



УДК 621.019

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

### **Метод повышения точности количественной оценки относительной длительности состояний объектов ЭЭС**

Разработаны новый метод и алгоритм оценки одного из основных показателей надежности — относительной длительности состояний. Точность расчета предлагается оценивать в зависимости от ширины фидуциального\* интервала изменения возможных значений относительной длительности состояний. Фидуциальный подход позволяет устранить специфические особенности совокупности многомерных данных. Рассмотрено решение таких задач: оценка значимости регламентированных классификаторами разновидностей признаков; оценка показателей индивидуальной надежности по заданным разновидностям признаков; оценка групп одноименных объектов (кластеров), показатели надежности которых неслучайно отличаются от усредненной оценки и различны между собой.

Розроблено новий метод і алгоритм оцінки одного з основних показників надійності — відносної тривалості станів. Точність розрахунку пропонується оцінювати в залежності від фидуціального інтервалу змінювання можливих значень відносної тривалості станів. Фидуціальний підхід дозволяє усунути специфічні особливості сукупності багатовимірних даних. Розглянуто розв'язування таких задач: оцінка значущості регламентованих класифікаторами різновидів ознак; оцінка показників індивідуальної надійності за заданими різновидами ознак; оцінка груп однойменних об'єктів (кластерів), показники надійності яких не випадково відрізняються від усередненої оцінки та розрізняються між собою.

*К л ю ч е в ы е с л о в а:* показатели надежности, риск ошибочного решения, разновидность признака.

\* Фидуциальные вероятности впервые введены Р. Фишером [1] и определяют вероятности возможных значений статистических параметров (в том числе показателей надежности). Несмотря на высокую оценку возможностей фидуциального подхода при малом числе наблюдений интенсивность его практического применения для статистического анализа значительно меньше, чем математического аппарата, разработанного для случайных величин из генеральной совокупности данных, в том числе аппарата доверительных интервалов [2]. Это объясняется трудностями аналитической оценки фидуциальных распределений. Компьютерные технологии существенно повышают возможности применения фидуциального подхода.

© Э.М. Фархадзаде, А.З. Мурадалиев, Ю.З. Фарзалиев, С.А. Абдуллаева, 2016

Для уменьшения риска ошибочного решения эксплуатационных задач требуется совершенствование методологии оценки показателей надежности (ПН) оборудования и устройств электроэнергетических систем (ЭЭС). Основным направлением совершенствования методологии является учет многомерного характера исходных данных. Реализация случайных величин многомерных данных характеризуется множеством разновидностей признаков (РП). Значимость этих признаков различна и в большинстве случаев неизвестна. Интуитивный подход приводит к снижению эксплуатационных затрат, однако при этом риск ошибочного решения велик. Попытки оценить показатели индивидуальной надежности посредством классификации статистических данных по заданным разновидностям признаков, как правило, безуспешны. Во-первых, потому что число наблюдений весьма ограничено, а во-вторых, — отсутствует контроль целесообразности классификации данных по разновидностям признаков [3]. Очевидным является тот факт, что если при классификации данных по заданным РП оценка ПН по данным выборки несущественно отличается от усредненной оценки ПН, то нет необходимости в классификации данных по этой РП, так как неоправданно снижается лишь точность оценок ПН.

**Точность оценок ПН.** Отсутствие регламентированного механизма расчета возможных показателей индивидуальной надежности объектов ЭЭС на практике компенсируется интуитивным подходом. Под интуитивным подходом будем понимать формирование решения эксплуатационных задач на основе отдельных фактов, характеризующих техническое состояние объектов, обобщенно именуемых опытом эксплуатации.

Методические трудности объясняются прежде всего тем, что статистические данные эксплуатации не есть выборка из генеральной совокупности. Это некоторая конечная совокупность многомерных данных, реализация которых зависит от большого числа признаков и их разновидностей. Применение к этим данным статистических методов, ориентированных на выборку из генеральной совокупности, как и классических методов многомерного анализа [4], неправомерно. В частности, показатели разброса неслучайных выборок из совокупности многомерных данных могут быть меньше, чем показатели разброса совокупности этих данных, в то время как число реализаций случайных величин в выборке  $n_v$  всегда меньше числа случайных величин в совокупности данных  $n_\Sigma$ .

В связи с этим точность ПН количественно будем характеризовать величиной фидуциального интервала.

Характер изменения фидуциальных распределений возможных реализаций ПН полностью зависит от числа случайных величин  $n_v$  неслучайных выборок  $v$ . При увеличении значения  $n_v$  фидуциальное распределение ПН преобразуется из несимметричного в симметричное, а разброс реали-

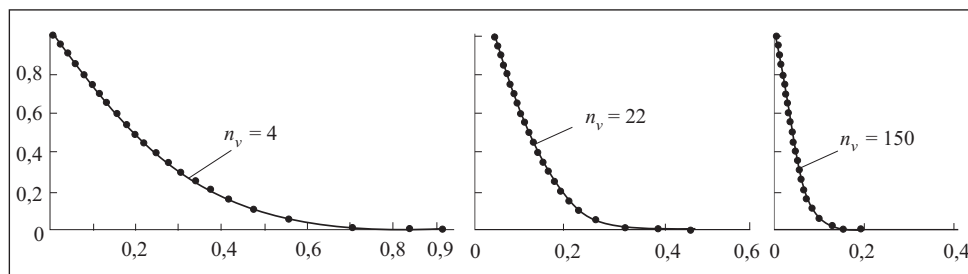


Рис. 1. Графики закономерности изменения СФФР  $R^*[\delta M^*(\xi) / H_1]$

зации возможных значений ПН сокращается. На рис. 1 приведены графики статической функции фидуциального распределения (СФФР) ПН, вычисляемого как среднее арифметическое случайных величин для ряда  $n_v$  [5]. По фидуциальным распределениям с заданным уровнем значимости  $\alpha$  могут быть вычислены граничные значения фидуциального интервала. Фидуциальный интервал ПН тем шире, чем меньше значение  $n_v$ . Следовательно, неоправданная классификация многомерных данных приводит к увеличению фидуциального интервала, снижению точности и возрастанию риска ошибочного решения.

**Классификация состояний объектов ЭЭС.** Принято различать рабочее и нерабочее состояния объектов ЭЭС. Для определенности рассмотрим нерабочие состояния энергоблоков (ЭБ). К нерабочим состояниям ЭБ относятся аварийные, резервные и состояния планового ремонта.

Аварийные состояния возникают при отказах ЭБ и его автоматическом отключении, отключении ЭБ вручную, отключении ЭБ по аварийной заявке. Аварийный простой ЭБ возникает при отказах оборудования распределительных устройств ТЭС, при системных авариях. Различают три состояния резерва: горячий, неостывший и холодный. Состояния планового ремонта: капитальный, средний и текущий. В отдельную группу входит длительность простоя при модернизации ЭБ. Эти состояния характеризуются различной длительностью простоя и являются разновидностями признака «состояния». Состояния ЭБ могут быть единичными и совместными.

На рис. 2 приведена диаграмма изменения состояний ЭБ в течение года. Как видно из рис. 2, наиболее характерными являются не единичные, а совместные состояния, в частности аварийное состояние с переводом в состояние резерва, состояние планового ремонта с переводом в состояние резерва и др. Совмещение нерабочих состояний ЭБ — один из основных способов уменьшения числа пусков и рекомендуется для всех ЭБ, в первую очередь, для наименее надежных.

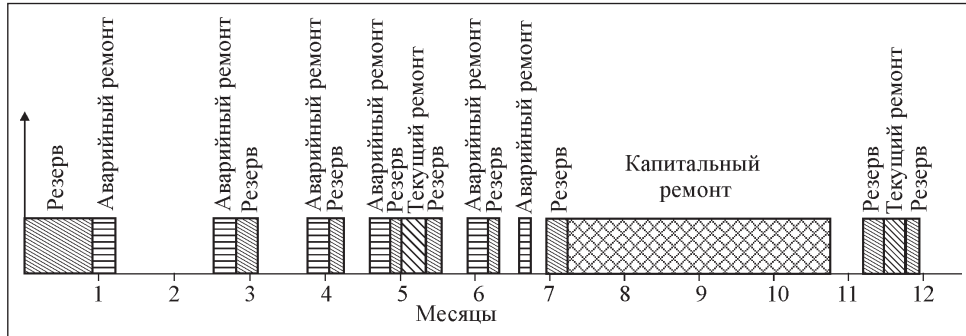


Рис. 2. Фрагмент диаграммы изменения состояний ЭБ 300 МВт ТЭС

При оценке ПН «относительная длительность состояний ЭБ» представляют интерес оценки ПН, усредненных по всей совокупности одноименных данных, и оценки ПН, вычисляемых при классификации данных по возможным РП. Следует заметить, что ПН «относительная длительность состояний» вычисляется как отношение суммарной длительности расчетного состояния к числу и продолжительности лет наблюдения.

**Метод и критерии проверки целесообразности классификации совокупности данных по заданной РП.** Усредненная оценка относительной длительности  $s$ -го состояния ЭБ по экспериментальным (э) данным вычисляется по формуле

$$P_{s, \Sigma \text{ э}}^* = \frac{\sum_{i=1}^{n_{\delta}} \sum_{j=1}^{n_i} \tau_{s,i,j}}{\sum_{i=1}^{n_{\delta}} T_i}, \quad (1)$$

где  $n_{\delta}$  — число ЭБ;  $n_i$  — число реализаций  $s$ -го состояния  $i$ -го ЭБ;  $\tau_{s,i,j}$  —  $j$ -я реализация  $s$ -го состояния  $i$ -го ЭБ;  $i=1, n_{\delta}, j=1, n_i$ ;  $T_i$  — длительность наблюдения за изменениями состояний  $i$ -го ЭБ.

Оценка средней длительности  $s$ -го состояния  $i$ -го ЭБ вычисляется по формуле

$$P_{s, v \text{ э}}^* = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} \tau_{s,i,j}}{T_i}. \quad (2)$$

Необходимо оценить характер расхождения значений  $P_{s, \Sigma \text{ э}}^*$  и  $P_{s, i \text{ э}}^*$ . Если  $P_{s, \Sigma \text{ э}}^*$  и  $P_{s, i \text{ э}}^*$  различаются случайно, то классификация статистичес-

ких данных для расчета  $P_{s,i\varepsilon}^*$  нецелесообразна. Следовательно, рассматриваем две гипотезы,  $H_1$  и  $H_2$ , предусматривающие соответственно случайный и неслучайный характер расхождения значений  $P_{s,\Sigma\varepsilon}^*$  и  $P_{s,i\varepsilon}^*$ .

Метод расчета и критерии оценки целесообразности классификации статистических данных при оценке относительной длительности состояний объектов ЭЭС сводится к такой последовательности вычислений.

1. Формируется эмпирическая таблица, в строках которой приведены сведения о каждой из расположенных в календарном порядке реализаций простоя одноименных объектов, а в столбцах — порядковый номер реализации, численное значение длительности простоя ( $\tau$ ) и признаки, характеризующие этот простой.

2. Для заданного состояния  $s$  и одной из РП формируется выборка реализаций длительности простоя  $\tau_s$ .

3. По формулам (1) и (2) вычисляются оценки  $P_{s,\Sigma\varepsilon}^*$  и  $P_{s,i\varepsilon}^*$ .

4. Вычисляются средние арифметические значения  $\tau_s$  для совокупности данных и выборки [ $M_{\Sigma\varepsilon}^*(\tau_s)$  и  $M_{s,i\varepsilon}^*(\tau_s)$ ].

5. Формируются статистические функции распределения (СФР) совокупности данных  $F_{\Sigma}^*(\tau_s)$  и выборки  $F_v^*(\tau_s)$ .

6. По значениям  $F_{\Sigma}^*(\tau_s)$  моделируется  $n_v$  реализаций  $\tau_s$ , где  $n_v$  — число реализаций выборки. Вычисляются соответствующие этой выборке оценки  $P_{s,v}^{**}$  и  $M_v^{**}(\tau_{s,i})$ , где  $**$  означает результат моделирования, методика которого приведена в [6].

Таблица 1

$F^*(P_{s,v}^{**})$	Значение $\delta P_{s,v}^{**}$ при числе реализаций $\tau_s$ в выборке для $n_v$ , ч							
	2	3	4	5	7	8	10	20
0,01	0,115	0,411	0,712	1,275	2,097	2,606	3,618	9,059
0,05	0,428	0,809	1,325	1,747	2,813	3,347	4,739	10,891
0,1	0,596	1,01	1,566	2,07	3,281	3,857	5,231	11,912
0,2	0,797	1,304	1,956	2,486	3,911	4,482	6,198	13,391
0,3	1,009	1,551	2,272	2,903	4,41	5,077	6,998	14,492
0,4	1,184	1,851	2,564	3,299	4,986	5,695	7,541	15,65
0,5	1,355	2,113	2,961	3,786	5,581	6,396	8,378	16,784
0,6	1,586	2,499	3,381	4,322	6,283	7,126	9,023	17,928
0,7	1,922	3,147	4,033	5,109	6,934	7,877	9,869	19,226
0,8	2,615	3,997	4,925	6,128	7,777	8,792	10,885	20,671
0,9	4,063	5,041	5,881	7,167	9,068	10,136	12,549	22,756
0,95	4,628	5,688	6,543	8,16	10,054	11,248	13,66	24,466
0,99	5,737	8,097	8,357	9,731	13,181	13,263	16,667	29,927

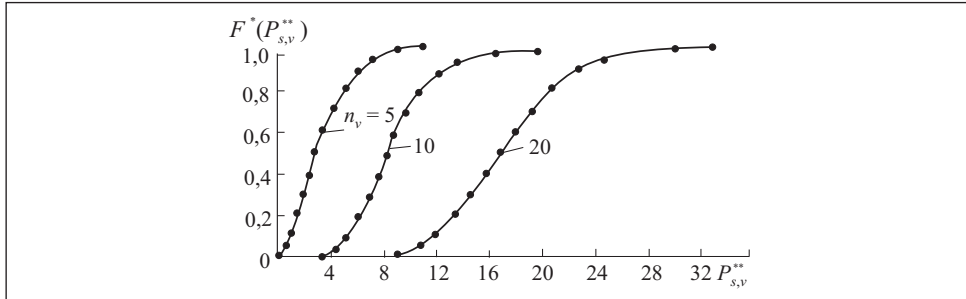


Рис. 3. Графики изменения СФФР относительной длительности простоя ЭБ в аварийном ремонте при различных значениях  $n_v$

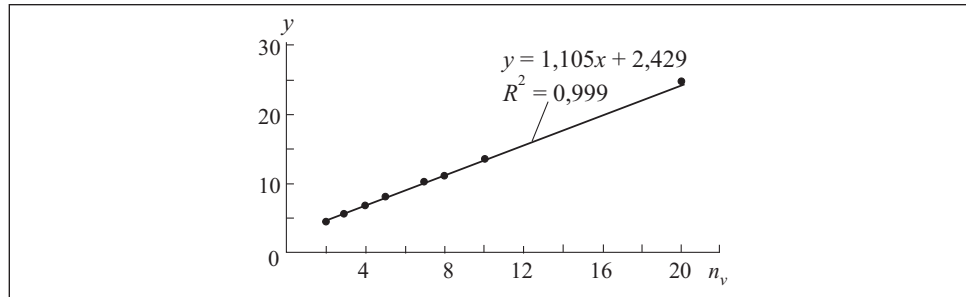


Рис. 4. График зависимости верхнего граничного значения фидуциального интервала  $y = \delta P_{s,\Sigma,(1-\alpha_k)}^{**}$  от  $n_v$  при  $\alpha_k = 0,05$

7. Пункт 6 повторяется  $N$  раз. Алгоритм оценки  $N$  приведён в [5].

8. Формируется СФФР. Для чего  $N$  значений  $P_{s,v}^{**}$  размещаются в порядке возрастания и каждому  $j$ -му значению  $P_{s,v,j}^{**}$  сопоставляется вероятность  $F^*(P_{s,v}^{**}) = j/N$ , где  $j = 1, N$ . Таким образом, заданной вероятности  $\alpha_k$  соответствует реализация  $P_{s,v,\alpha_k}^{**}$  с порядковым номером  $\alpha_k N$ .

9. Определяются граничные значения одностороннего фидуциального интервала: верхнее  $P_{s,v,\alpha_k}^{**}$  и нижнее  $P_{s,v,(1-\alpha_k)}^{**}$ .

10. Критерий оценки целесообразности классификаций статистических данных рассматриваемого состояния одноименных объектов ЭЭС по заданной РП состоит в проверке выполнения следующих условий:

$$\begin{aligned} &\text{если } P_{s,v,\varnothing}^* > P_{s,v,\Sigma}^*, P_{s,v,\varnothing}^* > \overline{P_{s,v,\alpha_k}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \\ &\text{если } P_{s,v,\varnothing}^* < P_{s,v,\Sigma}^*, P_{s,v,\varnothing}^* < \underline{P_{s,v,(1-\alpha_k)}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \text{ иначе } H \Rightarrow H_1, \end{aligned} \quad (3)$$

где  $P_{s,v,\Sigma}^* = n_v M_v^*(\tau_s) / 8760$ .

В табл. 1 приведены СФФР абсолютной величины относительной длительности простоя ЭБ в аварийном ремонте.

Кривые СФФР для различных значений  $n_v$  приведены на рис. 3, из которого видно, что с увеличением значения  $n_v$  возрастают не только граничные значения, но и ширина фидуциального интервала. Данные, приведенные в табл. 1, позволяют оценить взаимосвязь граничных значений фидуциального интервала в функции  $n_v$ . Установлено, что с точностью не менее 0,995 эта зависимость имеет вид

$$\delta P_{s,\alpha}^{**} = C_0 + C_1 n_v. \quad (4)$$

В табл. 2 приведены коэффициенты уравнения (4) для используемых на практике значений  $\alpha_k$ . Точность аппроксимации  $R^2$  при этом составляет: 0,995 для  $\alpha_k = 0,01$ ; 0,996 для  $\alpha_k = 0,05$ ; 0,997 для  $\alpha_k = 0,1$  и  $0,2$ ; 0,999 для  $\alpha_k = 0,8 \div 0,95$ ; 0,996 для  $\alpha_k = 0,99$ .

На рис. 4 представлена зависимость верхнего граничного значения фидуциального интервала  $y$  от числа реализаций выборки  $n_v$ , полученная в результате расчетов при  $F^*(\delta P_s^{**}) = 0,95$ .

11. Особый интерес представляет случай, когда  $P_{s,i\varepsilon}^* \cong \overline{P_{s,i,\alpha_k}^{**}}$  или  $P_{s,i\varepsilon}^* \cong \underline{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}}$ . При этом нельзя игнорировать ошибку второго рода, которую обозначим  $\beta$ .

Уточним условие (3):

$$\begin{aligned} &\text{при } P_{s,i\varepsilon}^* > P_{s,\Sigma\varepsilon}^*, \left| \frac{P_{s,i\varepsilon}^* - \overline{P_{s,i,\alpha_k}^{**}}}{P_{s,i,\alpha_k}^{**}} \right| \leq \delta P, \text{ если } P_{s,\Sigma\varepsilon}^* > \overline{P_{s,i,\beta_k}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2; \\ &\text{если } \left| \frac{P_{s,i\varepsilon}^* - \overline{P_{s,i,\alpha_k}^{**}}}{P_{s,i,\alpha_k}^{**}} \right| > \delta P, P_{s,i\varepsilon}^* > \overline{P_{s,i,\alpha_k}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \text{ иначе } H \Rightarrow H_1; \\ &\text{при } P_{s,i\varepsilon}^* < P_{s,\Sigma v}^*, \left| \frac{P_{s,i\varepsilon}^* - \underline{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}}}{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}} \right| \leq \delta P, \text{ если } P_{s,\Sigma v}^* > \underline{P_{s,i,(1-\beta_k)}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2; \\ &\text{если } \left| \frac{P_{s,i\varepsilon}^* - \underline{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}}}{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}} \right| > \delta P, \text{ а } P_{s,i\varepsilon}^* < \underline{P_{s,i,(1-\alpha_k)}^{**}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \text{ иначе } H \Rightarrow H_1. \end{aligned}$$

Таблица 2

Коэффициент	Значения $F^*(\delta P_s^{**})$ при $\alpha_k$							
	0,01	0,05	0,1	0,2	0,8	0,9	0,95	0,99
$C_0$	-1,23	-1,1	-1,02	-0,931	0,971	1,88	2,43	3,30
$C_1$	0,504	0,589	0,637	0,709	0,987	1,04	1,11	1,33

Результаты практических расчетов свидетельствуют о том, что величина  $\delta P$  изменяется в пределах  $[0,05 \div 0,15]$  и может быть принята равной 0,1.

12. Уточнение критерия оценки целесообразности классификации данных проводится на основе распределения  $F_v^* [P_{s,i}^{**} / H_2]$ , в соответствии с которым вводится величина ошибки второго рода  $\beta$ .

13. Моделирование  $F_v^* [P_{s,i}^{**} / H_2]$  выполняется в такой последовательности:

по случайным величинам  $\tau_s$  выборки формируется СФР  $F_v^* (\tau_s)$ ;

по значениям  $F_v^* (\tau_s)$  моделируется  $n_v$  значений  $\tau_s$ ;

по формуле (2) вычисляется относительная длительность состояния  $P_{s,i}^{**}$ ;

реализация состояния  $P_{s,i}^{**}$  моделируется  $N$  раз;

формируется СФФР  $F_v^* [P_{s,i}^{**} / H_2]$ ; при этом  $\beta = F_v^* (P_{s,i,\beta}^{**} / H_2)$ , а  $(1-\beta) = F_v^* (P_{s,i,(1-\beta)}^{**} / H_2)$ .

В результате расчетов установлено, что средняя длительность простоя в аварийном ремонте  $M_v^* (\tau_a)$  второго, третьего, четвертого и восьмого ЭБ неслучайно отличается от усредненной оценки  $M_{\Sigma}^* (\tau_a) = 72,4$  ч, т.е. по ПН значения  $M_v^* (\tau_a)$  ЭБ ТЭС могут быть представлены тремя группами: первая группа включает первый, пятый, шестой и седьмой ЭБ ТЭС при  $M_v^* (\tau_a) = 72,4$  ч, вторая группа — второй и четвертый ЭБ при  $M_v^* (\tau_a) = 149$  ч и третья группа — третий и восьмой ЭБ при  $M_v^* (\tau_a) = 34,4$  ч.

Результаты анализа целесообразности классификации совокупности данных по ПН «относительная длительность аварийного состояния» приведены в табл. 3. Расчеты выполнены по данным табл.1. Как следует из табл. 3, величины  $P_{s,v}^*$  для третьего, четвертого и восьмого ЭБ согласно (3) неслучайно отличаются от соответствующих оценок  $P_{s,v,\Sigma}^*$ . Для второго

Таблица 3

Показатель	Значение $P_{s,v} \cdot 10^2$ , %, для ЭБ							
	1	2	3	4	5	6	7	8
$n_v$	7	5	10	4	2	5	8	3
$\overline{P_{s,v}^*}$	5,56	6,40	3,65	8,90	1,16	4,70	5,30	0,66
$\overline{P_{s,v}^{**}}$	10,1	8,16	13,7	6,54	4,63	8,16	11,3	5,69
$\overline{P_{s,v}^{**}}$	2,81	1,75	4,74	1,33	0,43	1,75	3,35	0,81
$\overline{P_{s,v,\Sigma}^*}$	5,79	4,13	8,26	3,31	1,65	4,13	6,62	2,48
$H$	$H_1$	$H_1$	$H_2$	$H_2$	$H_1$	$H_1$	$H_1$	$H_2$



ЭБ при неслучайном расхождении значений  $M_v^*(\tau_a)$  и  $M_\Sigma^*(\tau_a)$  расхождение оценок  $P_{s,v}^*$  и  $P_{s,\Sigma}^*$  при уровне значимости 0,05 может быть принято случайным.

Предложенный алгоритм оценки целесообразности классификации совокупности данных имеет существенный недостаток, а именно необходимость моделирования СФФР. Для его устранения перейдем от абсолютных значений относительной длительности состояний к их относительным (нормированным) значениям по формуле  $\delta P_{s,v}^{**} = |P_{s,v}^{**} - P_{s,\Sigma}^*| / P_{s,\Sigma}^*$ . Поскольку  $P_{s,v}^{**} = M_{s,v}^{**}(\tau) n_v$ , а  $P_{s,\Sigma}^* = M_{s,\Sigma}^* n_v$ , можно записать

$$\delta P_{s,v}^{**} = \frac{|M_{s,v}^{**}(\tau) - M_{s,\Sigma}^*|}{M_{s,\Sigma}^*} = \delta M_{s,v}^{**}(\tau). \quad (5)$$

Однако в соответствии с [5]  $\delta M_{s,v,\alpha_k}^{**} = An^{-0,5}$ , где  $A$  — постоянная, численное значение которой зависит от  $\alpha_k$ . При  $\alpha_k = 0,05 A = 1,13$ .

Формула (5) позволяет существенно упростить вычисления. Граничные значения фидуциального интервала без моделирования реализаций  $P_{s,v}^{**}$  вычисляются по формулам

$$\overline{P_{s,v,(1-\alpha_k)}^{**}} = P_{s,\Sigma}^* [1 + \delta M_{s,v}^{**}(\tau)], \quad \underline{P_{s,v,\alpha_k}^{**}} = P_{s,\Sigma}^* [1 - \delta M_{s,v}^{**}(\tau)].$$

## Выводы

1. Разработанный метод и алгоритм оценки относительной длительности аварийного состояния ЭБ ТЭС позволяют учитывать многомерный характер статистических данных при оценке целесообразности классификации данных по заданным РП.

2. Точность относительной длительности аварийного состояния рекомендуется определять по фидуциальному интервалу с заданным уровнем значимости.

3. Значимость РП зависит не только от числа случайных величин выборки, но и от способа расчета оценок ПН.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Fisher R.A. The fiducial argument in statistical inference // Annals of Eugenics. — 1935. — No 6. — P. 391.
2. Колмогоров А.Н. Определение центра рассеяния и меры точности по ограниченному числу наблюдений // Изв. АН СССР. Серия математ. — 1942. — 6. — С. 3—32.
3. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З. Оценка целесообразности классификации многомерных данных по заданному признаку // Электрон. моделирование. — 2015. — 37, № 2. — С. 77—85.

4. *Большаков А.А., Каримов Р.Н.* Методы обработки многомерных данных и временных рядов. — Телеком, 2007. — С. 522.
5. *Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З.* Сравнение показателей усредненной и индивидуальной надежности оборудования электроэнергетических систем// *Электричество*. — 2015. — № 12. — С. 31—37.
6. *Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З.* Количественная оценка индивидуальной надежности оборудования и устройств энергосистемы// *Электрон. моделирование*. — 2013. — **35**, № 2. — С. 67—79.

*E.M. Farhadzadeh, A.Z. Muradaliyev, Y.Z. Farzaliyev, S.A. Abdullayeva*

#### INCREASE OF ACCURACY OF THE QUANTITATIVE ESTIMATION OF RELATIVE DURATION OF CONDITIONS OF EPS OBJECTS

The article deals with a new method and algorithm for estimation of one of the basic parameters of reliability — relative duration of conditions. It is offered to estimate the calculation accuracy of calculation depending on the width of fiducial interval of the change of possible values of relative duration of conditions. The fiducial approach allows erasing specific features of a set of multivariate data. The decision of the following three problems are considered: estimation of importance of the variety of attributes regulated by qualifiers; estimation of parameters of individual reliability on the set variety of attributes; estimation of groups of the same objects (cluster) which parameters of reliability not casually differ as from the average estimation, and among themselves.

*Key words: parameters of reliability, risk of the erroneous decision, a variety of an attribute.*

#### REFERENCES

1. Fisher, R.A. (1935), The fiducial argument in statistical inference, *Annals of Eugenics*, no. 6.
2. Kolmogorov, A.N. (1942), "Definition of the center of dispersion and a measure of accuracy on the limited number of supervision", *Izvestiya Akademii nauk SSSR, Seria matematika*, no. 6, pp. 3-32
3. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z. and Farzaliyev, Yu.Z. (2015), "Estimation of expediency of classification of multivariate data by the set attribute", *Elektronnoe modelirovanie*, Vol. 37, no. 2, pp. 77-85
4. Bolshakov, A.A., and Karimov, R.N. (2007), *Metody obrabotki mnogomernykh dannykh i vremennykh ryadov* [Method of processing of the multidimensional data and time series], Telecom, Moscow, Russia.
5. Farhadzadeh, E.M., Farzaliyev, Yu.Z. and Muradaliyev, A.Z. (2015), "Comparison of parameters of average and individual reliability of the equipment of electric power systems", *Elektrichestvo*, no. 12, pp. 31-37,
6. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z. and Farzaliyev, Yu.Z. (2013), "Quantitative estimation of individual reliability of equipment and devices of a power supply system", *Elektronnoe modelirovanie*, Vol. 35, no. 2, pp. 67-79.

Поступила 11.04.16

*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, руководитель отд. «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.*

*АБДУЛЛАЕВА Самира Афган кызы, аспирантка, вед. инженер отдела «Надежность энергетического оборудования» 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 энергетических систем.*

