно отличается от $M_{\Sigma,\varepsilon}^*(\tau_{ав})$.

Действительно, величина $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) = \frac{[|32 - 72,4|]}{72,4} = 0,56$, а критическое зна-

чение $\delta M_{V,K}^{**}(\tau_{ав}) = 1,13/\sqrt{n_V} = 0,32$. Поскольку $\delta M_{V,\varepsilon}^*(\tau_{ав}) > \delta M_{V,K}^{**}(\tau_{ав})$,

то с уровнем значимости $\alpha_k = 0,05$ принимаем предположение о неслучайном расхождении $M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 32$ ч.

Классификация выборки случайных величин $\tau_{ав}$ для третьего ЭБ по РП–КУ свидетельствует о пяти случаях простоя в аварийном ремонте с $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 49,2$ ч и о трех случаях простоя в аварийном ремонте в интервале ноябрь – декабрь с $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 20,7$ ч. Обозначим оценку $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$ для третьего ЭБ как $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав})$ и проведем анализ характера ее расхождения с $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$. Величина $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав}) < M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав})$. Следовательно, сопоставить с $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав})$ можно только оценку $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$ для РП 11–12 мес. Действительно, если сопоставить $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 49,2$ ч для КУ третьего ЭБ с нижним граничным значением фидуциального интервала [9, 10] с $n_V = 5$ и $M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ ч – $M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав}) = 72,4 \cdot \left(1 - \frac{1,13}{\sqrt{5}}\right) = 35,9$ ч, то, поскольку $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) > M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав})$, соотношения $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$ и $M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав})$ соответствуют H_1 . Учитывая, что оценка средней длительности простоя в аварийном ремонте третьего ЭБ в интервале 11–12 мес. $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 27,4$ ч $< M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав})$, то нижнее граничное значение фидуциального интервала $M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав}) = 32 \cdot \left(1 - \frac{1,13}{\sqrt{3}}\right) = 10,9$ ч. Поскольку оценка $M_{V,(1-\alpha_k)}^{**}(\tau_{ав}) < M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 27,4$ ч, то предположение H_1 о случайном характере расхождения $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 49,2$ ч с уровнем значимости $\alpha_k = 0,05$ соответствует действительности. Таким образом, среднее время простоя третьего ЭБ в аварийном ремонте – $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 32$ ч и не зависит ни от отказов КУ, ни от отказов в интервале 11–12 мес. года. Граничные значения фидуциального интервала этой оценки с уровнем значимости $\alpha_k = 0,05$ равны $M_{V,3}^{**}(\tau_{ав}) = 25$ ч и $M_{V,3,\alpha_k}^{**}(\tau_{ав}) = 43,5$ ч.

Оценка показателей надежности кластеров

Если под кластером понимать совокупность одноименных объектов ЭЭС, сгруппированных по некоторым РП, то оценка ПН такого кластера всегда проводилась с той существенной особенностью, что целесообразность классификации статистических данных по этим РП не контролировалась. Так, при характеристике надежности объектов ЭЭС в отчетах, публикациях и справочниках традиционно приводятся сведения о полученных оценках ПН с классификацией данных по двум или даже трем РП. Напри-

мер, приводятся сведения о ПН высоковольтных выключателей для различных классов напряжения, конструктивного исполнения, различных типов присоединений [скажем, оценка ПН для элегазовых (1 РП) выключателей 220 кВ (2 РП), установленных на линии электропередачи (3 РП)] [3]. Выше приведены метод, алгоритм и наглядный пример расчета показателей индивидуальной надежности, которые, по сути, являются примером оценки ПН одного кластера с заданными РП и оценкой целесообразности классификации данных.

Рассмотрим метод и алгоритм формирования всех кластеров совокупности данных и оценку их ПН. Понятие «кластер» введено для различия их ПН от ПН группы одноименных объектов. Следует отметить, что кластеры могут быть сформированы не только из объектов, но и по любому из заданных признаков. Далее покажем последовательность формирования кластеров величины $\tau_{ав}$, изменяющейся в интервале 1,3–358 ч (табл. 1). Последовательность упрощенного формирования кластеров и расчета их ПН сводится к следующим вычислениям (отметим, что понятие «ручной счет» предполагает возможность выполнения расчетов без имитационного моделирования фидуциальных распределений ПН).

1. Формирование множества значимых разновидностей каждого признака. Проводится в соответствии с методами, изложенными в разделах о формировании множества значимых РП и оценки показателей индивидуальной надежности.

2. Определяется РП с наибольшей абсолютной величиной относительного отклонения $\delta_{max} = \max[\delta M_V^*(\tau)_{i \in K, j \in r_i}]$.

3. Выборка, соответствующая δ_{max} , изымается из общей совокупности статистических данных, а $M_V^*(\tau)$ этой выборки принимается за оценку ПН первого кластера.

4. Проводятся вычисления, аналогичные изложенным в пунктах 1–3, и выбирается второй кластер.

5. Процесс вычислений продолжается до тех пор, пока классификация данных не окажется бесполезной.

6. Кластеры располагаются (ранжируются) в порядке возрастания $M_V^*(\tau_{ав})$. При этом наиболее надежные объекты будут находиться в начале списка, а наименее надежные – в конце.

Нетрудно заметить, что упрощение последовательности формирования кластеров сводится к принятию предположения о нецелесообразности дальнейшей классификации выборок с δ_{max} . На самом деле, это предположение не всегда оправдано, имеет место при малом числе реализаций случайных величин в выборке и во всех случаях требует проверки достоверности. Проверка достоверности проводится по критериям КЗ и К2 [6].

Пример 3. Рассмотрим возможность представления реализаций $\tau_{ав}$ восьми ЭБ ТЭС кластерами. Для снижения громоздкости расчетов учтем лишь три признака:

- 1) диспетчерский номер ЭБ (по сути – длительность эксплуатации);
- 2) наименование устройства, отказ которого приводит к аварийному простоя ЭБ в аварийном ремонте;
- 3) месяц года.

Результаты анализа расхождения $M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ ч и $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$ заданных РП для первого и второго признаков приведены в табл. 3, 4.

Таблица 3

Анализ целесообразности классификации по разновидностям первого признака
Analysis of the expediency of classification by the kinds of the first sign

Показатель	Диспетчерский номер энергоблока							
	1	2	3	4	5	6	7	8
n_V	7,0	5,0	10,0	4,0	2,0	5,0	8,0	3,0
$M_{V,3}^*(\tau_{ав}), ч$	69,7	112,1	32,0	195,0	51,0	82,4	58,0	19,2
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	–	108,9	–	113,3	–	108,9	–	–
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	41,5	–	46,4	–	15,2	–	43,4	24,6
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	93,4	–	–	–	91,3	–	81,2	–
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	–	–	–	–	–	40,9	–	–
H	H_1	H_2	H_2	H_2	H_1	H_1	H_1	H_2

Таблица 4

Анализ целесообразности классификации по разновидностям второго признака
Analysis of the expediency of classification by the kinds of the second sign

Показатель	Наименование отказавшего устройства				
	ПГУ	КУ	СН	ТГ	ТР
n_V	19,0	14,0	6,0	3,0	2,0
$M_{V,3}^*(\tau_{ав}), ч$	73,9	51,8	163,2	6,4	25,4
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	91,2	–	105,8	–	–
$M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	–	50,7	–	24,6	31,5
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	–	67,3	–	–	–
$M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{ав}), ч$	54,8	–	–	–	–
H	H_1	H_2	H_2	H_2	H_2

Перейдем к оценке характера расхождения значимых РП. Для первого признака сопоставим:

- характер расхождения $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$ второго и четвертого ЭБ, для которых $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) > M_{\Sigma,3}^*(\tau_{ав})$. Среднее значение совокупности выборок этих РП $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав}) = 148,9$ ч. Поскольку $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав}) > M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 112,2$ ч, $M_{V,k_{\alpha}}^{**}(\tau_{ав}) = 73,9$ ч меньше, чем $M_{V,3}^*(\tau_{ав})$, а $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{ав}) < M_{V,k_{\beta}}^{**}(\tau_{ав}) = 168,6$ ч,

то предположение H_2 о неслучайном расхождении $M_{\Sigma, \epsilon, 2}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав})$ не имеет оснований. Аналогично не имеет основания и предположение о неслучайном расхождении $M_{\Sigma, \epsilon, 2}^*(\tau_{ав})$ и $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 195$ ч, для которого $\overline{M_{V, k_p}^{**}(\tau_{ав})} = 233$ ч, а $\overline{M_{V, k_p}^{**}(\tau_{ав})} = 84,8$ ч;

- характер расхождения $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав})$ третьего и восьмого ЭБ, для которых $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) < M_{\Sigma, \epsilon}^*(\tau_{ав})$, показывает, что их расхождение от среднего значения совокупности выборок $\tau_{ав}$ для этих ЭБ, равного $M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 29$ ч, также случайно.

Таким образом, признак «порядковый номер ЭБ» может быть представлен тремя значениями РП, средние статистические значения совокупности выборок которых соответственно равны:

- для совокупности выборок реализаций $\tau_{ав}$ первого, пятого, шестого и седьмого ЭБ – 64,1 ч. Величина $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 0,115$ о. е.;

- для третьего и восьмого ЭБ – 29 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 0,6$ о. е.;

- для второго и четвертого ЭБ – 148,9 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 1,06$ о. е.

Таким образом, наибольшее абсолютное значение относительно-го отклонения δ_{max} для значимых разновидностей первого признака равно 1,06 о. е. с $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 148,9$ ч. Признак «наименование отказавшего устройства» может быть представлен следующими четырьмя группами:

- для РП «ПТУ» – 72,4 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 0,021$ о. е.;

- для РП «КУ» – 51,8 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 0,285$ о. е.;

- для РП «СН» – 163,2 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 1,25$ о. е.;

- для РП «ТГ» и «ТР» – 14 ч; $\delta M_{\Sigma, V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 0,807$ о. е.

Таким образом, величина δ_{max} для значимых разновидностей второго признака равна 1,25 о. е. для РП «СН» с $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 163,2$ ч.

В соответствии с результатами расчетов в примере 2 наибольшее абсолютное значение относительного отклонения у значимых РП «месяц возникновения отказа» для РП 7–10 мес. равно 1,4 о. е. при $M_{V, \epsilon}^*(\tau_{ав}) = 173,5$ ч. Наибольшее абсолютное значение относительного отклонения по всей совокупности РП имеет место для аварийных отключений в 7–10 мес. и равно 1,4 о. е., а выборка $\tau_{ав}$ этого РП из $n_V = 8$ определяет первый кластер совокупности данных. Иначе говоря, наибольшее среднее арифметическое значение реализаций $\tau_{ав}$ наблюдается при аварийных отключениях ЭБ в период 7–10 мес. года.

Исключив реализации $\tau_{ав}$ первого кластера из исходной совокупности статистических данных о $\tau_{ав}$, получим усеченную совокупность данных.

Определим $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{аб}) = 49,9$ ч, оценки $M_{V,3}^*(\tau_{аб})$ и характер их расхождения от $M_{\Sigma,3,2}^*(\tau_{аб})$. Результаты второго этапа расчетов приведены в табл. 5–7.

Таблица 5

**Анализ целесообразности классификации по разновидностям признака
 «диспетчерский номер энергоблока»**
**Analysis of the expediency of classification by kinds
 of the “dispatcher unit” sign**

Показатель	Диспетчерский номер энергоблока							
	1	2	3	4	5	6	7	8
n_V	6,0	4,0	10,0	2,0	2,0	2,0	7,0	3,0
$M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \text{ ч}$	50,3	65,4	32,0	148,9	51,0	86,2	57,3	19,2
$\delta M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \%$	0,8	31,0	35,8	198,4	2,2	72,7	14,8	61,5
$\delta M_{V,\alpha}^*(\tau_{аб}), \%$	46,1	56,5	35,8	79,0	79,0	79,0	42,6	66,1
H	H_1	H_1	H_2	H_2	H_1	H_1	H_1	H_1

Таблица 6

**Результаты оценки целесообразности классификации по разновидностям признака
 «наименование отказавшего устройства»**
**The results of the evaluation of the expediency of the classification by the kinds
 of the “name of the failed device” sign**

Показатель	Наименование отказавшего устройства				
	ПТУ	КУ	СН	ТГ	ТР
n_V	14,0	13,0	4,0	3,0	2,0
$M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \text{ ч}$	61,6	48,1	136,1	6,4	25,4
$\delta M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \%$	23,4	3,6	80,7	87,2	49,1
$\delta M_{V,\alpha}^*(\tau_{аб}), \%$	30,2	31,3	56,5	66,1	56,5
H	H_1	H_1	H_2	H_2	H_1

Таблица 7

**Результаты оценки целесообразности классификации
 по разновидностям третьего признака**
**The results of the assessment of expediency of classification
 by the kinds of the third sign**

Показатель	Интервал месяцев	
	1–2	3–6 и 11–12
n_V	10	26
$M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \text{ ч}$	36,9	58,5
$\delta M_{V,3}^*(\tau_{аб}), \%$	28,1	17,2
$\delta M_{V,\alpha}^*(\tau_{аб}), \%$	35,8	22,2
H	H_1	H_1

Как следует из табл. 5, текущая классификация данных по разновидностям первого признака целесообразна лишь для третьего и четвертого ЭБ. Наибольшее абсолютное значение относительного отклонения имеет место для четвертого ЭБ и равно 198,4 %. Из табл. 6 находим, что наибольшее абсолютное значение относительного отклонения имеет место для РП «ТГ» и равно 87,2 %. Таким образом, второй кластер включает длительности простоя в аварийном ремонте четвертого ЭБ с $n_V = 2$ и $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 148,9$ ч.

Установлено также, что классификация данных по третьему признаку нецелесообразна. Все последующие этапы подконтрольной классификации данных проводятся аналогично. На третьем этапе $M_{\Sigma,3,3}^*(\tau_{ав}) = 44,1$ ч, величина δ_{\max} имеет место для разновидности второго признака «СН» и равна 208,6 %. Следовательно, третий кластер включает длительности простоя с $n_V = 4$ и $M_{V,3}^*(\tau_{ав}) = 136$ ч. Все последующие вычисления аналогичны.

ВЫВОДЫ

1. Разработаны методы и алгоритмы решения задач оценки целесообразности классификации статистических данных, расчета точечных и функциональных показателей надежности вручную.

2. Особенностью этих методов является учет случайного характера количественных оценок показателей надежности работы на основе граничных значений их фидуциальных интервалов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Сводный классификатор электрической части электростанций, электрических и тепловых сетей: РД 34.08.554. М.: СПО ОРГРЭС, 1991. 110 с.
2. Фархадзаде, Э. М. Повышение точности оценки показателей индивидуальной надежности энергоблоков / Э. М. Фархадзаде, А. З. Мурадалиев, Ю. З. Фарзалиев // Электронное моделирование. 2007. № 5. С. 75–84.
3. Метод повышения точности оценки надежности узлов оборудования электроэнергетических систем / Э. М. Фархадзаде [и др.] // Электронное моделирование. 2009. № 2. С. 81–93.
4. Орлов, А. И. Прикладная статистика / А. И. Орлов. М.: Экзамен, 2004. 161 с.
5. Фархадзаде, Э. М. Сравнение показателей усредненной и индивидуальной надежности оборудования электроэнергетических систем / Э. М. Фархадзаде, Ю. З. Фарзалиев, А. З. Мурадалиев // Электричество. 2015. № 12. С. 31–37.
6. Farhadzadeh, E. M. Criteria the Estimation Expediency of Classification Information on Reliability of the Equipment and Devices EPS / E. M. Farhadzadeh, A. Z. Muradaliyev, S. A. Abdullayeva // Journal Reliability: Theory & Applications. 2016. Vol. 11, No 2 (41). P. 42–47.
7. Фархадзаде Э. М. Переход от качественного к количественному подходу формирования решений по повышению надежности объектов электроэнергетических систем / Э. М. Фархадзаде, Ю. З. Фарзалиев, А. З. Мурадалиев // Электричество. 2016. № 8. С. 18–28.
8. Метод повышения точности количественной оценки относительной длительности состояний объектов ЭЭС / Э. М. Фархадзаде [и др.] // Электронное моделирование. 2016. № 3. С. 1–11.

9. Методические указания по определению расхода коммутационного ресурса выключателей при эксплуатации. М.: СПО ОРГРЭС, 1992. 14 с.
10. Фархадзаде, Э. М. О расхождении граничных значений доверительных и фидуциальных интервалов параметров надежности систем / Э. М. Фархадзаде // Изв. АН СССР. Техническая кибернетика. 1979. №4. С. 196–199.

Поступила 12.04.2016 Подписана в печать 20.06.2016 Опубликовано онлайн 31.01.2017

REFERENCES

1. Regulatory Guide 34.08.554 (1991). The Combined Classifier of the Electrical Section of Power Plants, Electric and Thermal Networks. Moscow, ORGRES. 110 (in Russian).
2. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z. (2007) Improving the Accuracy of Assessment of Individual Reliability of Power Units. *Elektronnoye Modelirovaniye* [Electronic Modeling], (5), 75–84 (in Russian).
3. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Ismailova S. M. (2009). Method for Raising Recognition Accuracy of Reliability of Electric Power System Equipment Units. *Elektronnoye Modelirovaniye* [Electronic Modeling], (2), 81–93 (in Russian).
4. Orlov A. I. (2004) *Applied Statistics*. Moscow: Examin Publ. 161 (in Russian).
5. Farhadzadeh E. M., Farzaliyev Yu. Z., Muradaliyev A. Z. (2015) Comparison Parameters of Average and Individual Reliability of the Equipment of Electro Power Systems. *Elektrichestvo* [Electricity], (12), 31–37 (in Russian).
6. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Abdullaeva S.A. (2016) Criteria the Estimation Expediency of Classification Information on Reliability of the Equipment and Devices EPS. *Reliability: Theory & Applications*, 11 (2), 42–47.
7. Farhadzadeh E. M., Farzaliyev Yu. Z., Muradaliyev A. Z. (2016) Shifting from Using a Qualitative to a Quantitative Approach in Elaborating Solutions on Achieving Better Reliability of Electric Power System Facilities. *Elektrichestvo* [Electricity], (8), 18–28 (in Russian).
8. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Abdullaeva S. A. (2016) Increase of Accuracy of the Quantitative Estimation of Relative Duration of Conditions of Eps Objects. *Elektronnoye Modelirovaniye* [Electronic Modeling], (3), 1–11 (in Russian).
9. Methodical Instructions for Determining the Flow of Switching Resource of Switches when Operating. Moscow, ORGRES, 1992. 14 (in Russian).
10. Farhadzadeh E. M. (1979) On the Divergence of Boundary Values and Fiducial Confidence Intervals of Parameters of Reliability of System. *Izvestiia AN SSSR. Tekhnicheskaya Kibernetika* [Proc. of the Acad. Sci. of the USSR. Technical Cybernetics], (4), 196–199 (in Russian).

Received: 12 April 2016

Accepted: 20 June 2016

Published online: 31 January 2017