

Обеспечение достоверности методической поддержки управления объектов электроэнергетических систем

ФАРХАДЗАДЕ Э.М., МУРАДАЛИЕВ А.З., РАФИЕВА Т.К., РУСТАМОВА А.А.

Одной из основных проблем развития интеллектуальных систем управления техническим обслуживанием и ремонтом оборудования и устройств электроэнергетических систем является повышение достоверности методических рекомендаций. Риск ошибочного решения существует, прежде всего, из-за наличия среди статистических данных эксплуатации грубых ошибок, аномальных значений. Если к тому еще добавить отличие неслучайных выборок статистических данных эксплуатации от теоретических представительных выборок случайных величин из генеральной совокупности данных, учесть многомерный характер статистических данных эксплуатации и отсутствие методов анализа малочисленных выборок многомерных данных, трудность решения этой проблемы становится очевидной. Разработан метод, который на основе фидуциального подхода и теории проверки статистических гипотез позволяет выявить аномальные реализации. А применение экспресс-методов расчета критических значений фидуциального интервала для выбранного уровня значимости позволяет решать эту задачу без специальных таблиц и ЭВМ.

К л ю ч е в ы е с л о в а: электрическая система, управление, статистические данные, техническое обслуживание, методические рекомендации

Развитие компьютерных технологий, переход от информационных к интеллектуальным системам, объективная количественная оценка индивидуальной надежности, экономичности и безопасности объектов электроэнергетических систем (ЭЭС) неразрывно связаны с требованием обеспечения безопасности и безошибочности исходных данных [1]. Проблема безопасности данных в целом может быть решена резервированием объектов базы данных с закрытым доступом [2]. Наличие аномальных данных, т.е. нарушение безошибочности, обусловлено преимущественно человеческим фактором и в частности, ошибками операторов. Процесс распознавания аномальных данных многогранен и зависит, в первую очередь, от типа оборудования и устройств, а потому требует разработки специализированных методов статистического анализа. Общим при этом является многомерность и малочисленность статистических данных эксплуатации. В статье приводится анализ традиционного подхода, отмечается недопустимость пренебрежения условиями применения существующих критериев, предлагается новый метод, основанный на фидуциальном подходе, теории проверки статистических гипотез, экспресс-методах расчета критических значений анализируемых показателей.

Фидуциальные распределения были предложены Р.А. Фишером в 1935 г. и определяют «до какой степени мы можем доверять (англ. – fiducial) любому заданному значению неизвестного показателя (параметра) этого распределения», а по сути – распределение возможных реализаций параметров

распределения случайной выборки из генеральной совокупности. По мнению Фишера:

1) следует доверять лишь решениям, которые основаны на эмпирических данных, точнее – распределению наблюдаемой выборки;

2) приемлемым способом построения фидуциальных интервалов является вычисление распределения вероятностей возможных значений показателя;

3) доверительный и фидуциальный интервалы действительно одинаковы, но только тогда оценивается единичный показатель; если же оценивается комплексный показатель по двум и большему числу показателей, то результаты могут различаться.

Хорошо известны трудности аналитического представления распределений показателей для малочисленных выборок из конечной совокупности многомерных данных (КСМД) и для комплексных показателей широкого применения. Но еще в 1942 г. А.Н. Колмогоров отмечал, что при малом объеме выборки наилучшие интервальные оценки дают именно фидуциальные вероятности. Новые неограниченные возможности расчета статистических функций фидуциальных распределений возникли при появлении компьютерной техники и развитии компьютерных технологий.

Методы распознавания аномальных данных в малочисленных выборках. В [3–5] в результате анализа для числа реализаций выборки $n_B \leq 10$ выделены как наиболее эффективные три метода: Н.В. Смирнова, Шовене и Диксона. Прежде всего отметим, что эти три метода предполагают, что рассматриваемые малочисленные выборки отно-

сятся к представительным выборкам из совокупности нормально распределенных случайных величин. Известно, что характерные для ЭЭС малочисленные выборки статистических данных о надежности получены из совокупности многомерных данных путем классификации этой совокупности по некоторым разновидностям признака, например, по классу напряжения. И, как часто делается, «закроем глаза» на степень их соответствия нормальному закону. А три критерия выбраны потому, что еще в прошлом веке было рекомендовано при проверке гипотез применять не менее двух критериев [6].

Установлено [7], что каждый из критериев обычно отражает значимость конкретного статистического свойства выборки. Приведем известный пример: выборки могут различаться случайно по среднему арифметическому значению реализаций и принципиально различаться по разбросу и наоборот.

Рассмотрим выборку среднемесячных значений расхода электроэнергии W на собственные нужды котельных установок энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе (в %) с числом реализаций $n=5$: {30,4; 2,38; 2,14; 2,44; 2,48}. Оценим с уровнем значимости $\alpha=0,1$ наличие аномальных реализаций. Для этого:

ранжируются реализации $W_{\text{сн}}$ в порядке возрастания; выборка приобретает вид {2,14; 2,32; 2,44; 2,48; 3,04};

определяется среднее арифметическое значение реализаций $M^*(W_{\text{сн}})=2,5\%$;

определяется среднее квадратическое значение реализаций выборки $\sigma^*(W_{\text{сн}})=0,318\%$.

Критерий Н.В. Смирнова предусматривает:

расчет наибольшего отклонения $\Delta^*(W_{\text{сн}})=0,54\%$;

то же статистики:

$$\rho^*(W_{\text{сн}})=\Delta^*(W_{\text{сн}})/\sigma^*(W_{\text{сн}})=1,7 \text{ отн. ед.};$$

определение критического значения $\rho_{0,1}=1,79$.

Поскольку $\rho^*(W_{\text{сн}})<\rho_{0,1}$, то с уровнем значимости, даже равным $\alpha=0,1$, предположение о наличии аномальных реализаций отвергается.

Критерий Шовене также предполагает расчет статистики $\rho^*(W_{\text{сн}})$. Далее:

по табличным значениям интегральной функции стандартного нормального распределения определяется значение функции $F[\rho^*(W_{\text{сн}})]=0,955$;

вычисляется статистика Шовене $\text{Sh}^*(W_{\text{сн}})=2n\{1-F[\rho^*(W_{\text{сн}})]\}=0,45$;

определяется критическое значение статистики Sh_k , для $\alpha=0,1$ и $n=5$ значение $\text{Sh}_k=0,40$.

Поскольку $\text{Sh}^*(W_{\text{сн}})>\text{Sh}_k$, то предполагается наличие аномальной реализации $W_{\text{сн}5}=3,04\%$.

Критерий Диксона предусматривает: расчет статистики

$$r(W_{\text{сн}})=\max\{r_1(W_{\text{сн}});r_2(W_{\text{сн}})\},$$

$$\text{где } r_1(W_{\text{сн}})=\frac{W_{\text{сн}2}-W_{\text{сн}1}}{W_{\text{сн}5}-W_{\text{сн}1}}=\frac{2,32-2,14}{3,04-2,14}=0,2;$$

$$r_2(W_{\text{сн}})=\frac{W_{\text{сн}5}-W_{\text{сн}4}}{W_{\text{сн}5}-W_{\text{сн}1}}=\frac{3,04-2,48}{3,04-2,14}=0,62;$$

определение критического значения r_k : для $\alpha=0,1$ и $n=5$ $r_k=0,40$;

сравнение $r(W_{\text{сн}})$ и r_k : поскольку $r(W_{\text{сн}})$ больше r_k , то предполагается наличие аномального наблюдения $W_{\text{сн}5}$.

Таким образом, из трех критериев два подтверждают наличие аномального наблюдения.

Рекомендуемый метод основан на критерии распознавания значимости различия показателей надежности, вычисленных по совокупности многомерных данных и неслучайной выборки из этой совокупности [5]. Например, имеется некоторая совокупность данных о надежности выключателей 110–500 кВ, по которой можно оценить среднюю длительность простоя в аварийном ремонте (как «среднюю температуру по больнице»). Предположим, что интересуют выключатели 110 кВ. Во-первых, эта выборка не случайна, а во-вторых, по-прежнему, включает многомерные данные (как «средняя температура больных» в хирургическом отделении). Этими комментариями, прежде всего, хотим обратить внимание на тот факт, что как к совокупности данных, так и к выборке нельзя применять методы распознавания ошибок, предусмотренные для одномерных данных представительных выборок. Укрупненная блок-схема алгоритма контроля безошибочности выборки представлена на рис. 1.

А л г о р и т м (последовательность вычислений):

Блок 1. Исходными данными служит выборка случайных величин (параметров) объемом n . Такими данными могут быть время нахождения в аварийном ремонте, среднемесячное относительное значение расхода электроэнергии на собственные нужды котельной установки энергоблока, значение пятой гармоники на шинах подстанции и др. Необходимо оценить безошибочность этих данных.

Блок 2. Прежде всего необходимо расположить эти данные в порядке возрастания (ранжировать).

Блок 3. Вычисляется среднее арифметическое значение реализаций; обозначим его $M^*\Pi$.

Блок 4. Определяются граничные значения фидуциального интервала $[M(\Pi);M(\Pi)]$. Эти значе-

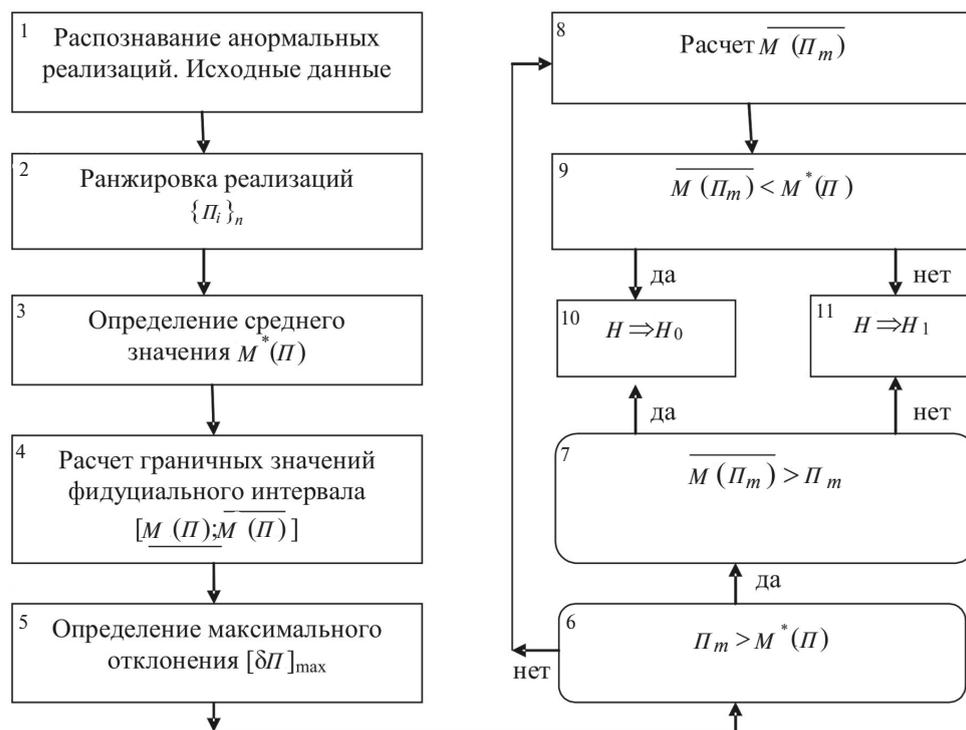


Рис. 1. Укрупненная блок-схема алгоритма распознавания аномальных реализаций

ния можно вычислить методом имитационного моделирования на ЭВМ для любого уровня значимости [7]. Но гораздо проще для ряда показателей, вычисляемых как среднее арифметическое случайных величин или вероятность возникновения события, или относительная длительность состояния, граничные значения фидуциального интервала определять экспресс-методом по формуле, аппроксимирующей взаимосвязь критических значений, уровня значимости и числа реализаций [8]. Например, для $M^*(\Pi)$ верхнее граничное значение фидуциального интервала определяется как $\overline{M(\Pi)} = M^*(\Pi)(1 + A/\sqrt{n})$, а нижнее граничное значение $\underline{M(\Pi)} = M^*(\Pi)(1 - A/\sqrt{n})$. Если $n=5$, то для $\alpha=0,1; 0,05$ и $0,01$ относительное отклонение A/\sqrt{n} будет соответственно равно 42,4; 50,4 и 63,5 %.

Блок 5. Рассчитывается максимальное относительное отклонение 1-й и n -й реализаций случайных величин выборки от среднего значения по формуле $[\delta\Pi]_{\max} = \max\{\delta\Pi_1; \delta(\Pi_2)\}$, где $\delta\Pi_1 = |[\Pi_1 - M^*(\Pi)]|$; $\delta\Pi_n = |[\Pi_n - M^*(\Pi)]|$.

Блок 6. Проверяется соотношение реализации Π_m и $M^*(\Pi)$. Здесь Π_m – реализация, по которой определялось значение $[\delta\Pi]_{\max}$. Если $\Pi_m > M^*(\Pi)$, то в блоке 7 проводится проверка принадлежности реализации Π_m множеству возможных значений $\{M(\Pi)\}$, случайно отличающихся от $M^*(\Pi)$ и находящихся в интервале $[M^*(\Pi); \overline{M(\Pi)}]$. Если Π_m принадлежит этому множеству, то наше предположе-

ние (H) о его аномальности (H_1) ошибочно и $H \Rightarrow H_0$ (см. блок 10). В противном случае Π_m можно считать аномальным, а предположение H_0 ошибочным (см. блок 11) с риском ошибочного решения α . Если же $\Pi_m < M^*(\Pi)$, то управление передается блоку 8, где рассчитывается значение $\overline{M(\Pi_m)}$.

Блок 9. Проверяется принадлежность $M^*(\Pi)$ множеству возможных реализаций $\{M(\Pi_m)\}$, случайно отличающихся от Π_m и находящихся в интервале $[(\Pi_m); \overline{M(\Pi_m)}]$. Поэтому, если $M^*(\Pi)$ не входит в этот интервал, то $H \Rightarrow H_1$. В противном случае $H \Rightarrow H_0$, т.е. предположение об аномальном характере Π_m можно считать ошибочным. В соответствии с блок-схемой алгоритма критерий проверки предположения $H \Rightarrow H_1$ имеет вид:

$$\left. \begin{array}{l} \text{если } \Pi_m > M^*(\Pi), \text{ а } \overline{M(\Pi)} < \Pi_m, \text{ то } H \Rightarrow H_1; \\ \text{если } \Pi_m < M(\Pi) \text{ и } \overline{M(\Pi)} < M^*(\Pi), \text{ то } H \Rightarrow H_1; \\ \text{иначе } H \Rightarrow H_0. \end{array} \right\} (1)$$

Но, естественно, у специалиста возникает вопрос: почему различаются условия контроля при $\Pi_m > M^*(\Pi)$ и $\Pi_m < M^*(\Pi)$? Ответ на этот вопрос дан в графической форме на рис. 2. В качестве примера используется та же выборка реализаций расхода электроэнергии на собственные нужды котельной установки $W_{\text{сн}}$ объемом $n=5$ вида $\{2,14; 2,38; 2,44; 2,48; 3,04\}$. На рис. 2,а приводится иллюстрация решения вопроса о безошибочности

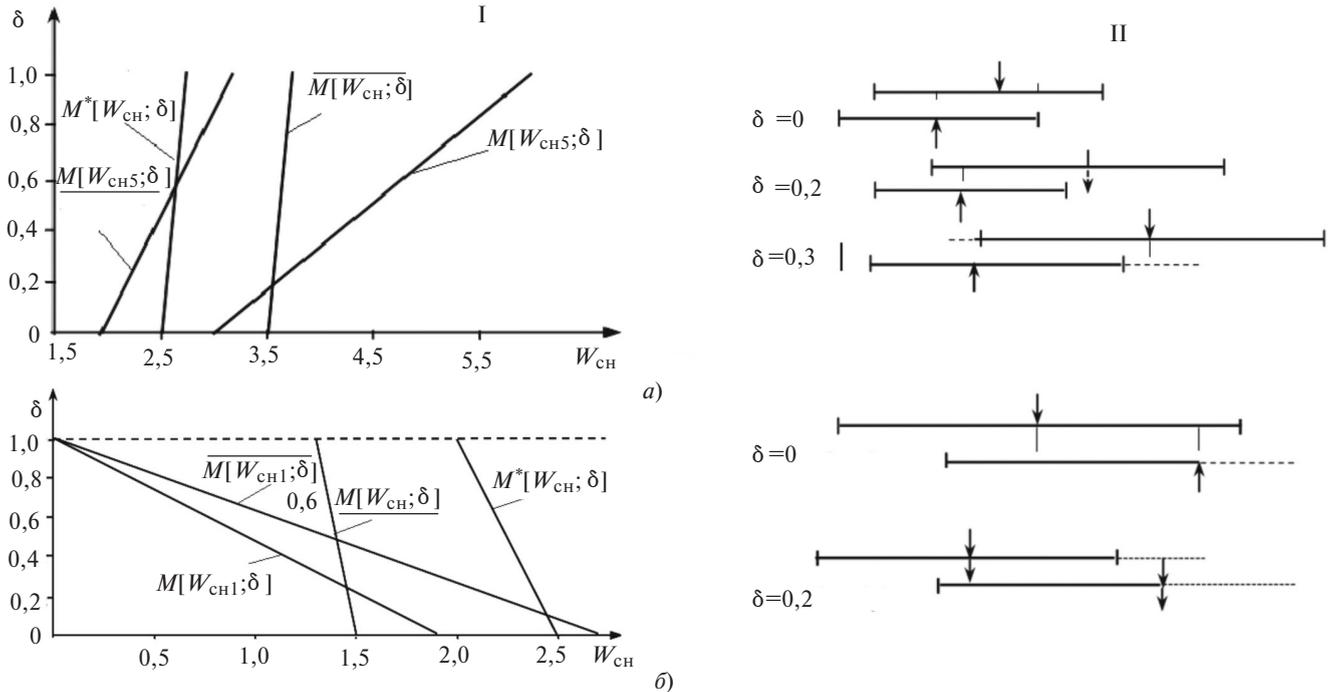


Рис. 2. Иллюстрация соотношений фидуциальных интервалов: а – при $M^*(W_{\text{CH}}; \delta) < W_{\text{CH5}}(\delta)$; б – при $M^*(W_{\text{CH}}; \delta) > W_{\text{CH1}}(\delta)$; I – зависимость граничных значений фидуциальных интервалов от δ ; II – соотношения граничных значений фидуциальных интервалов

значения W_{CH} энергоблока с $W_{\text{CH}} = 3,04\%$ и с искусственным увеличением W_{CH} на значение δ , которое изменяется в интервале $[0,1]$.

Прежде всего рис. 2 наглядно свидетельствует о том, что даже при $\alpha=0,1$ $W_{\text{CH}} = 3,04\%$ не относится к грубым ошибкам. Ошибочные решения при использовании критериев Шовене и Диксона естественны, так как мы «закрыли глаза» и нарушили условия их применения. Поэтому важно не только применять в расчетах не менее двух критериев, но и никогда не нарушать условия применения выбранных критериев.

Для рис. 2 среднее значение реализаций для заданного δ вычислялось по формуле:

$$M^*(W_{\text{CH}}; \delta) = M^*(W_{\text{CH}})[1 + \delta/n] \quad (2)$$

при $\delta=0$ $M^*(W_{\text{CH}}) = 2,5\%$.

Поскольку наибольшее отклонение W_{CH} с $i=1,5$ от значения $M^*(W_{\text{CH}})$ имело место для $W_{\text{CH}} = 3,04\%$, т.е. $M^*(W_{\text{CH}}) < W_{\text{CH5}}$ (что и требовалось установить), то зависимость этой величины от δ по аналогии с $M^*(W_{\text{CH}}; \delta)$ линейна и рассчитывается по формуле:

$$W_{\text{CH5}}(\delta) = W_{\text{CH5}}(1 + \delta). \quad (3)$$

Верхние граничные значения фидуциального интервала для $M^*(W_{\text{CH}})$ при $\delta=0$ и $\alpha=0,1$:

$$\overline{M^*(W_{\text{CH}})} = (1 + \delta_k) M^*(W_{\text{CH}}),$$

а при $\delta > 0$

$$M^*(W_{\text{CH}}; \delta)_k = (1 + \delta_k) M^*(W_{\text{CH}}; \delta). \quad (4)$$

Нижнее граничное значение фидуциального интервала для $M^*(W_{\text{CH}}; \delta) = W_{\text{CH5}}(\delta)$:

$$\underline{M^*(W_{\text{CH5}}; \delta)} = (1 - \delta_k) M^*(W_{\text{CH5}}; \delta). \quad (5)$$

Анализ соотношения фидуциальных интервалов возможных реализаций $M^*(W_{\text{CH}}; \delta)$ и $M^*(W_{\text{CH5}}; \delta)$ показывает, что при выполнении условий $W_{\text{CH5}} > M^*(W_{\text{CH}})$ (см. блок б) и $M^*(W_{\text{CH}}; \delta) > W_{\text{CH}}(\delta)$ (см. блок 7) обязательно выполняется и условие $M^*(W_{\text{CH5}}; \delta) < M^*(W_{\text{CH}}; \delta)$, но не наоборот. Это отчетливо представлено на рис. 2,б. Здесь верхний фидуциальный интервал: $\{M[W_{\text{CH5}}; \delta]; \overline{M[W_{\text{CH5}}; \delta]}\}$, а нижний – $\{\underline{M[W_{\text{CH}}; \delta]}; \overline{M[W_{\text{CH}}; \delta]}\}$. Для $\delta=0,25$ условие $\underline{M(W_{\text{CH}}; \delta)} > W_{\text{CH5}}(\delta)$ не выполняется, а условие $M^*(W_{\text{CH5}}; \delta) < M^*(W_{\text{CH}}; \delta)$ выполняется.

Следовательно, и проверять это условие нет никакой необходимости. Рассмотрим случай, когда $\Pi_m < M^*(\Pi)$. Расчеты проведем для выборки $\{3,04; 2,42; 1,90; 2,64; 2,47\}$. Здесь также $M^*(W_{\text{CH}}) = 2,5$, а аномальной предполагается величина $W_{\text{CH1}} = 1,9\%$. Формулы для расчета граничных значений фидуциального интервала в функции от δ несколько преобразуются и имеют вид:

$$M^*[W_{\text{CH5}}] = M^*(W_{\text{CH}})(1 - \delta/n);$$

$$W_{\text{CH1}}(\delta) = W_{\text{CH1}}(1 - \delta);$$

$$M[W_{\text{CH}}; \delta] = M^*[W_{\text{CH}}, \delta](1 - \delta_k);$$

$$\overline{M[W_{\text{CH}}; \delta]} = M^*[W_{\text{CH1}}, \delta](1 + \delta_k).$$

В соответствии с данными рис. 2, если $M^*(W_{\text{CH}}; \delta)$ меньше, чем верхнее граничное значение фидуциального интервала $\overline{M(W_{\text{CH1}}; \delta)}$, что соответствует предположению $H \Rightarrow H_0$, то соответствие этому предположению наблюдается и для соотношения $M^*[W_{\text{CH}}; \delta]$ и $W_{\text{CH1}}(\delta)$. Поэтому проверять его нет необходимости. На рис. 2,б II при $\delta=0$ выполняются оба условия, а уже при $\delta=0,2$ условие $M^*[W_{\text{CH}}; \delta] < M[W_{\text{CH}}; \delta]$ не выполняется, а условие $W_{\text{CH}}(\delta) > \overline{M^*[W_{\text{CH}}; \delta]}$ выполняется, что подтверждает достаточность контроля первого условия.

Алгоритм перехода к безошибочной выборке прост:

если наличие аномального наблюдения установлено, то оно заменяется в выборке средней арифметической оценкой $M^*(P)$;

учитывая вероятность наличия более чем одной аномальной реализации, в выборке проводится также контрольная проверка $(n-1)$ реализаций; расчет завершается при выполнении условия критерия 1, при котором $H \Rightarrow H_0$.

Автоматизированная система настолько упрощает решение вопроса о наличии аномальных наблюдений в малочисленной выборке многомерных данных, что позволяет надеяться на освоение еще одной ступени проблемы безошибочности методических рекомендаций.

Заключение. Актуальность проблемы обеспечения безошибочности базы данных интеллектуальных систем и их методических рекомендаций со временем возрастает. Разработанный метод контроля наличия в малочисленных выборках многомерных данных аномальных реализаций основан на фидуциальном подходе и теории проверки статистических гипотез.

В основе метода находится рекомендуемый критерий проверки однородности выборки. Применение экспресс-методов расчета критических значений фидуциального интервала позволяет перевести решение задачи об отсутствии аномальных наблюдений в группу задач, успешно решаемых на калькуляторах.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Воропай Н.И., Стычинский З.А. Интеллектуальная энергосистема для энергетически эффективной электроэнергетики будущего. – Вестник ИрГТУ, № 12(59), с. 216–219.
2. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З., Исмаилова С.М. Система управления безопасностью и безошибочностью базы данных. – Энергетик, 2008, № 3, с. 33–35.
3. Попухайло В.С. Исследование критериев грубых ошибок применительно к выборкам малого объема. – Радио, электро и компьютерные системы, 2013, № 3(20), с. 39–44.
4. Третьяк Л.Н. Обработка результатов наблюдений. Учебное пос. Оренбург, ГОУ, 2004, 141 с.
5. Руди Д.Ю., Попова М.В., Петров С.И. Грубые погрешности и критерии их исключения. Эффективное и качественное снабжение и использование электроэнергии. Сб. докладов 5-й Международ. научно-практ. конф. в рамках специализированного форума «Ехро Build Russia». Екатеринбург: Изд-во УМЦ УПИ, 2016, с. 179–181.
6. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. М., Наука, 1965, 524 с.
7. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З. Точность показателей индивидуальной надежности энергоблоков и выбор критериев. – Известия НАН Азербайджана. Серия физико-технических и математических наук, 2006, том XXVI, № 3, с. 44–48.
8. Farhadzadeh E.M., Muradaliyev A.Z., Abdullayeva S.A. Criteria the estimation expediency of classification information on reliability of the equipment and devices EPS. Journal: «Reliability: Theory&Applications» (USA), 2016, June, vol.10, No 2(41), p. 42–47.

[15.07.2019]

А в т о р ы: Фархадзаде Эльмар Мехтиевич – доктор техн. наук, профессор, главный научный сотрудник Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского института энергетике (АзНИПИИЭ).

Мурадалиев Айдын Зураб оглу – доктор техн. наук, руководитель отдела АзНИПИИЭ.

Рафиева Тамара Каировна – кандидат техн. наук, старший научный сотрудник АзНИПИИЭ.

Рустамова Айсель АлиПанач кызы – ведущий инженер АзНИПИИЭ.

Ensuring the Validity of Methodical Support for Managing Electric Power System Components

FARKHADZADE El'mar M. (Azerbaijan Scientific Research and Design Prospecting Institute of Energetic (ASRDPIE), Baku, Azerbaijan) – Senior scientific researcher, Dr. Sci. (Eng.)

MURADALIYEV Audin Z. (ASRDPIE, Baku, Azerbaijan) – Head of the Department, Dr. Sci. (Eng.)

RAFIYEVA Tamara K. (ASRDPIE, Baku, Azerbaijan) – Senior scientific researcher, Cand. Sci. (Eng.)

RUSTAMOVA Aisel' AliPanach kyzy (ASRDPIE, Baku, Azerbaijan) – Leading Engineer

Enhancing the validity of methodical recommendations is one of the main problems that have to be solved in developing intelligent systems for managing maintenance and repair of electric power system equipment and devices. A risk of making an erroneous decision exists mainly due to availability of gross errors and abnormal values in statistical data on operation. The difficulty of solving this problem becomes still more obvious if this risk is taken together with the fact that non-random samples of statistical data on operation differ from the theoretical representative samples of random quantities from the general totality of data, the need to consider a multidimensional nature of statistical data on operation, and lack of methods for analyzing scanty samples of multidimensional data. A method that allows abnormal realizations to be revealed based on the fiducial approach and statistical hypothesis testing theory is developed. By applying express methods for calculating the fiducial interval critical values for the selected significance level, this problem can be solved without using special tables and a computer.

Key words: electric system, management, statistical data, maintenance, methodical recommendations

REFERENCES

1. **Voropai N.I., Stychinsky Z.A.** *Vestnik Irkutskogo Gosudarstvennogo Technicheskogo Universiteta – in Russ. (Bulletin of the Irkutsk State Technical University)*, No. 12(59), pp. 216–219.
2. **Farkhadzade E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Yu.Z., Ismailova S.M.** *Energetik – in Russ. (Power Engineering Specialist)*, 2008, No. 3, pp. 33–35.
3. **Popukailo V.S.** *Radio, elektro i kompyuternyye sistemy – in Russ. (Radio, electro and computer systems)*, 2013, No. 3(20), pp. 39–44.
4. **Tret'yak L.N.** *Obrabotka resul'tatov nabludenii: uchebnoye pos. (Treatment of results of supervisions: educational supplies)*. Orenburg, GOU, 2004, 141 p.
5. **Rudi D.Yu., Popova M.V., Petrov S.I.** *Sbornik dokladov 5-i Mezhdunarod. konf.... (Proc. of 5th Intern. konf. ...)*. Yekaterinburg, Publ. UMTs UPI, 2016, pp. 179–181.

6. **Gnedenko B.V., Belyayev Yu.K., Solov'yev A.D.** *Matematicheskiye metody v teorii nadezhnosti (Mathematical methods are in the theory of reliability)*. Moscow, Nauka, 1965, 524 p.

7. **Farkhadzade E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Yu.Z.** *Izvestiya Natsional'noi Akademii nauk Azerbajijana. Seriya fiziko-tekh. i mat. nauk – in Russ. (News of National Academy of sciences of Azerbaijan. Series of physical-technical and mathematical sciences)*, 2006, vol. XXVI, No. 3, pp. 44–48.

8. **Farhadzadeh E.M., Muradaliyev A.Z., Abdullayeva S.A.** *Criteria the estimation expediency of classification information on reliability of the equipment and devices EPS. Journal: «Reliability: Theory&Applications» (USA)*, 2016, June, vol.10, No 2(41), p. 42–47.

[15.07.2019]