

<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2020-13-3-218-224>

УДК 621.019

Классификация интегральных показателей оперативной эффективности работы объектов ЭЭС

Фархадзаде Э. М.*, Мурадалиев А. З., Абдуллаева С. А., Ашурова У. К.

Азербайджанский Научно-Исследовательский и Проектно-Изыскательский Институт Энергетики
пр. Г. Зардаби 94, г. Баку, Азербайджанская Республика

Поступила / Received 03.08.2020

Принята к печати / Accepted for publication 15.09.2020

Пагубность ориентации бизнеса лишь на экономическую эффективность со временем становится все более безусловной. Более того, количественная оценка интегральных показателей бизнеса, включающих комплексные показатели экономичности, экологичности и безопасности, становится гарантом от возможного банкротства [1]. В электроэнергетике вышеизложенное нашло отражение в трансформации понятия *оперативной эффективности работы* (ОЭР). ОЭР — это не только ставшая привычной оперативная экономическая эффективность, но и оперативные надежность работы и безопасность обслуживания. Такая трансформация не случайна. В электроэнергетических системах (ЭЭС) срок службы около 60% основного оборудования, устройств и установок превышает нормативное значение. Условимся называть такое оборудование «стартехами» (СТ). Повреждение этих СТ является основной причиной недопустимых системных аварий. В течение нормативного срока службы объектов ЭЭС предусмотрена количественная оценка лишь оперативной экономической эффективности. Оперативная (например, среднемесячная) надежность и безопасность не рассчитываются, так как гарантируются изготовителем. Однако, при завершении гарантийного срока комплексные показатели оперативной надежности работы и безопасности обслуживания, по-прежнему, не рассчитываются в связи с отсутствием соответствующей методической базы их оценки. Более того необходимо уметь рассчитать интегральные показатели ОЭР, отражающие фактические значения оперативных экономичности, надежности и безопасности, и тем самым существенно снизить риск ошибочных решений при выборе форм организации эксплуатации, технического обслуживания и ремонта. В основе принимаемых решений находится сравнение этих интегральных показателей. Случайный характер изменения технико-экономических показателей (ТЭП) обуславливает случайный характер изменения интегральных показателей ОЭР. Рассмотрим новые методы и алгоритмы оценки целесообразности классификации интегральных показателей ОЭР СТ.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: Энергосистема, СТ, оперативность, эффективность, надежность, опасность, сравнение, риск, решение, многомерность, показатели

Адрес для переписки:

Фархадзаде Э. М.
Азербайджанский Научно-Исследовательский и Проектно-Изыскательский Институт Энергетики
пр. Г. Зардаби 94, г. Баку, Азербайджанская Республика
e-mail: elmeht@rambler.ru

Address for correspondence:

Farhadzadeh E. M.
Azerbaijan Scientific-Research and Design-Prospecting Institute of Energetic
AZ1012, Ave. H. Zardabi-94, Baku, Azerbaijan,
e-mail: elmeht@rambler.ru

Для цитирования:

Фархадзаде Э. М., Мурадалиев А. З., Абдуллаева С. А., Ашурова У. К. Классификация интегральных показателей оперативной эффективности работы объектов ЭЭС Надежность и безопасность энергетики. 2020. – Т. 13, №3. – С. 218 – 224.
<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2020-13-3-218-224>

For citation:

Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Abdullayeva S. A., Ashurova U. K. [Classification of integral indicators of EPS operational efficiency]. Nadezhnost' i bezopasnost' energetiki = Safety and Reliability of Power Industry. 2020, vol. 13, no. 3 pp. 218 – 224. (in Russian).
<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2020-13-3-218-224>

Classification of integral indicators of EPS operational efficiency

Farhadzadeh E. M.*, Muradaliyev A. Z., Abdullayeva S. A., Ashurova U. K.

Azerbaijan Scientific-Research and Design-Prospecting Institute of Energetic
AZ1012, Ave. H. Zardabi-94, Baku, Azerbaijan

It becomes more and more obvious that focusing solely on economic efficiency is not a good strategy for business development. Moreover, a quantitative assessment of the integral operation indicators, including complex indicators of efficiency, environmental performance and safety, can help to protect a business against possible bankruptcy [1]. In the electric power industry, this is reflected in the modified concept of operational efficiency (OE). OE is not only the usual economic efficiency, but also operational reliability and safety. There is a good reason for such modification of the concept. In electric power systems (EPS), the actual service life of about 60% of the main equipment, devices and installations exceeds the rated value. We shall refer to such equipment as “overage facilities” (OF). The failure of such OF is the main cause of unacceptable system emergencies. During the rated service life of EPS, only a quantitative assessment of operational economic efficiency is performed. Operational reliability and safety (for example, the average monthly values) are not calculated, since they are guaranteed by the manufacturer. However, after the warranty period is over, operators still do not evaluate complex indicators of operational reliability and safety, since there is no methodology for their assessment. Moreover, it is necessary to be able to calculate the integral OE indicators which reflect the actual values of economic efficiency, operational reliability and safety. It can significantly reduce the risk of mistakes when choosing the methods for organizing operation, maintenance and repair. Then, decisions will be made based on comparing these integral indicators. The random nature of changes in technical and economic indicators (TEI) is determined by the random nature of changes in the integral OE indicators. The article presents new methods and algorithms for determining the feasibility of classifying the integral OE indicators of OF.

KEYWORDS: Power system, OF, operational efficiency, efficiency, reliability, hazards, comparison, risk, decision, multidimensionality, indicators

1. Актуальность проблемы. Возможность количественной оценки интегрального показателя ОЭР СТ относится к числу важнейших проблем ЭЭС. Решение этой проблемы позволяет перейти от качественной характеристики технического состояния стартеров к количественной, снизить риск ошибочных решений при организации их эксплуатации, технического обслуживания и ремонта. С особой актуальностью эта проблема стоит перед мощными тепловыми электростанциями (ТЭС). Но возможность такой оценки — это лишь первый шаг, поскольку непременно возникает необходимость классификации интегральных показателей по заданному сочетанию разновидностей признаков. Например, имеется возможность оценить ОЭР ТЭС в целом, сопоставить ее с ОЭР других электростанций и решить соответствующие задачи. В то же время необходимо знать пути повышения ОЭР самой ТЭС, ее «слабые звенья», пути повышения эффективности системы технического обслуживания и ремонта, т. е. необходимо уметь оценить интегральный показатель ОЭР, вплоть до конкретных узлов многочисленных устройств и установок ТЭС.

Ну, а в чем сложность? Просто надо взять соответствующие этому узлу ТЭП и для них рассчитать интегральный показатель ОЭР (кажущаяся простота обманчива). Все правильно. Но поскольку интегральные показатели ОЭР есть случайные величины, то не исключается случайный характер наблюдаемого различия сопоставляемых оценок. Такая возможность для статистических параметров случайных величин хорошо известна и находит свое решение методами теории проверки статистических гипотез. Именно здесь и возникают основные трудности.

2. Постановка задачи. Дело в том, что существующие многочисленные параметрические методы оценки целесообразности классификации статистических данных основаны на сравнении параметров распределения этих данных и содержат ряд условий. А именно:

- предполагается известным закон распределения случайных величин;
- считается, что реализации однотипны, одномерны и многочисленны.

Но для ТЭП объектов ЭЭС ни одно из этих условий, как правило, не выполняется. Эти ТЭП, прежде всего, многомерны (иначе классификация была бы бессмысленной), независимы, а в результате классификации — малочисленны.

В [2] была решена эта задача для однотипных случайных величин на примере длительности простоя энергоблоков в аварийном ремонте. Интегральный показатель ОЭР СТ ЭЭС представляет собой результат синтеза возможных ТЭП, различающихся размерностью, масштабом, физической сущностью, способом оценивания. Достаточно отметить, что, как правило, используются среднемесячные значения возможных реализаций ТЭП.

В статье рассматриваются рекомендуемые метод и алгоритм оценки целесообразности классификации интегральных показателей ОЭР СТ ЭЭС по заданным разновидностям признаков, формализующих бенчмаркинг стартеров.

3. Методология оценки целесообразности классификации интегральных показателей. Напомним, что из ряда возможных интегральных (статисти-

ческих) показателей в [3] предложены два: среднее арифметическое значение $M^*[Π]$ и среднее квадратическое отклонение $σ^*[Π]$. Использование одного из них оказалось совершенно недостаточным для характеристики выборки рассматриваемых случайных величин. Воспользуемся этим предложением для нормированных (однотипных) реализаций ТЭП. Принято считать, что классификация статистических данных по заданной разновидности признака целесообразна, если целесообразна классификация, хотя бы по одному из рассматриваемых интегральных показателей.

Поскольку нормированные значения ТЭП характеризуют степень старения и не равны относительной величине срока службы, то из двух терминов «относительная величина срока службы» и «износ», второй термин, т. е. «износ» (Iz), оказывается более объективным. Расчет $M^*[Iz(Π)]$ и $σ^*[Iz(Π)]$ проводится по формулам:

$$M^*[Iz(Π)] = \sum_{i=1}^{m_p} Iz(Π_i) / m$$

где

$$Iz(Π_i) = \frac{Π_{i,max} - Π_i}{Π_{i,max} - Π_{i,min}} \quad \text{при } A=0$$

$$Iz(Π_i) = \frac{Π_i - Π_{i,min}}{Π_{i,max} - Π_{i,min}} \quad \text{при } A=1$$

$$σ^*[Iz(Π_i)] = \sqrt{\sum_{i=1}^{m_p} [M^*(Iz) - Π_i]^2 / (m_p - 1)}$$

где $Π_{i,max}$ и $Π_{i,min}$ — соответственно наибольшее и наименьшее значения возможных реализаций среднемесячных значений ТЭП; A — индикатор направленности; m_p — число ТЭП.

Поскольку $M^*[Π]$ и $σ^*[Iz(Π)]$ статистически независимы [3], то целесообразно первоначально сопоставлять оценки $M^*[Iz(Π)]$ и лишь при условии случайного расхождения сравнивать оценки $σ^*[Iz(Π)]$.

3.1. Сравнение оценок интегральных показателей ОЭР для двух разновидностей j-го признака СТ. Оценка значимости разновидностей признаков объектов ЭЭС, формализованных в классификаторах, всегда интересовала специалистов и осуществлялась на основе критерия Стьюдента. Разновидности признака считались значимыми, если эмпирическое (э) значение статистики Стьюдента $t_э$ превышало ее критическое значение $t_α$ с уровнем значимости $α$. Этот критерий также имеет ряд математических допущений, которыми, как правило, пренебрегают. К отмеченным допущениям относятся:

- выборки должны осуществляться из нормально распределенной совокупности случайных величин;
 - средние квадратические отклонения выборок должны быть равны;
 - выборки должны быть независимыми.
- Нельзя не отметить также особенности применения

этого критерия — учитывается лишь ошибка первого рода, что увеличивает риск ошибочного решения. Все эти ограничения при использовании критерия Стьюдента свидетельствуют о необходимости проявления осторожности к принимаемым решениям, хотя бы потому, что возможные реализации ТЭП СТ относятся к многомерным случайным величинам.

Пример 1. В таблице 1 приведен ряд ТЭП ПГУ-400 за два последовательных месяца $j1 < j2$. В $j1$ -ом месяце проведен плановый ремонт, вследствие чего техническое состояние ПГУ-400 в $j2$ -м месяце улучшилось. Фактические значения ТЭП предварительно нами были проверены на безошибочность, взаимосвязь и представлены в виде относительных величин износа $Iz(Π_i)$ с $i=1, m_p$, где m_p — число расчетных ТЭП.

В иллюстративных целях для оценки характера расхождения $M^*[Iz(j1)]$ и $M^*[Iz(j2)]$ воспользуемся первоначально критерием Стьюдента. Эмпирическое (э) значение статистики Стьюдента для независимых выборок равно:

Таблица 1. Нормированные значения ТЭП ПГУ-400 за $j1$ и $j2$ месяцы

Table 1. Normalized values of TEI SGI-400 for months $j1$ and $j2$

N	Наименование ТЭП TEI name	Усл. обозн. Symbol	Месяцы months	
			j1	j2
1	Коэф. исполъз. ном. производительности Coefficient of use of nominal energy	$Iz(K_n)$	0.826	0,050
2	Расход ЭЭ в системе СН Energy consumption in system of ON	$Iz(Э_{CH})$	0.629	0,034
3	Коэф. исполъз. установл. мощности Coefficient of use of installed capacity	$Iz(K_p)$	0.127	0,036
4	Коэф. технического исполъзования Coefficient of technical use	$Iz(K_{и})$	0.863	0,025
5	КПД (брутто) Efficiency (gross)	$Iz(η_6)$	0.214	0,092
6	Тем-ра питательной воды Feed water temperature	$Iz(T_n)$	0.228	0,087
7	Тем-ра уходящих газов Flue gas temperature	$Iz(T_{yг})$	0.073	0,057
8	Вакуум Vacuum	$Iz(K_v)$	0.099	0,090
Интегральные показатели износа Integral wear indicators				
9	Среднее арифметическое значение Average arithmetic value	$M^*[Iz(Π)]$	0,382	0,059
10	Среднее квадратическое отклонение Average quadratic deviation	$σ^*[Iz(Π)]$	0,334	0,027

$$t_3 = \frac{|M_1^*[Iz(\Pi)] - M_2^*[Iz(\Pi)]|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^*[Iz(\Pi)]}{m_{n,2}} + \frac{\sigma_2^*[Iz(\Pi)]}{m_{n,1}}}} =$$

$$= \frac{|0,382 - 0,059|}{\sqrt{\frac{0,334^2}{8} + \frac{0,027^2}{8}}} = \frac{0,323}{0,112} = 2,88$$

Критическое значение статистики Стьюдента при числе степеней свободы $m_c = (2m_n - 2) = 14$ для односторонних гипотез и уровня значимости $\alpha = 0,01$ равно $t_{\alpha} = 3,5$, а для $\alpha = 0,05$ равно $t_{\alpha} = 2,37$.

Таким образом, наблюдаемое расхождение случайно для используемой на практике ошибки первого рода $\alpha = 0,05$ и случайно с риском ошибочного решения не более чем 2%. Эти результаты не учитывают факт планового ремонта, т. е. определенную зависимость выборок. Чтобы учесть этот фактор по [4]:

- рассчитаем среднее арифметическое значение разности реализаций $Iz[\Pi(j1)]$ и $Iz[\Pi(j2)]$. Оно равно $M^*[\Delta Iz(\Pi)] = 0,324$;
- определим среднее квадратическое отклонение m_n реализации $\Delta Iz(\Pi)$. Оно равно $\sigma^*[\Delta Iz(\Pi)] = 0,351$;
- рассчитаем эмпирическое значение статистики Стьюдента:

$$t_3 = \frac{M^*[\Delta Iz(\Pi)]}{\sigma^*[\Delta Iz(\Pi)] / \sqrt{(m_n - 1)}} = \frac{0,324}{0,351 / \sqrt{7}} = 2,44$$

Т. е. учет взаимосвязи выборок изменяет уровень значимости принимаемого решения для независимых выборок, но незначительно. Заметим также, что наличие взаимосвязи выборок, хотя и приводит к снижению эмпирической оценки статистики Стьюдента t_3 , но не изменяет риск ошибочного решения (2%).

Сопоставление оценок $\sigma^*[Iz(\Pi)]$ проводится по критерию Фишера, допущения которого во многом сходны. Эмпирическое значение статистики Фишера вычисляется по формуле [4]:

$$f_3 = \frac{\sigma_1^*[Iz(\Pi)]}{\sigma_2^*[Iz(\Pi)]}$$

при условии, что $f_3 > 1$, т. е. $\sigma_1^*[Iz(\Pi)] > \sigma_2^*[Iz(\Pi)]$ и равно $f_3 = 12,4$. Критическое значение $f_{\kappa,3}$ при $\alpha = 0,01$ равно $f_3 = 7$ и $f_{\kappa,0,01} < f_3$.

В [5] был предложен критерий, основанный на имитационном моделировании, фидуциальном подходе и теории проверки статистических гипотез. Этот критерий позволил преодолеть отмеченные выше особенности многомерных однотипных случайных величин. Предлагается применить этот критерий при оценке целесообразности классификации интегральных показателей. Заметим, что этот фидуциальный критерий может быть применен лишь к интегральным показателям однотипных, но многомерных и малочисленных случайных величин, подобных $Iz(\Pi)$.

При сопоставлении двух неслучайных выборок нормированных ТЭП двух установок СТ численностью m_1 и m_2 условимся, что:

- $m_1 \geq m_2$ соответствуют интегральным показателям $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$;
- возможны два соотношения интегральных показателей $M_1^*[Iz(\Pi)] > M_2^*[Iz(\Pi)]$ и $M_1^*[Iz(\Pi)] < M_2^*[Iz(\Pi)]$;
- интегральные показатели $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$ различаются случайно, если случайно различаются $M_1^*[Iz(\Pi)]$ от $M_2^*[Iz(\Pi)]$;
- случайным считается такое распределение $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$, если одновременно:
 - * $M_2^*[Iz(\Pi)]$ входит в множество возможных реализаций $M_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]$, моделируемых по фидуциальному распределению $F_{1,\alpha}^*[Iz(\Pi)]$ с уровнем значимости α ;
 - * $M_1^*[Iz(\Pi)]$ входит в множество возможных реализаций $M_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]$, моделируемых по фидуциальному распределению $F_{2,\beta}^*[Iz(\Pi)]$ с уровнем значимости β ;
- α и β — соответственно аналоги ошибок первого и второго рода;
- H , H_0 и H_1 — соответственно предположения (H) о случайном (H_0) и неслучайном (H_1) характере расхождения интегральных показателей $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$.

Формализованный алгоритм фидуциального критерия имеет вид:

$$\left. \begin{aligned} &\text{Если } M_1^*[Iz(\Pi)] > M_2^*[Iz(\Pi)] \text{ и} \\ &\overline{M_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} > M_2^*[Iz(\Pi)] \text{ или если} \\ &\overline{M_2^*[Iz(\Pi)]} > \overline{M_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} \text{ и } M_1^*[Iz(\Pi)] > \overline{M_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]} \\ &\text{то } H \Rightarrow H_1 \text{ иначе } H \Rightarrow H_0 \\ &\text{Если } M_1^*[Iz(\Pi)] < M_2^*[Iz(\Pi)] \text{ и } \overline{M_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} < M_2^*[Iz(\Pi)] \\ &\text{или если } M_2^*[Iz(\Pi)] < \overline{M_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} \text{ и} \\ &\overline{M_1^*[Iz(\Pi)]} < \overline{M_{2,(1-\beta)}^{**}[Iz(\Pi)]} \\ &\text{то } H \Rightarrow H_1, \text{ иначе } H \Rightarrow H_0 \end{aligned} \right\} (1)$$

где $\overline{M_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]}$ и $\overline{M_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]}$ — соответственно нижние и верхние граничные значения фидуциального интервала возможных реализаций $M^{**}[Iz(\Pi)]$, моделируемых выборок нормированных реализаций ТЭП объемом m_1 ; $\overline{M_{2,(1-\beta)}^{**}[Iz(\Pi)]}$ и $\overline{M_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]}$ — то же, но объемом m_2 .

С надежностью $R \geq 0,994$ эти граничные значения могут быть вычислены по формулам [3]:

$$\overline{M_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} = M_1^*[Iz(\Pi)] \left(1 - \frac{c}{\sqrt{m_1}} \right) \quad (2)$$

$$\overline{M_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} = M_1^*[Iz(\Pi)] \left(1 + \frac{c}{\sqrt{m_1}} \right) \quad (3)$$

$$\overline{M_{2,(1-\beta)}^{**}[Iz(\Pi)]} = M_2^*[Iz(\Pi)] \left(1 - \frac{c}{\sqrt{m_2}} \right) \quad (4)$$

$$\overline{M_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]} = M_2^*[Iz(\Pi)] \left(1 + \frac{c}{\sqrt{m_2}} \right) \quad (5)$$

где $c = 1,42; 1,13; 0,95$ при $\alpha = \beta = 0,01; 0,05; 0,10$.

Следует отметить, что, поскольку оценки $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$ сопоставляются лишь с одним из граничных значений фидуциальных интервалов, то уровень значимости (относительное число неучитываемых реализаций $M_1^{**}[Iz(\Pi)]$ и $M_2^{**}[Iz(\Pi)]$) будет соответствовать значимости одностороннего интервала. На практике в этом случае используются вероятности α и β , равные 0,01; 0,05 и 0,10. Поскольку в соответствии с алгоритмом (1) требуется одновременная проверка двух условий с уровнем значимости α и β , то риск ошибочного решения будет не более 0,5 ($\alpha + \beta$).

Пример 2. Воспользуемся данными примера 1 для оценки целесообразности классификации интегральных показателей по заданным разновидностям признака, изложенным выше фидуциальным критерием. Поскольку $M^*[Iz(j1)]$ больше, чем $M^*[Iz(j2)]$, то в соответствии с алгоритмом (1) первоначально вычислим $M_{(1-\alpha)}^{**}[Iz(j1)]$, для $\alpha = 0,01$ и сопоставим с $M^*[Iz(j2)]$. Тогда

$$\overline{M_{(1-\alpha)}^{**}[Iz(j1)]} = M^*[Iz(j1)] \left(1 - \frac{c}{\sqrt{m_1}} \right) = 0,382 \left(1 - \frac{1,42}{2,83} \right) = 0,197$$

Поскольку $M^*[Iz(j2)] = 0,059 < \overline{M_{0,99}^{**}[Iz(j1)]}$, то с риском ошибочного решения существенно меньше 1% можно заключить, что различие сопоставляемых интегральных показателей не случайно, т. е. $H \Rightarrow H_1$.

Если сравнить результаты контроля характера расхождения оценок средних статистических значений реализаций ТЭП критериями Стюдента и фидуциальным, то можно заключить, что пренебрежение допущениями критерия Стюдента ведет к искусственному увеличению риска ошибочного решения.

Если же $H \Rightarrow H_0$, то вводим в рассмотрение контроль соотношения интегральных показателей $\sigma_1^*[Iz(\Pi)]$ и $\sigma_2^*[Iz(\Pi)]$. Алгоритм анализа характера их расхождения имеет вид, аналогичный (1):

$$\left. \begin{array}{l} 3. \text{Если } \sigma_1^*[Iz(\Pi)] > \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \text{ и } \overline{\sigma_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} > \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \\ \text{или если } \sigma_2^*[Iz(\Pi)] > \overline{\sigma_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} \text{ и } \sigma_1^*[Iz(\Pi)] > \overline{\sigma_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]} \\ \text{то } H \Rightarrow H_1 \text{ иначе } H \Rightarrow H_0 \\ 4. \text{Если } \sigma_1^*[Iz(\Pi)] < \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \text{ и } \overline{\sigma_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} < \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \\ \text{или если } \sigma_2^*[Iz(\Pi)] < \overline{\sigma_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} \text{ и } \sigma_1^*[Iz(\Pi)] < \overline{\sigma_{2,(1-\beta)}^{**}[Iz(\Pi)]} \\ \text{то } H \Rightarrow H_1, \text{ иначе } H \Rightarrow H_0 \end{array} \right\} (6)$$

В соответствие с [4]

$$\overline{\sigma_{1,(1-\alpha)}^{**}[Iz(\Pi)]} = \sigma_1^*[Iz(\Pi)] \frac{(m_1 - 1)}{\sqrt{\chi_{(1-\alpha),(m_1-1)}^2}} \quad (7)$$

$$\overline{\sigma_{1,\alpha}^{**}[Iz(\Pi)]} = \sigma_1^*[Iz(\Pi)] \frac{(m_1 - 1)}{\sqrt{\chi_{\alpha,(m_1-1)}^2}} \quad (8)$$

$$\overline{\sigma_{2,(1-\beta)}^{**}[Iz(\Pi)]} = \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \frac{(m_2 - 1)}{\sqrt{\chi_{(1-\beta),(m_2-1)}^2}} \quad (9)$$

$$\overline{\sigma_{2,\beta}^{**}[Iz(\Pi)]} = \sigma_2^*[Iz(\Pi)] \frac{(m_2 - 1)}{\sqrt{\chi_{\beta,(m_2-1)}^2}} \quad (10)$$

Пример 3. Рассмотренные выше критерии с ошибкой не более 2% рекомендовали выбор гипотезы $H \Rightarrow H_1$, т. е. оценки $M_1^*[Iz(\Pi)]$ и $M_2^*[Iz(\Pi)]$ различаются неслучайно, что не вызывает сомнений, т. к. они различаются более чем в шесть раз. В свою очередь, такое совпадение свидетельствует об объективности критериев.

В иллюстративных целях оценим характер расхождения $\sigma_1^*[Iz(\Pi)]$ и $\sigma_2^*[Iz(\Pi)]$ соответственно $j1$ и $j2$ выборов. Поскольку $\sigma_1^*[Iz(\Pi)] > \sigma_2^*[Iz(\Pi)]$, то в соответствии с (6) вычисляем по формуле (7)

$$\overline{\sigma_{1,0,99}^{**}[Iz(\Pi)]} = \frac{0,334 \cdot 7}{\sqrt{4,3}} = 0,51.$$

Поскольку $\overline{\sigma_{1,0,01}^{**}[Iz(\Pi)]} \geq \sigma_2^*[Iz(\Pi)] = 0,027$, то $H \Rightarrow H_1$. Следует отметить, что несмотря на громоздкость формул (1 – 10) и кажущуюся трудоемкость, на самом деле решение достаточно лаконично, что подтверждают примеры расчета, а многочисленность и громоздкость формул обуславливаются многомерностью (многовариантностью) результатов сопоставления интегральных показателей. Если к тому же учесть возможность использования компьютерных технологий, то в возможной оперативности бенчмаркинга СТ сомневаться не приходится.

3.2. Оценка целесообразности классификации интегральных показателей по заданной разновидности r-го признака. Как было отмечено ранее, повышение эффективности работы СТ ЭЭС требует умения распознать «слабые звенья» и оценить воздействие условий эксплуатации на целесообразность выполнения диагностики технического состояния и ремонта. Для этого, в свою очередь, необходимо уметь оценить целесообразность классификации интегральных показателей СТ. Условимся, что интегральные показатели СТ рассчитаны по m_Σ нормированных реализаций ТЭП. Необходимо определить интегральные показатели по одной из заданных разновидностей r-го признака СТ, которая характеризуется m_r нормированными ТЭП.

Прежде всего, заметим следующее:

- решение поставленной задачи может быть выпол-

нено фидуциальным критерием, для которого $m_1 = m_\Sigma$, а $m_2 = m_v$;

- рекомендуемый способ основан на очевидном положении, в соответствии с которым степень расхождения ОЭР СТ и его объекта (например, энергоблока ТЭС и его котельной установки) полностью определяется степенью расхождения статистической функции распределения (с.ф.р.) нормализованных реализаций расчетных ТЭП стартера $F_\Sigma^*[Iz(\Pi)]$ и с.ф.р. нормированных ТЭП объекта $F_v^*[Iz(\Pi)]$. Вертикальное расхождение этих с.ф.р. вычисляется по формуле:

$$\Delta F_v^*[Iz(\Pi_i)] = \{F_\Sigma^*[Iz(\Pi_i)] - F_v^*[Iz(\Pi_i)]\} \quad (11)$$

В свою очередь, с.ф.р. $F_\Sigma^*[Iz(\Pi)]$ и $F_v^*[Iz(\Pi)]$ формируются путем размещения реализаций нормированных ТЭП в порядке возрастания и присвоения дискретным значениям $F_\Sigma^*[Iz(\Pi_j)]$ и $F_v^*[Iz(\Pi_j)]$, соответственно оценки j/m_Σ и i/m_v , где $j=1, m_\Sigma$ и $j=1, m_v$.

- традиционно степень расхождения с.ф.р. $F_\Sigma^*[Iz(\Pi)]$ и $F_v^*[Iz(\Pi)]$ оценивается на основе статистики Колмогорова-Смирного. Установлено, что для этой цели с успехом могут быть использованы также величина наибольшего вертикального отклонения $B_v^*[\Delta F^*(...)]$, среднее статистическое значение возможных реализаций вертикального отклонения $M_v^*[\Delta F^*(...)]$, их среднее квадратическое отклонение $\sigma_v^*[\Delta F^*(...)]$, размах $L_v^*[\Delta F^*(...)]$, коэффициент вариации $K_v^*[\Delta F^*(...)]$ и ряд других статистических показателей.

В предшествовавшем разделе эта неоднозначность была преодолена последовательным рассмотрением двух критериев, основанных на сопоставлении фактических и критических значений $M^*[Iz(\Pi)]$ и $\sigma^*[Iz(\Pi)]$, как в наименьшей степени взаимосвязанных показате-

телей. Предлагается вновь воспользоваться этой методологией, с той разницей, что будут сопоставляться последовательно:

- абсолютная величина наибольшего вертикального отклонения $B_v^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$;
- среднее арифметическое значение m_v реализаций $\Delta F_i^*[Iz(\Pi)]$ с $i=1, m_v - M^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$;
- среднее квадратическое отклонение m_v реализаций $\Delta F_i^*[Iz(\Pi)]$ с $i=1, m_v - \sigma^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$.

Алгоритм оценки целесообразности классификации интегрального показателя имеет вид:

$$\left. \begin{array}{l} \text{если } B_v^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]] > \overline{B_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}, \text{ то } H \Rightarrow H_1, \text{ END} \\ \text{если } M_v^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]] > \overline{M_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}, \text{ то } H \Rightarrow H_1, \text{ END} \\ \text{если } \sigma_v^*[\Delta F^*[Iz(\Pi)]] > \overline{\sigma_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}, \text{ то } H \Rightarrow H_1, \text{ END} \end{array} \right\} \quad (12)$$

где $\overline{B_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}$, $\overline{M_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}$ и $\overline{\sigma_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]}$ — граничные значения одностороннего фидуциального интервала возможных моделированных (**) реализаций абсолютной величины вертикального отклонения $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$ с уровнем значимости α соответственно для:

- максимальной величины $B_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$ среди m_v реализаций $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$;
- среднего арифметического значения $M_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$ m_v реализаций $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$;
- среднего квадратического отклонения $\sigma_{v,\alpha}^{**}[\Delta F^*[Iz(\Pi)]]$ m_v реализаций $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$.

Пример 4. В таблице 2 на основании данных таблицы 1 приведены результаты расчетов с.ф.р. $F_\Sigma^*[Iz(\Pi_i)]$, $F_v^*[Iz(\Pi_i)]$ и $\Delta F_v^*[Iz(\Pi_i)]$, а в приложении этой таблицы — экспериментальные значения статистик выборки реализаций $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$.

Таблица 2. Последовательность расчета статистической выборки реализаций $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$

Table 2. The sequence of calculating the statistical sample of $\Delta F^*[Iz(\Pi)]$ realizations

j	$F_\Sigma^*[Iz(\Pi_j)]$	$Iz(\Pi_j)$	$F_v^*[Iz(\Pi_j)]$	$\Delta F_v^*[Iz(\Pi_j)]$	Примечание Note
1	0,0625	0,025	0,125	0,050	$B_{v,\alpha}^*[Iz(\Pi)]=0,438$
2	0,1250	0,034	0,250	0,125	$M_{v,\alpha}^*[Iz(\Pi)]=0,257$
3	0,1875	0,036	0,375	0,188	$\sigma_{v,\alpha}^*[Iz(\Pi)]=0,13$
4	0,2500	0,050	0,500	0,250	
5	0,3125	0,057	0,625	0,313	
6	0,3750	0,073	-	-	
7	0,4375	0,087	0,750	0,313	
8	0,5000	0,090	0,875	0,375	
9	0,5625	0,092	1,000	0,438	
10	0,6250	0,099	-	-	
11	0,6875	0,127	-	-	
12	0,7500	0,214	-	-	
13	0,8125	0,228	-	-	
14	0,8750	0,629	-	-	
15	0,9375	0,826	-	-	
16	1,0000	0,863	-	-	

Следующим шагом в решении поставленной задачи является оценка критических значений расчетных статистик, т. е. $B_{v,\alpha}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$, $M_{v,\alpha}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$ и $\sigma_{v,\alpha}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$ для уровня значимости, равного 0,05. Эти расчеты могут быть выполнены двояко:

- при наличии программного обеспечения автоматизированной системы контроля технического состояния СТ. Укрупненный алгоритм расчета распределений с учетом непараметрического характера $F^{**}[Iz(\Pi)]$ состоит из следующих этапов [5]:

- * стандартной программой моделируются m_v случайных чисел ξ с равномерным распределением в интервале $[0,1]$;
- эти m_v реализаций ξ размещаются в порядке возрастания;
- * формируется с.ф.р. $F_v^{**}[Iz(\Pi)]$;
- * рассчитываются m_v реализаций абсолютной величины вертикального расхождения $\Delta F_i^{**}(\xi) = |\xi_i - i/m_v|$;
- * вычисляются реализации $B_v^{**}[\Delta F^{**}(\xi)]$, $M_v^{**}[\Delta F^{**}(\xi)]$ и $\sigma_v^{**}[\Delta F^{**}(\xi)]$.

Эти четыре этапа повторяются N раз, где N — число итераций, обеспечивающих устойчивость критических значений расчетных статистик.

- * строится с.ф.р. возможных реализаций статистик. Заметим, что это распределение принято называть фидуциальным, а критические значения — граничными значениями фидуциального интервала. Эти граничные значения соответствуют $(1 - \alpha)N$ — порядковому номеру возможных реализаций статистик в соответствующих с.ф.р.

При этом $B_v^{**}\{\Delta F^{**}[(\xi)]\} = B_v^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$, $M_v^{**}\{\Delta F^{**}[(\xi)]\} = M_v^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$ и $\sigma_v^{**}\{\Delta F^{**}[(\xi)]\} = \sigma_v^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\}$.

- при отсутствии программного обеспечения расчета оценки граничных значений фидуциального интервала могут быть вычислены экспресс-методом. В частности установлено [5], что:

$$* B_{v,0,05}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\} = 1,079 \cdot m_v^{-0,459} = 0,421$$

$$* M_{v,0,05}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\} = 1,13 \cdot m_v^{-0,5} = 0,399$$

$$* \sigma_{v,0,05}^{**}\{\Delta F^{**}[Iz(\Pi)]\} = 0,428 \cdot m_v^{-0,54} = 0,137$$

Результаты расчетов с надежностью не менее 0,997 свидетельствуют о непредставительности выборки, т. е., например, нецелесообразности объединения данных $j1$ и $j2$ месяцев.

Заключение

1. Совершенствование количественного анализа оперативной эффективности работы СТ относится к наиболее актуальной проблеме ЭЭС. Решение этой проблемы предполагает возможность оценки интегрального показателя оперативной эффективности работы по среднемесячным данным технико-экономических показателей.

2. Случайный характер изменения среднемесячных

значений технико-экономических показателей обуславливает случайный характер интегральных показателей. Без учета этого факта риск ошибочного решения при сопоставлении интегральных показателей может быть недопустимо большим.

3. Однако применение традиционных методов и критериев проверки тех или иных предположений оказывается неприемлемым. Основной причиной этому является многомерность технико-экономических показателей и статистических свойств выборок.

4. Разработаны новые методы, основанные на имитационном моделировании, фидуциальном подходе и теории проверки статистических гипотез. Применение этих методов проведено для технико-экономических показателей газотурбинной установки 400 МВт.

5. Показано, что пренебрежение известными допущениями критериев проверки характера расхождения статистических оценок приводит к увеличению риска ошибочного решения. Фидуциальные критерии позволяют исключить эти математические допущения;

6. Применение рекомендуемых критериев способствует переходу от информационных к интеллектуальным системам, обеспечивающим методическую поддержку персонала.

Список использованных источников

1. Онлайн-конференция. Ответственный бизнес в решении глобальных задач. – РБК Тренды. <https://trends.rbc.ru/trends/green/5ee8a4689a794786afd8ea61>
2. Фархадзаде Э. М., Фарзалиев Ю. З., Мурадалиев А. З. Оценка целесообразности классификации многомерных данных по заданному признаку. Киев, Электронное моделирование 2015; 2: 77 – 85.
3. Фархадзаде Э. М., Фарзалиев Ю. З., Мурадалиев А. З. Сравнение показателей усредненной и индивидуальной надежности оборудования электроэнергетических систем. М.; Электричество 2015; 12: 31 – 37.
4. Демин С. Е., Демина Е. Л. Математическая статистика: уч. метод. Пособие. Нижний Тагил, НТИ УФУ 2016;: 284.
5. Фархадзаде Э. М., Мурадалиев А. З., Фарзалиев Ю. З. Распределение выборки непрерывной случайной величины Киев, Электронное моделирование 2015; 6: 69 – 82.

References

1. Online conference. Responsible business in solving global problems. – RBK Trends. <https://trends.rbc.ru/trends/green/5ee8a4689a794786afd8ea61>
2. Farhadzadeh E. M., Farzaliyev Y. Z., Muradaliyev A. Z. Assessment of the feasibility of classifying multidimensional data for a given criterion. Kiev, Electronic modeling 2015; 2: 77 – 85.
3. Farhadzadeh E. M., Farzaliyev Y. Z., Muradaliyev A. Z. Comparison of indicators of averaged and individual reliability of equipment in electric power systems. M.; Electricity 2015; 12: 31 – 37.
4. Demin S. E., Demina E. L. Mathematical statistics: uch. method. Benefit. Nizhniy Tagil, NTI UFU 2016;: 284.
5. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Y. Z. Distribution of a sample of a continuous random variable Kiev, Electronic modeling 2015; 6: 69 – 82.