

---

**Поздравляем с 80-летием  
профессора Эльмара Мехтиевича  
ФАРХАДЗАДЕ**

doi

УДК 621.019

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

## **Компьютерная технология оценки взаимосвязи технико-экономических показателей энергоблоков**

Одним из основных требований при оценке технико-экономических показателей эффективности работы является независимость их один от другого, традиционно устанавливаемая сопоставлением коэффициента корреляции, рассчитываемого по статистическим данным эксплуатации, с его критическим значением. Существующие ограничения для применения коэффициентов корреляции не всегда учитываются. Показано, что преодоление трудностей при оценке интегральных показателей может быть достигнуто на основе комплексного применения фидуциального подхода, имитационного моделирования и теории проверки статистических гипотез. Преодоление трудоемкости ручного счета, наукоемкости и влияния человеческого фактора достигается переходом к решению задач на основе компьютерных технологий.

*К л ю ч е в ы е с л о в а*: энергоблок, фидуциальный, многомерный, гипотеза, взаимосвязь, корреляция, выборка.

При сравнении и ранжировании энергоблоков тепловых электростанций по эффективности работы необходимо учитывать десятки показателей надежности, экономичности и безопасности. Традиционно решение многих эксплуатационных задач по периодичности, объему и виду технического обслуживания и ремонта выполняется на основе важного экономического показателя — удельного расхода условного топлива. По мере увеличения срока службы энергоблоков все больше проявляется необходимость учета технического состояния энергоблоков, т.е. показателей безотказности, ремонтпригодности, долговечности, сохраняемости и безопасности. Учет этих показателей можно проводить посредством перехода к расчету интегрального показателя, для оценки объективности которого

© Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Рафиева Т.К., Рустамова А.А., 2019

необходимо выполнение целого ряда требований. Показатели независимы, если оценка эксплуатационного коэффициента корреляции не превышает критического значения. Однако кажущаяся простота решения этого вопроса обманчива. Во-первых, число реализаций показателей, например в условиях решаемой оперативной задачи, ограничено числом энергоблоков, т.е. составляет единицы. В течение года это число может сокращаться до трех-четырех. Во-вторых, статистические данные, зависят от большого числа факторов, многомерны, измеряются в разных шкалах, в том числе и в шкале наименований, закон их распределения неизвестен.

**Постановка задачи.** Одним из основных условий объективности оценки интегрального показателя  $I_g$  технического состояния энергоблоков тепловой электростанции является независимость технико-экономических показателей (ТЭП) [1]. Для того чтобы оценить значимость взаимосвязи двух ТЭП, традиционно вычисляют коэффициент корреляции  $K$ , по экспериментальным данным и сопоставляют эту эмпирическую оценку с критическим значением  $K_\alpha$  с принятым уровнем значимости  $\alpha$  [2]. Характерной особенностью выборок реализаций ТЭП рассматриваемых энергоблоков является их очень малый объем, равный числу энергоблоков ( $n_b = 8$ ). В летний период при снижении нагрузки, когда ряд энергоблоков отключается на плановый ремонт, показатель  $n_b$  соответственно уменьшается.

Оценки ТЭП зависят от большого числа признаков и их разновидностей, т.е. это не случайная выборка из генеральной совокупности, а именно неслучайная выборка из конечной совокупности многомерных данных (КСМД). Поэтому о каком-либо законе распределения, в том числе и нормальном, говорить не приходится. Следовательно, условия применения коэффициента корреляции Пирсона (большой объем данных  $n_b$  и нормальный закон распределения реализаций выборок) не выполняются. В этом случае на практике применяются оценки непараметрической корреляции Спирмена и Кендала. Однако влияние неопределенности вида взаимосвязи ТЭП (линейная или нелинейная) для очень малых значений  $n_b$  сохраняется.

Это объясняется тем, что коэффициенты корреляции Пирсона, Спирмена и Кендала оценивают лишь степень линейной взаимосвязи сопоставляемых выборок [3]. Малое значение  $n_b$  обуславливает возможность искажения взаимосвязи ТЭП, и это искажение тем больше, чем меньше значение  $n_b$ . Нередко при использовании коэффициентов корреляции Спирмена и Кендала проводится их сравнение, а проверка предположения о наличии линейной взаимосвязи проводится, как правило, для двух значений ошибок первого рода  $\alpha$ . Это подтверждает зависимость решения от значения  $\alpha$  (неопределенность решения). Например, предположение (гипотеза) об отсутствии линейной взаимосвязи рассматриваемых ТЭП может быть спра-

ведливо при  $\alpha = 0,05$  и не выполняться при  $\alpha = 0,01$ . При этом указывается даже «зона неопределенности решения».

Следует упомянуть еще об одной трудности ручного счета при анализе взаимосвязи ТЭП. Например, для энергоблоков мощностью 300 МВт на газомазутном топливе [4] ТЭП исчисляются десятками и оценка их степени взаимосвязи даже при использовании специальных калькуляторов или компьютерных технологий требует значительного времени. Поэтому ни о какой оперативности расчетов говорить не приходится.

Систематизируя изложенное, предлагается учесть, следующее:

1. Коэффициенты корреляции Спирмена и Кендала для выборок из КСМД не противоречат, а дополняют друг друга [5] (для одних выборок коэффициент корреляции Спирмена превышает коэффициент корреляции Кендала, а для других — наоборот).

2. Уменьшение объема вычислений взаимосвязи ТЭП достигается дифференцированием ТЭП по установкам и узлам объектов, позволяющих перейти к эквивалентным ТЭП. При этом оценка взаимосвязи ТЭП проводится для более двух ТЭП в узле [6].

3. Влияние минимального числа  $n_b$  на достоверность решения о наличии взаимосвязи ТЭП можно устранить, используя фидуциальный подход [7].

4. Неопределенность типа взаимосвязи ТЭП можно устранить сопоставлением эмпирической линии регрессии взаимосвязи ТЭП с фидуциальной областью изменения возможных реализаций линейной регрессии с заданным уровнем значимости  $\alpha$ . Существующий метод расчета доверительной области определяет граничные значения доверительного интервала ТЭП и углового коэффициента экспериментальной линии регрессии [8]. Предполагается, что эта область может содержать «истинную» линию регрессии с заданным коэффициентом доверия. Однако необходимо знать, входит ли экспериментальная линия регрессии в фидуциальную область линий регрессий возможных независимых выборок. Отличная от существующей постановка задачи обуславливает необходимость разработки метода расчета доверительной области линий регрессии независимых выборок.

5. Отсутствует критерий контроля соответствия линейной связи и наблюдаемой.

6. Влияние неопределенности решения, обусловленной эвристическим выбором величины  $\alpha$ , может быть устранено посредством минимизации риска ошибочного решения (учет не только значения  $\alpha$ , но и ошибки второго рода  $\beta$ ) [5].

**Статистический анализ взаимосвязи ТЭП на основе фидуциального подхода.** Фидуциальные распределения были введены Р.А. Фишером в 1935 г. и определяли «до какой степени мы можем доверять любому

заданному значению неизвестного показателя этого распределения». По мнению Р.А. Фишера [9—11]:

1) следует доверять лишь решениям, которые основаны на эмпирических данных распределения наблюдаемой выборки;

2) приемлемым способом построения фидуциальных интервалов является вычисление распределения вероятностей возможных значений показателей. Именно этому при анализе фидуциального подхода уделяется наименьшее внимание;

3) доверительный и фидуциальный интервалы действительно одинаковы, но только тогда, когда оценивается один показатель. Если вычисления осуществляются по двум и большему числу показателей, то результаты могут различаться.

Хорошо известны трудности аналитического представления фидуциальных распределений для комплексных показателей малочисленных выборок из КСМД [12]. Граничные значения доверительного интервала, иногда называемые гарантированными значениями, в этом случае вычислялись:

1) посредством аппроксимации реализаций показателя, рассчитанных по нескольким выборкам с помощью одного из известных законов распределения с использованием известных для этого распределения формул расчета;

2) методом прямой подстановки по граничным значениям доверительного интервала аргумента комплексных показателей;

3) методом Монте-Карло разыгрыванием возможных реализаций аргументов в доверительных интервалах их изменения при предположении о равномерном характере распределения аргументов, расчете комплексного показателя и ранжирования многочисленных результатов расчетов.

Каждому из этих методов свойственны определенные недостатки, главным из которых является неопределенность достоверности граничных значений. Новые возможности расчета фидуциальных распределений возникли при появлении компьютерной техники и развитии компьютерных технологий, что позволило, прежде всего, преодолеть трудности аналитического представления фидуциальных распределений.

Одним из основных вопросов к результатам расчета граничных значений фидуциального интервала всегда был вопрос о достоверности результатов расчета. Под достоверностью будем понимать соответствие граничных значений фидуциального интервала заданным статистическим ошибкам первого и второго рода. Вопрос этот достаточно серьезен, а вытекающая из него задача была решена методом «обратной задачи».

Учитывая различия в интерпретации этого метода, уточним его суть. Этот метод позволяет проверить адекватность алгоритма моделирования

на примерах с заранее известным результатом расчета. Например, это могут быть критические значения наибольшего отклонения сопоставляемых исходной функции распределения генеральной совокупности случайных величин и статистической функции распределения выборки; граничные значения доверительного интервала среднего арифметического значения реализаций случайных выборок из генеральной совокупности; граничные значения доверительного интервала возможных реализаций коэффициентов корреляции и ряд других показателей, значения которых табулированы для некоторых значений  $\alpha$  и  $n_b$ .

Алгоритм моделирования фидуциальных распределений на примере коэффициента корреляции независимых выборок случайных величин  $\xi$  с равномерным законом распределения в интервале  $[0,1]$  следующий:

1. Используя подпрограмму RANDU, моделируем две выборки случайных величин  $\xi$  объемом  $n_b$ .
2. Определяем коэффициент корреляции Пирсона  $K_M$ .
3. Пункты 1 и 2 повторяются  $N$  раз, например  $N = 10^5$ .
4. Число  $N$  реализаций  $K_M$  размещается в порядке возрастания.
5. Каждому значению полученного вариационного ряда при  $i = 1, N$  присваивается вероятность  $F^*(K_{M,i}) = i/N$ .
6. Определяем граничные значения этого распределения с заданным уровнем значимости  $\alpha$ , например для  $\alpha = 0,05$ .
7. Результаты расчетов сопоставляем с известными граничными значениями доверительного интервала. Их совпадение позволяет проводить аналогичные вычисления для любых значений  $n_b$  и  $\alpha$ .

**Особенности моделирования реализаций ТЭП.** При оценке взаимосвязи возникает необходимость в моделировании выборок не только по статистической функции распределения КСМД  $F_\Sigma^*(\tau)$ , но и по выборке из КСМД функции  $F_b^*(\tau)$ , объем которой может исчисляться единицами. При традиционном моделировании реализаций представительных выборок по  $F_b^*(\tau)$  наблюдается систематическое смещение параметров распределения, и оно тем большее, чем меньше выборка из КСМД. Предложено видоизменить представление статистической функции распределения при моделировании [13]. Ее вид для  $n_b = 4$  приведен в табл. 1. Использовано следующее распределение случайной величины  $\tau$ :

$$F_v^*(\tau) = \begin{cases} \xi_v, & \xi_v \leq F^*(\tau_2), \\ \frac{j-1}{n_b+1} + \frac{(\tau - \tau_j)}{(n_b+1)(\tau_{j+1} - \tau_j)}, & F^*(\tau_j) < \xi_v < F^*(\tau_{j+1}), \\ \xi_v, & \xi_v \leq F^*(\tau_{(n_b+1)}), \end{cases} \quad (1)$$

где  $v = 1, n_b$ ;  $j = 2, (n_b + 1)$ .

Реализации моделируемых случайных величин  $\tau$  при аналогичных значениях  $v$  и  $j$  вычисляются по формуле

$$\tau_{m,v} = \begin{cases} \tau_1, & \xi_v < F^*(\tau_2), \\ \tau_j + [\xi_v(n_b + 1) - (j-1)](\tau_{j+1} - \tau_j), & F^*(\tau_j) < \xi_v < F^*(\tau_{j+1}), \\ \tau_{n+2}, & \xi_v > F^*(\tau_{(n_b+1)}). \end{cases} \quad (2)$$

**Результаты расчетов.** В качестве примера на рис. 1 приведены гистограммы возможных реализаций коэффициентов корреляции Пирсона для независимых выборок. Обе выборки по формулам (1) и (2) могут быть получены по статистической функции распределения  $F^*(\Pi_1)$  или  $F^*(\Pi_2)$ , где  $\Pi_1$  и  $\Pi_2$  — пара ТЭП, для которых анализируется взаимосвязь. Однако, учитывая, что коэффициент корреляции этих выборок равен коэффициенту корреляции используемых при моделировании двух выборок случайных величин  $\xi$  с равномерным законом распределения в интервале  $[0; 1]$ , для уменьшения объема вычислений целесообразно сопоставлять именно выборки случайных величин  $\xi$ . Расчеты коэффициента корреляции Пирсона проводились по следующей формуле:

$$K_M = \frac{n_b * \Sigma(\xi_1 - \xi_2) - \Sigma\xi_1 * \Sigma\xi_2}{\sqrt{n_b \Sigma\xi_2^2 - (\Sigma\xi_2)^2} \sqrt{n_b \Sigma\xi_1^2 - (\Sigma\xi_1)^2}}, \quad (3)$$

где  $\xi_1$  и  $\xi_2$  — реализации случайных величин  $\xi$ , соответственно первой и второй выборок.

На рис. 1 приведены гистограммы коэффициентов линейной корреляции Пирсона для  $n_b$ , а на рис. 2 — статистические функции фидуциального распределения возможных реализаций фактических и абсолютных величин коэффициентов корреляции Пирсона независимых выборок для  $n_b = 4$ . В табл. 2 приведены критические значения коэффициентов корреляции Пирсона для независимых выборок  $\alpha$ , а также справочные данные [3].

Таблица 1

Показатель	Представление $F^*(\tau)$ для выборок $j$						Примечание
	1	2	3	4	5	6	
$\tau_j$	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	$\tau_4$	$\tau_5$	$\tau_6$	$\tau_1 = \tau_2$
$F^*(\tau_j)$	0	0,2	0,4	0,6	0,8	1	$\tau_5 = \tau_6$

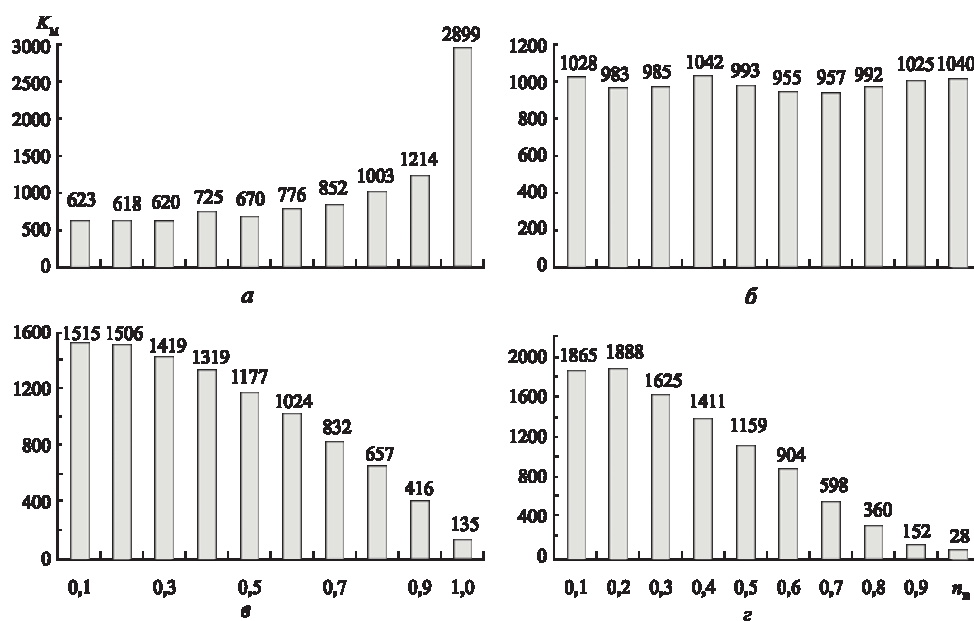


Рис. 1. Гистограммы распределения возможных реализаций абсолютных величин коэффициентов корреляции независимых выборок объемом  $n_b$ : а —  $n_b = 3$ ; б —  $n_b = 4$ ; в —  $n_b = 6$ ; г —  $n_b = 8$

Анализируя результаты моделирования, видим, что полученные оценки критических значений коэффициентов линейной корреляции Пирсона для независимых выборок практически полностью совпадают с табличными значениями числа степеней свободы  $n_b - 2$ , указанными в справочниках.

Следовательно, предположение о том, что малое число реализаций выборки и несоответствие нормальному закону распределения случайных

Таблица 2

Объем выборки $n_b$	Коэффициент корреляции Пирсона для $K_m$ при уровне значимости					
	двухсторонних границ					
	0,05	0,025	—	0,005	0,0025	—
	односторонних границ					
	0,1	0,05	0,025	0,01	0,005	0,0025
3	0,987	0,997	0,9992	0,9999	1	1
4	0,898	0,917	0,973	0,987	0,994	0,9985
6	0,73	0,82	0,87	0,92	0,95	0,96
8	0,63	0,72	0,78	0,84	0,88	0,91

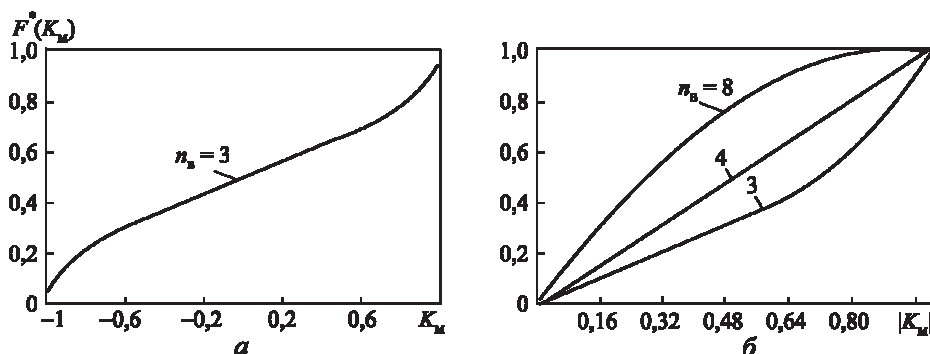


Рис. 2. Статистические функции фидуциальных распределений фактических (а) и абсолютных (б) величин коэффициентов линейной корреляции Пирсона для моделируемых реализаций независимых выборок

величин оказывает существенное влияние на критические значения коэффициентов линейной корреляции Пирсона, не подтверждается. В то же время, полностью подтверждается симметрия фидуциального распределения  $F^*(K_M)$  относительно нулевого значения аргумента, что позволяет перейти к распределению абсолютных значений коэффициентов корреляции  $F^*(K_M)$  и уменьшить необходимое по точности число реализаций  $N$  в два раза. Критическое значение  $K$  с уровнем значимости  $\alpha$  после такого преобразования при  $K_3 > 0$  соответствует квантилю  $K_{(1-\alpha/2)}$ , а при  $K_3 < 0$  — величине  $[-K_{\alpha/2}]$ .

## Выводы

1. Фидуциальный подход, основанный на моделировании возможных реализаций [9—11] показателей надежности, экономичности, а также надежности работы оборудования и устройств электроэнергетических систем предоставляет большие возможности объективного решения задач, связанных с их сравнением и ранжированием.

2. Анализ взаимосвязи технико-экономических показателей мощных энергоблоков, в том числе энергоблоков мощностью 300 МВт, тепловых электростанций целесообразно проводить на основе граничных значений фидуциальных интервалов коэффициентов корреляции.

3. Граничные значения фидуциального и доверительного интервалов коэффициентов линейной корреляции Пирсона для независимых выборок полностью совпадают и не зависят от объема выборки и закона распределения случайных величин. Для зависимых выборок критические значения коэффициентов корреляции могут быть рассчитаны только на основе фидуциального подхода, т.е. традиционно используемый для расчетов критических значений коэффициента корреляции метод довери-



тельных интервалов может рассматриваться как частный случай фидуциального подхода.

4. С увеличением числа реализаций ТЭП ширина фидуциального интервала при неизменном уровне значимости уменьшается. Уменьшается и вероятность возникновения ложных взаимосвязей.

#### СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З., Абдуллаева С.А. Сравнение и ранжирование паротурбинных установок энергоблоков ТЭС по эффективности работы // Теплоэнергетика, 2018, № 10, с. 41—50.
2. Орлов А.М. Прикладная статистика. М.: «Экзамен», 2006, 672 с.
3. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. М.: Физматгиз, 2006, 816 с.
4. РД 34.09.454 Типовой алгоритм расчета технико-экономических показателей конденсационных энергоблоков мощностью 300, 500, 800 и 1200 МВт, ВТИ, 1990.
5. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З. и др. Минимизация риска ошибочного решения при оценке значимости статистических связей технико-экономических показателей объектов электроэнергетических систем // Энергетика, 2018, 61, №3, с. 193—206
6. Фархадзаде Э.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З., Рафиева Т.К. Сравнительный анализ методов расчета интегральных показателей, характеризующих эффективность работы объектов ЭЭС // Электрон. моделирование, 2017, 39, № 3, с. 75—89.
7. Колмогоров А.А. Определение центра рассеяния и меры точности по ограниченному числу наблюдений // Изв. АН СССР, Серия матем., 1942, № 6, с. 3—32.
8. Орлов А.М. Математика случая. Вероятность и статистика — основные факторы. Учеб. пособие. М.: МЗ-Пресс, 2004.
9. Fisher R.A. The fiducial argument on statistical inference // Ann. of Engenics, 1935, Vol. 5, № 3, p. 391—398.
10. Fisher R.A. Contributions to Mathematical statistics. Tukey, J.W.ed.-New York, Wiley 1950.
11. Fisher R.A. Statistical methods and scientific induction. J.Roy.Statist.Soc.Ser.B.17 (1955) 69-78 (criticise theories of Jerry Neyman and Abraham Wald from a fiducial perspective).
12. Орлов А.М. Новая парадигма анализа статистических и экспериментальных данных в задачах экономики и управления // Политематический сетевой электронный научный журнал Кубанского государственного аграрного ун-та, 2014, № 98 (14), с. 34—42.
13. Farhadzade E.M., Muradaliyev A.Z., Farzaliyev Y.Z. Comparison methods of modeling continuous raudom variables on empirical distributions // Reliability; Theory&applications. (RT&A), 2013, Vol. 8, № 2 (29), p. 49—54.

Получена 12.03.19

#### REFERENCES

1. Farkhadzade, E.M., Muradaliyev, A.Z., Farzaliyev, Yu.Z. and Abdullayeva, S.A. (2018), “Comparison and ranging steam turbine installations of power units PES on an overall performance”, *Teploenergetika*, no. 10, pp. 41-50.
2. Orlov, A.M. (2006), *Prikladnaya statistika* [Applied statistics], Ekzamen, Moscow, Russia.
3. Kobzar, A.I. (2006), *Prikladnaya matematicheskaya statistika* [Applied mathematical statistics], Fizmatgiz, Moscow, Russia.

4. (1990), *Tipovoy algoritm rascheta tekhniko-ekonomicheskikh pokazateley kondensatsionnykh energoblokov moshchnosti 300, 500, 800 i 1200 MVt* [Typical algorithm for calculating the technical and economic indicators of condensing units with a capacity of 300, 500, 800 and 1200 MW], VTI.
5. Farkhadzade, E.M., Muradaliyev, A.Z., Farzaliyev Yu.Z., Rafiyeva, T.K. and Abdullayeva, S.A. (2018), "Minimization of risk of the erroneous decision at an estimation of the importance of statistical communications of technical and economic parameters of objects of electro power systems", *Energetika*, Vol. 61, no. 3, pp. 193-206.
6. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z., Farzaliyev, Y.Z. and Rafiyeva, T.K. (2017), "The comparative analysis of methods of calculation of the integrated parameters describing an overall performance of objects EES", *Elektronnoye modelirovaniye*, no. 3, pp.75-89.
7. Kolmogorov, A.A. (1942), "Determination of the center of scattering and measures of accuracy for a limited number of observations", *Seriya matem.*, no. 6, pp. 3-32.
8. Orlov, A.M. (2004), *Matematika sluchaya. Veroyatnost i statistika — osnovnyye faktory. Ucheb. posobiye* [Mathematics of the case. Probability and statistics are the main factors. Training allowance], Press, Moscow, Russia.
9. Fisher, R.A. (1935), "The fiducial argument on statistical inference", *Ann. of Engenics*, Vol. 5, no. 3, pp. 391-398.
10. Fisher, R.A. (1950), *Contributions to Mathematical statistics*, Wiley, New York, USA.
11. Fisher, R.A. (1955), *Statistical methods and scientific induction*. J.Roy. Statist. Soc. Ser. B.17.
12. Orlov, A.M. (2014), "A new paradigm of analysis of statistical and experimental data in the problems of economics and management", *Politematicheskiiy setevoy elektronnyy nauchnyy zhurnal Kubanskogo gosudarstvennogo agrarnogo un-ta*, no. 98 (14), pp. 34-42.
13. Farhadzadeh, E.M., Muradaliyev, A.Z. and Farzaliyev, Y.Z. (2013), "Comparison methods of modeling continuous random variables on empirical distributions", *Reliability; Theory&applications (RT&A)*, Vol. 8, no. 2, pp. 49-54.

Received 12.03.19

Ә.М. Фархадзаде, А.З. Мурадалиев, Т.К. Рафиева, А.А. Рустамова

#### КОМП'ЮТЕРНА ТЕХНОЛОГІЯ ОЦІНЮВАННЯ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКУ ТЕХНІКО-ЕКОНОМІЧНИХ ПОКАЗНИКІВ ЕНЕРГОБЛОКІВ

Однією з основних вимог до техніко-економічних показників ефективності роботи є їхня незалежність один від одного, яку традиційно визначають зіставленням коефіцієнта кореляції, розрахованого за статистичними даними експлуатації, з його критичним значенням. Існуючі обмеження для застосування коефіцієнтів кореляції не завжди враховуються. Показано, що подолання труднощів при оцінюванні інтегральних показників можна досягнути на основі комплексного застосування фідуціального підходу, імітаційного моделювання та теорії перевірки статистичних гіпотез. Подолання трудомісткості ручної лічби, наукоємності та впливу людського фактору досягається переходом до розв'язку задач за допомогою комп'ютерних технологій.

*Ключові слова:* енергоблок, фідуціальний, багатовимірний, гіпотеза, взаємозв'язок, кореляція, вибірка.

*E.M. Farhadzadeh, A.Z. Muradaliyev, T.K. Rafiyeva, A.A. Rustamova*

COMPUTER TECHNOLOGY OF THE ESTIMATION OF INTERRELATION  
TECHNICAL AND ECONOMIC PARAMETERS OF POWER UNITS

One of the main requirements for the evaluation of technical and economic performance indicators is their independence from one another, traditionally established by comparing the correlation coefficient calculated from the operational statistics with its critical value. Existing restrictions for application of factors of correlation not always are considered. It is shown, that overcoming of difficulties at an estimation of integrated parameters can be reached on the basis of complex application fiducial approach, imitating modelling and theory of check of statistical hypotheses. And overcoming of bulkiness and labour input of the manual account and influences of the human factor is reached by transition to the decision of problems of the basis of computer technologies.

*Keywords: power unit, fiducial, multivariate, hypotheses, interrelation, correlation, sample.*

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

*РАФИЕВА Тамара Каировна, канд. техн. наук, ст. науч. 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.*

*РУСТАМОВА Айсель Али Панах кызы, аспирантка, вед. инженер отдела «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та энергетики (г. Баку). В 2012 г. окончила Азербайджанскую государственную нефтяную академию.*