

Совершенствование методов повышения надежности объектов электроэнергетических систем

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

Приводится решение задач, возникающих при организации технического обслуживания и ремонта оборудования и устройств электроэнергетических систем. К ним относятся: оценка значимости разновидностей признаков, характеризующих надежность и экономичность работы; оценка показателей индивидуальной надежности; оценка показателей надежности однородных групп (кластеров). Разработаны методы, алгоритмы и программы расчета этих оценок. Исходной информацией служат статистические данные эксплуатации. Эти данные представляются не как выборка, а как конечная совокупность многомерных данных. Классификация этих данных по заданным разновидностям признаков целесообразна при условии неслучайного характера расхождения статистических функций распределения, построенных по всей совокупности исходных данных $F_{\Sigma}^(X)$ и выборке $F_{\nu}^*(X)$. В качестве критерия оценки принято не превышение оценки показателя надежности, вычисленного по экспериментальным данным выборки $\Pi_{\nu}^*(X)$, а критическое значение этого показателя для заданного уровня значимости (ошибка первого рода). Показано, что снижение числа разновидностей признаков имеет принципиальное значение для снижения времени вычислений; необходимо анализировать не только характер расхождения усредненного показателя надежности Π_{Σ}^* и Π_{ν}^* , но и Π_{ν}^* различных сочетаний разновидностей признака; ошибочно было бы представлять, что оценки показателей индивидуальной надежности рассматриваются по статистическим данным эксплуатации конкретного оборудования. Их просто недостаточно или нет. Индивидуальность задается значимыми разновидностями признаков, именно поэтому существует более чем одна единица оборудования и устройств, показатели индивидуальной надежности которых равны. Эти группы образуют кластеры; показатели надежности кластеров отличаются от показателей индивидуальной надежности образующих кластер единиц оборудования и устройств. Различие обусловлено тем, что показатели индивидуальной надежности вычисляются по заданным разновидностям признаков. При расчете показателей надежности кластеров учитываются лишь разновидности признаков, для которых Π_{ν}^* неслучайно отличаются не только от Π_{Σ}^* , но и от всех остальных Π_{ν}^* .*

Ключевые слова: энергосистемы, оборудование, устройство, повышение надежности

Повышение эффективности решения эксплуатационных задач в электроэнергетической системе (ЭЭС) требует объективного учета надежности оборудования и устройств (объектов). Традиционно этот учет проводится, в основном, на качественном уровне (опыт работы объектов + интуиция + высокая квалификация персонала). С течением времени:

доля объектов, срок службы которых превышает расчетный, стала не менее 50% и возрастает; техническое состояние их ухудшается, возможности снижаются, требуют особого внимания;

появление новых объектов с иными конструктивным исполнением и принципами работы, системами управления, возрастающее разнообразие объема и норм испытания и ремонта объектов снижают значимость накопленного опыта работы и требуют повышения качества подготовки специалистов, систематической переподготовки персонала, повышения квалификации;

автоматизированные системы управления режимами работы объектов ЭЭС, срок службы которых превышают расчетный, недостаточно учитывают изменение энергетических характеристик вследствие старения объектов и требуют совершенствования, а системы, предназначенные для непрерывного контроля технического состояния объектов, предоставляя уникальную информацию, к сожалению, не всегда формируют решение по повышению надежности.

Таким образом, методы традиционного учета надежности объектов требуют совершенствования. Одним из наиболее значимых направлений в этом является увеличение составляющей информационной поддержки персонала в автоматизированных информационных системах анализа технического состояния объектов [1]. Рекомендации включают:

ранжировку объектов по надежности и экономичности (эффективности) работы;

указания на «слабые звенья» объектов, основные причины, вызывающие ухудшение технического состояния;

оценку качества управления режимами работы объектов; восстановления износа в период планового ремонта; консервации в период вынужденного простоя и ряд других.

В статье приводятся методы и укрупненные алгоритмы решения трех взаимосвязанных задач, обеспечивающих отмеченную информационную поддержку персонала.

Метод и алгоритм оценки значимости разновидностей признака. Известно, что при анализе отказов объектов ЭЭС учитывается большое число информационных признаков и, прежде всего, потому, что трудно с уверенностью утверждать, какие из них окажутся наиболее важными и полезными. Каждый из признаков характеризуется несколькими разновидностями (РП). На основе этой информации и рассчитываются показатели и характеристики надежности (ПН). При этом вычисляются, как правило, усредненные оценки, а многообразие признаков и их разновидностей при расчетах ПН практически не учитывается. Эти усредненные количественные оценки надежности работы используются, прежде всего, для иллюстрации применения методов расчета ПН, решения отдельных проектных задач. К таким задачам относятся выбор схем распределительных устройств, оценка резерва мощности и др.

Для решения эксплуатационных задач, как правило, необходимы ПН сопоставляемых объектов, т.е. показатели и характеристики индивидуальной надежности (ИПН). Однако ошибочно было бы думать, что оценки ИПН проводят по статистическим данным об отказах и восстановлениях конкретного генератора, трансформатора или выключателя. Специалистам известно, что такой информации просто нет. И когда мы говорим о ИПН, имеются в виду ПН, которые рассчитываются для значимых РП объектов. Традиционно, классификация статистических данных по некоторым РП проводится и не представляет какой-либо трудности. Например, ПН рассчитываются для объектов различного класса напряжения или различного конструктивного исполнения, или различного срока службы. Изредка ПН рассчитываются для двух РП. Например, оцениваются ПН линейных выключателей с номинальным напряжением 110 кВ. При этом вопросы целесообразности классификации статистических данных по этим РП не рассматриваются. Заметим, что понятие «целесообразность» неразрывно связано с понятием «значимость»: классификация статистических данных нецелесообразна для незначимых РП.

Рассмотрим суть решаемой задачи. Пусть в результате сбора и обработки сведений об отказах и восстановлении объектов ЭЭС мы располагаем некоторой совокупностью статистических данных, формализованных в виде эмпирической таблицы. Поскольку эта совокупность зависит от целого ряда случайных и неслучайных факторов, она относится к классу многомерных и именуется как конечная совокупность многомерных данных (КСМД). Для КСМД об отказах объектов ЭЭС характерно отсутствие генеральной совокупности и, как следствие, нецелесообразность применения при анализе разработанных для выборки из генеральной совокупности хорошо известных статистических методов. Итак, по КСМД требуется оценить ПН по некоторой группе РП.

Разновидности признаков задаются или соответствующими классификаторами, или назначаются. При этом, как правило, число РП выбирается субъективно (максимально возможным) в соответствии со стремлением уточнить характер изменения ПН. Для численных шкал изменения признаков в первом приближении можно исходить из оптимального числа РП, которое вычисляется по формуле Стерджесса:

$$K = 1 + 1,44 \ln M, \quad (1)$$

где M — число реализаций τ .

Длина интервалов

$$h = (\tau_{\max} - \tau_{\min}) / K. \quad (2)$$

Здесь τ_{\max} и τ_{\min} — наибольшее и наименьшее значение реализаций τ соответственно.

Далее приведены рекомендуемые значения K :

Интервал изменения числа реализаций M	Число РП	Число сочетаний РП
11–23	5	30
24–46	6	62
74–91	7	126
92–183	8	254

Заметим, что в условиях решаемой задачи K оптимально по числу случайных величин τ (при условии соответствия распределения $F(\tau)$ нормальному закону распределения), но, как правило, существенно превышает число значимых РП.

В свою очередь, лаконичная запись отдельных состояний объектов, например в диспетчерских журналах, часто ограничивает возможное число признаков и их разновидностей. Уточнив РП, собрав и систематизировав в эмпирической таблице КСМД, перейдем к оценке значимости РП. Рекомендуемый метод основан на имитационном моделировании случайного характера оценок ПН и

применении основных положений теории проверки статистических гипотез. Поскольку учет случайного характера оценок ПН требует сотни, а чаще — тысячи реализаций, вычисления выполняются по разработанной компьютерной технологии. Эта технология состоит из следующих операций.

1. Определяется усредненный ПН по всей КСМД. Обозначим его как Π_{Σ}^* .

Примечание. Очевидно, что оценки ПН, рассчитанные по значимым РП, должны неслучайно различаться как от Π_{Σ}^* , так и между собой. Следовательно, в общем случае следует говорить не о значимых признаках и их разновидностях, а о значимых сочетаниях РП, общее число которых может быть вычислено по формуле

$$K_s = \sum_{i=1}^{k-1} C_k^i = \sum_{i=1}^k \frac{K!}{i!(K-i)!}. \quad (3)$$

Например, если $K = 3$, то $K_s = 6$, а возможными разновидностями сочетаний будут 1; 2; 3; 1 и 2; 2 и 3; 1 и 3.

2. Для каждого из K_s сочетаний РП определяется выборка непрерывных случайных величин τ .

3. Рассчитываются оценки ПН для каждой из K_s выборок. Обозначим их как Π_{vi}^* с $i=1, K_s$.

4. Проводится проверка предположения (гипотезы) H_1 о случайном характере различия Π_{vi}^* от Π_{Σ}^* для $i=1, K_s$. Методика такой проверки приведена в [2].

5. Выделяются сочетания РП, ПН которых неслучайно расходятся с Π_{Σ}^* .

6. Определяются группы РП с неслучайно различающимися ПН.

7. Проводится ранжировка ПН этих групп в порядке увеличения ошибки второго рода, т.е. уменьшения мощности критерия. Тем самым, устанавливаются значимые сочетания РП, проводится классификация КСМД по уточненным РП.

Практическая реализация этого метода показала, что большое число возможных сочетаний РП вносит громоздкость в проведение вычислений и требует недопустимо большого времени счета. Так, при автоматизированном анализе закономерности изменения средней длительности простоя в аварийном ремонте энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе по месяцам года, когда число РП $K=12$, число сочетаний РП $K_s = 4094$, а скорость анализа целесообразности классификации равна 10 сочетаниям в минуту, время вычислений, даже при уменьшении числа реализаций N в 25 раз, оказалось неприемлемым. Однако эти вычисления позволили установить следующее.

1. Сочетания РП, включающие незначимые РП, незначимы. Так, в соответствии с приведенными ранее данными, если из восьми РП лишь три незначимы, значение K_s уменьшается в 8,5 раз.

2. Число значимых сочетаний РП не превышает число незначимых сочетаний РП. Следовательно, оценку целесообразности классификации КСМД по заданным РП необходимо проводить путем поиска значимых сочетаний РП.

3. С увеличением абсолютного значения относительного отклонения ПН Π_{vi}^* от Π_{Σ}^* с $i=1, K_s$ ошибка первого рода (α) результата сравнения Π_{vi}^* и Π_{Σ}^* уменьшается, а ошибка второго рода (β) — возрастает. Это заключение определяет способ ранжирования ПН выборок, которые предполагается сравнивать с Π_{Σ}^* .

4. Расчетными следует считать такие сочетания РП, для которых относительные отклонения ПН РП имеют одинаковый знак. Так, если для некоторого j_1 значимого РП ПН равен Π_{vj1}^* , а для j_2 значимого РП ПН равен Π_{vj2}^* , то объединение j_1 и j_2 возможно, если $\delta\Pi_{vj2} = (\Pi_{\Sigma}^* - \Pi_{vj2}^*) / \Pi_{\Sigma}^*$ и $\delta\Pi_{vj1} = (\Pi_{\Sigma}^* - \Pi_{vj1}^*) / \Pi_{\Sigma}^*$ совпадают.

5. Рассмотренный выше алгоритм позволяет разделить РП на три группы. Первая группа РП имеет ПН, равные Π_{Σ}^* ; вторая — $\Pi_v^* > \Pi_{\Sigma}^*$, а третья — $\Pi_v^* < \Pi_{\Sigma}^*$.

С учетом этих результатов рекомендуются следующие преобразования метода оценки значимости РП.

1. Для каждого из заданных K РП определяется выборка непрерывных случайных величин τ (см. п. 2 алгоритма).

2. Рассчитываются оценки ПН для каждой из K выборок (см. п. 3 алгоритма). Определяются относительные изменения каждой из $i=1, K$ оценок ПН: $\delta\Pi_{vi}^* = |(\Pi_{\Sigma}^* - \Pi_{vi}^*)| / \Pi_{\Sigma}^*$.

Проводится ранжировка абсолютных значений $\delta\Pi_{vi}^*$ с $i=1, K$ в порядке их убывания. Выделяется наибольшее (первое) значение абсолютных значений $\delta\Pi_{v \max}^*$.

3. Проводится проверка предположения (гипотезы H_1) о случайном характере различия $\delta\Pi_{v \max}^*$ от Π_{Σ}^* (см. п. 4 алгоритма). Метод сравнения Π_{Σ}^* и Π_v^* зависит от типа ПН. Если, например, Π^* есть модель распределения случайной величины длительности простоя в аварийном ремонте, то сравниваются статистические функции распределения (с.ф.р.) КСМД $F_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ и с.ф.р. выборки $F_v^*(\tau_{ав})$ в соответствии с [6]. Если наблюдаемое расхождение Π_{Σ}^* и Π_v^* случайно, то расхождение с Π_{Σ}^* ПН, вы-

численных для остальных РП, также будет случайным. Иначе говоря, классификация КСМД по рассматриваемым РП нецелесообразна. В противном случае, когда $\Pi_{v \max}^*$ неслучайно отличается от Π_{Σ}^* , переходим к ПН следующего в вариационном ряду РП и проверяем характер его расхождения с Π_{Σ}^* . Этот процесс продолжается до тех пор, пока расхождение Π_{Σ}^* и Π_v^* не окажется случайным.

4. Формируются три группы выборок из КСМД. В первую (I) группу входят РП, оценки ПН которых случайно отличаются от Π_{Σ}^* . Эти K_1 РП изымаются из полного перечня РП как незначимые РП. Во вторую (II) группу входят РП, оценки ПН которых неслучайно больше Π_{Σ}^* . Если число РП группы II (K_2) более одного, то в качестве упрощения ПН этой группы вычисляются как среднее арифметическое оценок ПН РП группы II. Этой оценке ПН сопоставляется укрупненная РП. Например, если в группу II вошли объекты с номинальным напряжением 110 и 220 кВ, то укрупненной РП будет (110–220) кВ. Для РП группы III ПН Π_{vIII}^* вычисляется как среднее арифметическое выборок случайных величин $\tau_{ав}$, для которых $\Pi_{\Sigma}^* > \Pi_{vi}^*$, а Π_v^* неслучайно отличается от Π_{Σ}^* ; ПН Π_{vIII}^* также сопоставляется укрупненная РП.

На этом заканчивается построение трехуровневой зависимости изменения оценок ПН от РП. В ряде случаев (например, если требуется установить группу наиболее или наименее надежных объектов) дополнительную информацию об объекте можно получить, увеличив число уровней классификации КСМД. Для этого из выборок группы II (при условии, что их число $K_2 > 1$) образуется вторая КСМД, а из выборок группы III (при $K_3 > 1$) образуется третья КСМД. Далее, в соответствии с изложенной последовательностью проводится оценка значимости каждой РП и уточнение количественных оценок их ПН.

На рис. 1 приведена укрупненная схема алгоритма решения задачи о значимости РП.

Пример 1. В табл. 1 приведены статистические данные о дли-

тельности аварийного простоя $\tau_{ав}$ восьми энергоблоков на газомазутном топливе мощностью 300 МВт в одном и том же интервале времени.

Требуется определить оценки средней длительности простоя энергоблоков в аварийном состоянии $M_{vi}^*(\tau_{ав})$ с $i=1,8$. Следует отметить, что аналогом порядкового номера энергоблока является срок службы. Предпочтение признаку «*порядковый номер*» обусловлено неизменностью его разновидностей, в то время как срок службы энергоблоков ежегодно изменяется.

Результаты расчетов числа реализаций n_v , среднего арифметического значения реализаций $M_{vi}^*(\tau_{ав})$, относительного изменения $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$, ошибки первого рода α_{vi} , т.е. вероятности ошибки заключения (принятия гипотезы H_2) о неслучайном расхождении оценок $M_{vi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$, критические значения для $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$ при уровне значимости $\alpha_K = 0,05$, заключение о характере расхождения $M_{vi}^*(\tau_{ав})$ с $i=1,8$ и $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ ч и рекомендуемые значения $M_v^*(\tau_{ав})$ приведены в табл. 2.

Оценки $M_{vi}^*(\tau_{ав})$ необходимы, в частности, при расчетах длительности одновременного простоя ряда энергоблоков (см. табл. 2). В [3] было показано, что расчет этих оценок по усредненным показателям $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ может приводить к недопустимым погрешностям. Однако недопустимая погрешность может быть и вследствие непосредственного применения в расчетах оценок $M_v^*(\tau_{ав})$. Как было отмечено ранее, применение оценок ПН, вычисляемых по представительным выборкам, нецелесооб-

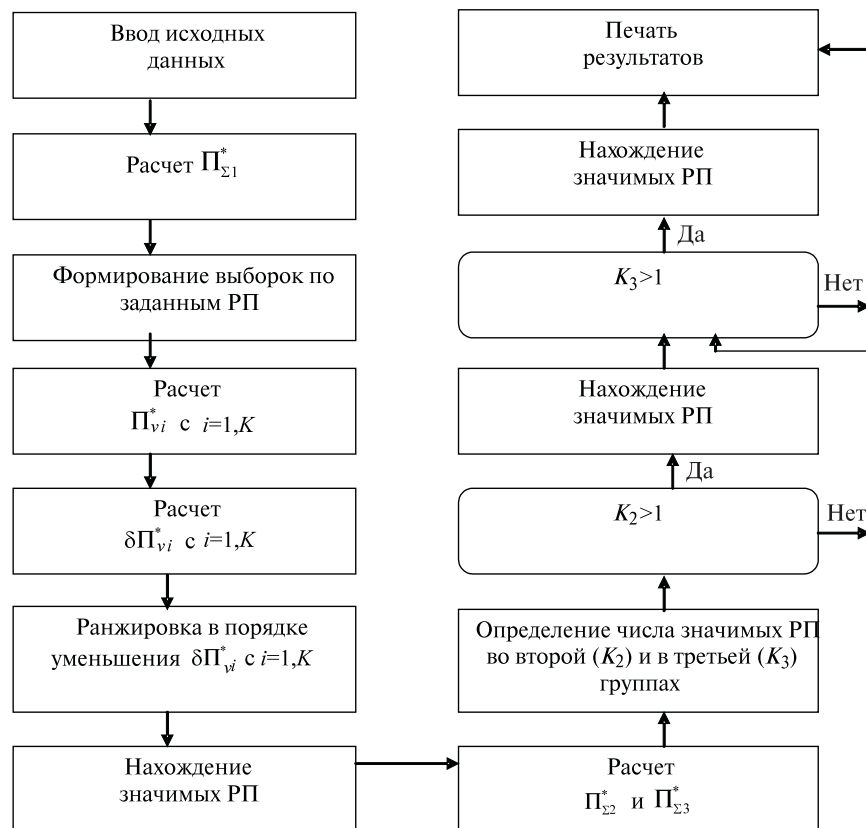


Рис. 1. Укрупненная схема алгоритма оценки значимости РП

Таблица 1

Номер i	Длительность аварийного простоя энергоблоков, ч							
	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	185,0		18,15				66,1	
8			29,42				1,3	
9			7,43					
10			25,5					
$\sum \tau_{ав}$	48,71	560,5	320,0	780,0	102,0	412,0	464,0	57,6

Таблица 2

Номер энергоблока	Показатель						
	n_{vi}	$M_{vi}^*(\tau_{ав}), ч$	$\delta M_{vi}^*(\tau_{ав}), \%$	α_{vi}	$\delta_{0,05} M_{vi}^*(\tau_{ав}), \%$	H	$M^*(\tau_{ав}), ч$
1	7	69,7	3,7	0,96	41,8	H_1	72,4
2	5	112,1	54,8	0,03	50,4	H_2	149,0
3	10	32,0	55,8	<0,01	35,2	H_2	34,5
4	4	195,0	169,3	<0,01	56,5	H_2	149,0
5	2	51,0	29,6	0,37	80,1	H_1	72,4
6	5	82,4	13,8	0,60	50,4	H_1	72,4
7	8	58,0	19,9	0,35	39,9	H_1	72,4
8	3	19,2	3,48	0,02	55,3	H_2	34,5

разно. Иначе говоря, необходима проверка характера расхождения $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ и $M_{vi}^*(\tau_{ав})$ с $i=1,8$ и каждой из оценок $M_v^*(\tau_{ав})$ с остальными оценками. В соответствии с изложенным алгоритмом выделяются относительные изменения оценок ПН (%) по формуле

$$\delta[M_{vi}^*(\tau_{ав})] = 100 \frac{|M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) - M_{vi}^*(\tau_{ав})|}{M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})},$$

по распределению возможных реализаций $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$, моделируемых в соответствии с [4], вычисляются соответствующие эмпирическим значениям $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$ значения ошибок первого рода α_{vi} , которые далее сопоставляются с критическим значением $\alpha_k = 0,05$. Если $\alpha_{vi} > \alpha_k$, то $H \Rightarrow H_2$ (\Rightarrow обозначает «соответствие»), если же $\alpha_{vi} < \alpha_k$ — $H \Rightarrow H_1$. Здесь же приведены результаты расчета критических значений квантилей распределения $F^*\{\delta[M_{vi}^*(\tau_{ав})]\}$ по формуле [3] $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав}) = 1,13/\sqrt{n_v}$, что подтверждает существенное упрощение процедуры оцен-

ки целесообразности классификации совокупности реализаций $\tau_{ав}$ по РП. Как следует из табл. 1, оценки $M_v^*(\tau_{ав})$ 1-, 5-, 6- и 7-го энергоблоков случайно отличаются от $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ и должны быть приняты 72,4 ч. Ко второй группе (с наименьшими значениями $M_v^*(\tau_{ав})$) относятся 3-й и 8-й энергоблоки, а к третьей группе (с наибольшими значениями $M_{vi}^*(\tau_{ав})$) относятся 2-й и 4-й энергоблоки.

Среднее значение длительности аварийного простоя энергоблоков второй группы равно $M_{\Sigma II}^*(\tau_{ав}) = 34,5$ ч, а третьей группы — $M_{\Sigma III}^*(\tau_{ав}) = 149$ ч. В иллюстративных целях оценим характер расхождения $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ и $M_{\Sigma II}^*(\tau_{ав}) = 34,5$. Для этого определим:

- $\delta M_{\Sigma II}^*(\tau_{ав}) = 100 |M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) - M_{\Sigma II}^*(\tau_{ав})| / M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) = 52,3\%$;
- $\delta_{0,01} M_{\Sigma II}^*(\tau_{ав}) = 1,42 / \sqrt{n_{vII}} = 39,5\%$.

Поскольку $\delta M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав}) > \delta_{0,01} M_{v\Pi}^*(\tau_{ав})$, то расхождение $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ и $M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})$ может быть принято неслучайным с уровнем значимости не менее $\alpha_K = 0,01$.

Предположим, что необходимо определить энергоблок с наименьшим значением $M_{v8}^*(\tau_{ав})$. Для его определения проводим следующие расчеты:

- 1) поскольку $\delta M_{v3}^*(\tau_{ав}) = 32 > M_{v2}^*(\tau_{ав}) = 19,2$, то $\delta M_{v8}^*(\tau_{ав}) = 100 \left| \frac{M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) - M_{v8}^*(\tau_{ав})}{M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})} \right| = 43,3\%$;
- 2) $\delta_{0,01} M_{v8}^*(\tau_{ав}) = 1,42 / \sqrt{3} = 82,1\%$.

Поскольку $\delta M_{v8}^*(\tau_{ав}) < \delta_{0,01} M_{v8}^*(\tau_{ав})$, предположение о неслучайном расхождении $M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v8}^*(\tau_{ав})$ ошибочно.

Оценим характер расхождения $M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v3}^*(\tau_{ав})$. Вычисляем:

- 1) $\delta M_{v3}^*(\tau_{ав}) = 100 \left| \frac{M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) - M_{v3}^*(\tau_{ав})}{M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})} \right| = 7,2\%$;
- 2) $\delta_{0,01} M_{v3}^*(\tau_{ав}) = 1,42 / \sqrt{10} = 45,6\%$.

Ошибочным оказалось и предположение о неслучайном расхождении $M_{\Sigma\Pi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v3}^*(\tau_{ав})$. Следовательно, $M_{v3}^*(\tau_{ав}) = M_{v8}^*(\tau_{ав}) = 34,5$ ч.

Аналогичные расчеты проведены для оценки характера расхождения $M_{\Sigma\Pi\Pi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v2}^*(\tau_{ав})$, а также $M_{\Sigma\Pi\Pi}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v4}^*(\tau_{ав})$. Установлено, что $\delta M_{v2}^*(\tau_{ав}) = 24,8\%$ меньше критического значения $\delta_{0,05} M_{v2}^*(\tau_{ав}) = 50,4\%$, а $\delta M_{v4}^*(\tau_{ав}) = 30,9\% < \delta_{0,05} M_{v4}^*(\tau_{ав}) = 56,5\%$. Следовательно, $M_{v2}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v4}^*(\tau_{ав})$ случайно отличаются от $M_{\Sigma\Pi\Pi}^*(\tau_{ав})$, а классификация нецелесообразна.

Метод и алгоритм оценки показателей индивидуальной надежности объектов. Несмотря на различие первой и второй задачи, алгоритм решения второй задачи проще. Оценка целесообразности классификации КСМД по заданным разновидностям одного из признаков (первая задача) предусматривает как оценку значимых РП, так и оценку целесообразности представления признака заданным перечнем значимых РП. Дело в том, что ПН для некоторых разновидностей одного признака, несмотря на значимость этих РП, могут различаться случайно. Это различие может быть обусловлено малым числом реализаций случайных величин выборок, т.е. стремление к

столь подробному представлению признака оказывается неоправданным.

При оценке ИПН анализируют лишь значимость РП, субъективно задающих индивидуальность объекта [3]. Схема алгоритма оценки ИПН приведена на рис. 2. Если в алгоритме оценки значимости РП (см. рис. 1) оценивается значимость каждой выборки из КСМД, то в алгоритме оценки ИПН проводится последовательная классификация первоначально КСМД, далее классификация выборки, соответствующей $\Pi_{v\max}^*(X)$, далее классификация выборки, соответствующей двум наиболее значимым РП и т.д. Расчеты завершаются при первом случайном расхождении $\Pi_{\Sigma}^*(X)$ и $\Pi_{v\max}^*(X)$.

Пример 2. Рассматривается последовательность оценки ИПН. Для снижения громоздкости расчетов учтем только два признака и их разновидности – порядковый номер энергоблока и основные устройства энергоблока. Выделены: паротурбинная и котельная установки, система собственных нужд, турбогенератор, блочные трансформаторы. Сведения о длительности аварийного простоя энергоблока (ЭБ) вследствие отказа одного из этих устройств приведены в табл. 3.

Предположим, что необходимо оценить среднюю длительность аварийного простоя 3-го энергоблока вследствие отказа котельной установки. Поскольку $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав}) = 72,4$ ч, а $M_{v3}^*(\tau_{ав}) = 32$ ч и $M_{v\text{ку}}^*(\tau_{ав}) = 51,8$ ч, то $\delta M_{\Sigma\max}^*(\tau_{ав}) = M_{v\max}^*(\tau_{ав})$. Но, по данным из примера 1 3-й энергоблок относится к значимым РП. Можно выполнить выборку реализаций $\tau_{ав}$ при отказах котельной установки из совокупности данных об отказах 3-го энергоблока (см. табл. 3). Следует установить целесообразность такой классификации. В соответствии с рис. 2 относительное отклонение средней длительности аварийного простоя энергоблока при отказах его котельной установки $M_{v3\text{ку}}^*(\tau_{ав}) = 49,3$ от $M_{v3}^*(\tau_{ав})$ будет

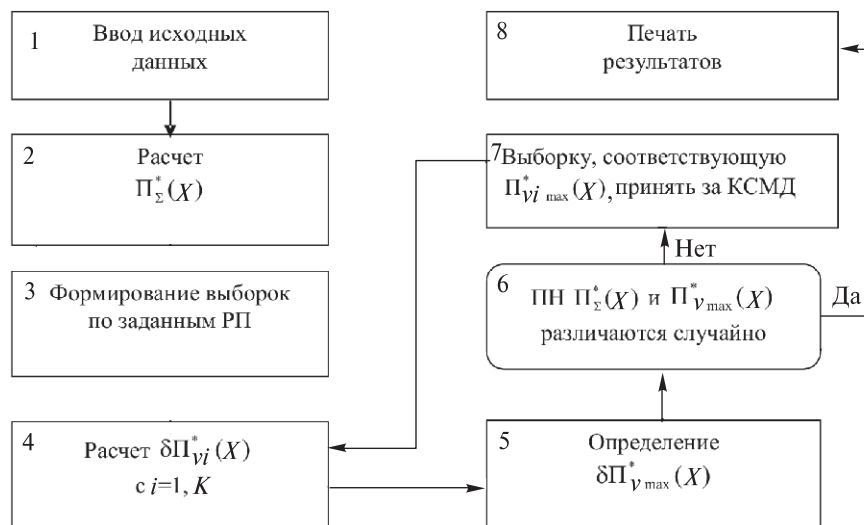


Рис. 2. Укрупненная схема алгоритма оценки ИПН

Таблица 3

Номер i	Длительность аварийного простоя при отказе устройств энергоблоков									
	Паротурбинные установки		Котельная установка		Собственные нужды		Генераторы		Трансформаторы	
	№ ЭБ	ч	№ ЭБ	ч	№ ЭБ	ч	№ ЭБ	ч	№ ЭБ	ч
1	1	64,4	1	15,3	2	298,5	8	6,2	8	15,3
2	1	94,5	1	53,5	2	134,1	3	7,4	2	35,5
3	1	185,0	1	69,3	3	29,4	1	5,4		
4	2	46,2	2	46,1	3	25,5				
5	3	3,3	3	78,6	4	358,1				
6	3	3,4	3	42,0	6	133,2				
7	4	61,3	3	45,1						
8	4	236,3	3	62,3						
9	4	123,5	3	18,1						
10	6	49,1	5	63,5						
11	6	91,1	5	38,0						
12	7	66,2	6	99,5						
13	7	47,0	6	39,1						
14	7	93,1	7	54,0						
15	7	78,2								
16	7	57,2								
17	7	66,1								
18	7	1,3								
19	8	36,0								
$\sum \tau_{ав}, ч$	1404		725,2		979,2		19,2		50,9	
n_i	19		14		6		3		2	
$\Pi_{vi}^*(X), ч$	73,9		51,8		163,2		6,4		25,4	

$$\delta M_{v3ky}^*(\tau_{ав}) = 100 \left| \frac{M_{v3ky}^*(\tau_{ав}) - M_{v3ky}^*(\tau_{ав})}{M_{v3}^*(\tau_{ав})} \right| = 100 |30 - 49,3| / 32 = 59,3\%$$

Критическое значение $\delta_{0,05} M_{v3ky}^*(\tau_{ав}) = 50,4\%$. Следовательно, с уровнем значимости не менее $\alpha_k = 0,05$ можно утверждать, что $M_{v3ky}^*(\tau_{ав})$ неслучайно отличается от $M_{v3}^*(\tau_{ав})$ и равно 49,3 ч.

Метод и алгоритм оценки показателей и характеристик надежности кластеров объектов ЭЭС. Рассчитав ИПН для совокупности одноименных объектов, нетрудно заметить, что для значимых РП существует не один, а целая группа объектов с равными ИПН. Например, трехфазные (первая РП), двухобмоточные (вторая РП) трансформаторы (третья РП), напряжением 110 кВ (четвертая РП), установленные на подстанциях распределительных се-

тей (пятая РП), составляют около 20% общего числа трансформаторов ЭЭС.

В этой связи представляет интерес возможность классификации анализируемых объектов на группы (кластеры), их ранжировка по критерию надежности работы и подготовка рекомендаций по совершенствованию системы технического обслуживания, контроля технического состояния и качества ремонта каждой группы. В первом приближении достаточна классификация на три группы: высокой, средней и низкой надежности.

Если для расчета показателей и характеристик индивидуальной надежности исходными данными является одна разновидность каждого признака объекта, то для расчета показателей и характеристик надежности кластеров объектов исходными данными являются все разновидности признаков.

Казалось бы, достаточно рассчитать ИПН для ряда однотипных объектов, и можно по РП найти кластеры. Однако это мнение, так же как и равенство ИПН и ПН кластеров, ошибочно. И прежде всего потому, что фиксированные РП при расчете ИПН могут оказаться значимыми, но классификация по ним — нецелесообразной. И происходит это потому, что при расчетах ИПН не учитывается характер расхождения между значимыми разновидностями одного и того же признака. Поэтому значимыми следует считать РП, ПН которых отличаются неслучайно не только от ПН, вычисляемых по КСМД, но и между значимыми разновидностями одного и того же признака. Суть метода расчета ПН кластеров КСМД сводится к следующей последовательности.

1. Для каждого из признаков рассматриваемых объектов из общего числа выделенных РП устанавливаются значимые сочетания РП (см. алгоритм оценки значимости РП). Обозначим число значимых сочетаний разновидностей i -го признака через r_i ($i = 1, m$, где m — число признаков объекта).

2. Для каждого признака вычисляются значимые РП и определяются РП с наибольшей оценкой ПН: $\Pi_{vi \max}^* = \max[\Pi_{v1.1}^*; \Pi_{v2.2}^*; \dots; \Pi_{c.n.r_i}^*]$; $i = 1, n$; n — число признаков.

3. Среди $\Pi_{vi \max}^*$, $i = 1, n$, определяется наибольшее значение ПН:

$$\Pi_{vi \max}^* = \max[\Pi_{v1 \max}^*; \Pi_{v2 \max}^*; \dots; \Pi_{cn \max}^*]$$

4. Выборка реализаций соответствия $\Pi_{vi \max}^*$ представляется как КСМД и для всех значимых сочетаний каждого признака, за исключением соответствующего $\Pi_{vi \max}^*$, вычисляются наибольшие значения среди разновидностей каждого признака и наибольшее среднее всех $(m-1)$ признаков. Классификация этой выборки продолжается до тех пор, пока оценка ПН по КСМД и оценка по выборке с $\Pi_{vi \max}^*$ не будут расходиться случайно.

При достижении этого события текущая КСМД изымается из исходной КСМД. Анализируется но-

вая КСМД. Процесс классификации КСМД продолжается до тех пор, пока различие оценок ПН, вычисленных по КСМД и выборки с $\Pi_{v \max}^*$ не окажется случайным.

Пример 3. Чтобы снизить громоздкость расчетов, иллюстрацию оценки ПН кластеров проведем по статистическим данным табл. 1 и 3, т.е. классификацию проведем лишь по двум признакам «порядковый номер» энергоблока и «устройства» энергоблока. В *примере 1* была приведена последовательность расчетов ПН для признака — порядковый номер энергоблока. Установлено, что наибольшее значение $M_v^*(\tau_{ав})$ имеет место для группы из 2-го и 4-го энергоблоков и равно 149 ч. Результаты расчетов, позволяющие оценить значимость разновидностей признака устройства энергоблока ТЭС, приведены в табл. 4.

Как следует из анализа данных табл. 4, превышение относительного отклонения $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$ его критического значения наблюдается при отказах в системе собственных нужд и отказах генератора. Иначе говоря, эти две РП оказываются значимыми. Установив значимые разновидности каждого признака, определим наиболее значимую РП сопоставлением относительных отклонений $\delta M_v^*(\tau_{ав})$. Это реализации $\tau_{ав}$ при отказах в системе собственных нужд. Проведем классификацию шести реализаций $\tau_{ав}$ при отказах в системе собственных нужд (см. табл. 3) по порядковым номерам энергоблоков. Заметим, что результаты расчета характера расхождения оценок средней длительности аварийного простоя энергоблоков $M_{vi}^*(\tau_{ав})$, где $i = 1, 8$, с $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$ могут и не совпадать с оценкой характера распределения средней длительности аварийного простоя энергоблоков вследствие отказов в системе собственных нужд. В соответствии с табл. 2 и при оговоренном условии классификации $n_v > 1$ значения $M_{vich}^*(\tau_{ав})$ могут быть вычислены и сопоставлены с $M_{vch}^*(\tau_{ав}) = 163,2$ ч лишь для второго $M_{v2ch}^*(\tau_{ав}) = 216,4$ ч и третьего $M_{v3ch}^*(\tau_{ав}) = 27,5$ ч энергоблоков. Однако, учитывая, что

Таблица 4

Устройства энергоблока ТЭС	Показатель			
	$\delta M_{vi}^*(\tau_{ав}), \%$	$\delta_{0,05} M_{vi}^*(\tau_{ав}), \%$	H	$M_i^*(\tau_{ав})$
Паротурбинная установка	2,1	25,9	H_1	72,4
Котельная установка	28,5	30,2	H_1	72,4
Собственные нужды	125	46,1	H_2	163,2
Турбогенератор	91,2	65,3	H_2	6,4
Блочный трансформатор	64,9	80,1	H_1	72,4

$M_{v3CH}^*(\tau_{ав}) < M_{всн}^*(\tau_{ав}) < M_{v2CH}^*(\tau_{ав})$, ограничимся лишь вычислениями для второго энергоблока. При $n_v = 2$

$$\delta M_{v2CH}^*(\tau_{ав}) = 100|(216,4 - 163,2) / 163,2| = 32,6\%;$$

$$\delta_{0,05} M_{v2CH}^*(\tau_{ав}) = 80,1\%.$$

Следовательно, выборка $\tau_{ав}$ для второго энергоблока при отказах в системе собственных нужд не может рассматриваться как непредставительная, т.е. расхождение между $M_{всн}^*(\tau_{ав})$ и $M_{v2CH}^*(\tau_{ав})$ с большой вероятностью случайно. Для перехода ко второму этапу вычислений из КСМД изымаем шесть реализаций $\tau_{ав}$, связанных с отказами в системе собственных нужд. Для новой КСМД вычисляются:

среднее арифметическое значение КСМД $M_{\Sigma 2}^*(\tau_{ав}) = 58,6$ ч;

среднее арифметическое значение $M_v^*(\tau_{ав})$ для каждой РП за исключением $\tau_{ав}$ при отказах в системе собственных нужд;

абсолютное значение относительного отклонения $\delta M_v^*(\tau_{ав})$ для каждого РП;

критические значения $\delta_{\alpha_K} M_v^*(\tau_{ав})$ при $\alpha_K = 0,05$;

выделяются значимые РП;

определяется наиболее значимый РП.

Результаты расчетов приведены в табл. 5 и 6.

Анализ данных табл. 5 и 6 показывает, что к значимым следует отнести следующие РП: 3, 4 и 2-й энергоблоки, паротурбинную установку и турбогенератор. Однако сопоставлять следует лишь данные 4-го энергоблока и простои в аварийном ремонте при отказе турбогенератора. Превышение значения $\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$ у 4-го энергоблока над остальными энергоблоками очевидно. Классификация данных 4-го энергоблока невозможна, так как все простои в аварийном ремонте проходили при отказах паротурбинной установки (см. табл. 3).

Чтобы перейти к третьему этапу, исключим КСМД второго этапа данные о $\tau_{ав}$ 4-го энергоблока. Получим $M_{\Sigma 3}^*(\tau_{ав}) = 51$ ч.

Выполнив вычисления, аналогичные подробно представленным для второго этапа, получим:

1) для признака «номер энергоблока» значимые разновидности отсутствуют;

2) для признака «устройства» выявлена лишь одна значимая разновидность: данные о $\tau_{ав}$ турбогенераторов; поскольку среднее арифметическое значение реализаций этой РП $M_{vi}^*(\tau_{ав}) < M_{v3}^*(\tau_{ав})$,

Таблица 5

Номер энергоблока i	Показатель			
	$M_{vi}^*(\tau_{ав})$	n_{vi}	$\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$	$\delta_{0,05} M_{vi}^*(\tau_{ав})$
1	69,7	7	18,9	42,6
2	42,6	3	27,3	65,3
3	33,1	8	43,5	39,9
4	140,6	3	140	65,3
5	51,0	2	12,9	79
6	69,7	4	18,9	56,5
7	58,0	8	1,0	43,5
8	19,2	3	67,2	65,3

Таблица 6

Устройства	Показатель			
	$M_{vi}^*(\tau_{ав})$	n_{vi}	$\delta M_{vi}^*(\tau_{ав})$	$\delta_{0,05} M_{vi}^*(\tau_{ав})$
Паротурбинная установка	73,9	19	26,1	25,9
Котельная установка	51,8	14	11,6	30,2
Система собственных нужд	—	—	—	—
Турбогенератор	6,4	3	89	65,3
Блочный трансформатор	25,4	2	56,5	79

то классификацию по РП с $M_{vi}^*(\tau_{ав})$, превышающим $M_{\Sigma}^*(\tau_{ав})$, можно считать завершённой;

3) классификация выборки, соответствующей значимой РП, не проводится, так как число реализаций для каждого из трех энергоблоков $n_v = 1$.

Расчеты четвертого этапа вычислений свидетельствуют о полном отсутствии значимых РП, однородности КСМД (для двух признаков).

Таким образом, выделены четыре группы данных. Первая — наиболее представительная группа, охватывает 73% данных, имеет $M_v^*(\tau_{ав}) = 55$ ч. Вторая группа отражает $\tau_{ав}$ энергоблоков при отказах в системе собственных нужд, ее $M_v^*(\tau_{ав}) = 163$ ч. Третья группа характеризует $\tau_{ав}$ четвертого энергоблока, ее $M_v^*(\tau_{ав}) = 140$ ч. Четвертая группа выделяет $\tau_{ав}$ из-за наблюдаемых в рассматриваемый период отказов турбогенераторов, ее $M_v^*(\tau_{ав}) = 64$ ч. Столь малая продолжительность простоя не вызывает удивления, если учесть, что это устройство включает не только собственно турбогенератор, но и его систему охлаждения, систему возбуждения, системы релейной защиты, автоматики и управления, длительность восстановления отказа которых существенно различны.

Средняя продолжительность простоя в аварийном ремонте отдельных групп позволяет перейти от с.ф.р. реализаций длительности аварийного простоя $F^*(\tau_{ав})$ к укрупненной с.ф.р. длительности аварийных состояний $T_{ав}$ энергоблоков $F^*(\tau_{авi})$.

Заключение. Существенным преимуществом разработанных методов является возможность повысить объективность решения многих эксплуатационных задач по располагаемым статистическим данным. Результаты исследований позволяют перейти от традиционного анализа статистических данных эксплуатации оборудования и устройств электроэнергетиче-

ских систем как представительной выборки из генеральной совокупности к методам анализа, учитывающим многомерный характер этих данных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З. Автоматизированное формирование рекомендаций для повышения надежности и экономичности энергоблоков ТЭС. — Энергетик, 2015, № 2, с. 15—17.

2. Мурадалиев А.З. Моделирование показателей совместных состояний энергоблоков. — Проблемы энергетики, 2007, № 4, с. 30—36.

3. Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З. Сравнение показателей усредненной и индивидуальной надежности оборудования электроэнергетических систем. — Электричество, 2015, № 12, с. 31—37.

4. Farhadzadeh E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Y.Z. Comparison methods of modeling continuous random variables on empirical distributions. — «Reliability: Theory&applications», 2013, June, vol. 8 No.2(29), pp. 49—54.

[24.12.2015]

Авторы: Фархадзаде Эльмар Мехтиевич окончил энергетический факультет Азербайджанского института нефти и химии (АЗИНЕФТЕХИМ) в 1961 г. В 1982 г. защитил докторскую диссертацию «Точность и достоверность характеристик надежности электроустановок» в Новосибирском электротехническом институте. Руководитель лаборатории АЗНИПИИ Энергетики (Баку).

Мурадалиев Айдын Зураб оглу окончил энергетический факультет АЗИНЕФТЕХИМ в 1982 г. В 2013 г. защитил докторскую диссертацию «Разработка методов и алгоритмов расчета показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств ЭЭС». Начальник отдела АЗНИПИИ Энергетики.

Фарзалиев Юсиф Зейни оглу окончил Азербайджанский государственный университет в 1985 г. В 2008 г. защитил кандидатскую диссертацию «Повышение точности и достоверности расчета показателей надежности энергоблоков ТЭС». Ведущий специалист АЗНИПИИ Энергетики.

Абдуллаева Самира Афган кызы окончила энергетический факультет АЗИНЕФТЕХИМ в 1990 г. Ведущий инженер АЗНИПИИ Энергетики.

Elektrichestvo (Electricity), 2016, No. 8, pp. 18—28.

Shifting from Using a Qualitative to a Quantitative Approach in Elaborating Solutions on Achieving Better Reliability of Electric Power System Facilities

FARHADZADEH Elmar Mekhtiyevich (Azerbaijan Scientific Research and Design Institute of Energy (AzSRDIE), Baku, Azerbaijan) — Head of Laboratory, Dr. Sci. (Eng.)

MURADALIYEV Aydin Zurab oglu (AzSRDIE, Baku, Azerbaijan) — Department Head, Dr. Sci. (Eng.)

FARZALIYEV Yusif Zeini oglu (AzSRDIE, Baku, Azerbaijan) — Leading Scientific Researcher, Cand. Sci. (Eng.)

ABDULLAYEVA Samira Afgan kyzy (AzSRDIE, Baku, Azerbaijan) — Leading Engineer

An approach to settling matters encountered in arranging maintenance and repairs of electric power system equipment and devices is presented. The list of such matters includes evaluating the significance of a variety of performance reliability and efficiency indicators, evaluating the indicators characterizing the reliability of individual items, and evaluating the indicators characterizing the reliability of homogeneous groups (clusters). Methods, algorithms, and computer programs for calculating these estimates are developed. Statistical data from field operation serve as initial information. These data are presented not as a sample but as a finite totality of multidimensional data. It is advisable to classify these data according to specified varieties of indicators provided that the mismatch between the statistical distribution functions constructed for the entire totality of initial data $F_{\Sigma}^*(X)$ and for the sample $F_{\nu}^*(X)$ is not random in nature. The reliability indicator's critical value for the specified significance level (an error of the first kind) rather than exceeding of the reliability indicator's estimate calculated from the experimental sampling data $\Pi_{\text{exp}}^*(X)$ is adopted as the evaluation criterion. It is shown that Π_{Σ}^* decreasing the number of sign varieties is of key importance for reducing the computation time; Π_{ν}^* that it is necessary to analyze not only the nature of mismatch between the averaged reliability indicator Π_{Σ}^* and Π_{ν}^* , but also the Π_{ν}^* of different combinations of sign varieties; and that it would be incorrect to suppose that the estimates of individual reliability indicators are considered according to the statistical field operation data for particular equipment. These data are either insufficient or are lacking at all. Individual features are specified by significant varieties of signs; this is why there are more than a single unit of equipment and devices having equal indicators of individual reliability. These groups form clusters; the reliability indicators of clusters differ from the individual reliability indicators of equipment units and devices forming the cluster. The difference is stemming from the fact that the individual reliability indicators are calculated from the specified varieties of signs. In calculating the reliability indicators of clusters, only those varieties of signs are taken into account for which the indicators Π_{exp}^* differ nonrandomly not only from Π_{Σ}^* , but also from all other Π_{ν}^* .

Key words: power systems, equipment, device, reliability enhancement

REFERENCES

1. Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Yu.Z., Muradaliyev A.Z. *Energetic – in Russ. (Power Engineering Specialist)*, 2015, No. 2, pp. 15–17.
2. Muradaliyev A.Z. *Problemy energetiki – in Russ. (Power Engineering Problems)*, 2007, No. 4, pp. 30–36.
3. Farhadzadeh E.M., Farzaliyev Yu.Z., Muradaliyev A.Z. *Elektrichestvo – in Russ. (Electricity)*, 2015, No. 12, pp. 31–37.
4. Farhadzadeh E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Y.Z. Comparison methods of modeling continuous random variables on empirical distributions. — «Reliability: Theory&applications», 2013, June, vol. 8, No. 2(29), pp. 49–54.