УДК 621.019

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

Особенности расчета показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств электроустановок

Разработаны метод и алгоритм оценки классификации многомерных статистических данных по заданным разновидностям признаков. Метод основан на теории проверки статистических гипотез и имитационном моделировании реализаций выборок по статистическим функциям распределения и обеспечивает высокую достоверность расчета при малом числе реализаций конечной совокупности данных и выборки.

Розроблено метод та алгоритм оцінки класифікації багатовимірних статистичних даних за заданими різновидами ознак. Метод базований на теорії перевірки статистичних гіпотез та імітаційному моделюванні реалізацій виборок по статистичним функціям розподілення і забезпечує високий рівень достовірності розрахунку при малому числі реалізацій кінцевої сукупності даних та вибірки.

Ключевые слова: выборка, классификация, статистическая функция распределения, разновидности признаков, показатели индивидуальной надежности.

Одним из основных направлений повышения эффективности системы технического обслуживания и ремонта оборудования и устройств электроустановок является объективная оценка показателей их индивидуальной надежности [1]. Необходимость оценки показателей индивидуальной надежности возникает при сопоставлении надежности однотипного оборудования, когда усредненная оценка показателей их надежности недостаточна, так как не позволяет выявить наиболее (наименее) надежное оборудование. Обычно такая необходимость появляется при решении эксплуатационных задач.

Индивидуальность оборудования обусловлена различием разновидностей признаков (РП), характеризующих конструктивное исполнение и условия эксплуатации. Интенсивность воздействия признаков измеряется по количественным, порядковым или номинальным шкалам [2]. Примером количественной шкалы является длительность эксплуатации оборудования, продолжительность простоя в аварийном ремонте и др. Примерами порядковой шкалы являются месяцы года, граничные значения интервалов группирования непрерывных или дискретных случайных величин, а примерами номинальной шкалы — наименования РП. Так, техническое состояние оборудования может быть хорошим, удовлетворительным и дефектным. В номинальной шкале задаются наименование предприятия, подстанции, тип оборудования и др.

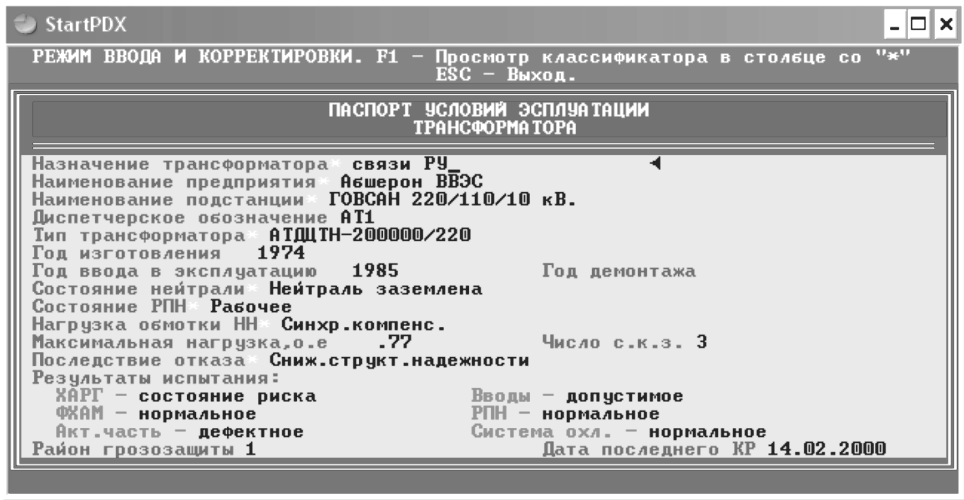
Число РП или известно (например, класс напряжения) или назначается (например, число интервалов группирования данных, число разновидностей технического состояния и др.). Однако в обоих случаях относительная значимость этих РП не известна. При этом под значимостью РП будем понимать степень влияния РП на величину показателя надежности.

Значимое влияние РП проявляется в неслучайном различии оценки усредненного значения показателя надежности Π_{Σ}^{*} и оценки, вычисленной по j разновидности i-го признака $\Pi_{v,i,j}^{*}$, и в неслучайном отличии $\Pi_{v,i,j}^{*}$ от всех остальных n_i-1 разновидностей i-го признака. Именно эта значимость оценивается методами имитационного моделирования и теории проверки статистических гипотез посредством контроля репрезентативности выборок случайных величин.

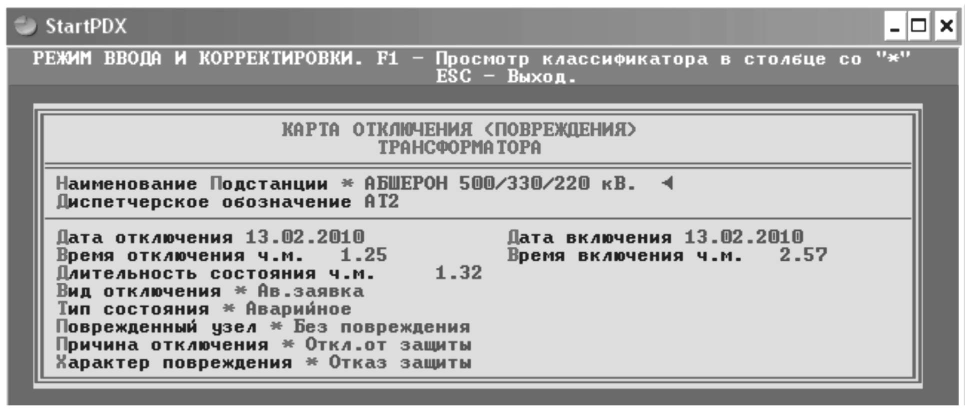
Рассмотрим методы сокращения числа проверок характера расхождения признаков Π_{Σ}^{*} и $\Pi_{v,i,j}^{*}$.

Оценка показателей индивидуальной надежности по эмпирической таблице. Для того чтобы определить показатели индивидуальной надежности, многочисленные статистические данные заносят в специальную эмпирическую таблицу, форма которой зависит от типа вычисляемого показателя. Если показатель надежности определяется как среднее арифметическое суммы случайных величин, то в первый столбец таблицы заносят лишь эти случайные величины (например, продолжительность нахождения оборудования в резерве или длительность простоя в аварийном ремонте и др.). Если показатель надежности представляет собой удельное число случаев возникновения расчетного события, то для каждого объекта в первом столбце таблицы указывается число расчетных событий, произошедших в рассматриваемом интервале времени, а во втором — продолжительность работы объекта в этом интервале.

В остальных столбцах таблицы приводится разновидность каждого из n заданных признаков в соответствующей шкале измерения. Эти данные



а



б

Рис. 1

могут быть получены по картам, характеризующим паспортные данные, условия эксплуатации и нерабочие состояния оборудования. В качестве примера на рис. 1, *а*, представлен фрагмент паспортных данных одного из силовых трансформаторов энергосистемы, а на рис. 1, *б*, — данные об одном из нерабочих состояний этого трансформатора. Некоторые признаки трансформаторов, используемые в эмпирической таблице, следующие: класс напряжения, тип, место установки, месяц года, длительность эксплуатации, длительность нахождения в резерве, длительность аварийного простоя.

Все эти формы данных заполняются в автоматизированном режиме в соответствующих автоматизированных системах анализа надежности электроэнергетического оборудования [3—5]. Для упрощения изложения будем полагать, что показатели надежности вычисляются как среднее арифметическое случайных величин. Сама постановка задачи оценки показателей индивидуальной надежности может вызвать естественное недоумение [6]. Как можно оценить надежность работы, если данные об отказах за многолетний период единичны или полностью отсутствуют. При усреднении данных за многолетний период практически не учитывается влияние надежности работы в течение срока службы оборудования. Например, если удельное число отказов трансформаторов в среднем составляет $\lambda = 0{,}02$ отк./г.тр. [7], то шансы располагать хотя бы несколькими данными о длительности простоя в аварийном ремонте даже за 10 лет наблюдения практически равны нулю. Однако, во-первых, надежность работы оборудования можно сопоставлять по величине остаточного ресурса до отказа, для чего необходимы лишь сведения о профилактических испытаниях, во-вторых, индивидуальность характеризуется не возможными РП, а значимыми РП.

Оценка показателей индивидуальной надежности требует последовательного увеличения числа рассматриваемых РП и сочетаемых с контролем характера расхождения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$. Например, при $r_n = 3$ рассматриваются следующие признаки: 1, 2, 3, 1; 2, 1; 3, 2, 3; одновременно все. В общем случае рассматривается $n_\Sigma = \sum_{k=1}^{n} C_n^k$ вариантов возможных сочетаний $C_n^k = \dfrac{n!}{k!(n-k)!}$. Следовательно, уже при $n = 5$ возможное число вариантов контроля характера расхождения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$ составляет $n_\Sigma = 31$, а при $n = 10$ — $n_\Sigma = 1023$. Это занимает более двух часов времени на ЭВМ, что неприемлемо.

Предположим, что сокращение времени работы ЭВМ может быть достигнуто классификацией представленных в эмпирической таблице исходных данных одновременно по нескольким признакам. Однако при этом высока вероятность классификации данных по признакам с небольшой значимостью, неоправданное снижение числа реализаций случайной величины и высокая погрешность оценки. Следовательно, этот путь неприемлем.

Последовательно увеличивая число рассматриваемых РП, предполагаем, что при увеличении текущего значения числа РП (i) на единицу для i-го значения из C_n^i вариантов сочетаний РП выявлен наиболее значимый вариант. Под наиболее значимым будем понимать вариант с минимальным риском ошибочного решения. Однако, на начальном этапе классификации, когда числа значимых признаков могут достигать $0{,}5n$, варианты с малым риском ошибочного решения $[R_i(H_2 < 0{,}05)]$, где H_2 — предположение о неслучайном расхождении Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$, ранжировать в автоматизированном режиме расчета весьма затруднительно. Даже если найти способ преодолеть эту трудность, возникает вопрос о том, с чем сравнивать $\Pi^*_{v,i,j}$ при $i > 1$. Надо сравнивать $\Pi^*_{v,i,j}$ с исходным значением показателя надежности Π^*_Σ или оценку $\Pi^*_{v,(i+1),j}$ с оценкой $\Pi^*_{v,i,j}$? Как проверить достоверность предположения H_1 о случайном расхождении Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$? Закон распределения их неизвестен. Более того, от выборки к выборке он изменяется, так как конечная совокупность исходных данных, а следовательно и выборка, представляют собой множество многомерных случайных величин. Иначе говоря, рассматриваемые условия существенно отличаются от условий, при которых показатели надежности рассчитываются по данным выборки из генеральной совокупности случайных величин.

Заключение о том, что классификация конечной совокупности многомерных данных для заданных РП может быть выполнена достаточно просто, оказалось необоснованным. Неопределенность классификации возникает для РП, измеряемой по количественной шкале, и требует предварительного группирования непрерывных или дискретных случайных чисел по интервалам и проверки предположения о репрезентативности выборок из случайных чисел в каждом интервале относительно исходной совокупности данных.

Алгоритм сравнения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$. Как указано выше, предпосылки существующих аналитических методов проверки предположения о случайном характере расхождения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$ не соответствуют исходным статистическим данным. Воспользуемся аксиомой, в соответствии с которой, если статистические функции распределения (СФР) конечной совокупности многомерных данных $F^*_\Sigma(\tau)$ и выборки из этой совокупности по i-му признаку и его j-й разновидности $F^*_{v,i,j}(\tau)$ различаются случайно, то случайно будут различаться и их статистические параметры. Таким образом, вместо Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$, сопоставляются $F^*_\Sigma(\tau)$ и $F^*_{v,i,j}(\tau)$. Методология их сопоставления приведена в [8].

В работе [9] изложен новый метод, суть которого заключается в том, что с помощью имитационного моделирования рассчитывается СФР $F^*(\Pi^{**}_{v,i,j})$, где $(\Pi^{**}_{v,i,j})$ — реализации показателя $\Pi^{**}_{v,i,j}$, вычисленные по СФР $F^*_{v,i,j}(\tau)$. По этой СФР (при $\Pi^*_\Sigma < \Pi^*_{v,i,j}$) определяется критическое значение, соответствующее ошибке второго рода $\beta = 0{,}05$, содержание которой аналогично принятой в теории проверки статистических гипотез.

Обозначим эту оценку показателя надежности $\Pi^{**}_{v,i,j}(\beta)$. Если окажется, что $\Pi^{*}_{\Sigma} > \Pi^{**}_{v,i,j}(\beta)$, то это означает, что $F^{*}_{\Sigma}(\tau)$ и $F^{*}_{v,i,j}(\tau)$, а следовательно, и показатели Π^{*}_{Σ} и $\Pi^{*}_{v,i,j}$, расходятся случайно. Следует заметить, что чем меньше расхождение между Π^{*}_{Σ} и $\Pi^{*}_{v,i,j}$, тем больше риск ошибочного решения (при их действительном различии). Если $\Pi^{*}_{\Sigma} < \Pi^{**}_{v,i,j}(\beta)$, то с достоверностью не менее 0,95 можно утверждать, что Π^{*}_{Σ} и $\Pi^{*}_{v,i,j}$ различаются не случайно.

Пример 1. Совокупность 25 случайных величин состоит из пяти групп по пять случайных величин, распределенных по равномерному, нормальному, экспоненциальному, Вейбулла и логарифмически нормальному законам. Требуется установить однородность этой совокупности.

Такая постановка задачи недостаточно корректна, так как необходимо указать критерий однородности. Если, например, в качестве критерия принять характер расхождения СФР $F^{*}_{\Sigma}(\tau)$ и $F^{*}_{v,i}(\tau)$, то результат сравнения может существенно отличаться от критерия, характеризующего расхождение $M^{*}_{\Sigma}(\tau)$ и $M^{*}_{v,i}(\tau)$. В табл. 1 приведены численные значения этих случайных величин. Указано математическое ожидание $M(\tau)$, а также минимальное $\tau_{\min}$, максимальное $\tau_{\max}$ и среднее арифметическое $M^{*}_{v}(\tau)$ значения, полученные в результате преобразования первых пяти случайных чисел ξ таблиц (9.1—9.4) [10]. Коэффициент Вейбулла при распределении по закону Вейбулла $B = 2$, по логарифмическому нормальному закону $B = 0{,}3$.

Таблица 1

Параметр распределения	Численные значения случайных величин, полученные по закону распределения				
	равномерному	нормальному	экспоненциальному	Вейбулла	логарифмически нормальному
τ	1009	7464	1650	8712	4304
	7325	7137	1278	5814	4296
	3376	9455	2133	6744	3944
	5201	6677	1491	9354	3604
	3586	6932	5115	6366	1836
$M(\tau)$	5000	7000	3000	6000	4000
$\tau_{\min}$	1009	6677	1278	5814	1836
$\tau_{\max}$	7325	9455	5115	9354	4304
$M^{*}_{v}(\tau)$	4099	7533	2333	7398	3597

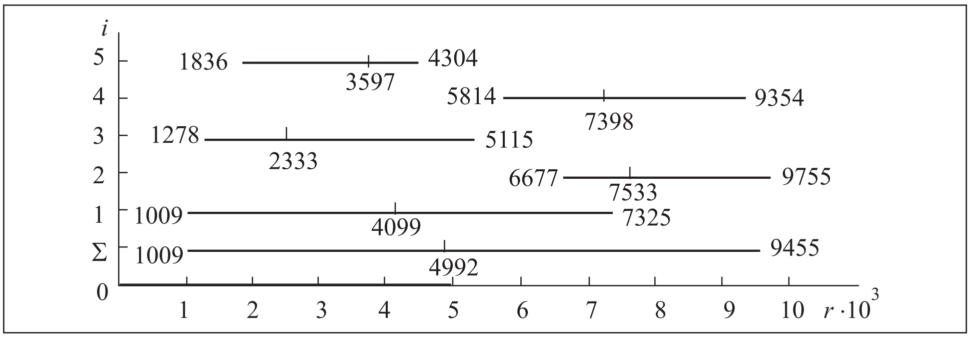


Рис. 2

В результате анализа данных табл. 1 установлено следующее.

1. Для всей совокупности данных $\tau_{\min} = 1009$, $\tau_{\max} = 9455$, $M_v^*(\tau) = 4992$.

2. Для второй и четвертой выборок $M_v^*(\tau) < \tau_{\min}$, т.е. $M_\Sigma^*(\tau)$ и $M_{v,2}^*(\tau)$, $M_\Sigma^*(\tau)$ и $M_{v,4}^*(\tau)$ различны неслучайно. Попытка перейти от граничных значений интервала изменения случайных величин к граничным значениям доверительного интервала ошибочна, так как, по сути, эти случайные величины многомерны, а принятые законы распределения — лишь один из возможных способов характеристики РП.

3. Для пятой выборки $M_\Sigma^*(\tau) < \tau_{\max,5}$, т.е. эта выборка также неслучайно отличается от $M_\Sigma^*(\tau)$.

4. Для первой выборки $\tau_{\max,1} >> M_\Sigma^*(\tau)$, при этом $M_\Sigma^*(\tau) = 4992$ незначительно отличается от $M_{v,1}^*(\tau) = 5000$. Следовательно, эта выборка относительно соотношения средних значений $M_\Sigma^*(\tau)$ и $M_{v,1}^*(\tau)$ репрезентативна.

5. Для третьей выборки $M_\Sigma^*(\tau) < \tau_{\max,3}$, но $M_\Sigma^*(\tau) >> M_{v,3}^*(\tau)$. Сопоставление $M_\Sigma^*(\tau)$ с критическим значением квантиля распределения $R^*[M_{v,3}^{**}(\tau)] = 1 - F^*[M_{v,3}^{**}(\tau)]$, соответствующего ошибке второго рода $\beta = 0{,}05$, равного $M_{v,3}^{**}(\tau) = 3524$, свидетельствует о неслучайном расхождении $M_\Sigma^*(\tau)$ и $M_{v,3}^*(\tau)$.

6. Репрезентативность выборок случайных величин определяется не законом их распределения, а соотношением $M_\Sigma^*(\tau)$ и $M_{v,i}^*(\tau)$ при $i = 1, n$.

Соотношение интервалов изменения случайных величин всей совокупности данных и каждой из пяти выборок, графически представленное на рис. 2, подтверждает результаты проведенного анализа.

Метод расчета показателей индивидуальной надежности. Многомерные статистические данные имеют следующую особенность: интервал изменения реализаций выборки случайных величин $L_{v,i,j}$ не может превышать интервал изменения конечной совокупности многомерных данных L_Σ, т.е. $L_\Sigma >> L_{v,i,j}$, где $L_\Sigma = \tau_{\Sigma,\max} - \tau_{\Sigma,\min}$; $\tau_{\Sigma,\max} = \max\{\tau\}_\Sigma$; $\tau_{\Sigma,\min} = \min\{\tau\}_\Sigma$; $\{\tau\}_\Sigma = (\tau_1, \tau_2, \tau_3, ..., \tau_l, ..., \tau_{m_\Sigma})$; $L_{v,i,j} = \tau_{v,i,j,\max} - \tau_{v,i,j,\min}$; $\tau_{v,i,j,\max} = \max\{\tau\}_{v,i,j}$; $\tau_{v,i,j,\min} = \min\{\tau\}_{v,i,j}$; $\{\tau\}_{v,i,j} = (\tau_1, \tau_2, \tau_3, ..., \tau_k, ..., \tau_{m_i})$; m_Σ — число реализаций случайной величины τ в конечной совокупности многомерных данных; $m_{v,i,j}$ — число реализаций случайной величины τ в выборке из $\{\tau\}_\Sigma$ по j-й разновидности i-го признака; l и k — текущие порядковые номера реализаций τ соответственно в $\{\tau\}_\Sigma$ и $\{\tau\}_{v,i,j}$.

Из этой особенности вытекает аксиома: если $\Pi^*_{v,i,j} > \Pi^*_{v,i,(j+1)}$ и $\Pi_\Sigma > \Pi^{**}_{v,i,j}(\beta)$, то $\Pi_\Sigma > \Pi^{**}_{v,i,(j+1)}(\beta)$, т.е. если наибольшее критическое значение, полученное для выборок из конечной совокупности многомерных данных по заданным РП, не превышает среднего арифметического этой совокупности данных, то все эти выборки репрезентативны.

Следовательно, чтобы найти наиболее значимую РП, необходимо сопоставить средние арифметические значения случайных величин всех выборок, выбрать наибольшее значение $\Pi^*_{v,\max}$ и по изложенному выше алгоритму оценить характер расхождения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,\max}$. Если $\Pi^*_\Sigma > \Pi^{**}_{v,\max}(\beta)$, то наиболее значимой РП будет РП, соответствующая $\Pi^*_{v,\max}$. Обозначим ее РП$_1$. Очевидно, что на этом расчеты не завершаются, так как индивидуальность, как правило, задается определенным сочетанием РП. Для того чтобы найти следующую по значимости РП, необходимо:

1) представить выборку $\{\tau\}_{v,i,j}$ как конечную совокупность многомерных данных, обозначив ее $\{\tau\}_{\Sigma,1}$, а $\Pi^*_{v,\max} = \Pi^*_{\Sigma,1}$ (рассмотреть, например, лишь трансформаторы 110 kV или выделить группу автотрансформаторов и др.);

2) из множества $\{\tau\}_{\Sigma,1}$ провести выборки по оставшимся (n – 1) РП;

3) оценить средние арифметически значения случайных величин каждой из этих выборок;

4) определить выборку с наибольшим средним арифметическим значением $\Pi^*_{v,\max}$;

5) определить характер расхождения $\Pi^*_{\Sigma,1}$ и $\Pi^*_{v,\max}$. Если $\Pi^*_{\Sigma,1} > \Pi^{**}_{v,\max}(\beta)$, то это означает, что классификация исходных данных по второй РП нецелесообразна. В качестве показателя индивидуальной надежности принимается величина $\Pi^*_{\Sigma,1}$. В противном случае, когда $\Pi^*_{\Sigma,1} < \Pi^{**}_{v,\max}(\beta)$, процесс классификации по заданным РП, выбор наиболее значимой РП $\Rightarrow$ РП$_3$, проверка характера расхождения $\Pi^*_{\Sigma,2}$ и $\Pi^*_{v,\max}$

аналогичны п. 1—5 с той лишь разницей, что классификация выборки с $\Pi^*_{v,\max}$ проводится по всем РП, кроме РП_1 и РП_2.

Следует заметить, что оценки показателей индивидуальной надежности в отличие от нормативов не постоянны, а подвержены иногда существенному изменению (например, после планового ремонта).

Наряду со средними статистическими значениями показателей индивидуальной надежности большой интерес представляет возможность оценки гарантированных значений, лежащих в основе методологии статистической оценки нормативных значений соответствующих показателей надежности. В отличие от методологии статистической оценки гарантированных значений показателей надежности, вычисляемых по выборке из генеральной совокупности случайных величин, для совокупности многомерных статистических данных методология оценки гарантированных значений показателей надежности сводится к реализации рассматриваемого выше алгоритма сравнения Π^*_Σ и $\Pi^*_{v,i,j}$ с небольшим дополнением, которое заключается в том, что по распределению $F^*(\Pi^{**}_{v,i,j})$ оценивается не $\Pi^{**}_{v,i,j}(\beta)$, а $\Pi^{**}_{v,i,j}(1-\beta)$.

Пример 2. Установив перечень РП, для которых $M^*_{v,i}(\tau)$ при $i = 1, n$ неслучайно отличается от $M^*_\Sigma(\tau)$, необходимо установить характер расхождения реализаций $M^*_v(r)$. В общем случае можно сформировать достаточно много выборок (предложить ряд РП), для которых $M^*_v(\tau)$ будет неслучайно отличаться от $M^*_\Sigma(\tau)$ и одновременно ряд реализаций $M^*_v(\tau)$ будут случайно расходиться по величине между собой. Воспользуемся данными примера 1, где установлено, что выборки с условными номерами от двух до пяти неслучайно отличаются от $M^*_\Sigma(\tau)$. При этом $M^*_{v,3}(\tau)$ и $M^*_{v,5}(\tau)$ меньше, чем $M^*_\Sigma(\tau)$, а $M^*_{v,2}(\tau)$ и $M^*_{v,4}(\tau)$ — больше чем $M^*_\Sigma(\tau)$.

Для установления характера расхождения $M^*_{v,3}(\tau)$ и $M^*_{v,5}(\tau)$ необходимо сформировать из двух выборок общую совокупность, для которой $M^*_{\Sigma,1}(\tau) = 2965$, и получить результаты расчетов нижних $\underline{M^{**}_{v,i}}(\tau)$ и верхних $\overline{M^{**}_{v,i}}(\tau)$ критических значений квантилей $M^{**}_v(\tau)$, соответствующих вероятности β (табл. 2).

Таблица 2

Показатель	Критическое значение при $\beta = 0{,}05$ для номера выборки i			
	2	3	4	5
$\underline{M^{**}_{v,i}}(\tau)$	6882	1290	6303	2817
$\overline{M^{**}_{v,i}}(\tau)$	8446	3524	8445	4076

Поскольку $M^*_{\Sigma,1}(\tau) > M^*_{v,3}(\tau) < \tau_{\max,3}$, а $\overline{M^{**}_{v,3}}(\tau) > M^*_{\Sigma,1}(\tau)$, то $M^*_{\Sigma,1}(\tau)$ и $M^*_{v,3}(\tau)$ различаются случайно. Аналогично $\tau_{\min,5} < M^*_{\Sigma,1}(\tau) < M^{**}_{v,5}(\tau)$, а $\underline{M^{**}_{v,5}}(\tau) < M^*_{\Sigma,1}(\tau)$. Следовательно, третья и пятая выборки относительно совокупности, состоящей из этих двух выборок, репрезентативны, а $M^*_{v,3}(\tau)$ и $M^*_{v,5}(\tau)$ отличаются от $M^*_{\Sigma,1}(\tau)$ случайно, т.е. классификация совокупности $\{\tau\}_{\Sigma,1}$ нецелесообразна.

Характер расхождения $M^*_{v,2}(\tau)$ и $M^*_{v,4}(\tau)$ устанавливаем аналогично:

$$M^*_{\Sigma,2}(\tau) = 0{,}5\ [M^*_{v,2}(\tau) + M^*_{v,4}(\tau)] = 7466;$$

$$M^*_{\Sigma,2}(\tau) < M^*_{v,2}(\tau) \text{ и } M^*_{\Sigma,2}(\tau) > \underline{M^{**}_{v,2}}(\tau),$$

$$M^*_{\Sigma,2}(\tau) > M^*_{v,4}(\tau) \text{ и } M^*_{\Sigma,2}(\tau) < \overline{M^{**}_{v,4}}(\tau)\,.$$

Следовательно, вторая и четвертая выборки относительно совокупности $\{\tau\}_{\Sigma,2}$ репрезентативны, а $M^*_{v,2}(\tau)$ и $M^*_{v,4}(\tau)$ отличаются от $M^*_{\Sigma,2}(\tau)$ случайно.

Из примеров 1 и 2 следует, что совокупность всех данных целесообразно распределить на три группы РП. Первая группа состоит из случайных величин, соответствующих экспоненциальному и логарифмически нормальному закону при $M^*_{\Sigma,1} = 2965$. Вторая группа состоит из случайных величин, соответствующих нормальному закону и закону Вейбулла при $M^*_{\Sigma,2} = 7466$. К третьей группе относятся случайные величины с равномерным распределением при $M^*_{\Sigma}(\tau) = 4992$.

Выводы

Представленный метод позволяет оценить показатели индивидуальной надежности, вычисляемые как среднее арифметическое случайных величин и номинальной шкалы измерения признаков. Последовательность расчета зависит от типа показателя надежности и шкалы измерения признаков.

Существенным преимуществом предлагаемого метода является высокая достоверность расчета при малом числе реализаций случайных величин конечной совокупности многомерных статистических данных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Мурадалиев А.З.* Разработка методов и алгоритмов расчета показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств ЭЭС. — Автореф. дис… д-ра наук. — Баку, 2013. — 42 с.
2. *Лбов Г.С.* Методы обработки разнотипных эксплуатационных данных. — Новосибирск: «Наука», 1981. — 160 с.

3. *Фархадзаде Э.М., Сафарова Т.Х., Мурадалиев А.З. и др.* Автоматизированная система анализа индивидуальной надежности и эффективности энергоблоков ГРЭС // Электрические станции. — 2005. — № 11. — С. 38—46.
4. *Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Исмаилова С.М.* Компьютерный анализ парка трансформаторов энергосистемы // Проблемы энергетики. — 2011. — № 1. — С. 67—71.
5. *Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Абдуллаева С.А*. Автоматизированный анализ парка выключателей// Энергетик. — 2014. — № 5. — С. 11—13.
6. *Осика А.К.* Надежность электростанций: тупик традиционного подхода// Электрика. — 2008. — № 11. — С. 3—7.
7. *Силовые* трансформаторы. Справочн. книга. Под ред. С.Д.Лизунова, А.К.Лоханина. — М. : Энергоиздат, 2004. — 616 с.
8. *Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Y.Z., Muradaliyev A.Z.* Decrease in risk erroneous classification the multivariate statistical data describing the technical condition of the equipment of power supply systems //Mathematical and Technical Sciences. — 2013. — № 2. — P. 55—64.
9. *Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Y.Z., Muradaliyev A.Z.* Method and algorithm of the choice optimum number attributes describing reliability of the equipment of electro installations// Reliability: Theory&applications. RT&A.— 2014. — Vol. 9, No.1 (32). — P. 73—80.
10. *Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И.* Таблицы для анализа и контроля надежности. — М. : Сов. Радио, 1968. — 288 с.

E.M. Farhadzadeh, A.Z. Muradaliyev, Yu.Z. Farzaliyev

CALCULATION PECULIARITIES OF INDICES OF INDIVIDUAL RELIABILITY
OF EQUIPMENT AND DEVICES OF ELECTRICAL INSTALLATIONS

The method and algorithm of estimating classification of multidimensional statistical data by preset varieties of characters have been developed. The method is based on the theory of hypotheses testing and simulation of sample realization by statistical distribution functions and provides high calculation reliability at the small number of realizations of the finite set of the data and sample.

K e y w o r d s: sampling, classification, statistical distribution functions, varieties of characters, indices of individual reliability.

REFERENCES

1. Muradaliyev, A.Z. (2013), “Development of the methods and algorithms of calculation of indices of individual reliability of EPS equipment and devices”, Abstract of Dr. Sci. (Tech.) dissertation, Baku, Azerbaijan.
2. Lbov, G.S. (1981), *Metody obrabotki raznotipnykh ekspluatatsionnykh dannykh* [Methods of processing of different type operation data], Nauka, Novosibirsk, Russia.
3. Farhadzadeh, E.M., Safarova, T.Kh. and Muradaliyev, A.Z. et al. (2005), “Automated system of analysis of individual reliability and efficient of GRES power units”, *Elektricheskiye stantsii,* no. 11, pp. 38-46.
4. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z., Rafiyeva, T.K. and Ismailova, S.M. (2011), “Computer analysis of power system transformer park”, *Problemy energetiki*, no. 1, pp. 67-71.
5. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z., Rafiyeva, T.K. and Abdulayeva, S.A. (2014), “Automated analysis of the park of switches”, *Energetik*, no. 5, pp. 11-13.
6. Osika, A.K. (2008), “Reliability of power stations: line end of traditional approach”, *Elektrika*, no. 11, pp. 3-7.
7. *Silovyie transformatory* [Power transformers]: Reference book (2004), ed by Lizunov, S.D., and Lokhankin, A.K., Energoizdat, Moscow, Russia.

8. Farhadzadeh, E.M., Farzaliyev, Y.Z. and Muradaliyev, A.Z. (2013), "Decrease in risk erroneous classification of the multivariate statistical data describing the technical condition of the equipment of power supply systems", *Mathematical and Technical Sciences,* no. 2, pp. 55-64.
9. Farhadzadeh, E.M., Farzaliyev, Y.Z. and Muradaliyev, A.Z. (2014), "Method and algorithm of the choice optimum number attributes describing reliability of the equipment of electro installations", *Reliability: Theory&Applications. RT&A,* Vol. 9, no. 1(32), pp. 73-80.
10. Shor, Ya.B. and Kuzmin, F.I. (1968), *Tablitsy dlya analiza I kontrolya nadyozhnosti* [Tables for reliability analysis and control], Sovetskoye radio, Moscow, Russia.

Поступила 13.06.14

ФАРХАДЗАДЕ Эльмар Мехти оглу, д-р техн. наук, профессор, руководитель лаборатории «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1961 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — надежность и эффективность электроэнергетических систем.

МУРАДАЛИЕВ Айдын Зураб оглу, д-р техн. наук, руководитель отд. «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно- изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1982 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — количественная оценка индивидуальной надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем.

ФАРЗАЛИЕВ Юсиф Зейни оглу, канд. техн. наук, главный специалист лаборатории «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1985 г. окончил Азербайджанский госуниверситет. Область научных исследований — точность и достоверность оценок показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств энергетических систем.