

УДК 621.311.22

ЗАВИСИМОСТЬ МИКРОПОВРЕЖДЕННОСТИ СТАЛИ ПАРОПРОВОДОВ ОТ ВЕЛИЧИНЫ ОСТАТОЧНОЙ ДЕФОРМАЦИИ

А.А. МИТЮШОВ, Д.И. КОРОВИН, С.И. ШУВАЛОВ
ФГБОУВПО «Ивановский государственный энергетический университет имени В.И. Ленина»,
Иваново, Российская Федерация
E-mail: ShuvalovS@rambler.ru, dmitriyikorovin@list.ru, tdmtrieva@ogk6.ru

Авторское резюме

Состояние вопроса: Одной из наиболее опасных возможных аварий на тепловых электрических станциях является разрушение паропроводов, работающих в условиях ползучести при высокой температуре пара. Состояние металла контролируется различными методами, в том числе исследованием структуры металла на вырезках и репликах и измерением остаточной деформации. Исследование структуры трудоемко и проводится, как правило, после исчерпания паркового ресурса. Измерение остаточной деформации легче и проводится чаще. Предлагается оценивать состояние структуры металла в промежутки времени между измерениями структуры по величине остаточной деформации.

Материалы и методы: Оценка связи между поврежденностью структуры и остаточной деформацией основана на статистической обработке результатов диагностики состояния паропроводов острого пара и горячего промпрегрева Рязанской ГРЭС, выполненных из стали 15Х1М1Ф. Вероятность появления отдельных классов микроповрежденности определена с помощью метода Байеса.

Результаты: Проведен анализ описания гистограмм распределения наблюдаемых частот баллов микроповрежденности в зависимости от остаточной деформации с помощью логарифмически нормального, Вейбулла, гамма-и бета-распределений. Показано, что наилучшее согласование наблюдаемых и теоретических частот дает логарифмически нормальное распределение. Приведены значения параметров распределений для классов микроповрежденности структуры.

Выводы: Полученные зависимости рекомендуется использовать для прогнозирования состояния металла.

Ключевые слова: гибы паропроводов, ползучесть, остаточная деформация, повреждаемость, прогноз состояния.

DEPENDENCE OF MICRODAMAGES OF STEEL STEAM PIPELINE ON RESIDUAL DEFORMATION MAGNITUDE

A.A. MITYUSHOV, D.I. KOROVIN, S.I. SHUVALOV
Ivanovo State Power Engineering University, Ivanovo, Russian Federation
E-mail: ShuvalovS@rambler.ru, dmitriyikorovin@list.ru, tdmtrieva@ogk6.ru

Abstract

Background: One of the most dangerous possible accidents that could happen at a thermal station is the destruction of a steam pipeline that works in creep conditions with high steam temperature. Metal condition is controlled with the help of different methods, including research of metal structure on clippings and models and measurement of residual deformation. Structure research is time-consuming and usually conducted after economic life depletion. Residual deformation measurement is easier and more common. Evaluation of metal structure condition is assumed to be taken in time period between measurements of structure based on magnitude of residual deformation.

Materials and methods: Evaluation of connection between structure damage and residual deformation is based on statistical processing of Ryazanskaya GRES jet steam and hot reheat pipelines (made of 15H1M1F steel) condition diagnostic results. Probability of specific microdamage classes appearing is defined using the Bayesian method.

Results: The correlation assessment of the damage of steel 15H1M1F microstructure is completed from the magnitude of residual deformation. The authors show normal distribution function logarithmically gives the best correlation of observed and theoretical frequencies. The magnitudes of the distribution function parameters are presented for the structure microdamage classes.

Conclusions: The obtained dependences are recommended for damage prediction of the metal of steam pipeline bends which are operated in creep conditions.

Key words: steam pipeline bends, creeping, residual deformation, damage, prediction of condition.

Одним из наиболее ответственных элементов теплоэнергетического оборудования, разрушение которого может привести к катастрофическим последствиям, являются трубопроводы, работающие в условиях ползучести, и в первую очередь гибы паропроводов.

Разрушение элементов трубопроводов в условиях ползучести всегда происходит вследствие возникно-

вения микроповреждений структуры металла и развития их до микротрещин, а затем и до магистральной макротрещины. Так как процесс деградации микроструктуры металла до появления микротрещин занимает достаточно длительный период времени, то при периодическом контроле можно вы-

явить наступление опасного состояния элемента и заменить его, не доводя до разрушения.

Микроструктурный анализ состояния металла, результаты которого оцениваются по балльной шкале микроповрежденности [1, 2], представляет собой трудоемкую процедуру и проводится в обязательном порядке только после исчерпания паркового ресурса (после 200–220 тыс. часов эксплуатации). Поэтому до выработки паркового ресурса информация о состоянии структуры металла может отсутствовать. Вместе с тем обязательным является контроль остаточной деформации (не реже, чем через 50 тыс. часов). Хотя эта величина лишь косвенно оценивает вероятность возникновения микротрещин, именно она в условиях ползучести является первопричиной возникновения несплошностей в металле в виде пор и микротрещин.

Ранее нами [3] была обоснована возможность и целесообразность создания методики прогнозирования состояния гибов паропроводов по величине остаточной деформации. Для практической реализации этой методики необходимо знать связь между величиной деформации и степенью повреждения микроструктуры металла. Эта связь не может быть детерминированной, так как, во-первых, методика оценки остаточной деформации по реперам, установленным по двум взаимно перпендикулярным диаметрам, не гарантирует, что наибольшая деформация обязательно попадет в одну из контролируемых плоскостей. Во-вторых, балльный метод оценки поврежденности микроструктуры металла объединяет в один класс микроповрежденности данные с достаточно широким спектром остаточной деформации. В-третьих, данные о поврежденности микроструктуры и об остаточной деформации относятся к несколько иным объектам: для анализа микроструктуры вырезаются образцы на растянутой части гибов, а остаточная деформация измеряется на прямых участках, примыкающих к гибам. В-четвертых, нельзя исключать присутствие погрешностей в результатах измерений. Таким образом, зависимость поврежденности микроструктуры металла от остаточной деформации может быть только вероятностной.

Для анализа конкретного вида зависимости были взяты 126 пар значений микроповрежденности структуры металла и остаточной деформации выполненных из стали 15X1M1Ф гибов паропроводов острого пара и горячего промперегрева блоков №1 и №2 Рязанской ГРЭС, полученных за период эксплуатации оборудования с 1974 г. по 2010 г.

В рассматриваемой совокупности данных оказалось 26 значений с первым баллом микроповрежденности, 33 – со вторым баллом, 21 – с третьим баллом, 41 – с четвертым баллом и 5 – с шестым баллом по шкале микроповрежденности. Так как в этой шкале пятый балл отсутствует, будем считать, что все результаты измерений, при которых в металле были выявлены микротрещины, составляют совокупность данных с микроповрежденностью выше четвертого балла.

Для дальнейшей статистической обработки результаты измерений с микроповрежденностью структуры металла с 1-го по 4-й балл, согласно рекомендации [4], были распределены по семи интервалам.

Далее была проведена проверка статистических гипотез о соответствии наблюдаемых частот стандартным распределениям. Так как остаточная деформация всегда является положительной величиной, то были рассмотрены двухпараметрические распределения, определенные для непрерывной случайной величины $x > 0$ [5]: логнормальное, гамма-распределение, Вейбулла, а также бета-распределение, определенное на интервале $0 \leq x \leq 1$.

Параметры распределений подбирались методом многопараметрической оптимизации Нелдера-Мида исходя из принципа максимального правдоподобия, согласно которому наилучшей является комбинация параметров, обеспечивающая минимальное значение критерия хи-квадрат Пирсона. По значению критерия Пирсона определена вероятность появления расхождений между теоретическими и экспериментальными частотами попадания в классы микроповрежденности выше наблюдаемых. Результаты расчета представлены в табл.1.

Таблица 1. Вероятность появления больших расхождений

Тип распределения	Балл1	Балл2	Балл3	Балл4
Логнормальное	0,478	0,457	0,800	0,631
Гамма	0,570	0,420	0,860	0,546
Вейбулла	0,883	0,527	0,876	0,836
Бета	0,854	0,571	0,885	0,816

Согласно [6, 7], при $0,1 < p < 0,9$ нет никаких оснований сомневаться в соответствии проверяемой гипотезы результатам наблюдений. Поэтому каждое из рассмотренных распределений при соответствующем выборе параметров формально может быть использовано для описания плотности вероятности остаточной деформации внутри каждого класса микроповрежденности.

Недостаточный объем данных в выборке с микроповрежденностью выше четвертого балла не позволил проверить соответствие распределения наблюдаемых частот остаточной деформации стандартным законам. Однако на основании результатов оценок распределения для деформации при меньшей поврежденности микроструктуры было принято, что и здесь могут быть использованы те же стандартные законы. В таком случае задача сводится только к оценке параметров распределения.

Малое количество результатов измерений в этой выборке связано не с редким появлением подобных дефектов структуры металла, а обусловлено тем, что элементы с большой величиной остаточной деформации выводятся из эксплуатации без проверки структуры металла, т.е. налицо цензурирование исходных данных.

Для оценки параметров распределения была использована методика, изложенная в [8]. Будем считать, что без цензурирования выборка содержала бы n результатов измерений, но в нашем распоряжении только r (пять) первых членов. Цензурирование результатов проведено при величине параметра $x_{кр}$.

Для имеющихся r членов выборки находим среднее арифметическое \bar{x} и дисперсию S^2 . Далее рассчитываем параметры

$$h = \frac{n-r}{n}, \quad \gamma = \frac{S^2}{(x_{кр} - \bar{x})^2}.$$

Затем находим оценки математического ожидания и дисперсии нецензурированной выборки:

$$\mu = \bar{x} + (x_{кр} - \bar{x})k(h, \gamma),$$

$$\sigma^2 = S^2 + (x_{кр} - \bar{x})^2 k(h, \gamma).$$

Коэффициенты $k(h, \gamma)$ приведены в [9].

В нашем случае неизвестными параметрами являются граница цензурирования $x_{кр}$ и количество членов n в нецензурированной выборке. Нормативными материалами [1] не допускается эксплуатация гибов паропроводов блоков сверхкритического дав-

ления, выполненных из стали 15X1M1Ф и работающих в условиях ползучести, при значениях остаточной деформации выше 0,6 %. На практике гибы паропроводов заменяют при достижении остаточной деформации значений выше 0,55 %. Эту величину и принимаем за границу цензурирования, т.е. $x_{кр} = 0,55$.

Предположим, что количество измерений в каждом из классов микроповрежденности имеет один порядок. Среднее количество измерений в каждом из первых четырех классов микроповрежденности составило $\bar{n} = 30,25 \approx 30$. С доверительной вероятностью 90 % количество измерений остаточной деформации с микроповрежденностью выше четвертого балла находится в диапазоне 20–40.

На рис. 1 представлены плотности распределения вероятности появления остаточной деформации для каждого из классов микроповрежденности структуры металла гибов паропроводов.

Анализ полученных данных (рис. 1) показывает, что в основном различные стандартные законы распределения дают приблизительно одинаковое описание распределения вероятности. При этом гамма-распределение по сравнению с остальными законами задает более высокую плотность вероятности в середине интервала и более низкую на ее границах. Бета-распределение для первых четырех классов микроповрежденности достаточно хорошо согласуется с остальными законами, но для микроповрежденности выше четвертого балла наблюдается существенная аномалия, вызванная тем, что для этого класса параметры распределений подбирались только по методу моментов без проведения оптимизации, а также особенностями поведения бета функции при среднем значении параметра выше 0,5.

Стандартные законы распределения, параметры которых определены по экспериментальным данным, позволяют рассчитать вероятность появления остаточной деформации в диапазоне $[\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon]$ для каждого из классов микроповрежденности B_i по формуле

$$p_i(\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon) = f_{B_i}(\varepsilon) d\varepsilon,$$

где $f_{B_i}(\varepsilon)$ – плотность распределения вероятности внутри i -го класса микроповрежденности, соответствующая принятому закону распределения.

Вероятность выявления при диагностике i -го балла близка к частоте появления этого балла при предыдущих обследованиях, т.е. к величине

$$P_{B_i} = \frac{n_i}{\sum_{i=1}^5 n_i}.$$

Для прогнозирования состояния элементов после будущего периода эксплуатации наибольший интерес представляет оценка вероятности попадания в i -й класс микроповрежденности при известной величине остаточной деформации $p_\varepsilon(B_i)$. Это событие является результатом одновременного появления двух событий: попадания величины остаточной деформации в диапазон $[\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon]$ и оценки микроповрежденности структуры металла по i -му баллу. В соответствии с теоремой Байеса [17, 18], вероятность наступления такого события равна

$$p_\varepsilon(B_i) = \frac{P_{B_i} p_i(\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)}{\sum_{k=1}^5 P_{B_k} p_k(\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)} = \frac{n_i f_{B_i}(\varepsilon)}{\sum_{k=1}^5 n_k f_{B_k}(\varepsilon)}. \quad (1)$$

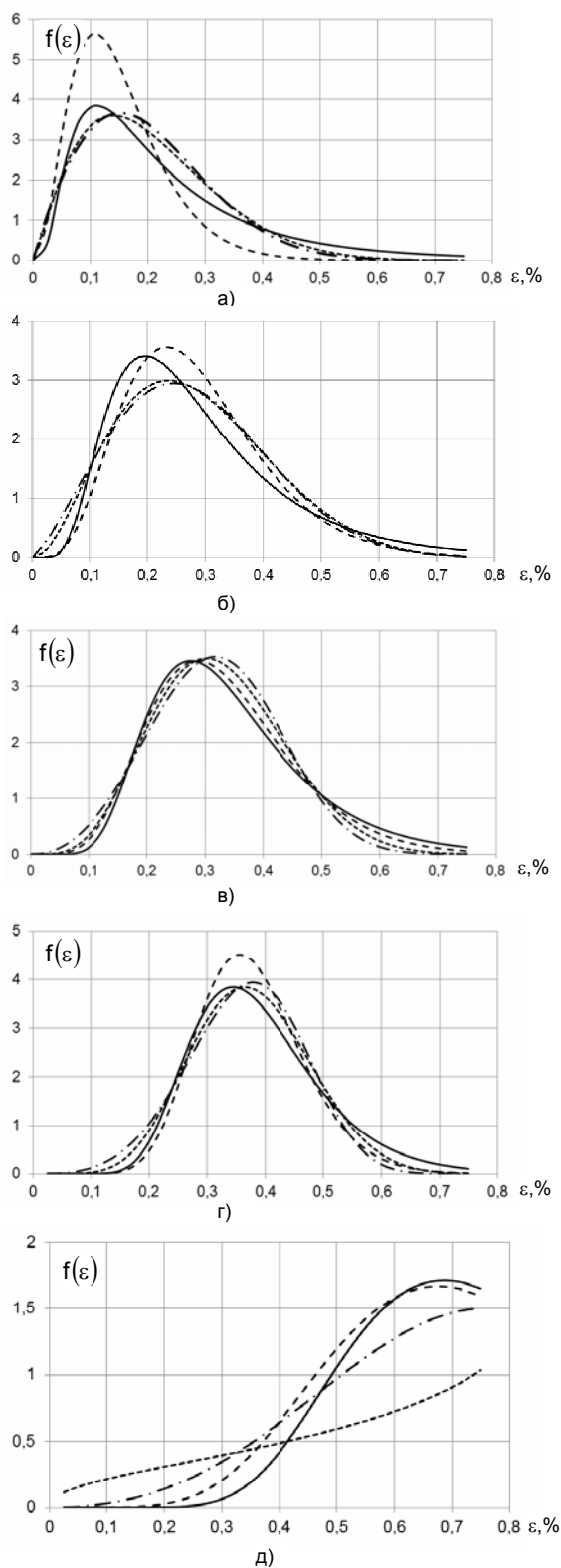


Рис. 1. Плотность распределения вероятности величины остаточной деформации: а – первый балл микроповрежденности; б – второй балл микроповрежденности; в – третий балл микроповрежденности; г – четвертый балл микроповрежденности; д – пятый балл микроповрежденности; ——— логарифмически нормальное распределение; - - - - - гамма-распределение; · - · - · - распределение Вейбулла; ········ бета-распределение

Результаты расчета по этой формуле показали, что все законы распределения, за исключени-

ем бета-распределения, приблизительно одинаково оценивают вероятности появления каждого из классов микроповрежденности.

Бета-распределение дает завышенную оценку появления микроповрежденности выше четвертого балла, что не согласуется с результатами наблюдений.

Распределение Вейбулла обладает большей асимметрией при оценке вероятностей для крайних интервалов.

Логарифмически нормальное распределение и гамма-распределение дают приблизительно одинаковые оценки при значении остаточной деформации менее 0,5 %, однако при дальнейшем росте деформации у гамма-распределения вероятность появления микроповрежденности с третьим баллом становится выше вероятности появления микроповрежденности с четвертым баллом. Более достоверным представляется прогноз по логарифмически нормальному распределению, показывающему более вероятное появление структуры с четвертым баллом микроповрежденности.

Достаточно неопределенным является принятое предположение о степени цензурирования данных о распределении величины остаточной деформации при пятом балле микроповрежденности. Для оценки влияния этой неопределенности на распределение вероятностей были проведены варианты расчетов с $n_{>4} = 20$ и $n_{>4} = 40$. На рис. 2 показаны вероятности появления микроповрежденности определенного класса для гибов паропроводов из стали 15Х1М1Ф в зависимости от величины остаточной деформации при аппроксимации результатов измерений логарифмически нормальным распределением.

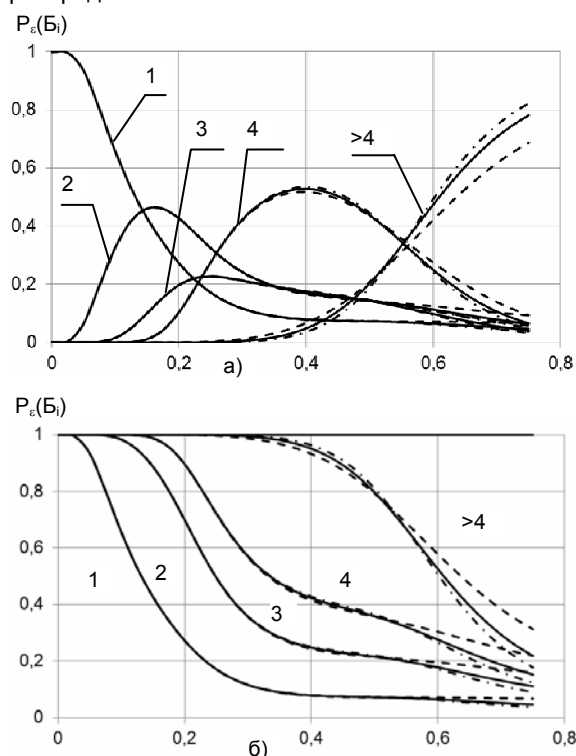


Рис. 2. Вероятности появления микроповрежденности структуры металла гибов паропроводов в зависимости от величины остаточной деформации: а – индивидуальные; б – суммарные (номера (1–4) соответствуют баллам микроповрежденности); — — — — — $n_{>4} = 30$; - - - - - $n_{>4} = 20$; - . - . - $n_{>4} = 40$

Анализ полученных данных (рис. 2) показывает, что независимо от количества принятых элементов в нецензурированной выборке различия в распределе-

нии вероятностей начинают заметно сказываться только при величине остаточной деформации выше 0,6 %. Однако эта область деформаций не имеет практического значения, так как при такой деформации не допускается эксплуатация элементов. Таким образом, для прогноза микроповрежденности состояния гибов трубопроводов по величине остаточной деформации можно использовать полученные зависимости, в которых плотность распределения вероятности остаточной деформации для каждого из классов рассчитывается по формуле

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\varepsilon\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\left[\ln\left(\frac{\varepsilon}{m}\right)\right]^2}{2\sigma^2}}, \quad (2)$$

где остаточная деформация ε выражена в процентах. Значения параметров распределения представлены в табл.2.

Таблица 2. Параметры распределения для классов микроповрежденности

Балл микроповрежденности	m	σ
1	0,187	0,719
2	0,275	0,522
3	0,320	0,389
4	0,377	0,289
>4	0,761	0,322

Следует отметить еще одно обстоятельство, имеющее принципиальное значение для создания методики прогнозирования состояния оборудования. По мере накопления данных измерений и увеличения объема выборочной совокупности значения параметров распределений могут быть уточнены либо изменены оценки в преимуществах того или иного распределения. Однако это приведет лишь к уточнению прогноза, а общая идеология построения метода прогнозирования останется прежней. При этом для оценки параметров распределений и выбора типа распределения в полной мере могут использоваться предложенные методы и алгоритмы.

Список литературы

1. **СТО 17230287.27.100.005-2008.** Основные элементы котлов, турбин и трубопроводов ТЭС. Контроль состояния металла. Нормы и требования. – М.: ОАО «ЕЭС России», 2008. – 657 с.
2. **ОСТ 34-70-690-96.** Металл паросилового оборудования электростанций. Методы металлографического анализа в условиях эксплуатации. – М.: ВТИ, 1997. – 44 с.
3. **Шувалов С.И., Митюшов А.А.** Прогнозирование состояния гибов паропроводов по величине остаточной деформации // Вестник ИГЭУ. – 2011. – Вып. 2. – С. 24–27.
4. **Р 50.1.033-2001.** Прикладная статистика. Правила проверки согласования опытного распределения с теоретическим. Ч. 1. Критерии типа хи-квадрат. – М.: Госстандарт России. – 174 с.
5. **Хастингс Н., Пикон Дж.** Справочник по статистическим распределениям. – М.: Статистика, 1980. – 95 с.
6. **Фишер Р.А.** Статистические методы для исследователей. – М.: Госстандарт, 1958. – 268 с.
7. **Крамер Г.** Математические методы статистики. – М.: Мир, 1975. – 648 с.
8. **Кобзарь А.И.** Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. – М.: Физматлит, 2006. – 816 с.
9. **Schmee J., Gladstein D., Nelson W.** Confidence limits for parameters of a normal distribution from singly censored samples, using maximum likelihood // Technometrics. – 1985. – V. 27. – P. 119–128.

10. Хей Дж. Введение в методы байесовского статистического вывода. – М.: Финансы и статистика, 1987. – 335 с.

11. Биргер И.А. Техническая диагностика. – М.: Машиностроение, 1978. – 240 с.

References

1. STO 17230287.27.100.005-2008. *Osnovnye elementy kotlov, turbin i truboprovodov TES. Kontrol' sostoyaniya metalla. Normy i trebovaniya* [Main Structural Elements of Boilers, Turbines and Pipelines of Heat Power Station. Control of Metal Condition. Regulations and Requirements], Moscow: OAO «EES Rossii», 2008, 657 p.

2. OST 34-70-690-96. *Metall parosilovogo oborudovaniya elektrostantsiy. Metody metallograficheskogo analiza v usloviyakh ekspluatatsii* [Metal of Power-steam Equipment at Power Plants. Methods of Metallographic Analysis in Operation Conditions], Moscow: VTI, 1997, 44 p.

3. Shuvalov, S.I., Mitusov, A.A. *Vestnik IGEU*, 2011, № 2, pp. 24–27.

4. R 50.1.033-2001. *Prikladnaya statistika. Pravila proverki soglasovaniya opytnogo raspredeleniya s teoreticheskim. Thast 1.*

Kriterii tipa khi-kvadrat [Applied Statistics. Concordance Rules of Experienced and Theoretical Distribution], Moscow: Gosstandart Rossii, 174 p.

5. Khastings, N.A.J, Pikon, J.B. *Spravochnik po statisticheskim raspredeleniyam* [Statistical Distributions Reference Book], Moscow: Statistika, 1980, 95 p.

6. Fisher, R.A. *Statisticheskie metody dlya issledovateley* [Statistical Methods for Research Workers], Moscow: Gosstandart, 1958, 268 p.

7. Kramer, G. *Matematicheskie metody statistiki* [Mathematical Methods of Statistics], Moscow: Mir, 1975, 648 p.

8. Kobzar', A.I. *Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov* [Applied Mathematical Statistics. For Engineering and Scientists], Moscow: Fismathlit, 2006, 816 p.

9. Schmee, J., Gladstein, D., Nelson, W. Confidence limits for parameters of a normal distribution from singly censored samples, using maximum likelihood, in *Technometrics*, 1985, vol. 27, pp. 119–128.

10. Khey, J.D. *Vvedenie v metody bayesovskogo statisticheskogo vyvoda* [Introduction to Bayesian Statistical Inference for Economists], Moscow: Finansy i statistika, 1987, 335 p.

11. Birger, I.A. *Tekhnicheskaya diagnostika* [Technical Diagnostics], Moscow: Mashinostroenie, 1978, 240 p.

Митюшов Алексей Александрович,
ОАО «ОГК-2»,
генеральный директор,
адрес: г. Москва, проспект Вернадского, д.101/3,
телефон (495) 428-53-01,
e-mail: dmitrieva@ogk6.ru

Коровин Дмитрий Игоревич,
ФГБОУВПО «Ивановский государственный энергетический университет имени В.И. Ленина»,
доктор экономических наук, профессор, зав. кафедрой высшей математики,
телефон (4932) 26-97-62,
e-mail: dmitriyikorovin@list.ru

Шувалов Сергей Ильич,
ФГБОУВПО «Ивановский государственный энергетический университет имени В.И. Ленина»,
доктор технических наук, профессор кафедры тепловых электрических станций,
телефон (4932) 41-83-10,
e-mail: ShuvalovS@rambler.ru