



УДК 621.019

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

Оценка взаимосвязи технико-экономических показателей объектов ЭЭС

Одно из основных требований, предъявляемых к интегральным показателям, — независимость их составляющих. В реальных условиях номенклатура показателей надежности, экономичности и безопасности объектов электроэнергетических систем известна и составлена исходя из реальных возможностей сбора данных. Число таких технико-экономических показателей изменяется от единиц до десятков. При необходимости повышение информативности интегральных оценок может быть достигнуто с помощью сведений о паспортных данных и условиях эксплуатации. Однако при совместном использовании этих данных часто возникают трудности, связанные с различием шкалы их измерения и степени взаимосвязи. Разработаны методы, алгоритмы и подпрограммы выборки независимых технико-экономических показателей, позволяющие повысить достоверность сравнения и ранжирования объектов, а также сформулировать рекомендации по повышению надежности и экономичности их работы.

Ключевые слова: надежность, эффективность, шкала, сравнение, ранжировка, котлоагрегат, энергоблок, распределение, функция, гистограммы, обслуживание, ремонт.

Одною з основних вимог до інтегральних показників є незалежність їхніх складових. В реальних умовах номенклатура показників надійності, економічності та безпеки об'єктів електроенергетичних систем є відома і складена виходячи з реальних можливостей збору даних. Число таких техніко-економічних показників змінюється від одиниць до десятків. За необхідністю підвищення інформативності інтегральних оцінок можна досягти за допомогою відомостей щодо паспортних даних та умов експлуатації. Однак при сумісному використанні цих даних часто виникають труднощі, пов'язані з розрізненням шкали їх вимірювання та ступеню взаємозв'язку. Розроблено методи, алгоритми і підпрограми вибірки незалежних техніко-економічних показників, які дозволяють підвищити достовірність порівняння і ранжування об'єктів, а також сформулювати рекомендації по підвищенню надійності та економічності їхньої роботи.

Ключові слова: надійність, ефективність, шкала, порівняння, ранжування, котлоагрегат, енергоблок, розподілення, функція, гистограми, обслуговування, ремонт.

© Э.М. Фархадзаде, А.З. Мурадалиев, Ю.З. Фарзалиев, Т.К. Рафиева, С.А. Абдуллаева, 2017

Постановка задачи. Опыт эксплуатации оборудования и устройств (объектов) электроэнергетических систем (ЭЭС) показывает, что со временем необходимость повышения эксплуатационной надежности, экономичности и безопасности (эффективности) работы объектов возрастает [1]. При несоответствии энергетических характеристик объектов их техническому состоянию основным направлением совершенствования управления эффективностью работы является переход от интуитивного сравнения и ранжирования объектов ЭЭС к автоматизированному. Необходимым условием автоматизированного управления является разработка методов расчета оперативных значений интегральных показателей (ИП), предусматривающих независимость определяющих его технико-экономических показателей (ТЭП). Нарушение этого условия ведет к увеличению значений ИП в зависимости от числа взаимосвязанных ТЭП и их взаимосвязей. Технико-экономические показатели объектов ЭЭС имеют, как правило, количественную шкалу измерения. Их взаимосвязь устанавливается посредством расчета по статистическим данным эксплуатации коэффициентов линейной корреляции Пирсона γ_3 и сопоставления γ_3 с критическим значением γ_α для заданной ошибки первого рода [2]. При этом предполагается, что распределение F (ТЭП) соответствует нормальному закону, а число реализаций выборки $n_v > 30$. Это предположение лежит в основе формы расчета γ , обеспечивает соответствие распределения $F(\gamma)$ нормальному закону и возможность оценки точности (граничных значений доверительного интервала) значения γ_3 .

В действительности не всегда доступны сведения о всех ТЭП, характеризующих техническое состояние объекта, объем выборки (например, число однотипных энергоблоков), не всегда $n_v > 30$, не всегда распределение F^* (ТЭП) соответствует нормальному закону, а связь между ТЭП — линейна. Это несоответствие вызывает сомнения в достоверности анализа взаимосвязи ТЭП со всеми вытекающими отсюда последствиями. Методы оценки взаимосвязи реальных выборок ТЭП не разработаны. Повышение информативности ИП при необходимости может быть достигнуто привлечением, например, ряда паспортных данных, характеризующих эффективность работы конкретного объекта. Но эти сведения имеют порядковую шкалу измерения, что создает определенные трудности непосредственного расчета ИП, вытекающие из различия шкал измерения. Однако, если учесть, что сведения о ТЭП объектов с количественной шкалой измерения могут быть трансформированы так, что будут измеряться в порядковой шкале (но не наоборот), то эта трудность оценки взаимосвязи рассматриваемых показателей объекта будет частично преодолена [3].

Наличие взаимосвязи показателей с порядковой шкалой измерения на практике контролируется одним из ранговых критериев. Для анализа был

выбран критерий Спирмена, особенности применения которого подробно описаны в работе [4]. Итак,

1. Для автоматизированного сравнения и ранжирования эффективности одноименных объектов ЭЭС необходимо уметь рассчитать их ИП работы по единичным показателям, имеющим различные единицы, шкалы и масштаб измерения.

2. Точность расчета ИП существенно зависит от числа взаимосвязанных единичных показателей m_p : чем больше значение m_p , тем больше погрешность расчета.

3. Наличие взаимосвязи ТЭП традиционно устанавливается по превышению коэффициента корреляции (КК), вычисленного по статистическим данным эксплуатации объекта, критического значения с заданной ошибкой первого рода α .

4. Выбор функционально и статистически независимых ТЭП позволяет не только повысить достоверность оценки ИП, но и уменьшить объем необходимой информации и громоздкость расчетов.

Метод и алгоритм моделирования независимых реализаций коэффициента ранговой корреляции Спирмена. Традиционно при малом значении n_v ТЭП ранжируемых объектов (например, энергоблоков электростанций) коэффициент ранговой корреляции Спирмена ρ_s определяется так:

расчет статистики Стьюдента по формуле

$$t_s = \frac{\rho_s \sqrt{n_v - 2}}{\sqrt{1 - \rho_s^2}}; \quad (1)$$

определение по справочнику критического значения статистики Стьюдента t_α для заданных уровня значимости α и числа степеней свободы ($n_v - 2$);

сопоставление значений t_s и t_α :

$$\text{если } t_s > t_\alpha, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \text{ иначе } H \Rightarrow H_1, \quad (2)$$

где H — предположение; \Rightarrow — соответствие; H_1 и H_2 — предположения (гипотезы) об отсутствии или наличии значимой связи ТЭП.

Поскольку определение перечня независимых ТЭП является промежуточным этапом для сравнения и ранжирования объектов, ручной счет множества величин ρ_s (например, при числе ТЭП, равном 10, необходимо ранжировать 90 значений ρ_s) обуславливает громоздкость, трудоемкость и высокий риск ошибочного решения.

Разработанная автоматизированная система сравнения и ранжирования объектов ЭЭС позволила не только проводить безошибочные вычисления ρ , но и определить критические значения ρ_α непосредственно по статистической функции распределения (СФР) $F^*(\rho_m)$. Моделирование возможных реализаций ρ_m и формирование СФР $F^*(\rho_m)$ проводились в такой последовательности:

1. Стандартной программой RANDU моделируются две независимые выборки случайных величин, $\{\xi_1\}_n$ и $\{\xi_2\}_n$, объемом n_v , равномерно распределенные в интервале $[0;1]$.

2. Составляется последовательность порядковых номеров (рангов) реализаций выборок $\{\xi_1\}_n$ и $\{\xi_2\}_n$ относительно их вариационного ряда. Обозначим их $\{r_1\}_n$ и $\{r_2\}_n$. При этом показатели с количественной шкалой измерения преобразуются в показатели с порядковой шкалой измерения.

3. По формуле Спирмена [4]

$$\rho_{1,m} = 1 - \frac{6 \sum_{j=1}^{n_v} (r_{1,j} - r_{2,j})^2}{n_v(n_v - 1)} \quad (3)$$

вычисляется первая реализация $\rho_{1,m}$.

4. Вычисления по пунктам 1—3 повторяются N раз.

5. Строится вариационный ряд множества возможных значений $\rho_{1,m}$ в порядке возрастания $\rho_{1,m}$. Каждому порядковому номеру этого ряда сопоставляется вероятность $F_1^*(\rho_{1,m}) = i/N$. При этом $\alpha = 1 - F^*(\rho_{1,m}) = R^*(\rho_{1,m})$.

В табл. 1 приведены результаты расчетов $\rho_{1,m}$ по формуле (3). Как и следовало ожидать, аналогичные результаты получаем, проведя вычис-

Таблица 1. Последовательность расчета $\rho_{1,m}$

Номер п.п	$\xi_{1,j}$	$\xi_{2,j}$	$r_{1,j}$	$r_{2,j}$	$\Delta r_j = r_{1,j} - r_{2,j}$	Δr_j^2	Примечание
1	0,287	0,249	1	1	0	0	$\rho_{1,m} = 1 - \frac{6 \sum_{j=1}^{n_v} \Delta r_j^2}{n_v(n_v - 1)} = 0,7$
2	0,337	0,776	3	4	-1	1	
3	0,806	0,265	4	2	2	4	
4	0,998	0,913	5	5	0	0	
5	0,303	0,633	2	3	-1	1	
	Всего		15	15	0	6	

ления по формуле, представляющей собой непараметрический аналог формулы расчета коэффициента линейной корреляции Пирсона:

$$\rho_{1,3} = \frac{\sum_{j=1}^{n_v} (r_{1,j} - \bar{r}_1)(r_{2,j} - \bar{r}_2)}{\sqrt{\sum_{j=1}^{n_v} (r_{1,j} - \bar{r}_1)^2} \sqrt{\sum_{j=1}^{n_v} (r_{2,j} - \bar{r}_2)^2}} = 0,7, \quad (4)$$

где \bar{r}_1 и \bar{r}_2 — медианы выборок соответственно $\{r_1\}_{n_v}$ и $\{r_2\}_{n_v}$. Расчеты γ_3 по формуле Пирсона

$$\gamma_3 = \frac{\sum_{j=1}^n (\xi_{1,j} - \bar{\xi}_1)(\xi_{2,j} - \bar{\xi}_2)}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (\xi_{1,j} - \bar{\xi}_1)^2} \sqrt{\sum_{j=1}^n (\xi_{2,j} - \bar{\xi}_2)^2}} = 0,252 \quad (5)$$

свидетельствуют о возможном существенном различии коэффициентов линейной (γ_3) и ранговой (ρ_3) корреляции для одних и тех же выборок $\{\xi_1\}_n$ и $\{\xi_2\}_n$. Заметим, что случайные величины ξ имеют равномерное распределение в интервале $[0, 1]$, т.е. не соответствуют нормальному закону распределения, что является исходной предпосылкой применения формулы Пирсона (5).

Учет одинаковых реализаций показателей признаков. В рассмотренном методе преобразования количественной шкалы измерения случайных величин ξ в порядковую не учитывалась степень их расхождения. При фиксированном числе интервалов $r_{\max} = 5$ и числе реализаций моделируемых выборок $n_v \geq 5$ наличие повторных номеров интервалов (баллов) неизбежно. В табл. 2 приведены результаты оценки характера распределения степени влияния на надежность и экономичность силовых трансформаторов шести признаков [3]. Степень влияния задана в баллах пятибалльной системы. Для того чтобы учесть эту особенность, пункты 2 и 3 алгоритма построения $F^*(\rho_M)$ несколько преобразуем, а именно:

2. Интервал изменения ξ , равный $[0; 1]$, представляется пятью равными интервалами: $(0—0,2)$, $(0,21—0,4)$, $(0,41—0,6)$, $(0,61—0,8)$, $(0,81—1,0)$. Для реализации выборок определяется номер b соответствующего им интервала (число соответствующих каждой реализации баллов). Тем самым выборки $\{\xi_1\}_n$ и $\{\xi_2\}_n$ заменяются выборками баллов $\{b_1\}_n$ и $\{b_2\}_n$. В отличие от выборок случайных величин ξ , выборки $\{b_1\}_n$ и $\{b_2\}_n$ могут содержать два и более одинаковых значения.

3. В соответствии с [4] проводим упорядочение выборок $\{b_1\}_n$ и $\{b_2\}_n$ (в порядке возрастания), присвоение реализациям выборок порядковых номеров (рангов), выявление одинаковых реализаций в выборках и расчет средней величины рангов одинаковых реализаций выборки.

В табл. 3 приведен результат оценки $\rho_{2,м}$ по формуле (4). Выборки случайных величин $\{\xi_1\}_5$ и $\{\xi_2\}_5$ те же, что и в табл. 1. Сопоставляя табл. 1 и 3, видим, что оценки $\rho_{1,э}$ и $\rho_{2,м}$ существенно различаются. Величина $\rho_{2,м}$, рассчитанная по формуле (4), меньше величины $\rho_{1,э}$, рассчитанной по формуле (3).

Блок-схема алгоритма формирования рангов реализаций дискретных случайных величин приведена на рис. 1.

Анализ фидуциальных распределений КК выбора независимых величин. Приведенные выше вычисления и литературные данные свидетельствуют о том, что соотношение между КК Пирсона γ и Спирмена ρ для одних и тех же выборок неоднозначно. В то же время, их критические значения принимаются равными [5]. Для того чтобы оценить эту особенность, предлагается сопоставить фидуциальные распределения этих

Таблица 2. Частота возникновения баллов, характеризующих надежность работы силовых трансформаторов

Номер п.п	Тип трансформатора	Частота возникновения балла				
		1	2	3	4	5
1	АТДЦТН-250000/220	—	—	—	4	2
2	ТДТН-63000/110	—	1	4	1	—
3	ИЕС-60076	—	—	3	1	1
4	ТДН-16000/110	1	5	—	—	—
5	ТДН-25000/110	—	—	—	3	3
6	ТДТН-25000/110	1	4	1	—	—
7	ТДТН-40000/110	4	1	1	—	—
8	ТДТН-25000/110	—	—	—	—	6
9	ТМН-10000/110	—	—	3	1	2
10	АТДЦТН-250000/330	—	1	—	2	3
11	ТДН-80000/330	—	—	—	6	—
12	ТДТН-10000/110	1	1	4	—	—
13	ТДН-25000/110	—	1	1	4	—
14	АТДЦТН-200000/220	1	2	2	—	1
15	ИЕС-60076	—	—	2	3	1
16	АОДЦТН-167000/500	—	—	—	2	4
17	ТДТН-40000/110	2	1	1	1	1
18	АТДЦТН-250000/220	1	—	1	2	3



Рис. 1. Блок-схема алгоритма формирования рангов дискретных случайных величин

КК. Напомним, что под фидуциальным распределением понимается распределение возможных реализаций комплексных показателей. Под комплексными показателями будем понимать показатели, реализации которых могут быть получены в результате расчета. К числу комплексных показателей относятся, например, среднее арифметическое (геометрическое, гармоническое) случайных величин, показатели их разброса, коэффициент технического использования, коэффициент готовности. К их числу относится и КК.

Коэффициенты корреляции вычисляются для выборок независимых случайных величин, обеспечивающих их статистическую независимость. Для получения возможных реализаций КК необходимо большое число вычислений. Именно поэтому необходима автоматизированная система формирования статистических функций фидуциальных распределений

Таблица 3. Последовательность расчета $\rho_{4,m}$ по формуле (3)

j	$b_{1,j}$	$b_{2,j}$	$r_{1,j}$	$r_{2,j}$	$\Delta r_{1,j} = r_{1,j} - \bar{r}_1$	$\Delta r_{2,j} = r_{2,j} - \bar{r}_2$	$\Delta r_{1,j} - \Delta r_{2,j}$	$\Delta r_{1,j}^2$	$\Delta r_{2,j}^2$	Примечание
1	2	2	2	1,5	-1	-1,5	1,5	1	2,25	$\bar{r}_1 = \bar{r}_2 = 3$ $\rho_2 = 0,152$
2	2	4	2	3,5	-1	0,5	-0,5	1	0,25	
3	5	2	2	3,5	-1	0,5	-0,5	1	0,25	
4	5	5	4,5	1,5	1,5	-1,5	-2,25	2,25	2,25	
5	2	4	4,5	5	1,5	2	3	2,25	4	
Итого			15	15	0	0	1,25	7,5	9	

(СФФР). Можно формировать СФФР каждого КК по многократно моделируемым выборкам, а можно вычислять все КК по одной, но многократно моделируемой паре выборок случайных величин. Результат расчета СФФР будет один и тот же. Однако второй способ позволяет оценить различие КК. Разработанный алгоритм и программа расчета предусматривают такую последовательность вычислений:

1. Моделирование двух выборок, $\{\xi_1\}_{n_v}$, $\{\xi_2\}_{n_v}$ и случайных величин ξ с равномерным распределением в интервале $[0, 1]$ с заданным объемом n_v .

2. Расчет коэффициента линейной корреляции Пирсона $\gamma_{1,m}$ по формуле (5).

3. Преобразование выборок $\{\xi_1\}_{n_v}$ и $\{\xi_2\}_{n_v}$ в выборки баллов $\{b_1\}_{n_v}$ и $\{b_2\}_{n_v}$, для которых по формуле (5) рассчитываются коэффициенты линейной корреляции Пирсона $\gamma_{2,m}$.

4. Для выборок $\{\xi_1\}_{n_v}$ и $\{\xi_2\}_{n_v}$ определяются выборки рангов $\{r_1\}_{n_v}$ и $\{r_2\}_{n_v}$, по которым вычисляются коэффициенты ранговой корреляции Спирмена $\rho_{1,m}$ по формуле (1).

5. Для выборок $\{b_1\}_{n_v}$ и $\{b_2\}_{n_v}$ с учетом одинаковых реализаций по формуле (4) вычисляется коэффициент ранговой корреляции Спирмена $\rho_{2,m}$.

6. Пункты 1—5 повторялись $N = 10000$ раз.

7. В результате:

7.1. Для характеристики соотношения реализаций $\gamma_{1,m}$, $\gamma_{2,m}$, $\rho_{1,m}$ и $\rho_{2,m}$ по первым десяти парам выборок $\{\xi_1\}_{n_v}$ и $\{\xi_2\}_{n_v}$ определялись их КК. Результаты таких расчетов приведены в табл. 4, где подчеркнуты максимальные абсолютные значения КК.

Таблица 4. Реализация коэффициентов линейной и ранговой корреляции для $n_v = 5$

Номер п.п	КК при $n_v = 5$			
	$\gamma_{1,m}$	$\gamma_{2,m}$	$\rho_{1,m}$	$\rho_{2,m}$
1	<u>0,404</u>	0,319	0,2	0,306
2	0,612	0,593	<u>0,7</u>	0,574
3	0,213	<u>0,321</u>	0,1	0,162
4	0,346	0,612	-0,5	<u>0,645</u>
5	-0,247	-0,339	<u>-0,4</u>	-0,34
6	0,521	0,461	0,7	<u>0,73</u>
7	<u>-0,34</u>	<u>-0,24</u>	0,1	-0,278
8	-0,925	<u>-0,955</u>	-0,8	-0,889
9	0,217	0,036	0,2	<u>0,263</u>
10	-0,881	-0,785	-0,9	-0,763

7.2. Для характеристики соотношения реализаций $\gamma_{1,м}$, $\gamma_{2,м}$, $\rho_{1,м}$ и $\rho_{2,м}$ при условии, что хотя бы одно из их значений превышает приведенное в литературных данных критическое значение $\gamma_\alpha = \rho_\alpha$, получены соответствующие выборки $\{\xi_1\}_{n_v}$ и $\{\xi_2\}_{n_v}$, а также КК $\gamma_{1,м}$, $\gamma_{2,м}$, $\rho_{1,м}$ и $\rho_{2,м}$. В табл. 5 приведены некоторые результаты моделирования при $n_v = 5$ и $\gamma_{0,05} = \rho_{0,05} = 0,878$. Выборки позволяют контролировать достоверность расчетов.

7.3. Для сопоставления критических значений коэффициентов линейной и ранговой корреляции при значениях α 0,1; 0,05; 0,01; 0,005; 0,001 и $n_v = 5$ по формуле $N_\alpha = (1 - \alpha) N$ определялись соответствующие значения $\gamma_{1,м,\alpha}$, $\gamma_{2,м,\alpha}$, $\rho_{1,м,\alpha}$ и $\rho_{2,м,\alpha}$. Результаты расчетов, а также справочные данные для $\gamma_{1,м,\alpha}$ приведены в табл. 6 [6].

7.4. Для сопоставления закономерностей изменения СФФР возможных реализаций коэффициентов линейной и ранговой корреляций проводились автономное ранжирование реализаций $\gamma_{1,м}$, $\gamma_{2,м}$, $\rho_{1,м}$ и $\rho_{2,м}$ и печать реализаций, соответствующих вероятности $F^*(\dots) = 0,05$ и N при $i = 1, 2, 0$. В табл. 7 приведены квантили этих СФФР, соответствующих вероятности $F^*(\dots) = 0,5$ и ряда $n_v = 5$.

На рис. 2 приведены гистограммы $f^*(\gamma_{1,м})$, $f^*(\gamma_{2,м})$ и СФФР КК Пирсона γ_1 и Спирмена ρ_2 для $n_v = 5$.

Таблица 5. Взаимосвязь выборок для коэффициентов линейной и ранговой корреляции

Номер п.п	Выборки $\{\xi\}_5$						Результаты расчета			
							$\gamma_{1,м}$	$\gamma_{2,м}$	$\rho_{1,м}$	$\rho_{2,м}$
1	1	0,334	0,699	0,425	0,29	0,693	0,832	<u>0,896</u>	0,8	<u>0,973</u>
	2	0,076	0,91	0,618	0,544	0,984				
2	1	0,879	0,405	0,366	0,661	0,611	<u>0,947</u>	0,832	0,8	0,872
	2	0,965	0,136	0,265	0,563	0,709				
3	1	0,059	0,688	0,434	0,281	0,872	0,75	0,808	<u>0,9</u>	0,947
	2	0,533	0,129	0,8	0,67	0,836				
4	1	0,179	0,618	0,096	0,651	0,459	-0,846	<u>-0,885</u>	<u>-0,9</u>	<u>-0,884</u>
	2	0,486	0,396	0,674	0,204	0,256				
5	1	0,867	0,404	0,433	0,394	0,79	<u>-0,928</u>	<u>-0,908</u>	-0,7	<u>-0,918</u>
	2	0,3	0,942	0,909	0,846	0,635				

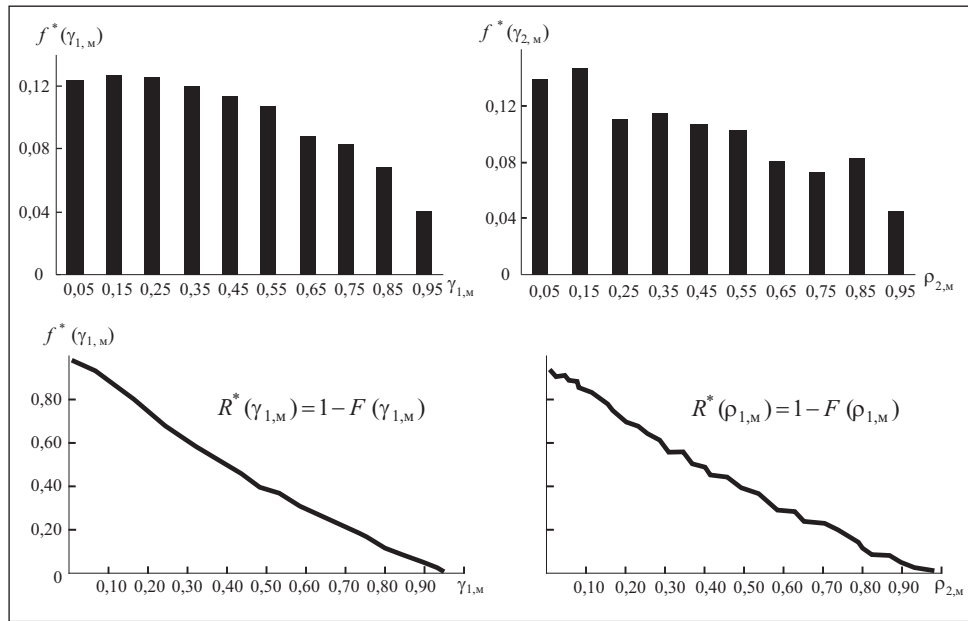


Рис. 2. Гистограммы распределения КК $f^*(\gamma_{1,m}), f^*(\rho_{2,m})$ и СФФР $R^*(\gamma_{1,m}), R^*(\rho_{1,m})$ КК при $n_v = 5$

Таблица 6. Критические значения $\gamma_{1,m,\alpha}, \gamma_{2,m,\alpha}, \rho_{1,m,\alpha}$ и $\rho_{2,m,\alpha}$ при $n_v = 5$

α	$\gamma_{1,m,\alpha}$	$\gamma_{2,m,\alpha}$	$\rho_{1,m,\alpha}$	$\rho_{2,m,\alpha}$	$\gamma_{1,m,\alpha}$ [6]
0,1	0,812	0,8077	0,8	0,8158	0,805
0,05	0,8852	0,8847	0,9	0,8922	0,878
0,01	0,962	0,9625	1	0,9733	0,959
0,005	0,9761	0,9715	1	0,5747	—
0,001	0,9887	1	1	1	0,991

Таблица 7. Квантили распределений $F^*(...) = 0,5$

n	$\gamma_{1,m}$	$\gamma_{2,m}$	$\rho_{1,m}$	$\rho_{2,m}$
5	0,4033	0,4082	0,4	0,3947
8	0,2754	0,279	0,2613	0,2717
10	0,2325	0,2376	0,2364	0,2357

Анализ данных моделирования позволяет сделать следующие выводы.

Как видно из табл. 4, количественные оценки КК γ_1 , γ_2 , ρ_1 и ρ_2 для одних и тех же выборок могут существенно различаться. В табл. 5 подчеркнуты наибольшие значения КК для каждого из десяти испытаний. Коэффициенты линейной корреляции Пирсона между реализациями $\gamma_{1,m}$, $\gamma_{2,m}$, $\rho_{1,m}$ и $\rho_{2,m}$ превышают критическое значение $\gamma_{0,01} = 0,765$, что свидетельствует о наличии между ними линейной статистической связи. Данные табл. 5 свидетельствуют о целесообразности расчета не менее двух КК, в частности:

при количественной шкале измерения показателей желателен расчет коэффициентов линейной корреляции Пирсона γ_1 и γ_2 и ранговой корреляции Спирмена ρ_2 ;

при измерении показателей в баллах необходим расчет коэффициента линейной корреляции Пирсона γ_2 и коэффициента ранговой корреляции Спирмена ρ_2 . Рекомендация основана на различии степени учета этими КК свойств и объема выборок (характер распределения, наличие одинаковых реализаций, малый объем выборки, нелинейный характер взаимосвязи и др.).

Данные табл. 6 свидетельствуют о практически незначительном расхождении критических значений коэффициентов линейной корреляции $\gamma_{1,m,\alpha}$ и $\gamma_{2,m,\alpha}$, полученных в результате моделирования и на основании теоретических данных ($\gamma_{1,\alpha}$). Напомним, что $\gamma_{m,\alpha}$ рассчитаны по выборкам, случайные реализации которых имеют равномерное распределение в интервале $[0, 1]$. Несмотря на то что для коэффициента линейной корреляции Пирсона предполагается соответствие случайных величин выборок нормальному закону, в условиях, когда n_v — малое, влияние закона распределения оказывается незначительным. Незначительное расхождение $\gamma_{m,\alpha}$ и γ_α является, по сути, индикатором безошибочности алгоритма расчета. Практически незначительное расхождение коэффициентов корреляции $\gamma_{1,m,\alpha}$, $\gamma_{2,m,\alpha}$ и $\rho_{2,m,\alpha}$, составляющее не более 2,5%, экспериментально подтверждает существующие утверждения о равенстве $\gamma_{1,m,\alpha}$ и $\rho_{2,m,\alpha}$. Однако попытки использовать эти соотношения для утверждения равенства γ_3 и ρ_3 , вычисленных по экспериментальным данным, могут привести к неверным выводам, так как оценки могут существенно отличаться.

Из анализа СФФР КК следует:

при $n_v = 5 \div 10$ функция $F^*(\rho_{1,m})$ имеет явно выраженный дискретный характер;

СФФР $F^*(\rho_{1,m})$ уже при $n_v = 5$ симметрична относительно $\rho_{1,m} = 0$ и поэтому может быть представлена как распределение абсолютных значений $\rho_{1,m}$;

шаг дискретизации $\Delta\rho_m$ аргумента распределения $F^*(\rho_{1,m})$ зависит от значения n_v . При возрастании n_v величина $\Delta\rho_m$ нелинейно уменьшается:

n	5	6	7	8	9	10
$\Delta\rho_m$	0,1	0,0571	0,0357	0,0238	0,0167	0,0121

Следует заметить, что принятие предположения H традиционно проводится согласно критерию (2) для непрерывных случайных величин. Соответствующие значению α критические значения $\rho_{1,\alpha}$ при дискретном характере изменения $F^*(\rho_{1,m})$ на самом деле отсутствуют. Поэтому предлагается сопоставлять не квантили распределения $F^*(\rho_{1,m})$ (т.е. ρ_α и ρ_m), а вероятности $F^*(\rho_{1,m})$ и α_k : если $\rho_{1,m,j} \leq \rho_\alpha < \rho_{1,m,(j+1)}$ и $F^*(\rho_{1,m}) < (1 - \alpha_k)$, то $H \Rightarrow H_1$, иначе — $H \Rightarrow H_2$.

Результаты моделирования и представленные квантили КК при $\alpha = 0,5$ свидетельствуют об их равенстве и идентичности закономерности изменения для заданного объема выборки n_v СФФР $F^*(\gamma_1)$, $F^*(\gamma_2)$, $F^*(\rho_1)$ и $F^*(\rho_2)$. Распределения КК $\gamma_{1,m}$ и $\rho_{2,m}$, графически представленные на рис. 2, свидетельствуют о дискретном характере распределения КК не только для ρ_1 , но и ρ_2 , а также об уменьшении влияния дискретности при возрастании значения n_v . Дискретность распределения $F^*(\rho_2)$ снижается вследствие учета одинаковых значений реализаций выборок.

Выводы

Разработанный метод формирования перечня независимых ТЭП позволяет осуществить переход от полного перечня к независимым ТЭП, что является неперемным условием повышения объективности интегральных оценок эффективности работы объектов ЭЭС.

Предлагаемый метод основан на следующем.

1. Метод преобразования количественной шкалы измерения ТЭП в порядковую позволяет увеличить не только число признаков, характеризующих эффективность работы объектов, но и достоверность решения посредством перехода к непараметрическим критериям оценки взаимосвязи показателей (параметров) вводимых в рассмотрение признаков.

2. Возможность автоматизированной оценки критических значений коэффициентов линейной и ранговой корреляции путем построения статистической функции распределения моделируемых реализаций.

3. Возможное существенное различие экспериментальных значений коэффициентов линейной и ранговой корреляции при практически одинаковых их критических значениях.

4. Метод учета различия направленности изменения ТЭП.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Дьяков А.Ф., Исамухаммедов Я.Ш. Современное состояние электроэнергетики России и факторы снижения надежности электроснабжения. Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики // Проблемы надежности систем энергетики в рыночные условия. Вып. 63 / Отв.ред. Н.И. Воропай, Н.А. Юсифбеили. Баку: АзНИиПИИЭ, 2013, с. 7—13.
2. Фархадзаде Э.М., Фарзалиев Ю.З., Мурадалиев А.З. Метод и алгоритм ранжирования котельных установок блочных электростанций по критерию надежности и экономичности работы. М.: Теплоэнергетика, 2015, № 10, с. 22—29.
3. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Исмаилова С.М. Компьютерная технология оценки целесообразности отключения трансформаторов на капитальный ремонт. Минск: Энергетика, 2011, № 6, с. 25—37.
4. Орлов А.И. Прикладная статистика. М.: «Экзамен», 2004, 656 с.
5. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. М.: Физмат, 2006, 628 с.
6. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З. Оценка точности показателей надежности оборудования электроэнергетических систем по малочисленным многомерным статистическим данным. М.: Электричество, 2016, № 12, с. 3—14.

Поступила 10.04.17

REFERENCES

1. Dyakov, A.F. and Isamukhammedov, Ya.Sh. (2013), “Modern state of Russian power industry and factors of decreasing power supply reliability. Methodical problems of studying reliability of large systems of power industry”, Editors-in-chief N.I. Voropay, N.A. Yusifbeili, *Problemy nadezhnosti sistem energetiki v rynochnykh usloviyakh*, Iss. 63, pp. 7-13.
2. Farkhadzade, E.M., Farzaliev, Yu.Z. and Muradaliev, A.Z. (2015), “Method and algorithm of ranging package boilers of power units by the criterion of work reliability and profitability”, *Teploenergetika*, no. 10, pp. 22-29.
3. Farkhadzade, E.M., Muradaliev, A.Z., Rafieva, T.K. and Ismailova, S.M. (2011), “Computer technology of estimation of expediency of transformers disconnection for capital repair”, *Energetika*, no. 6, pp. 25-37.
4. Orlov, A.I. (2004), *Prikladnaya statistika* [Applied statistics], Ekzamen, Moscow, Russia.
5. Kobzar, A.I. (2006), *Prikladnaya matematicheskaya statistika* [Applied mathematical statistics], Fizmat, Moscow, Russia.
6. Farkhadzade, E.M., Muradaliev, A.Z. and Farzaliev, Yu.Z. (2016), “Accuracy estimation of reliability indicators of equipment of power systems by scanty multidimensional statistical data”, *Elektrichestvo*, no. 12, pp. 3-14.

Received 10.04.17

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

ASSESSMENT OF INTERRELATION OF TECHNICAL
AND ECONOMIC INDICATORS OF EES OBJECTS

One of the main requirements imposed upon integrated indicators is independence of the single indicators making them. In actual practice the nomenclature of reliability, profitability and safety indicators of the objects of electrical power systems is known and made proceeding from real opportunities of data collection. The number of such technical and economic indicators changes

from units to tens. If necessary an increase of informational content of integrated estimates reached by attraction of information on passport data and service conditions. However, when sharing these data there often arise difficulties connected with distinction of both a scale of their measurement, and interrelation degree. Methods, algorithms and subprograms of selection of the independent technical and economic indicators increasing reliability of comparison and ranging of the objects, recommendations on increasing reliability and profitability of work of the objects are developed.

Keywords: reliability, efficiency, scale, methods, comparison, ranging, package boiler, power unit, distribution, function, histograms, service, repair.

ФАРХАДЗАДЕ Эльмар Мехтиевич, д-р техн. наук, профессор, гл. научн. сотр. Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). Баку. В 1961 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — надежность и эффективность энергетических систем.

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

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

РАФИЕВА Тамара Каировна, канд. техн. наук., ст. научн. сотр. отдела «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1973 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — имитационное моделирование индивидуальной надежности энергоблоков ТЭС.

АБДУЛЛАЕВА Самира Афган кызы, аспирантка, вед. инженер отдела «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 1990 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — точность и достоверность оценок показателей индивидуальной надежности оборудования и устройств энергетических систем.