

<https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-61-3-193-206>

УДК 621.019

## **Минимизация риска ошибочного решения при оценке значимости статистических связей технико-экономических показателей объектов электроэнергетических систем**

**Э. М. Фархадзаде<sup>1)</sup>, А. З. Мурадалиев<sup>1)</sup>, Ю. З. Фарзалиев<sup>1)</sup>, Т. К. Рафиева<sup>1)</sup>,  
С. А. Абдуллаева<sup>1)</sup>**

<sup>1)</sup>Азербайджанский научно-исследовательский и проектно-изыскательский институт  
энергетики (Баку, Азербайджанская Республика)

© Белорусский национальный технический университет, 2018  
Belarusian National Technical University, 2018

**Реферат.** Повышение достоверности принимаемых решений при организации технического обслуживания и ремонта объектов электроэнергетических систем относится к наиболее важным и трудным проблемам. Важным потому, что ошибочные решения приводят прежде всего к росту эксплуатационных затрат. Трудность решения данной проблемы связана с отсутствием соответствующих методов снижения риска ошибочного решения. В статье приводится один из аспектов этой проблемы – повышение достоверности решения о характере взаимосвязи технико-экономических показателей объектов электроэнергетических систем. Традиционно повышение достоверности решения об отсутствии взаимосвязи достигается уменьшением ошибки первого рода. Обычно она принимается равной 5 %, изредка 1 %, а при исследованиях – даже 0,5 %. Соответствующие критические значения коэффициентов корреляции приводятся в справочниках по математике. Такой способ негласно предполагает, что последствия от ошибок первого рода существенно превышают последствия от ошибок второго рода, а распределение коэффициентов корреляции соответствует нормальному закону. Поэтому риск ошибочного решения об отсутствии значимой статистической связи не контролируется. Но и при желании оценить ошибку второго рода сделать это практически невозможно, поскольку критические значения для коэффициентов корреляции зависимых выборок отсутствуют. Не менее актуальна задача принятия решения о статистической взаимосвязи между технико-экономическими показателями в условиях, когда последствия ошибочных решений равны, т. е. необходимо учесть как ошибку первого рода, так и ошибку второго рода. Для преодоления указанных трудностей: разработан новый способ оценки критических значений коэффициентов корреляции (новизна состоит в применении фидуциального подхода); расчеты критических значений проводятся по компьютерным технологиям моделирования возможных реализаций коэффициентов корреляции для двух предположений (технико-экономические показатели независимы и зависимы); моделирование проводится методом решения «обратной задачи», позволяющим получить возможные реализации коэффициентов корреляции для действительно зависимых и независимых

---

### **Адрес для переписки**

Фархадзаде Эльмар Мехтиевич  
Азербайджанский научно-исследовательский  
и проектно-изыскательский институт  
энергетики  
просп. Г. Зардаби, 94  
Az1012, г. Баку, Азербайджанская Республика  
Тел.: +994012 431-64-07  
elmeht@rambler.ru

### **Address for correspondence**

Farhadzadeh Elmar M.  
Azerbaijan Scientific-Research  
and Design-Prospecting Power  
Engineering Institute  
94 G. Zardabi Ave.,  
Az1012, Baku, the Azerbaijani Republic  
Tel.: +994012 431-64-07  
elmeht@rambler.ru

---

выборки случайных величин при заданном объеме выборки; разработанные алгоритмы и программы расчета позволили получить критические значения коэффициентов корреляции для независимых и зависимых выборок; в условиях, когда последствия ошибочного решения одинаковы, предлагается принимать решение не на основе критических значений, а на основе граничных значений коэффициентов корреляции, которые соответствуют минимальному суммарному риску ошибочного решения; иллюстрация применения рекомендаций приведена на примере технико-экономических показателей котельных установок энергоблоков 300 МВт. Показано существенное влияние наличия взаимосвязанных технико-экономических показателей на результат ранжирования котельных установок, надежность и экономичность их работы.

**Ключевые слова:** оптимизация, суммарный риск, статистическая связь, электроэнергетическая система, котлоагрегат, корреляция

**Для цитирования:** Минимизация риска ошибочного решения при оценке значимости статистических связей технико-экономических показателей объектов электроэнергетических систем / Э. М. Фархадзаде [и др.] // *Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ*. 2018. Т. 61, № 3. С. 193–206. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-61-3-193-206>

## **Minimization of Risk of the Erroneous Decision in the Assessment of the Importance of Statistical Relations of Technical and Economic Indicators of the Objects of Electric Power Systems**

**E. M. Farhadzadeh<sup>1)</sup>, A. Z. Muradaliyev<sup>1)</sup>, Yu. Z. Farzaliyev<sup>1)</sup>, T. K. Rafiyeva<sup>1)</sup>,  
S. A. Abdullayeva<sup>1)</sup>**

<sup>1)</sup>Azerbaijan Scientific-Research and Design-Prospecting Power Engineering Institute (Baku, the Azerbaijani Republic)

**Abstract.** Improving the reliability of decisions taken in the organization of maintenance and repair of electric power systems is one of the most important and difficult problems. It is important because erroneous solutions lead, first of all, to an increase in operating costs. The difficulty in solving this problem is associated with the lack of appropriate methods to reduce the risk of erroneous decisions. The article presents one of the aspects of this problem, i.e. improving the reliability of the decision on the nature of the relationship of technical and economic indicators of electric power systems. Traditionally, increase of reliability of the decision is reached by reduction of a Type I error. Usually it is accepted to be equal to 5%, occasionally – to 1%, and at researches – even to 0.5 %. The corresponding critical values of correlation coefficients are given in mathematics reference books. This method implicitly assumes that the consequences of a Type I error significantly exceed the consequences of Type II errors, and the distribution of correlation coefficients corresponds to the normal law. Therefore, the risk of an erroneous decision concerning the absence of a significant statistical relation is not controlled. But even if there is a wish to estimate the Type II error, it is almost impossible to fulfill it, because there are no critical values for correlation coefficients of dependent samples. No less relevant is the problem of deciding on the statistical relationship between technical and economic indicators in conditions of equality of consequences of erroneous decisions, i.e. it is necessary to take into account both a Type I error and a Type II error. To overcome the mentioned difficulties a new method for estimating the critical values of correlation coefficients has been developed. The novelty consists in the application of fiducial approach; the calculation of critical values are fulfilled with the aid of computer technologies of simulation of possible realizations of the correlation coefficients for the two assumptions, viz. technical and economic indicators of the independent and dependent; simulation is fulfilled with the method of solving the “inverse problem”, which enables the possible implementation of the correlation coefficients for the really dependent and independent samples of random

variables at a given sample size; the developed algorithms and programs for calculation made it possible to obtain the critical values of correlation coefficients for independent and dependent samples; in conditions of the sameness of the consequences of erroneous decisions it is proposed to make a decision not based on critical value but based on the boundary values of the correlation coefficients that correspond to the minimum total risk of erroneous decisions; the exemplification of the recommendations application was made on example of technical and economic parameters of boilers of power units of 300 MWt. The significant impact of the availability of interrelated technical and economic indicators on the result of the ranking of boiler plants by the reliability and efficiency of their work is demonstrated.

**Keywords:** optimization, total risk, statistical relation, electric power system, boiler unit, correlation

**For citation:** Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Rafiyeva T. K., Abdullayeva S. A. (2018) Minimization of Risk of the Erroneous Decision in the Assessment of the Importance of Statistical Relations of Technical and Economic Indicators of the Objects of Electric Power Systems. *Energetika. Proc. CIS Higher Educ. Inst. and Power Eng. Assoc.* 61 (3) 193–206. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-61-3-193-206> (in Russian)

### Постановка задачи

Повышение достоверности решения при оценке значимости статистической связи технико-экономических показателей (ТЭП) на практике осуществляется, как правило, путем уменьшения ошибки первого рода [1]. При этом негласно предполагается, что последствия от всех рисков ошибочного решения для альтернативных гипотез существенно меньше. Чаще всего данное предположение обуславливается отсутствием метода оценки ошибки второго рода.

Новые возможности открывает фидуциальный подход к отображению неопределенности информации. Напомним, что под фидуциальным подходом понимается использование распределения множества возможных оценок комплексного показателя [2].

К комплексным будем относить показатели, оценка которых устанавливается в результате расчета по некоторой формуле. К комплексным, например, относятся: коэффициент готовности, коэффициент корреляции, среднее арифметическое (гармоническое, геометрическое), медиана.

Фидуциальный подход ориентируется на экспериментально установленные закономерности распределения комплексных показателей без привязки этих распределений к известным законам распределения. По своим возможностям он незаменим для малых выборок многомерных статистических данных. Фидуциальные распределения позволяют достаточно просто находить критические значения показателей при заданных ошибках первого и второго рода. Если закон фидуциального распределения известен (например, для больших объемов выборок или для среднего арифметического случайных величин), то оценки критических значений комплексных показателей, вычисленных по формулам расчета доверительных интервалов, будут полностью совпадать с оценками, вычисляемыми непосредственно по фидуциальному распределению.

Однако, к сожалению, для малых выборок многомерных данных, используемых для характеристики однотипных объектов ЭЭС, закон распре-

деления случайных величин выборок не известен, потому что расчеты критических значений комплексных показателей не могут уже быть выполнены вручную. Фидуциальный подход основан на применении компьютерных технологий, имитационном моделировании возможных реализаций комплексных показателей.

Для выявления значимых статистических связей ТЭП критические значения коэффициентов корреляции (КК) рассчитывались авторами по их фидуциальным распределениям. Расчеты проводились для коэффициентов линейной корреляции Пирсона  $\gamma_\alpha$  и коэффициентов ранговой корреляции Спирмена  $\rho_\alpha$  [3, 4]. Эти вычисления подтвердили не только равенство  $\gamma_\alpha$  и  $\rho_\alpha$ , но и равенство их количественных оценок табличным значениям по литературным данным, вычисленным аналитически [5].

Это соответствие свидетельствует о работоспособности метода фидуциальных вероятностей и алгоритма расчета. Ошибки первого ( $\alpha$ ) и второго ( $\beta$ ) рода определяют риски при проверке справедливости выдвигаемых предположений (гипотез). Рассматривались два предположения. Первое предположение ( $H_1$ ) – выборки независимы, т. е. реализации выборок с одинаковыми порядковыми номерами изменялись независимо друг от друга. Второе предположение ( $H_2$ ) сводилось к наличию статистической связи между выборками, при которой реализации выборок с одинаковыми порядковыми номерами изменялись все в одном или все в противоположном направлении.

Алгоритм моделирования реализации сопоставляемых выборок основывался на методе решения «обратной задачи». В соответствии с этим методом моделировались независимые выборки для  $H_1$  и зависимые для  $H_2$ . Малый объем реализаций выборок ( $n_v$ ) изменял степень их соответствия  $H_1$  и  $H_2$ , и тем больше, чем меньше было  $n_v$ . Независимость выборок моделировалась случайными числами с равномерным распределением в интервале  $[0, 1]$ , а зависимость – ранжированием случайных выборок в порядке возрастания.

Оценка критических значений для ряда КК и заданных ошибок первого и второго рода позволила повысить достоверность оценки значимости статистических связей в условиях приоритетности одного из двух предположений  $H_1$  или  $H_2$ . Вопрос принятия решения при равнозначности  $H_1$  и  $H_2$  требует совместного рассмотрения фидуциальных распределений, отражающих возможные ошибки первого и второго рода.

### **Некоторые результаты моделирования возможных реализаций коэффициентов корреляции $\gamma$ и $\rho$**

Фидуциальные распределения  $R^*(\gamma/H_1) = 1 - F^*(\gamma/H_1)$  и  $F^*(\gamma/H_2)$  приведены на рис. 1, а  $R^*(\rho/H_1) = 1 - F^*(\rho/H_1)$  и  $F^*(\rho/H_2)$  – на рис. 2.

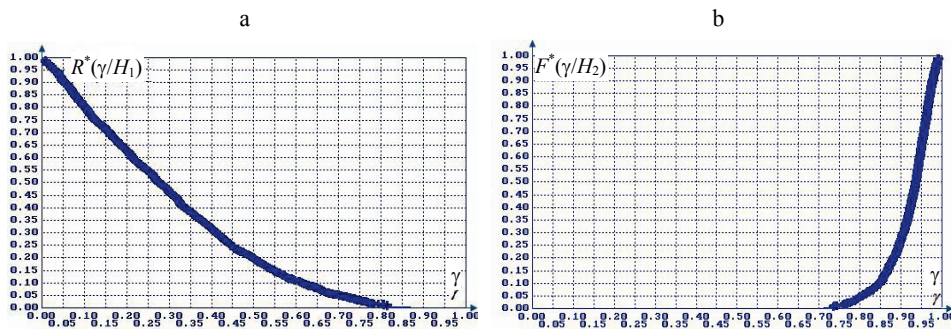


Рис. 1. Закономерности распределения для коэффициента корреляции  $\gamma$ :

$$a - R^*(\gamma/H_1) = 1 - F^*(\gamma/H_1); \quad b - F^*(\gamma/H_2)$$

Fig. 1. The patterns of distribution for the correlation coefficient  $\gamma$ :

$$a - R^*(\gamma/H_1) = 1 - F^*(\gamma/H_1); \quad b - F^*(\gamma/H_2)$$

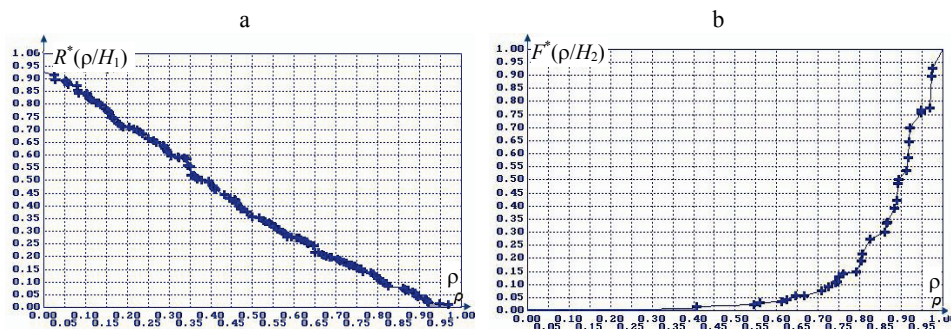


Рис. 2. Закономерности распределения для коэффициента корреляции  $\rho$ :

$$a - R^*(\rho/H_1) = 1 - F^*(\rho/H_1); \quad b - F^*(\rho/H_2)$$

Fig. 2. The patterns of distribution for the correlation coefficient  $\rho$ :

$$a - R^*(\rho/H_1) = 1 - F^*(\rho/H_1); \quad b - F^*(\rho/H_2)$$

Сопоставление этих распределений позволяет заключить:

1) экспериментальное значение КК  $\gamma$ , или  $\rho$ , может принадлежать как лишь к множеству возможных значений КК  $\{\text{КК}/H_1\}_N$  (где  $N$  – число реализаций КК при  $H \Rightarrow H_1$ ) или к множеству возможных значений КК  $\{\text{КК}/H_2\}_N$  (при  $H \Rightarrow H_2$ ), так и одновременно к обоим множествам  $\{\text{КК}/H_1\}_N$  и  $\{\text{КК}/H_2\}_N$ ;

2) если статистические функции фидуциальных распределений  $R^*(\gamma/H_1)$  и  $R^*(\rho/H_1)$  графически полностью совпадают, типы распределений  $F^*(\gamma/H_2)$  и  $F^*(\rho/H_2)$  заметно различаются;

3) с увеличением  $n_v$  критические значения  $\gamma_\alpha$  и  $\rho_\alpha$  уменьшаются, а  $\gamma_\beta$  и  $\rho_\beta$  увеличиваются;

4) с ростом  $n_v$  интервал возможных реализаций КК  $\gamma$  и  $\rho$  снижается.

Подтверждением перечисленному служат данные табл. 1, задающие минимальные значения реализаций множества КК  $\gamma$  и  $\rho$  фидуциальных распределений  $F^*(\gamma/H_2)$  и  $F^*(\rho/H_2)$  и максимальные значения множества реализаций КК  $\gamma$  и  $\rho$  фидуциальных распределений  $R^*(\gamma/H_1)$  и  $R^*(\rho/H_1)$ .

Таблица 1

**Граничные значения возможных реализаций коэффициентов линейной  $\gamma$  и ранговой  $\rho$  корреляций (при  $N = 10000$ )**

**The boundary values of the possible realizations of the coefficients of the linear  $\gamma$  and ranking  $\rho$  correlations ( $N = 10000$ )**

Объем выборки	Коэффициент корреляции			
	$\gamma_{amin}$	$\gamma_{amax}$	$\rho_{\beta min}$	$\rho_{\beta max}$
5	0,434	0,997	0	1,000
8	0,569	0,97	0,535	0,947
10	0,616	0,953	0,567	0,916
15	0,692	0,910	0,734	0,873
30	0,820	0,721	0,868	0,559

Очевидно, что усеченные ошибками первого и второго рода множества возможных реализаций  $\{\gamma/H_1\}_{N1}$  и  $\{\gamma/H_2\}_{N2}$ , так же как и множества  $\{\rho/H_1\}_{N1}$  и  $\{\rho/H_2\}_{N2}$ , не совмещаются, если критическое значение  $\gamma_\alpha$  меньше, чем  $\gamma_\beta$  при  $\alpha = \beta$ . Таким образом:

$$\left. \begin{array}{l} \text{если } \gamma_\alpha \leq \gamma_\beta \text{ при } \alpha = \beta \\ \text{и если } \gamma_\gamma \geq \gamma_\alpha, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \\ \text{а если } \gamma_\gamma \leq \gamma_\beta, \text{ то } H \Rightarrow H_1. \end{array} \right\} \quad (1)$$

Условие (1) является необходимым, но недостаточным, так как учитывается случай, когда  $\gamma_\alpha > \gamma_\beta$ , а интервал  $(\gamma_\alpha - \gamma_\beta)$  задает зону неопределенности решения.

С учетом условия  $\gamma_\alpha > \gamma_\beta$  критерий принятия решения имеет вид:

$$\left. \begin{array}{l} \text{если при } \alpha = \beta \quad \gamma_\alpha \leq \gamma_\beta \\ \text{и если } \gamma_\gamma \geq \gamma_\alpha, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \\ \text{а если } \gamma_\gamma \leq \gamma_\beta, \text{ то } H \Rightarrow H_1; \\ \text{если же } \gamma_\alpha > \gamma_\beta \\ \text{и если } F^*(\gamma_\gamma/H_2) > R^*(\gamma_\gamma/H_1), \text{ то } H \Rightarrow H_2, \\ \text{иначе } H \Rightarrow H_1. \end{array} \right\} \quad (2)$$

Аналогичные соотношения позволяют установить наличие (отсутствие) статистической связи между выборками КК Спирмена  $\rho$ .

Критерий (2) исходит из традиционных условий, когда  $\alpha$  и  $\beta$ , а следовательно, и критические значения КК задаются (как граничные значения доверительного интервала), что всегда вносило в решение элемент неопределенности, поскольку выбор  $\alpha$  и  $\beta$  проводится субъективно. Кроме того, предполагается, что возможна лишь ошибка или первого, или второго рода. На самом деле при  $\gamma_\alpha > \gamma_\beta$  в интервале  $(\gamma_\beta - \gamma_\alpha)$  возможны одновременно обе ошибки  $\alpha$  и  $\beta$ , так как возможны и  $H_1$ , и  $H_2$ .

Фидуциальный подход позволяет принимать решения с минимально возможным суммарным риском ошибочного решения. Для этого проводится суммирование вероятностей  $\alpha = R^*(\gamma/H_1)$  и  $\beta = F^*(\gamma/H_2)$  для одних и тех же квантилей  $\gamma$  (или  $\rho$ ). Расчеты с  $i = 1, N_\Sigma$  выполняются по формуле

$$W^*(\gamma_i) = 1 - [F^*(\gamma_i/H_1) - F^*(\gamma_i/H_2)], \quad (3)$$

где  $N_\Sigma$  – число реализаций КК  $\gamma$  в интервале  $(\gamma_{\alpha\max} - \gamma_{\beta\min})$ .

Кажущаяся простота алгоритма обманлива, поскольку процент одинаковой реализации квантилей распределений  $F^*(\gamma/H_1)$  и  $F^*(\gamma/H_2)$  невелик и требуются специальные подходы для преодоления этих трудностей. Оптимальное значение КК вычисляется по формуле

$$\gamma_{\text{опт}} \Rightarrow \min \{ W^*(\gamma) \}_{N_\Sigma}. \quad (4)$$

При этом критерий распознавания наличия значимых статистических связей имеет вид:

$$\left. \begin{array}{l} \text{если } \gamma_\alpha > \gamma_{\text{опт}}, \text{ то } H \Rightarrow H_2, \\ \text{иначе } H \Rightarrow H_1. \end{array} \right\} \quad (5)$$

В иллюстративных целях в табл. 2, 3 приведены результаты расчета суммарного риска ошибочного решения и оценки оптимальной величины КК  $\gamma$  для  $n_v$ , равного 5 и 10.

Таблица 2

**Результаты расчета суммарного риска ошибочного решения при оценке значимости коэффициента линейной корреляции Пирсона для  $n_v = 5$**

**Results of the calculation of the total risk of the erroneous decision in assessing the significance of Pearson linear correlation coefficient for  $n_v = 5$**

Номер реализации	Коэффициент корреляции Пирсона	Ошибка		Суммарный риск ошибочного решения
		первого рода	второго рода	
1	2	3	4	5
1	0,65	0,236	0,011	0,247
2	0,67	0,220	0,016	0,236
3	0,69	0,202	0,023	0,225

Окончание табл. 2

1				
4	0,71	0,184	0,031	0,215
5	0,72	0,176	0,035	0,211
6	0,73	0,166	0,040	0,206
7	<b>0,74</b>	0,157	0,047	<b>0,204</b>
8	0,75	0,149	0,057	0,206
9	0,76	0,142	0,065	0,207
10	0,78	0,125	0,091	0,216
11	0,80	0,110	0,120	0,230
12	0,83	0,087	0,178	0,265
13	0,86	0,065	0,254	0,319
14	0,90	0,041	0,406	0,447

Таблица 3

**Результаты расчета суммарного риска ошибочного решения при оценке значимости коэффициента ранговой корреляции Спирмена для  $n_r = 10$**

**The results of the calculation of the total risk of the erroneous decision in assessing the significance of the Spearman rank correlation coefficient for  $n_r = 10$**

Номер реализации	Коэффициент корреляции Спирмена	Ошибка		Суммарный риск ошибочного решения
		первого рода	второго рода	
1	0,25	0,657	0,004	0,661
2	0,54	0,336	0,017	0,353
3	0,63	0,270	0,040	0,310
4	0,67	0,215	0,059	0,271
5	0,73	0,177	0,091	0,268
6	0,74	0,163	0,103	0,266
7	0,75	0,161	0,108	0,269
8	0,76	0,146	0,132	0,278
9	0,80	0,110	0,190	0,300
10	0,86	0,087	0,289	0,373
11	0,87	0,077	0,330	0,407

Оптимальные значения КК  $\gamma$  и  $\rho$  и соответствующие им суммарные риски ошибочных решений  $W(\gamma_{1opt})$  и  $W(\rho_{2opt})$  приведены в табл. 4.



Таблица 4

**Изменение оптимальных значений коэффициентов корреляции и суммарного риска ошибочного решения в зависимости от объема выборки**

**Alteration of optimal values of correlation coefficients and total risk of erroneous decision depending on sample size**

Объем выборки	$\gamma_{\text{опт}}$	$W(\gamma_{\text{опт}})$	$\rho_{2\text{опт}}$	$W(\rho_{2\text{опт}})$				
5	0,740	0,20400	0,740	0,26000				
8	0,760	0,05200	0,760	0,05600				
10	0,770	0,02130	0,770	0,02200				
15	0,780	0,00210	0,780 </tr <tr> <td>20</td> <td>0,785</td> <td>0,00015</td> <td>0,786</td> <td>0,00017</td> </tr>	20	0,785	0,00015	0,786	0,00017
20	0,785	0,00015	0,786	0,00017				

Графическая иллюстрация фидуциальных распределений  $R^*(\gamma/H_1)$ ,  $F^*(\gamma/H_2)$  и функции  $W^*(\gamma)$  приведена на рис. 3, а иллюстрация фидуциальных распределений  $R^*(\rho/H_1)$ ,  $F^*(\rho/H_2)$  и  $W^*(\rho)$  – на рис. 4.

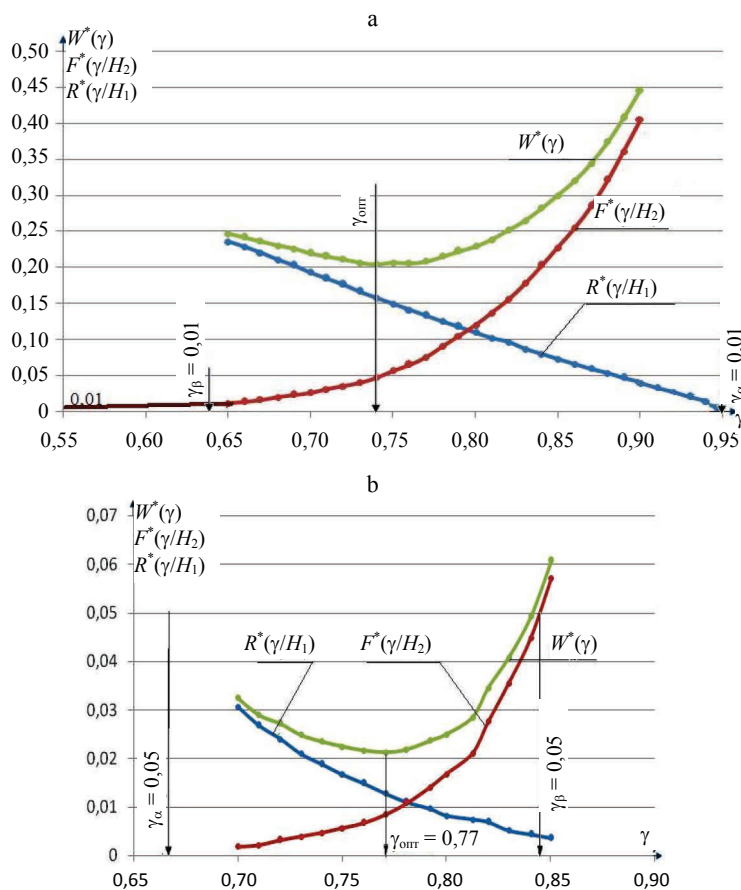


Рис. 3. Закономерности изменения фидуциальных распределений  $R^*(\gamma/H_1)$  и  $F^*(\gamma/H_2)$  и суммарного риска ошибочного решения  $W^*(\gamma)$  для: а –  $n_v = 5$ ; б – 10

Fig. 3. Regularities of alterations in the fiducial distributions  $R^*(\gamma/H_1)$  and  $F^*(\gamma/H_2)$  and the total risk of the solution  $W^*(\gamma)$  for: а –  $n_v = 5$ ; б – 10

Анализ рис. 1, 2 совместно с табл. 2, 3 показывает:

- прерывистый характер закономерности изменения суммарного риска ошибочного решения  $W^*(\rho)$  обуславливается дискретным характером распределений  $R^*(\rho/H_1)$  и  $F^*(\rho/H_2)$ ;
- поскольку  $F^*(\gamma/H_2) < F^*(\rho/H_2)$  при  $\gamma = \rho$  (рис. 1б, 2б), а  $F^*(\gamma/H_1) = F^*(\rho/H_1)$  (рис. 1а, 2а), величины оптимального значения  $\gamma_{\text{опт}}$  и  $\rho_{\text{опт}}$  при одном и том же  $n_v$  также равны, а суммарный риск ошибочного решения  $W^*(\gamma_{\text{опт}}) < W^*(\rho_{\text{опт}})$ . Максимальное значение величины минимального суммарного риска ошибочного решения для КК  $\gamma$  и  $\rho$  имеет место при  $n_v = 5$  и составляет: для КК Пирсона  $W(\gamma_{\text{опт}}) = 0,204$  и для КК Спирмена  $W(\rho_{\text{опт}}) = 0,260$ ;
- квантиль фидуциальных распределений  $R^*(\gamma/H_1)$  и  $R^*(\gamma/H_2)$  при условии, что  $R^*(\gamma/H_1) = R^*(\gamma/H_2)$  не равен  $\gamma_{\text{опт}}$ , так же как  $W^*(\gamma_{\text{опт}}) > [R^*(\gamma/H_1) + F^*(\gamma/H_2)]$ . Это расхождение при увеличении объема выборки  $n_v$  уменьшается.

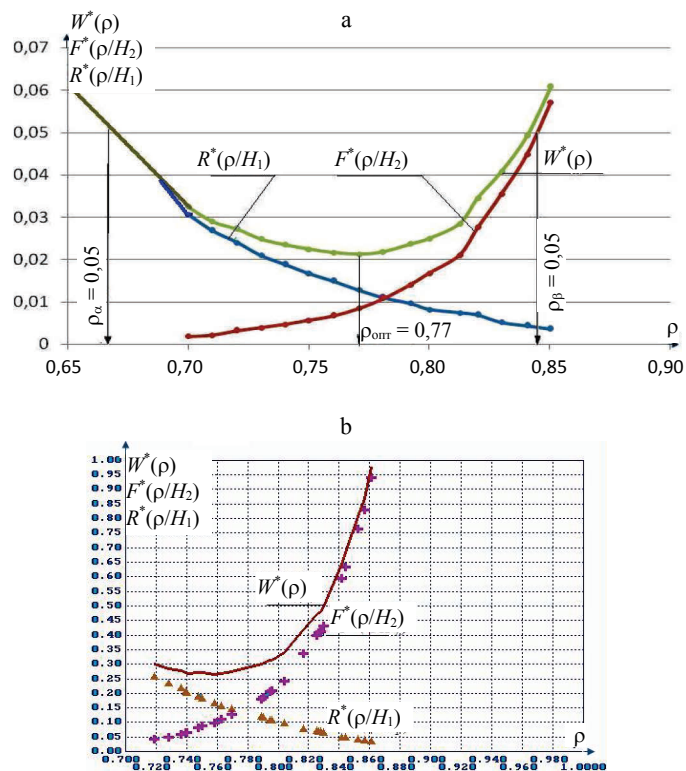


Рис. 4. Закономерности изменения фидуциальных распределений  $R^*(\rho/H_1)$  и  $F^*(\rho/H_2)$  и суммарного риска ошибочного решения  $W^*(\rho)$  для: а –  $n_v = 5$ ; б – 10

Fig. 4. Regularities of alterations in the fiducial distributions  $R^*(\rho/H_1)$  and  $F^*(\rho/H_2)$  and the total risk of the solution  $W^*(\rho)$  for: а –  $n_v = 5$ ; б – 10

Анализ изменения матрицы значимых статистических связей при переходе к критерию (5) рассмотрим на примере результатов расчета коэффициентов линейной ( $\gamma$ ) и ранговой ( $\rho$ ) корреляции ТЭП котельных установок энергоблоков 300 МВт [6].

Среднемесячные значения этих ТЭП приведены в табл. 5, а результаты расчетов экспериментальных значений  $\gamma_3$  и  $\rho_3$  – в табл. 6 (в верхнем треугольнике матрицы – значения  $\gamma_3$ , в нижнем –  $\rho_3$ ). В ячейках матрицы жирным шрифтом выделены реализации  $\gamma_3$  и  $\rho_3$ , которые превышают критические значения  $\gamma_k$  и  $\rho_k$ , равные для  $\alpha = 0,01$   $\gamma_k = \rho_k = 0,834$ . Учитывая, что при  $n_v = 8$  (число рассматриваемых энергоблоков) оптимальное значение КК  $\gamma_{\text{опт}} = \rho_{\text{опт}} = 0,77$  и меньше, чем  $\gamma_k = \rho_k$ , число значимых статистических связей возрастает.

Таблица 5

**Среднемесячные значения технико-экономических показателей котельных установок энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе**  
**Average monthly values of technical and economic indicators of boiler plants of power units of 300 MWt on gas-oil fuel**

№ п/п ТЭП	Наименование показателя	Условные номера энергоблоков							
		1	2	3	4	5	6	7	8
1	Удельная паропроизводительность $H_{\text{сп}}$ , т/ч	628,2	604,2	605,6	530,3	565,6	595,2	544,2	615,8
2	Удельный расход питательной воды $B$ , т/ч	638,1	614,2	614,2	539,3	582,8	607,3	558,3	622,8
3	Температура питательной воды $T_{\text{п}}$ , °С	246,2	233,8	244	241,5	230,3	242,4	233,7	248,8
4	Расход теплоты «брутто» $Q_b$ , г/Дж/ч	418,3	404,3	405,1	360,3	382,0	399,1	368,9	411,0
5	Температура воздуха после РВП $T_{\text{в}}$ , °С	284,2	277,6	280,8	281,2	278,3	286,5	281,7	284,6
6	Температура уходящих газов $T_{\text{у.г}}$ , °С	102,9	115,2	108,7	105,3	128,3	120,7	117,2	110,9
7	Коэффициент избытка воздуха $K_b$ , о. е.	1,197	1,253	1,286	1,29	1,257	1,322	1,185	1,229
8	Потери теплоты с уходящими газами $Q_{\text{у.г}}$ , %	5,96	6,89	6,92	6,72	8,43	7,49	6,58	6,64
9	Присос воздуха на тракте $\Delta S$ , %	42,2	41,8	56,0	51,9	66,2	43,2	36,9	51,5
10	КПД «брутто» $\eta_b$ , %	91,55	90,95	91,21	87,88	92,34	89,45	90,29	88,22
11	Доля ЭЭ на С.Н. $\mathcal{E}_{\text{сн}}$ , %	2,22	2,12	2,17	2,94	2,46	2,18	2,73	1,93
12	Доля ТЭ на С.Н. $Q_{\text{сн}}$ , %	1,35	1,72	1,94	1,53	2,21	2,08	1,88	2,08
13	КПД «нетто» $\eta_{\text{н}}$ , %	85,267	85,015	84,502	83,74	83,983	84,582	81,625	85,33

Таблица 6

Результаты расчетов коэффициентов линейной и ранговой корреляций между технико-экономическими показателями котельных установок энергоблоков 300 МВт

Results of calculations of coefficients of linear and rank correlations between technical and economic indicators of boiler plants of power units of 300 MWt

№ п/п ТЭП	Условный номер ТЭП												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1		0,829346	0,184618	<b>0,83940</b>	0,040325	0,156987	-0,06803	0,197583	0,311604	0,49926	-0,82107	0,234164	0,728649
2	<b>0,981</b>		0,353576	<b>0,98932</b>	0,341142	-0,09612	-0,54718	-0,3671	-0,46028	0,237156	<b>-0,9043</b>	-0,0029	<b>0,922831</b>
3	0,535	0,413		0,53081	0,736831	-0,71208	0,083816	-0,57543	-0,10654	-0,69539	-0,42571	-0,25423	0,554055
4	0,673	0,745	0,007		0,311216	-0,23954	-0,09306	-0,26421	-0,10778	0,142773	<b>-0,93135</b>	-0,03933	0,805201
5	0,510	0,447	0,299	0,109		-0,26628	0,059385	-0,34272	-0,35807	-0,63230	-0,2598	-0,01395	0,19387
6	-0,233	-0,252	-0,372	0,090	-0,204		0,179578	<b>0,872032</b>	0,292168	0,643937	-0,00386	0,78869	-0,28962
7	-0,296	-0,195	-0,697	-0,282	-0,056	0,204		0,503687	0,364897	-0,10643	-0,03479	0,295403	0,268613
8	-0,399	-0,338	-0,743	0,090	-0,166	<b>0,850</b>	0,525		0,66112	0,61288	0,041819	0,756732	-0,08455
9	-0,261	-0,14	-0,800	0,253	-0,313	0,175	0,469	0,545		0,318059	0,009087	0,460525	0,196428
10	0,145	0,157	-0,113	0,455	-0,383	0,228	-0,302	0,020	-0,025		-0,13582	0,41771	-0,11127
11	-0,821	<b>-0,840</b>	-0,413	-0,549	-0,132	0	0,006	0,169	0,140	-0,031		-0,27608	-0,76213
12	0,032	0,032	-0,370	0,279	0,156	0,725	0,263	0,774	0,506	-0,206	-0,159		-0,10887
13	<b>0,844</b>	<b>0,896</b>	0,411	0,755	0,089	-0,153	-0,217	-0,281	-0,168	0,268	<b>-0,896</b>	-0,065	

Все изменения значимых статистических связей определяют результаты ранжирования объектов. Алгоритм ранжирования приведен в [7–10].

### ВЫВОДЫ

1. Разработан способ нахождения статистически значимых связей технико-экономических показателей объектов электроэнергетических систем. Он рекомендуется к применению при малых объемах сопоставляемых выборок технико-экономических показателей и отсутствии приоритетов последствий ошибок первого и второго рода.

2. Способ основан на сопоставлении оценок коэффициентов корреляции, вычисленных по статистическим данным эксплуатации с оптимальным значением однотипного коэффициента корреляции.

3. Оптимальное значение коэффициента корреляции вычисляется по фидуциальным распределениям и соответствует минимальному значению суммарного риска ошибочного решения.

4. Фидуциальные распределения возможных реализаций коэффициентов корреляции для заданной величины объема выборки вычисляются по разработанным алгоритмам и программам.

5. Пример расчета иллюстрирует существенное влияние кластеров технико-экономических показателей на результаты ранжирования котельных установок энергоблоков 300 МВт на газомазутном топливе. Кластеры показателей представляются своими эквивалентными характеристиками.

### ЛИТЕРАТУРА

1. Орлов, А. И. Прикладная статистика / А. И. Орлов. М.: Изд-во «Экзамен», 2004, 656 с.
2. Кендалл, М. Статистические выводы и связи / М. Кендалл, А. Стьюарт. М.: Наука, 1973. 900 с.
3. Оценка взаимосвязи технико-экономических показателей объектов ЭЭС / Э. М. Фархадзаде [и др.] // Электронное моделирование. 2017. Т. 39, № 6. С. 93–106.
4. Reliability of the Estimate of Interrelation of Parameters Efficiency Their Work of Objects of Ees / E. M. Farhadzadeh [et al.] // Reliability: Theory & Applications. 2017. Vol. 12, № 2. P. 21–27.
5. Кобзарь, А. И. Прикладная математическая статистика / А. И. Кобзарь. М.: Физматлит, 2006. 628 с.
6. Повышение надежности и экономичности котельных установок блочных электростанций / Э. М. Фархадзаде [и др.] // Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики. Минск: БНТУ, 2015. Вып. 66: Актуальные проблемы надежности систем энергетики: материалы Международного семинара имени Ю.Н. Руденко. С. 404–410.
7. Фархадзаде, Э. М. Автоматизированные формирования рекомендаций для повышения надежности и экономичности энергоблоков ТЭС / Э. М. Фархадзаде, Ю. З. Фарзалиев, А. З. Мурадалиев // Энергетик. 2016. № 2. С. 15–17.
8. Farhadzadeh, E. M. Criteria the Estimation Expediency of Classification Information on Reliability of the Equipment and Devices EPS / E. M. Farhadzadeh, A. Z. Muradaliyev, S. A. Abdullayeva // Reliability: Theory & Applications. 2016. Vol. 10, No 2. P. 42–47.

9. Совершенствование методов повышения надежности объектов электроэнергетических систем: переход от качественного к количественному подходу формирования решений по повышению надежности объектов электроэнергетических систем / Э. М. Фархадзаде [и др.] // *Электричество*. 2016. № 8. С. 18–28.
10. Метод и алгоритмы расчета показателей надежности по многомерным данным / Э. М. Фархадзаде [и др.] // *Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ*. 2017. Т. 60, № 1. С. 16–29. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2017-60-1-16-29>.

Поступила 28.04.2017 Подписана в печать 09.07.2017 Опубликована онлайн 30.05.2018

#### REFERENCES

1. Orlov A. I. (2004) *Applied Statistics*. Moscow, Ekzamen Publ. 656 (in Russian).
2. Kendal M., Stuart M. (1973) *Statistical Findings and Links*. Moscow, Nauka Publ. 900 (in Russian).
3. Farkhadzade E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Rafiyeva T. K., Abdullaeva S. A. (2017) Evaluation of the Relationship of Technical and Economic Indicators of Objects of the Electric Power System. *Elektronnoe Modelirovanie = Electronic Modeling*, 39 (6), 93–106 (in Russian).
4. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Rafiyeva T. K., Abdullaeva S. A. (2017) Reliability of the Estimate of Interrelation of Parameters Efficiently Their Work of Objects of Ees. *Reliability: Theory & Applications*, 12 (2), 21–27.
5. Kobzar' A. I. (2006) *Applied Mathematical Statistics*. Moscow, Fizmatlit Publ. 628 (in Russian).
6. Farkhadzade E. M., Farzaliyev Yu. Z., Muradaliyev A. Z., Rafiyeva T. K. (2015) Increase of Reliability and Efficiency of Boiler Plants of Block Power Plants. *Metodicheskie Voprosy Issledovaniya Nadezhnosti Bol'shikh Sistem Energetiki. Vyp. 66: Aktual'nye Problemy Nadezhnosti Sistem Energetiki. Materialy Mezhdunarodnogo Seminara im. Yu. N. Rudenko* [Methodical Problems of Research of Reliability of Big Systems of Power Engineering, Issue 66: Actual Problems of the Reliability of Energy Systems: Materials of the International Seminar. Yu. N. Rudenko]. Minsk, Belarusian National Technical University, 404–410 (in Russian).
7. Farhadzadeh E. M., Farzaliyev Yu. Z., Muradaliyev A. Z. (2016) Automated Formation of Recommendations to Improve the Reliability and Efficiency of Thermal Power Plants. *Energetik = Power & Electrical Engineering*, (2), 15–17 (in Russian).
8. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Abdullaeva S. A. (2016) Criteria the Estimation Expediency of Classification Information on Reliability of the Equipment and Devices EPS. *Reliability: Theory & Applications*, 10 (2), 42–47.
9. Farkhadzade E. M., Muradaliyev A. Z., Farzaliyev Yu. Z., Abdullaeva S. A. (2016) Improvement of Methods for Improving the Reliability of Electric Power System Facilities. (The Shift From Qualitative to Quantitative Approach of Shaping the Decisions on Increase of Reliability of Objects of Electric Power Systems). *Elektrichestvo* [Electricity], (8), 18–28 (in Russian).
10. Farhadzadeh E. M., Muradaliyev A. Z., Rafiyeva T. K., Abdullaeva S. A. (2017) Method and Algorithms of Calculation of Parameters of Reliability in Accordance with Multivariate Data. *Energetika. Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii i Energeticheskikh Ob'edinenii SNG = Energetika. Proceedings of the CIS Higher Educational Institutions and Power Engineering Associations*, 60 (1), 16–29. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2017-60-1-16-29>.

Received: 28 April 2017

Accepted: 9 July 2017

Published online: 30 May 2018