

УДК 004.942

Научная статья

Статистическая модель оценки надежности систем неразрушающего контроля на основе решения обратных задач.

А.Е. Александров,

С.П. Борисов,

Л.В. Бунина,

С.С. Быковский[@],

И.В. Степанова,

А.П. Титов

МИРЭА – Российский технологический университет, Москва, 119454 Россия.

[@] Автор для переписки, e-mail: bykovskij@mirea.ru

Аннотация.

Цели. Контроль износа конструктивных элементов энергоустановок, в частности трубопроводов атомных электростанций является неотъемлемым компонентом обеспечения безопасности при их эксплуатации. Контроль путем непосредственного обследования состояния трубопровода требует, во-первых, достаточно больших трудозатрат, во-вторых, в некоторых случаях приостановки работы энергоустановки. Для снижения расходов при проведении контрольных мероприятий предлагается использовать математическое моделирование.

Методы. Данная публикация посвящена анализу достоверности результатов, полученных с использованием математического моделирования. Анализируются биномиальная модель оценки надежности контроля, параметрическая модель Беренса и Хови вероятности обнаружения дефектов, параметрическая модель на основе исследования тест-образцов. В качестве альтернативы данным моделям предлагается расчетный метод оценки надежности систем неразрушающего контроля на основе решения обратной задачи. Для определения параметров кривой вероятности обнаружения дефектов модель использует данные, полученные различными контролирующими бригадами за длительный период эксплуатации энергоустановки. С использованием предлагаемой математической модели был выполнен набор тестовых расчетов на основе девяти комбинаций исходных данных.

Результаты. По итогам проведенных расчетов были построены кривые плотности вероятности обнаруженных дефектов в зависимости от размера дефекта, определены восстановленные значения параметров распределения дефектов при различных условиях испытаний, сделана оценка погрешности восстановления параметров.

Выводы. С учетом ограничений, связанных с размером выборки предлагаемая в статье методика, во-первых, позволяет применять результаты, полученные по контролю металла с большей уверенностью, чем методики, используемые в настоящее время, во-вторых, оценить эффективность контроля, проводимого отдельными бригадами испытателей, либо лабораториями.

Ключевые слова: неразрушающий контроль, надежность энергетических установок, математическое моделирование, статистический анализ, обратные задачи.

Глоссарий.

неразрушающий контроль – non-destructive testing

вероятность – probability

функция плотности распределения вероятности – probability distribution density function

восстановленное значение величины – recovered value

обратная задача – inverse problem

Research article.

Statistical model for assessing the reliability of non-destructive testing systems based on solving reverse problems.

Alexander E. Alexandrov,

Sergey P. Borisov,

Ludmila V. Bunina

Sergey S. Bikovsky[@],

Irina V. Stepanova,

Anrey P. Titiov.

MIREA – Russian Technological University, Moscow, 119454 Russia

[@] Corresponding author, e-mail: bykovskij@mirea.ru

Abstract

Objectives. Wear control of structural elements of power plants, in particular pipelines of nuclear power plants is an essential component of ensuring safety during their operation. Monitoring by direct inspection of the condition of the pipeline requires, firstly, quite a lot of labor, and secondly, in some cases, the suspension of the operation of the power plant. To reduce costs during control measures, it is proposed to use mathematical modeling.

Methods. This paper is devoted to the analysis of the reliability of the results obtained using mathematical modeling. The binomial model for assessing the reliability of control, the Behrens and

Howie parametric model of the probability of detecting defects, and the parametric model based on the study of test samples are analyzed. As an alternative to these models, a computational method for assessing the reliability of non-destructive testing systems based on solving the inverse problem is proposed. To determine the parameters of the defect detection probability curve, the model uses data obtained by various control teams over a long period of operation of the power plant. Using the proposed mathematical model, a set of test calculations was performed based on nine combinations of initial data.

Results. Based on the upshots of the calculations, curves of the probability density of detected defects were constructed depending on the size of the defect, the restored values of the defect distribution parameters were determined under various test conditions, and the error of parameter recovery was evaluated.

Conclusions. Taking into account the limitations associated with the sample size, the methodology proposed in the article, firstly, allows you to apply the results obtained on metal control with greater confidence than the methods currently used, and secondly, to evaluate the effectiveness of control carried out by individual test teams or laboratories

Key-words: non-destructive testing, reliability of power plants, mathematical modeling, statistical analysis, reverse problems.

Введение

При эксплуатации крупных энергетических установок одной из важнейших задач является обеспечение их безопасной эксплуатации. Необходимость ее решения предполагает, что конструкции атомных станций, включая трубопроводы и оборудование, должны сохранить целостность за весь срок эксплуатации¹. Однако имеющийся на сегодня опыт эксплуатации показывает, что независимо от типов АЭС и условий эксплуатации практически ежегодно обнаруживаются повреждения конструкционных элементов атомных станций, в том числе и трещины. Проблема в данном случае связана с недостаточной изученностью моделей и механизмов повреждений, и соответственно, в невозможности решения этой задачи на стадии проектирования.

Одним из направлений решения данной задачи является создание системы, обеспечивающей поддержание заданного уровня надежности за счет периодической диагностики технического состояния наиболее ответственных объектов эксплуатируемой энергетической установки, т.е. организация и проведение работ по неразрушающему

¹Требования к управлению ресурсом оборудования и трубопроводов атомных станций. Основные положения (НП-096-15)

контролю металла оборудования и трубопроводов. Основываясь на текущем состоянии исследуемых объектов, может быть решена задача прогнозирования его поведения в будущем и принятие решения о прекращении или продолжении его дальнейшей эксплуатации.

1. Статистические модели оценки надежности систем неразрушающего контроля

Для оценки текущего состояния исследуемых объектов необходимо иметь меру надежности неразрушающего контроля. В качестве такой метрики используется кривая вероятности обнаружения дефектов, известная из литературы как кривая PoD (Probability of Detection) [A, B]. Кривая PoD описывает распределение вероятности обнаружения дефектов по их размерам. Эта кривая в действительности может зависеть от множества факторов: возможностей используемой методики и аппаратуры контроля на выбранной чувствительности, местонахождения и геометрии дефекта, свойств материала, а также включает и человеческие факторы – усталость, стресс, сложные условия инспекции.

В качестве экспериментальных данных для построения кривой PoD используются данные, полученные в результате проведенного контроля. Получение экспериментальных данных может быть выполнено с использованием систем, подобных описанным в [C, D, E]. Применяемая при этом система контроля может быть использована для обнаружения как реальных дефектов, образующихся при эксплуатации оборудования и трубопроводов энергетической установки, так и искусственно созданных дефектов с заданными размерами. Искусственно созданные дефекты [F] должны содержать те же особенности, что и реальные дефекты. Наиболее подходящими являются образцы реальных объектов с реальными полученными при эксплуатации трещинами.

Выходной характеристикой применяемой системы контроля является сигнал (пиковое напряжение или амплитуда), который сравнивается с пороговым значением и может быть интерпретирован в зависимости от размера дефекта. Сравнительный анализ между выходным сигналом системы контроля и дефектами известного размера a позволяет получить оценку кривой вероятности обнаружения $PoD(a)$. Оценка $PoD(a)$ может быть найдена по числу реализаций контроля, проведенного исходной системой для заданного размера a_i , как:

$$PoD(a_i) = \frac{n_i}{n} \quad (1)$$

где $PoD(a_i)$ - вероятность обнаружения дефекта размером a_i ;

n_i - число дефектов размером a_i , обнаруженных при контроле;

n – общее число дефектов размером a_i в исследуемом образце.

Многократное использование формулы (1) для различных размеров дефектов a_i позволяет получить частоты обнаружения дефектов по размерам.

1.1. Биноминальная модель оценки надежности системы контроля

Предположим, что в заданной генеральной совокупности присутствует доля дефектов заданного размера. Тогда, извлекая из этой совокупности N объектов и подвергая их исследованию с помощью исходной системы контроля, можно надеяться, что с увеличением числа N , будут обнаружены все дефекты заданного размера. В этом случае, каждый проведенный эксперимент может рассматриваться как независимое испытание, а частота появления события $\omega = n_i / N$ может быть рассчитана по формуле Бернулли [G, H]:

$$P \left\{ \omega = \frac{n_i}{N} \right\} = \frac{N!}{n_i! \cdot (N - n_i)!} \cdot p^{n_i} \cdot (1 - p)^{N - n_i} \quad (2)$$

Нижняя доверительная граница вероятности обнаружения при заданном значении доверительной вероятности и заданном размере выборки может быть получена в результате решения следующего уравнения:

$$p_{SC} = \sup \left\{ p : \sum_{n_i=0}^{N-1} \frac{N!}{n_i! \cdot (N - n_i)!} \cdot p^{n_i} \cdot (1 - p)^{N - n_i} \geq 1 - \alpha \right\} \quad (3)$$

Имея решение уравнения (3), можно гарантировать [G], что вероятность обнаружения дефекта заданного размера выше 0,9 с заданным доверительным интервалом равным 95% будет обеспечена в том случае, если из 29 заданных дефектов за 29 испытаний будут найдены все 29 дефектов. Также задавая, число проверок и предполагая, что все дефекты при этом будут найдены исследуемой системой контроля, можно определить вероятность обнаружения при заданном доверительном интервале. В результате таких проверок, проводится оценка исследуемой системы контроля. При этом, если нижний доверительный интервал для доли обнаруженных трещин превышает заданное значение вероятности обнаружения, то система контроля считается достаточной для проведения работ по контролю и обеспечивает необходимый уровень надежности.

Однако, как указано в работе [J,K] использование биномиальной модели для оценки надежности системы контроля приводит к серьезным проблемам. Проблемы возникают при получении кривой PoD при изменении размеров дефектов. В этом случае, доверительные границы кривой PoD имеют очень неустойчивое поведение и зависят от выбранного метода анализа. Кроме того, для получения кривой PoD для всего диапазона изменения размеров дефектов требуется большое их количество, так как объем выборки для одного размера должен быть умножен на число точек, необходимых для построения самой PoD.

1.2 Параметрическая модель Беренса и Хови для кривой вероятности обнаружения PoD

В качестве альтернативы биномиальной модели была предложена параметрическая модель для построения кривой PoD. В работах Беренса и Хови [L M] была использована другая статистическая основа для представления кривой PoD в виде математической функции. Статистическая модель, предложенная Беренсом и Хови [M] основана на представлении выходного сигнала поступающего от системы контроля в виде основной составляющей, связанной с изменениями среднего сигнала от одного дефекта к другому, и случайной составляющей, связанной с изменениями сигнала при проверке того же самого дефекта. Отметим, что свойства материала, расположение дефекта и его ориентация относятся к первой основной составляющей и не меняются от одного осмотра к другому. Ко второй составляющей следует отнести человеческий фактор и используемые средства контроля. В свою очередь, средства контроля включают метод контроля, методику и аппаратуру контроля на выбранной чувствительности. Причем важно отметить, что человеческий фактор имеет субъективный характер и может меняться от многих причин, а средства контроля обладают объективными характеристиками, которые могут быть оценены в виде погрешности используемого метода.

В соответствии с приведенными представлениями Беренс и Хови [M] предложили статистическую модель, согласно которой ответный сигнал системы контроля разбит на отдельные компоненты. Эти компоненты могут быть записаны в виде следующей функциональной связи:

$$a = h(a) + \delta + \varepsilon \quad (4)$$

где a - выходной сигнал, поступающий от системы контроля,

$h(a)$ – основная составляющая, характеризующая среднее изменение сигнала от размера дефекта,

δ – дополнительная составляющая, обусловленная используемыми средствами контроля, и определяемая в виде погрешности используемого метода,

ε – дополнительная составляющая, обусловленная человеческим фактором.

Следует заметить, что согласно Беренсу и Хови величина $h(a)$ является случайной величиной со своим средним значением, а величины δ и ε – случайные величины с нулевым средним значением.

1.3 Параметрическая модель для кривой вероятности обнаружения PoD, определяемая по результатам статистической обработки тест образцов.

Предлагаемая модель в уравнении (4) для построения кривой PoD(a) может быть использована только в том случае, если размеры дефектов и их распределение заранее известны, т.е. сами дефекты являются искусственно созданными в виде тест-образцов. Эти данные могут быть получены по результатам проводимых испытаний в организациях атомной отрасли по неразрушающим видам **контроля [N]**.

Такой метод построения кривой PoD можно назвать прямым методом. Проведение и организация такого рода испытаний требуют существенных затрат. Данные полученные по результатам проведенных проверок являются ограниченными и поэтому чаще всего приводятся данные только о средней PoD. В этом случае усреднение данных затрудняет их дальнейшее использование для решения практических задач и делает невозможным провести индивидуальную оценку достоверности, полученную разными лабораториями.

Как отмечено в работе [J], это является большим недостатком. Поскольку, индивидуальная оценка, полученная разными лабораториями, позволяет выделить более надежные лаборатории и использовать их опыт в дальнейшей работе.

С дополнительными сложностями, возникающими при построении PoD- кривых можно ознакомиться в работе [O].

Отмеченные недостатки требуют поиска альтернативных методов оценки кривой PoD.

2. Статистическая модель оценки надежности систем неразрушающего контроля на основе решения обратных задач.

В качестве альтернативы прямым методам могут быть использованы расчетные методы, основанные на решении обратных задач [P].

Для построения кривой PoD используются данные, полученные в результате контроля реальных дефектов при проведении инспекций по контролю металла конструкций. Существенно важной составляющей является подбор выборки исходных данных. [Q,R].

Пусть для рассматриваемой конструкции, находящейся в эксплуатации в течении времени t , были обнаружены дефекты разных размеров a_i . Формируя для полученной выборки частотную характеристику дефектов по размерам (рис.1), можно сопоставить ей плотность распределения обнаруженных дефектов - $p_f(a)$. В качестве размера дефекта a_i должен быть выбран размерный масштаб - глубина, длина, площадь сечения дефекта. Из-за несовершенства используемой системы контроля часть дефектов оказывается необнаруженной. Степень несовершенства системы измерения, как было показано выше, характеризуется кривой обнаружения $PoD_{SC}(a)$, где нижний индекс SC – относится к конкретной системе контроля.

Совокупность обнаруженных и необнаруженных дефектов образуют исходное случайное распределение дефектов по их размерам, которое назовем действительным распределением плотности дефектов и обозначим это распределение как – $p_a(a)$.

В соответствии с введенными определениями, запишем следующее соотношение для плотности обнаруженных дефектов:

$$p_f(a) = \frac{p_a(a) \cdot PoD_{SC}(a)}{\int_{a_0}^S p_a(a) \cdot PoD_{SC}(a) da} \quad (5)$$

где $p_f(a)$ – распределение плотности обнаруженных дефектов с помощью исходной системы контроля;

$p_a(a)$ – действительное распределение плотности дефектов в исследуемом объекте;

$PoD_{SC}(a)$ - кривая вероятности обнаружения дефектов для исходной системы контроля SC ;

S – максимальный размер дефекта, который может находиться в исследуемом объекте;

a_0 – чувствительность исходной системы контроля (минимальный размер дефекта, обнаруживаемый исходной системой);

a – размерный масштаб дефекта.

Рассматривая приведенное соотношение (5), можно поставить задачу по нахождению функций $p_a(a)$ и $PoD_{SC}(a)$, по известной функции распределения $p_f(a)$. Такая задача относится к обратным. [S, T, U] Для ее решения необходима конкретизация вида функций $p_a(a)$ и $PoD_{SC}(a)$.

Функция распределения действительных размеров дефектов теоретически должна иметь экспоненциальный характер, поскольку с уменьшением размерного масштаба, число дефектов растет. Учитывая данное предположение, запишем плотность распределения действительных дефектов в виде следующего соотношения:

$$p_a(a) = \frac{\exp(-\lambda \cdot a)}{\int_{a_0}^S \exp(-\lambda \cdot a) da} \quad (6)$$

где λ - параметр действительного распределения дефектов.

При выборе функции $PoD_{SC}(a)$ была выбрана такая форма, которая имеет небольшое число параметров, но учитывала бы те особенности статистической модели (4), предложенные Беренсом и Хови. С учетом этих требований была использована следующая форма:

$$PoD_{SC}(a) = 1 - \exp(-r \cdot (a - a_0)) \quad (7)$$

где r - коэффициент достоверности исходной системы контроля;

a_0 – чувствительность исходной системы контроля (минимальный размер дефекта, обнаруживаемый исходной системой).

Следует заметить, что коэффициент достоверности, использованный в формуле (7) – параметр r включает как основную составляющую изменения функции $PoD_{SC}(a)$ от размера дефекта, так и дополнительную составляющую, обусловленную человеческим фактором [V], которая определяется по результатам статистической обработки исходной выборки. То же самое следует сказать и относительно параметра a_0 .

Подставляя приведенные формулы (6) и (7) в соотношение (5), получим:

$$p_f(a) = \frac{\exp(-a/\lambda) \cdot [1 - \exp(-r \cdot (a - a_0))]}{\int_{a_0}^s \exp(-a/\lambda) \cdot [1 - \exp(-r \cdot (a - a_0))] da} \quad (8)$$

Из (8) следует, что при известном распределении $p_f(a)$ необходимо найти три параметра: параметр распределения λ , коэффициент достоверности r и a_0 – чувствительность исходной системы контроля. С построением PoD-кривой по нескольким независимым переменным можно ознакомиться в [W]

2.1. Алгоритм расчета.

Отметим важную особенность функции $p_f(a)$. Поскольку данная функция $p_f(a)$ определяется как произведение двух функций $p_a(a)$ и $PoD_{SC}(a)$, причем функция $p_a(a)$ является монотонно убывающей, а функция $PoD_{SC}(a)$ - монотонно возрастающей, то логично положить, что функция $p_f(a)$ – должна иметь максимум. Координата максимального значения должна быть связана с параметрами функций $p_a(a)$ и $PoD_{SC}(a)$. Проведя несложные вычисления, можем записать значение абсциссы точки максимума в виде:

$$a_{\max} = a_0 - \frac{\ln\left(1 + \frac{r}{\lambda}\right)}{r} \quad (9)$$

Если подставить в формулу (8), значение a_{\max} , то получим ординату точки максимума:

$$p_f(a_{\max}) = y_{\max} \quad (10)$$

Эти координаты (a_{\max}, y_{\max}) могут быть определены из экспериментально полученного распределения плотности обнаруженных дефектов (рис.1).

Также отметим еще одну особенность выбранных функций. Если подставить в формулу (6), значение a_{\max} , то получим почти ту же самую ординату точки максимума, что получилась для формулы (10), т.е.:

$$p_a(a_{\max}) = y_{\max} \quad (11)$$

Точное совпадение значений ординат для формул (10) и (11) будет иметь место в том случае, если пределы интегрирования в используемых выражениях имеют значения от 0 до ∞ . Следует заметить, что разница значений y_{\max} , рассчитанных по формулам (10) и (11) зависит от значения a_0 и выбранной величины S – максимального размера дефекта в исследуемой области, и для $S > 20$ мм относительная погрешность разности этих значений не превышает величины 10^{-4} .

По сути, это означает, что функция распределения плотности вероятности $p_a(a)$ проходит через точку максимума функции распределения обнаруженных дефектов $p_f(a)$. Используя это свойство, можно записать следующее нелинейное уравнение относительно неизвестных параметров a_0 и λ :

$$F(a_0, \lambda) = y_{\max} - \frac{\exp(-\lambda \cdot a_{\max})}{\int_{a_0}^S \exp(-\lambda \cdot a) da} = 0 \quad (12)$$

Неизвестный параметр a_0 может быть найден из экспериментально полученного распределения плотности обнаруженных дефектов – как результат пересечения кривой распределения обнаруженных дефектов с осью абсцисс. Зная полученное значение a_0 , и используя уравнение (12) можно найти и второй неизвестный параметр λ , рассматривая нелинейное уравнение (12) относительно только одного параметра λ .

Для нахождения параметра r использовался метод последовательных приближений. Задавая серию значений параметра – r , вычислим для каждого заданного значения r величину параметра λ следующим образом. Разобьем исходную область, размером (a_0, S) на n интервалов. Выбор числа интервалов и его размера определяется на основе предварительного анализа исходной выборки. Согласно формуле (6), запишем вероятность нахождения действительных дефектов размером от a до b на интервале (a, b) :

$$p_a(a, b) = \frac{\int_a^b \exp(-a / \lambda) da}{\int_{a_0}^S \exp(-a / \lambda) da} \quad (13)$$

Если известно общее число действительных дефектов для всей области $N_{a\Sigma}$, то число действительных дефектов N_a^i для i -го интервала составит:

$$N_a^i = p_a(a_i, a_{i+1}) \cdot N_{a\Sigma} \quad (14)$$

Если известно число обнаруженных дефектов для каждого интервала N_f^i , то общее число действительных дефектов может быть найдено из следующего соотношения:

$$N_{a\Sigma} = \sum_{i=1}^n N_f^i \cdot \frac{1}{1 - \exp\left(-r \cdot \left(\frac{a_i + a_{i+1}}{2} - a_0\right)\right)} \quad (15)$$

Таким образом, задавая величину r и, используя соотношение (15), найдем значение $N_{a\Sigma}$. Затем используя формулу (14), определим число действительных дефектов для каждого i -го интервала - N_a^i . Далее используя метод линейной регрессии, по известным значениям N_a^i , найдем параметр - $\lambda(r)$.

Максимально приближенное значение параметра $\lambda(r)$ к параметру λ , найденному из уравнения (12) и даст исходное значение параметра r .

2.2. Тестовые расчеты.

С целью проверки правильности предложенной выше расчетной методики были проведены тестовые расчеты на моделях. Моделирование данных в рассматриваемом случае имеет важное преимущество, поскольку результаты расчетов могут быть сопоставлены с известным поведением генеральной совокупности, что невозможно сделать, сопоставляя только лабораторные данные исследований. Отдельные вопросы качества процедуры восстановления освещены в [Y].

В качестве исходных данных рассмотрим заданную конструкцию, в которой находятся действительные дефекты, имеющие следующие характеристики: общее число действительных дефектов - $N_{a\Sigma}$; распределение действительных дефектов по размерам - предполагаем, что оно имеет показательный закон распределения с известным параметром λ . Для оценки текущего состояния конструкции используется система неразрушающего контроля с известной PoD(a), имеющая заданную форму (7), с известными характеристиками: r - коэффициентом достоверности и a_0 - чувствительностью исходной системы контроля. При проведении контроля были обнаружены дефекты $N_{f\Sigma}$ разных размеров, которые могут быть отсортированы по размерам. Полученная таким образом совокупность обнаруженных дефектов - $N_{f\Sigma}$ является исходной выборкой, которая обрабатывалась согласно предложенной методике. Полученные при этом значения сопоставлялись с исходными данными. С целью исследования влияния сочетания значений исходных параметров на восстанавливаемые характеристики, исходные данные были

сгруппированы для девяти серий расчетов, приведенных в таблице 1. Для всех выбранных расчетных серий общее число действительных дефектов было принято равным $N_{a\Sigma} = 1000$.

Толщина стенки трубопровода была выбрана $S=20$ мм.

Таблица 1. – Исходные данные моделирования.

Серия расчетов, №	Параметр a_0 , мм	Параметр λ , мм ⁻¹	Параметр r , мм ⁻¹
1	0.5	0.2	0.1
2	0.5	0.2	0.5
3	0.5	0.2	1.0
4	0.5	0.5	0.1
5	0.5	0.5	0.5
6	0.5	0.5	1.0
7	0.5	1.0	0.1
8	0.5	1.0	0.5
9	0.5	1.0	1.0

2.2.1. Определение параметра a_0 .

Параметр a_0 определялся в результате нахождения точки пересечения кривой плотности обнаруженных дефектов с осью абсцисс. При этом кривая плотности обнаруженных дефектов была аппроксимирована параболой, построенной по 2-м точкам, включая максимальное значение для исходной плотности обнаруженных дефектов. В качестве примера расчета были выбраны следующие исходные параметры 4-той серии: $\lambda=0.5$ мм⁻¹; $r=0.1$ мм⁻¹; $a_0=0.5$ мм.

Исходные параметры были использованы для построения кривой плотности действительных дефектов в соответствии с (6). Задавая число интервалов разбиения исходной области (при $n=27$), определяем число действительных дефектов, находящихся в границах полученных интервалов, используя (14). Зная число действительных дефектов для полученных интервалов, вычислим число обнаруженных дефектов для каждого интервала, используя следующую зависимость:

$$N_f^i = N_d^i \cdot \int_{a_i}^{a_{i+1}} (1 - \exp(-r \cdot (a - a_0))) \quad (16)$$

Округляя число N_f^i до целого значения, получим исходную выборку обнаруженных дефектов, сгруппированных по их размерам. Следует заметить, что округление полученных значений для обнаруженных дефектов может быть сделано по недостатку (отбрасывание

дробной части целого числа) и по избытку (увеличение целого числа на единицу, если дробная часть больше 0.5), что приводит к двум различным частотным распределениям (красные и синие столбцы) рисунок 1.

Для полученного распределения выберем две точки (первую и третью), включая точку с максимальным значением плотности, и проведем через них параболу. Точка пересечения параболы с осью абсцисс даст нам значение параметра a_0 рис.2. Заметим, что вычислить значение параметра a_0 можно для 2-х вариантов: по недостатку $a_0^- = 0.365$ и по избытку $a_0^+ = 0.309$. Среднее значение для параметра a_0 составит $a_0^s = 0.337$. Исходное значение для $a_0 = 0.5$ мм. Погрешность вычисления параметра a_0 составит $\delta a_0 = 0.326$, или 32.6%.

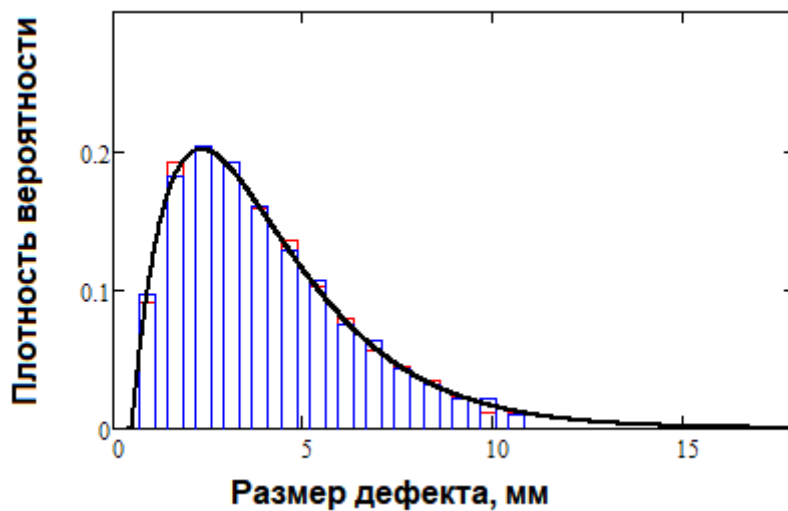


Рисунок 1. – Распределение обнаруженных дефектов по размерам (все серии).

Аналогично могут быть вычислены значения параметра a_0 и для других исходных значений параметров: λ и r . Результаты таких расчетов приведены в таблице 2.

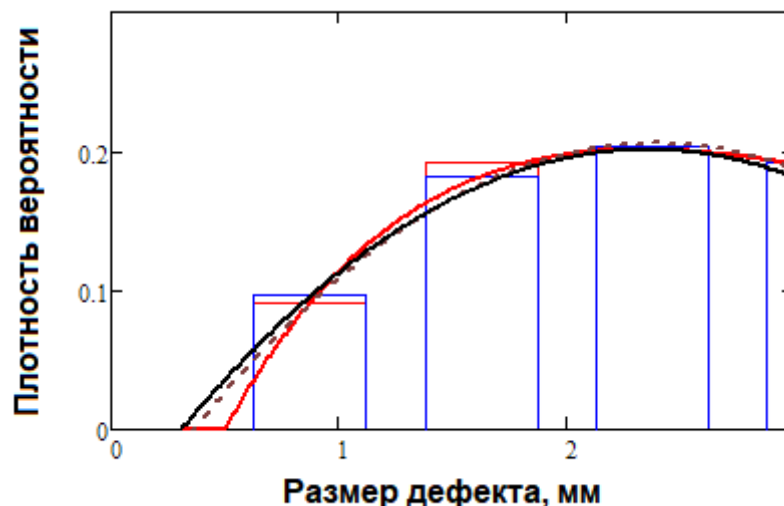


Рисунок 2. – Определение параметра a_0 для 2-х вариантов с округлением частотных характеристик по недостатку и по избытку.

Таблица 2 – Результаты восстановления параметра a_0^s

Исходные значения λ	Коэффициент достоверности	Восстановленное значение a_0^s	Погрешность, $\delta a_0, \%$
$\lambda=0.2$	$r=0.1$	0.189	62.2
	$r=0.5$	0.303	39.4
	$r=1.0$	0.321	35.8
$\lambda=0.5$	$r=0.1$	0.337	32.6
	$r=0.5$	0.402	19.6
	$r=1.0$	0.424	15.2
$\lambda=1.0$	$r=0.1$	0.468	6.4
	$r=0.5$	0.46	8
	$r=1.0$	0.446	10

2.2.2. Определение параметра λ .

Для определения параметра λ было использовано уравнение (12). Используя исходную выборку дефектов (рис.1), находим для нее координаты максимальной точки. Зная эти координаты и используя значение параметра a_0^s из таблицы 2, решаем нелинейное уравнение (12) относительно λ . В результате получаем искомый параметр λ . Результаты этих расчетов приведены в таблице 3.

Таблица 3 – Результаты восстановления параметра λ

Исходные значения λ	Коэффициент достоверности	Восстановленное значение λ	Погрешность $\delta \lambda, \%$
$\lambda=0.2$	$r=0.1$	0.199	0.5
	$r=0.5$	0.232	16.0
	$r=1.0$	0.235	12.5
$\lambda=0.5$	$r=0.1$	0.529	5.8
	$r=0.5$	0.594	18.8
	$r=1.0$	0.574	14.8
$\lambda=1.0$	$r=0.1$	0.969	6.4
	$r=0.5$	1.084	8.4
	$r=1.0$	1.075	7.5

λ - вычисленное (восстановленное) значение параметра λ ,

$\delta\lambda$ - относительная погрешность вычисленного значения параметра λ .

2.2.3. Определение параметра γ .

Рассмотрим пример расчета искомого параметра γ для указанных выше исходных значений для 5-той серии: $\lambda=0.5 \text{ мм}^{-1}$; $\gamma=0.5 \text{ мм}^{-1}$; $a_0=0.5 \text{ мм}^{-1}$. Число интервалов разбиения исходной области было задано $n=36$. Построенная частотная характеристика обнаруженных дефектов для данной серии приведена на рис.3. Задавая различные значения параметра γ , для исходного частотного распределения обнаруженных дефектов были получены соответствующие им распределения действительных дефектов. Одно из полученной серии экспериментов распределение действительных дефектов приведено на рис.4. Результаты действительного распределения обрабатывались методом линейной регрессии и находили значение параметра λ для заданного значения γ . Результаты таких расчетов для 5-ой серии приведены в таблице 4. Сопоставляя полученные результаты с восстановленным ранее для заданной серии параметром λ , равным значению 0, 594, находим близкое соответствующее ему значение равное 0.579, принимаем значение параметра γ , равное 0.27. Заметим, что исходное значение параметра γ составило 0.5, т.е. погрешность восстановления данного параметра - 46%.

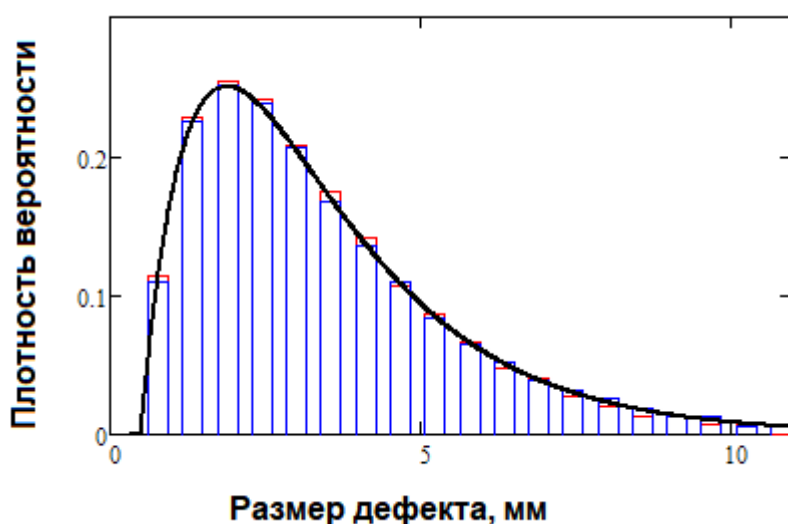


Рисунок 3. – Распределение частоты и плотности обнаруженных дефектов по размерам для 5-той серии.

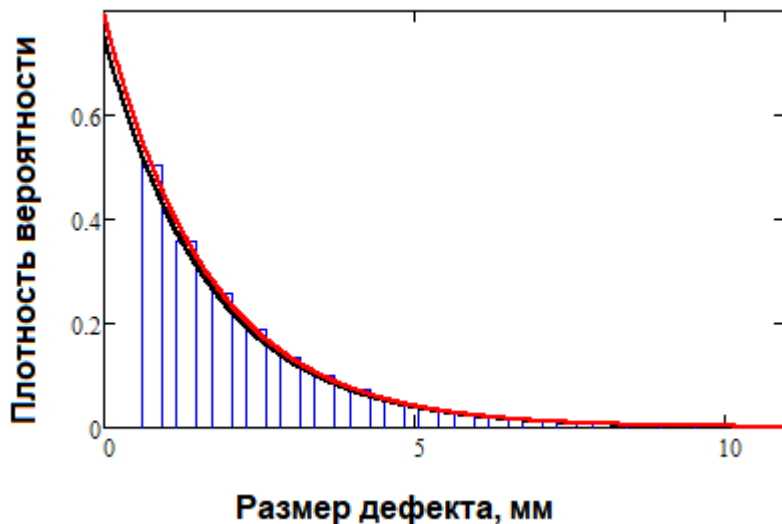


Рисунок 4. – Распределение частоты и плотности *действительных* дефектов по размерам для 5-той серии.

черная - построена по зависимости (6) для вычисленных параметров ($a_0=0.402$; из таблицы 2 для 5-той серии, и $\lambda=0.594$ из таблицы 3 для 5-той серии).

красная - построена в результате приближения по зависимости (17) полученной из линейной регрессии действительного распределения при $\gamma=0.27$.

$$p_a^{\text{exp}}(a) = \exp(-0.226 - 0.593 \cdot a) \quad (17)$$

Таблица 4. – Результаты восстановления параметра λ при различных значениях коэффициента достоверности.

Серия №	Задаваемый параметр γ мм ⁻¹	Восстановленный параметр λ мм ⁻¹	Степень приближения восстановленного параметра λ к образцовому $\lambda_0 = 0.594$, $\Delta\lambda = \left \frac{\lambda_0 - \bar{\lambda}}{\lambda_0} \right $
1	0.25	0.601	0.012
2	0.26	0.595	$1.7 \cdot 10^{-3}$
3	0.27	0.593	$1.684 \cdot 10^{-3}$
4	0.28	0.588	0.01
5	0.29	0.585	0.015
6	0.30	0.579	0.025
7	0.33	0.568	0.044

8	0.35	0.560	0.057
9	0.4	0.541	0.089
10	0.5	0.502	0.155

Аналогично были восстановлены значения параметра r и вычислены погрешности для остальных расчетных серий. Итоги вычислений приведены в таблице 5.

Таблица 5. – Результаты восстановления коэффициента достоверности \tilde{r} .

Исходные значения параметра λ	Коэффициент достоверности	Значение параметра, \tilde{r}	Погрешность, $\delta\tilde{r}, \%$
$\lambda=0.2$	$r=0.1$	0.095	5.0
	$r=0.5$	0.4	20.0
	$r=1.0$	0.9	10.0
$\lambda=0.5$	$r=0.1$	0.05	50.0
	$r=0.5$	0.3	40.0
	$r=1.0$	0.7	30.0
$\lambda=1.0$	$r=0.1$	0.08	20
	$r=0.5$	0.55	10
	$r=1.0$	0.80	20

3. Анализ полученных результатов.

Сопоставление полученных результатов моделирования и заданных исходных значений параметров, позволяет сделать следующие выводы.

При восстановлении параметра a_0 наибольшее значение погрешности было получено для расчетных серий с исходным значением $\lambda=0.2$ (максимальная погрешность δa_0 составила 62.2%, при значении параметра $r=0.1$). С увеличением значения параметра r : при значениях $r=0.5$ и $r=1.0$, погрешность уменьшается до значений 39.4% и 35.8% соответственно. С увеличением значения параметра λ при значениях $\lambda=0.5$ и $\lambda=1.0$ погрешность δa_0 уменьшается – минимальное значение для $\lambda=0.5$ составило 15.2% при $r=1.0$; и минимальное значение для $\lambda=1.0$ составило 6.4 % при $r=0.1$. Диапазон изменения значений погрешностей составил – 6.4-62.2%.

При восстановлении параметра λ погрешность для всех расчетных серий не превысила значения 18.8%. Диапазон изменения значений погрешности составил- 0.5-18.8%.

При восстановлении параметра r – максимальная погрешность составила 50%, при значении исходных параметров $\lambda=0.5$; $r=0.1$. Минимальная погрешность составила 5%, при

значении исходных параметров $\lambda=0.2$; $r=0.1$. Диапазон изменения значений погрешностей составил 5-50%.

Полученные результаты численного моделирования показали принципиальную возможность использования разработанной методики для определения, как кривой обнаружения дефектов, так и вероятностного распределения действительных дефектов по результатам проводимого контроля.

4. Выводы.

Проведенная работа позволила обнаружить следующие особенности предлагаемой методики:

1. Восстановление вероятностного распределения действительных дефектов основано на статистической обработке лишь той доли экспериментальных значений исходной выборки, которая определяет ее экстремальное значение.
2. Полученное экстремальное значение исходной выборки дает возможность непосредственно определить параметр действительного распределения дефектов λ , решая нелинейное уравнение.
3. При восстановлении кривой достоверности (определение параметра r) используется вся совокупность значений исходной выборки. При этом решается обратная задача. Согласно [S,T,U] данная задача относится к классу задач интерпретации данных наблюдений или диагностики.

Разработанная методика дает возможность использовать результаты, полученные по контролю металла, как для анализа текущего состояния оборудования и трубопроводов, так и прогнозирования их дальнейшего поведения, с большей уверенностью, чем применяемые в настоящий момент методики. Это вызвано в первую очередь тем, что данная методика позволяет определить оценку надежности (кривую вероятности обнаружения POD) для индивидуальных исполнителей непосредственно по результатам проведенных экспериментальных проверок. Методология аттестационных проверок, как правило, дает лишь качественные заключения о способности системы неразрушающего контроля выявлять дефекты. Большая часть работ дает результаты лишь для усредненных кривых POD, полученных в результате проверок одного и того же объекта, разными лабораториями. В качестве примера можно привести результаты межлабораторных сличительных испытаний, которые были проведены в 2018-2019 гг. в организациях атомной отрасли по неразрушающим видам контроля². Полученные данные 9-ю лабораториями не

² Аналитический отчет №532/789-2019. О проведении межлабораторных сличительных испытаний по неразрушающим видам контроля в организациях атомной отрасли по программе П.МСИ.НКСС-533/009-2018. Часть 2.

представляется возможным использовать при построении кривых POD для отдельных лабораторий по причине малого числа измерений для одного размера дефектов. Поэтому в этом случае была построена усредненная кривая POD, полученная по результатам всех 9-ти лабораторий. Такая ситуация является типичной при построении кривых POD.

Индивидуальная оценка эффективности контроля, проводимого лабораторией, позволяет выявить как плохих, так и хороших исполнителей. Усреднение же результатов при построении POD такую возможность исключает.

Следует заметить, что разработанная методика не заменяет существующие на настоящий момент методы аттестационных проверок, а рассматривается лишь как дополнение к ним.

Важным направлением разработанной методики является использование ее при анализе больших массивов данных, полученных в результате проводимых работ по контролю металла на энергоблоках. В этом случае могут быть сформированы группы дефектов по различным факторам, включая типы конструктивных элементов, режимы эксплуатации, используемые материалы (нержавеющая сталь, черная сталь, композитные сварные соединения), используемые системы контроля, а также бригады дефектоскопистов. Для каждой сформированной исходной выборки, используя разработанную методику, можно определить действительное распределение дефектов. Сопоставляя полученную информацию для различных выборок и для большого интервала времени эксплуатации энергоблока, можно сделать очень важные выводы. Подобного рода информация может быть использована при прогнозировании, стратегическом планировании, анализе рисков и ценность ее для предприятия очень высока. Важно отметить, что на основе данной информации можно построить модели для критичных процессов и нивелировать их с помощью дополнительных мероприятий.

Список используемых источников.

1. Berens A. P. Probability of detection (PoD) analysis for the advanced retirement for cause (RFC) /engine structural integrity program (ENSIP) nondestructive evaluation (NDE) system development volume 1 – PoD analysis. Finalreport 2000, p. 88. AFRL-ML-WP-TR-2001-4010.

2. A P Berens, NDE Reliability Data Analysis in Non-Destructive Evaluation and Quality Control: Qualitative Non-Destructive Evaluation, ASM Metals Data Book, ASM International, Vol 17, p 689, 1989.

2в Филинов В.В., Микаева С.А., Родюков М.С., Филинова А.В. Разработка средств неразрушающего контроля изделий из ферромагнитных сталей на основе использования магнитных шумов. Russian Technological Journal. 2017;5(3):114-123.

<https://doi.org/10.32362/2500-316X-2017-5-3-114-123>

3. G Casella and R Berger, *Statistical Inference*, Duxbury Press, 1990.

4. Gandossi L., Annis C. *Probability of Detection Curves: Statistical Best-Practices*. ENIQ report No. 41, European Commission Joint Research Centre Institute for Energy, EUR 24429 EN, 2010

5. A P Berens and P W Hovey, *Evaluation of NDE reliability characterization*, AFWAL-TR-81-4160, Air Force Wright-Aeronautical Laboratories, Wright-Patterson Air Force Base, Vol 1, December 1981.

6. A P Berens and P W Hovey, *Flaw Detection Reliability Criteria. Volume 1. Methods and Results*, AD-A142 001, Dayton Univ OH Research Inst, Final technical report, April 1984.

7. Гетман А. Ф., Козин Ю. Н *Неразрушающий контроль и безопасность эксплуатации сосудов и трубопроводов давления*. М. Энергоатомиздат, 1997, 288 с.

8. Александров А. Е. Оценка достоверности результатов контроля металла на основе альтернативного метода. *Информационные технологии*. №8. 2018. 529-537.
http://www.novtex.ru/IT/it2018/it818_web-529-537.pdf.

9. Тихонов А.Н., Кальнер В.Д., Гласко В.Б. *Математическое моделирование и метод обратных задач в машиностроении*. М.: Машиностроение. 1990. – 264.

References.

A. Berens A. P. *Probability of detection (PoD) analysis for the advanced retirement for cause (RFC) /engine structural integrity program (ENSIP) nondestructive evaluation (NDE) system development volume 1 – PoD analysis*. Finalreport 2000, p. 88. AFRL-ML-WP-TR-2001-4010.

B. A P Berens, *NDE Reliability Data Analysis in Non-Destructive Evaluation and Quality Control: Qualitative Non-Destructive Evaluation*, ASM Metals Data Book, ASM International, Vol 17, p 689, 1989.

C S.Mohamed Subair, Krishnan Balasubramaniama , Prabhu Rajagopala, Anish Kumar , B. Purnachandra Rao and T. Jayakumar *Finite Element Simulations to Predict Probability of Detection (PoD) Curves for Ultrasonic Inspection of Nuclear Components*. 1st International Conference on Structural Integrity, ICONS-2014 <https://doi.org/10.1016/j.proeng.2014.11.059>

D. Filinov V.V., Mikaeva S.A., Rodyukov M.S., Filinova A.V. *MODERN ARCHITECTURE BOARD INFORMATION AND CONTROL SYSTEMS OF HEAVY VEHICLES*. *Russian Technological Journal*. 2017;5(3):114-123. (In Russ.)
<https://doi.org/10.32362/2500-316X-2017-5-3-114-123>

E R Link and N Riess. *Non-Destructive Material Testing: Surface Crack Detection*. Helling GmbH Volume: 1 Binding: Hardback, 2014.
https://www.ndt.net/article/wcndt2012/papers/196_wcndtfinal00196.pdf

F Daniel KANZLER, Christina MÜLLER, Jorma PITKÄNEN, Uwe EWERT. Bayesian Approach for the Evaluation of the Reliability of Non-Destructive Testing Methods: Combination of Data from Artificial and Real Defects. 18th World Conference on Nondestructive Testing, 16-20 April 2012, Durban, South Africa <http://www.ndt.net/?id=12748>

G) G Casella and R Berger, Statistical Inference **Second Edition**, Duxbury Press, 2002.
H Kutner, M.H., C.I. Nachtsheim, J. Neter, and W. Li. Applied Linear Statistical Models. McGraw-Hill/Irwin, New York, New York, 5th edition, 2004
https://www.academia.edu/23365618/Applied_Linear_Statistical_Models_Fifth_Edition

J. Gandossi L., Annis C. Probability of Detection Curves: Statistical Best-Practices. ENIQ report No. 41, European Commission Joint Research Centre Institute for Energy, EUR 24429 EN, 2010.

K Charles R A Schneider and John R Rudlin Review of statistical methods used in quantifying NDT reliability. British Institute of Non-Destructive Testing Annual Conference, 16-18 September 2003, Bransford, Worcester, UK <https://www.twi-global.com/technical-knowledge/published-papers/review-of-statistical-methods-used-in-quantifying-ndt-reliability-september-2003>

L. A P Berens and P W Hovey, Evaluation of NDE reliability characterisation, AFWAL-TR-81-4160, Air Force Wright-Aeronautical Laboratories, Wright-Patterson Air Force Base, Vol 1, December 1981.

M. A P Berens and P W Hovey, Flaw Detection Reliability Criteria. Volume 1. Methods and Results, AD-A142 001, Dayton Univ OH Research Inst, Final technical report, April 1984.

N. Getman A.F., Kozin Y.N. Non-destructive testing and safety of operation of pressure vessels and pipelines. M. Energoatomizdat, 1997, 288 p. (in Russ).

O Annis, Charles, John C. Aldrin, and Harold A. Sabbagh. "What is Missing in Nondestructive Testing Capability Evaluation?." Materials Evaluation 73.1 (2015).

SabbaghPublication: Materials Evaluation, Volume 73, Issue 1.

<https://ndtlibrary.asnt.org/2015/WhatisMissinginNondestructiveTestingCapabilityEvaluation>

P. Alexandrov A.E. Assessment of the reliability of the metal control results based on an alternative method. Информационные технологии. №8. 2018. 529-537

http://www.novtex.ru/IT/it2018/it818_web-529-537.pdf.

Q Montgomery, Douglas C. Design and analysis of experiments / Douglas C. Montgomery. — Eighth edition. http://www.ru.ac.bd/stat/wp-content/uploads/sites/25/2019/03/502_06_Montgomery-Design-and-analysis-of-experiments-2012.pdf

R. Annis, Charles & Gandossi, Luca & Martin, Oliver. Optimal sample size for probability of detection curves. Nuclear Engineering and Design. 262. 98–105. 10.1016/j.nucengdes.2013.03.059 https://www.researchgate.net/publication/256817288_Optimal_sample_size_for_probability_of_detection_curves

S. Tikhonov A.N. Kalner V.D., Glasko V.B., Mathematical modeling and the method of inverse problems in mechanical engineering. Moscow.: Mashinostroenie. 1990. – 264.

T John C. Aldrin, Eric B. Shell, Erin K. Oneida, Harold A. Sabbagh, Elias Sabbagh, R. Kim Murphy, Siamack Mazdiyasi, and Eric A. Lindgren Model-based inverse methods for sizing surface-breaking discontinuities with eddy current probe variability. AIP Conference Proceedings 1706, 090002 (2016); <https://doi.org/10.1063/1.4940539>

U John C. Aldrin, Erin K. Oneida, Eric B. Shell, Harold A. Sabbagh, Elias Sabbagh, R. Kim Murphy, Siamack Mazdiyasi, Eric A. Lindgren, and Ryan D. Mooers. Model-based probe state estimation and crack inverse methods addressing eddy current probe variability. AIP Conference Proceedings 1806, 110013 (2017); <https://doi.org/10.1063/1.4974691>.

V Marija Bertovic, Joseph Given, Vamsi Krishna Rentala, Johannes Lehleitner, Daniel Kanzler, Thomas Heckel, Viktoriya Tkachenko. Human Factors in der POD - ist das möglich? DGZfP Jahrestagung 2022, Kassel, May, Germany. <https://www.ndt.net/search/docs.php3?id=27036>

W Noritaka Yusa, Jeremy S. Knopp Evaluation of probability of detection (POD) studies with multiple explanatory variables, Journal of Nuclear Science and Technology, 53:4, 574-579, DOI: 10.1080/00223131.2015.1064332

X. Charles R A Schneider, Ruth M Sanderson, Capucine Carpentier, Lu Zhao and Channa Nageswaran. Estimation of probability of detection curves based on theoretical simulation of the inspection process. https://www.bindt.org/downloads/NDT2012_5C1.pdf

Y. Aldrin, John & Annis, Charles & Sabbagh, Harold & Knopp, Jeremy & Lindgren, Eric. (2014). Assessing the Reliability of Nondestructive Evaluation Methods for Damage Characterization. 1581. 10.1063/1.4865078.

https://www.researchgate.net/publication/262989588_Assessing_the_Reliability_of_Nondestructive_Evaluation_Methods_for_Damage_Characterization

Сведения обо авторах.

Александров Александр Евгеньевич д.т.н. профессор кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail femsystem@yandex.ru. SPIN-код РИНЦ: 6121-3825, <https://orcid.org/0000-0002-6104-6227>

Борисов Сергей Петрович ст. преподаватель кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail: bsp345@gmail.com. SPIN-код РИНЦ: 4045-6550 <https://orcid.org/0000-0002-6043-9547>

Бунина Людмила Владимировна, ст. преподаватель кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail ludmilabunina@mail.ru SPIN-код РИНЦ: 1629-1700, <https://orcid.org/0000-0002-3392-6569>

Быковский Сергей Сергеевич, ст. преподаватель кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail bykovskij@mirea.ru SPIN-код РИНЦ: 1450-2101. <https://orcid.org/0000-0002-0944-3989>

Степанова Ирина Владимировна, к.г.-м.н. доцент кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail ivs_rrr@mail.ru, SPIN-код РИНЦ: 7065-5203, <https://orcid.org/0000-0002-0944-3989>

Титов Андрей Петрович, к.т.н. доцент кафедры аппаратного программного и математического обеспечения вычислительных систем Института кибербезопасности и цифровых технологий ФГБОУ ВО «МИРЭА – Российский технологический университет» (107996, г. Москва, ул. Стромынка, д.20). E-mail titov_and@mail.ru SPIN-код РИНЦ: 3872-9708 <https://orcid.org/0000-0001-8823-2524>.

About the authors

Alexander E. Alexandrov, Dr. Sci. (Tech), Professor, Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: femsystem@yandex.ru. RSCI SPIN-code 1629-1700, <https://orcid.org/0000-0002-3392-6569>

Sergey P. Borisov, head teacher, Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: bsp345@gmail.com. RSCI SPIN-code 4045-6550
<https://orcid.org/0000-0002-6043-9547>

Ludmila V. Bunina, head teacher, Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: ludmilabunina@mail.ru, RSCI SPIN-code 1629-1700,
<https://orcid.org/0000-0002-3392-6569>

Sergey S. Bikovsky, head teacher, Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: bykovskij@mirea.ru. RSCI SPIN-code 1450-2101.
<https://orcid.org/0000-0002-0944-3989>

Irina V. Stepanova, Cand. Sc. (Geology and Mineralogy), Associate Professor Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: ivs_rrr@mail.ru. RSCI SPIN-code 7065-5203 , <https://orcid.org/0000-0002-0944-3989>

Andrey P. Titov, Cand. Sc. (Tech), Associate Professor Department of Hardware software and mathematical support of computing system, Institute for Cybersecurity and Digital Technologies. 20, Stromynka st., Moscow 107996, Russia. E-mail: titov_and@mail.ru. RSCI SPIN-code 3872-9708 <https://orcid.org/0000-0001-8823-2524>.

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.