

А. Е. Александров, д-р техн. наук, проф., e-mail: femsystem@yandex.ru,  
Московский технологический университет (МИРЭА)

## Оценка достоверности результатов контроля металла на основе альтернативного алгоритма

*Поставлена задача восстановления характеристик прибора для проведения неразрушающего контроля и обоснования исходной дефектности для использования ее при построении математических моделей для расчета и прогнозирования уровня безопасности объектов энергетики. Приведено описание решения прямой задачи для корректировки распределения обнаруженных дефектов и построения их действительного распределения. Разработан метод решения обратной задачи восстановления характеристик используемого прибора для измерения дефектности исследуемых объектов на основе альтернативного алгоритма.*

**Ключевые слова:** вероятностный анализ безопасности, исходная дефектность, вероятностные методы механики разрушения, решение обратных задач

### Особенности анализа дефектности при обосновании уровня безопасности объектов энергетики

При построении математических моделей для расчета и прогнозирования уровня безопасности объектов энергетики важное значение приобретает задача задания и обоснования исходной дефектности, которая выявляется в результате неразрушающего контроля металла, проводимого в период производственного изготовления (заводской контроль), в период подготовки к сдаче в эксплуатацию (входной и предэксплуатационный контроль) и в период эксплуатации объектов (эксплуатационный контроль). Наличие исходных дефектов связано с технологическими операциями изготовления и эксплуатации материалов конструкций. Большое число дефектов появляется в сварных соединениях. Существенно меньше их можно обнаружить в основном металле после операцийковки и штамповки.

Сложность рассматриваемой задачи состоит в оценке достоверности исходной информации, получаемой в результате проведения контроля различными методами контроля, и ее представления в расчетных моделях. В большинстве случаев исходная информация о дефектности представляется в виде случайных распределе-

ний размеров дефектов и плотности распределения их вероятности [1]. Зная характеристики средств измерения дефектности, можно перейти от обнаруженных распределений к действительным. Однако, как показано в работах [2, 6], определение одной из этих характеристик — функции вероятности обнаружения дефекта заданного размера — связано с рядом трудностей и, в первую очередь, с высокими ресурсными затратами ее получения.

Использование для восстановления функции вероятности обнаружения дефекта метода обратных задач, когда сама характеристика может быть восстановлена по результатам исходных распределений обнаруженных дефектов, представляется в этой ситуации весьма эффективным средством решения данной проблемы.

Приборы, используемые при проведении контроля металла, характеризуются следующими параметрами:

- чувствительностью метода, т. е. минимальным размером дефекта  $a_0$ , обнаруживаемым данным методом с заданной погрешностью;
- погрешностью определения размера дефекта  $\Delta a$ ;
- функцией вероятности обнаружения дефекта заданного размера  $P_r(a)$ .

Для нахождения функции  $P_r(a)$  используют тест — образцы дефектов, максимально

приближенных к реальным. Дефекты закладываются в изделие, аналогичное эксплуатируемому, и далее осуществляется контроль с использованием различных средств и методов контроля. По результатам проведенных экспериментов строится аппроксимирующая зависимость — кривая вероятности выявления дефектов от их размера. В качестве аппроксимирующей во многих случаях применяется следующая зависимость [3]:

$$P_r(a) = 1 - \exp(-r(a - a_0)), \quad (1)$$

где  $r$  — коэффициент достоверности проводимого контроля,  $a$  — размер дефекта.

На рис. 1 представлены функции вероятности обнаружения дефекта, полученные с использованием формулы (1), для различных значений коэффициента достоверности  $r$ . Из-за несовершенных средств измерения часть дефектов остаются пропущенными. Число пропущенных дефектов и их размеры можно восстановить, если для данного метода контроля известна зависимость  $P_r(a)$ .

Метод корректировки размеров и числа обнаруженных дефектов и получения распределения действительных их размеров представлен в работах [1, 4]. Согласно этим работам действительное среднее число дефектов  $m_a$  в единице объема, а также действительное распределение дефектов по размеру  $p_a(a)$  с учетом их пропуска при контроле определяются по следующим формулам:

$$m_a = m_f / \int_0^{\infty} p_f(a) / P_r(a) da; \quad (2)$$

$$p_a(a) = p_f(a) / P_r(a) / \int_{a_0}^{\infty} p_f(a) / P_r(a) da, \quad (3)$$

где  $p_a(a)$  — плотность распределения вероятности действительных размеров дефектов;  $m_f$  — среднее число обнаруженных дефектов в единице объема;  $p_f(a)$  — плотность распределения вероятности обнаруженных размеров дефектов.

Рассчитанное в соответствии с формулой (3) распределение действительных размеров дефектов применяется в математических моделях расчета и прогнозирования уровня безопасности. Заметим, что полученное действительное распределение характеризуется монотонно убывающей зависимостью от их размеров [2]. Для задания плотности распре-

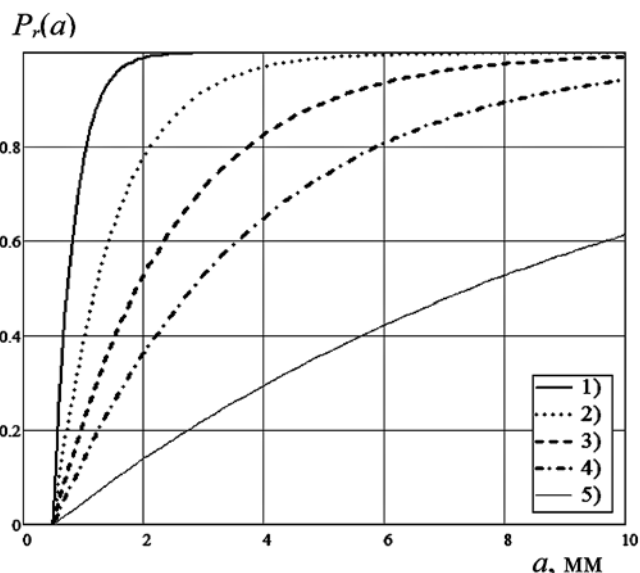


Рис. 1. Зависимость вероятности обнаружения дефекта  $P_r(a)$  для разных значений коэффициента достоверности  $r$ :

1)  $r = 3,0$ ; 2)  $r = 1,0$ ; 3)  $r = 0,5$ ; 4)  $r = 0,3$ ; 5)  $r = 0,1$

деления действительных размеров  $p_a(a)$  был использован экспоненциальный закон в виде следующей зависимости:

$$p_a(a) = \frac{(1/\lambda) \exp(-a/\lambda)}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda) \exp(-a/\lambda) da}, \quad (4)$$

где постоянная  $\lambda$  — параметр распределения;  $a$  — размер дефекта.

С учетом зависимостей (1) и (4) плотность распределения вероятности обнаруженных дефектов  $p_f(a)$  можно записать в виде

$$p_f(a) = \frac{(1/\lambda) \exp(-a/\lambda) [1 - \exp(-r(a - a_0))]}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda) \exp(-a/\lambda) [1 - \exp(-r(a - a_0))] da} \quad (5)$$

Из формулы (5) следует, что при известном распределении  $p_f(a)$  необходимо найти два параметра: параметр распределения  $\lambda$  и коэффициент достоверности  $r$ .

#### Алгоритм решения обратной задачи по нахождению действительного распределения дефектов

Задачи подобного типа (определение параметров прибора и действительного распределения измеряемой величины по показанию при-

бора) согласно работе [5] относятся к классу задач интерпретации данных наблюдений или диагностики. Там же приведена общая постановка такого класса обратных задач, сформулированная в виде операторного уравнения:

$$Az = u, z \in Z, u \in U, \quad (6)$$

где  $Z$  — метрическое пространство искомого в обратной задаче интерпретации характеристик объекта или процесса;  $U$  — пространство характеристик наблюдаемого явления (косвенных характеристик объекта);  $A$  — оператор, ставящий каждому значению  $z \in Z$  в соответствие значение  $u \in U$ .

Оператор  $A$ , как правило, обладает интегральным характером, т. е. его значения  $Az$  слабо чувствительны к возмущениям  $z$ . Если же внести в величину  $u$  возмущения, вызванные погрешностью измерений, то даже малые возмущения приводят к большим возмущениям  $z$ . Эта причина вызывает неустойчивость при реализации расчетных алгоритмов решения обратных задач.

**Исходный алгоритм решения обратной задачи.** Для построения данного алгоритма решения обратной задачи зададим номинальные значения исходных параметров  $\lambda_{nom}$  и  $r_{nom}$ . Выберем две точки с координатами  $a_1$  и  $a_2$  и по зависимости (5) для заданных значений  $\lambda_{nom}$  и  $r_{nom}$  вычислим ординаты в этих точках:  $p_{f1}(a_1)$  и  $p_{f2}(a_2)$ . Зная две эти точки, принадлежащие кривой (5), можно, решая систему двух нелинейных уравнений относительно  $\lambda$  и  $r$

$$\begin{aligned} p_{f1}(a_1) &= \\ &= \frac{(1/\lambda) \exp(-a_1/\lambda) [1 - \exp(-r(a_1 - a_0))]}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda) \exp(-a_1/\lambda) [1 - \exp(-r(a_1 - a_0))] da}; \\ p_{f2}(a_2) &= \\ &= \frac{(1/\lambda) \exp(-a_2/\lambda) [1 - \exp(-r(a_2 - a_0))]}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda) \exp(-a_2/\lambda) [1 - \exp(-r(a_2 - a_0))] da}, \end{aligned} \quad (7)$$

получить значения  $\lambda_{nom}$  и  $r_{nom}$ , по сути, решая обратную задачу.

Запишем данный исходный алгоритм в виде следующей последовательности действий.

1. Для исследуемых типовых объектов формируется исходный массив размеров обнаруженных дефектов  $a$ .

2. На основе сформированного исходного массива строится гистограмма распределения

числа обнаруженных дефектов в зависимости от его размера.

3. Для построенной гистограммы подбирается подходящее распределение плотности вероятности размеров обнаруженных дефектов  $p_f(a)$ .

4. Для полученной плотности распределения размеров обнаруженных дефектов  $p_f(a)$  выбираются две точки с координатами  $a_1$  и  $a_2$  и вычисляются ординаты в этих точках  $p_{f1}(a_1)$  и  $p_{f2}(a_2)$ .

5. Для значений  $a_1$ ,  $a_2$  и  $p_{f1}(a_1)$ ,  $p_{f2}(a_2)$  формируется система нелинейных уравнений аналогично системе (7).

6. Решая полученную систему уравнений, получаем искомые значения параметров  $\lambda$  и  $r$ .

В результате решения обратной задачи с исходными номинальными значениями были получены значения параметров  $\lambda$  и  $r$ , равные исходным с точностью  $\varepsilon = 10^{-10}$ .

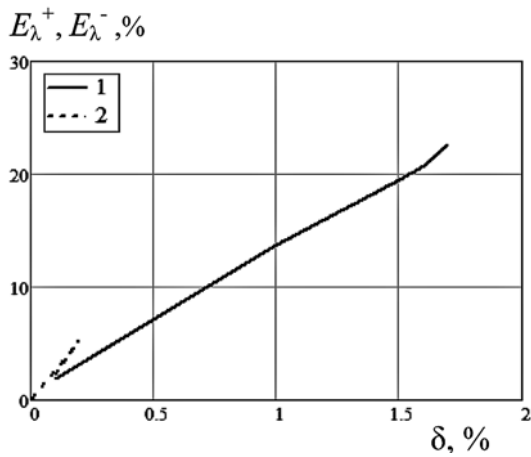
С учетом того, что оператор решения прямой задачи рассматриваемого класса, как указано выше, обладает интегральным характером, было исследовано влияние погрешности входных данных на выходные результаты для параметров  $\lambda$  и  $r$ . При этом значения  $a_1$ ,  $a_2$  оставались равными номинальным значениям, а ординаты изменялись в соответствии с соотношениями

$$\begin{aligned} p_{f1}^{\delta}(a_1) &= p_{f1}(a_1)(1 + \delta); \\ p_{f2}^{\delta}(a_2) &= p_{f2}(a_2)(1 + \delta), \end{aligned} \quad (8)$$

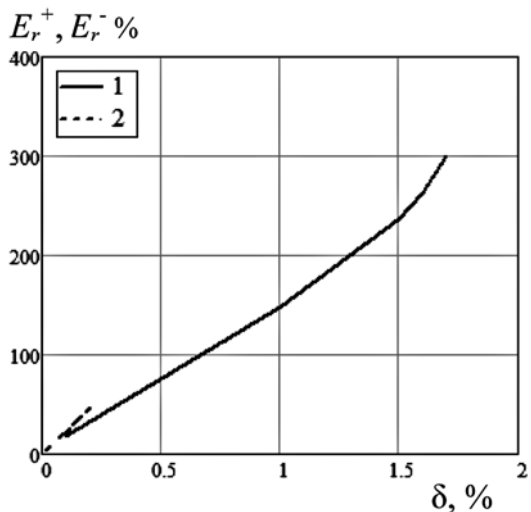
где величину  $\delta$  задавали от начального значения 0,001 с шагом 0,001 до тех пор, пока не получали расхождение искомого решения. При этом значения  $\delta$  задавали как положительными, так и отрицательными.

Полученные в соответствии с выражениями (8) значения ординат  $p_{f1}^{\delta}(a_1)$  и  $p_{f2}^{\delta}(a_2)$  подставляли в уравнения (7) и решали систему нелинейных уравнений с возмущенными входными значениями. По результатам решения системы вычисляли погрешности искомого параметров  $\lambda$  и  $r$  относительно их номинальных значений:  $E_{\lambda}^+$  — выходная погрешность для параметра  $\lambda$  при положительном возмущении  $\delta$ ;  $E_r^+$  — выходная погрешность для параметра  $r$  при положительном возмущении  $\delta$ ;  $E_{\lambda}^-$  — выходная погрешность для параметра  $\lambda$  при отрицательном возмущении  $\delta$ ;  $E_r^-$  — выходная погрешность для параметра  $r$  при отрицательном возмущении  $\delta$ .

Результаты проведенного исследования представлены на рис. 2 и 3.



**Рис. 2.** Зависимость выходной погрешности для параметра  $\lambda$  в % от входного возмущения  $\delta$  в %:  
 1 —  $E_{\lambda}^+$  — выходная погрешность для  $\lambda$  при положительном возмущении  $\delta$ ; 2 —  $E_{\lambda}^-$  — выходная погрешность для  $\lambda$  при отрицательном возмущении  $\delta$



**Рис. 3.** Зависимость выходной погрешности для параметра  $r$  в % от входного возмущения  $\delta$  в %:  
 1 —  $E_r^+$  — выходная погрешность для  $r$  при положительном возмущении  $\delta$ ; 2 —  $E_r^-$  — выходная погрешность для  $r$  при отрицательном возмущении  $\delta$

Как следует из представленных на рис. 2, 3 результатов, изменение выходной погрешности для обоих параметров в исследованном диапазоне практически линейно зависит от входной погрешности. Обращает на себя внимание тот факт, что наклоны линий на рисунках имеют разные углы для положительных и отрицательных входных погрешностей.

Вычисленные коэффициенты чувствительности для параметра  $\lambda$  составили: при положительных входных погрешностях  $k_{\lambda}^+ = 14$ , при отрицательных —  $k_{\lambda}^- = 30$ . Коэффициенты чувствительности для параметра  $r$  составили: при положительных входных погрешностях

$k_r^+ = 238$ , при отрицательных —  $k_r^- = 263$ . Коэффициент чувствительности находился как отношение изменения выходного параметра к изменению входного.

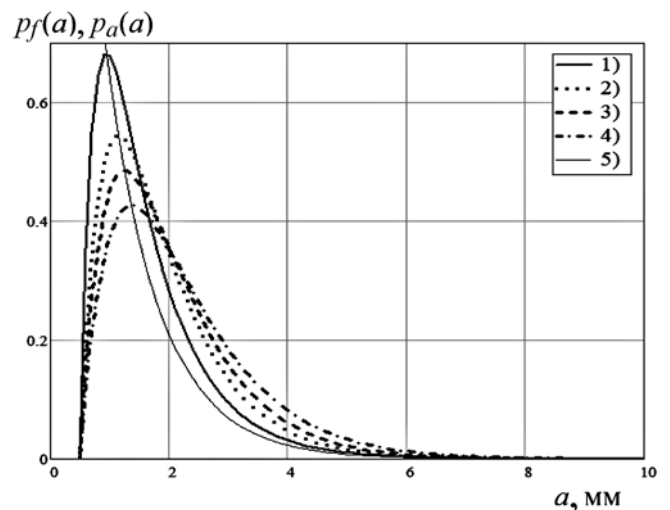
Следует заметить, что начиная с входной погрешности  $\delta = 1,71\%$  при расчете как параметра  $\lambda$ , так и параметра  $r$  алгоритм расходитя, и получить решение не удается. Для отрицательной входной погрешности алгоритм расходитя уже при значении  $\delta = -0,21\%$ .

Принимая во внимание эти результаты, можно сделать вывод, что использовать приведенный выше алгоритм для практических расчетов не представляется возможным, так как реальные погрешности измерения дефектов, как правило, составляют значения выше 5%.

### Альтернативный алгоритм решения обратной задачи

В качестве альтернативы описанному выше исходному алгоритму был использован другой алгоритм, основанный на обнаруженной особенности распределений (4) и (5).

На основе анализа этих зависимостей было выявлено, что найденные экстремальные значения для нормированных функций плотности распределений вероятности обнаруженных дефектов (формула (5)) при разных коэффициентах достоверности  $r$  строго лежат на функции, описываемой экспоненциальным законом



**Рис. 4.** Зависимость плотности распределения вероятности действительных и обнаруженных размеров дефектов для разных значений коэффициента достоверности  $r$ :  
 1)  $r = 3,0$ ; 2)  $r = 1,0$ ; 3)  $r = 0,5$ ; 4)  $r = 0,1$ ; 5) действительное распределение

распределения (формула (4)), которая использовалась для описания плотности распределения вероятности действительных размеров. На рис. 4 представлены зависимости плотности распределений вероятности размеров действительных и обнаруженных дефектов при различных коэффициентах достоверности  $r$ .

Вычисленная абсцисса, соответствующая максимальному значению функции плотности распределения для обнаруженных дефектов, имеет следующее значение:

$$a_{\max} = a_0 - \ln(1/(1 + \lambda r))/r. \quad (9)$$

В результате подстановки вычисленного значения для абсциссы  $a_{\max}$  в функции (4) и (5) были получены ординаты значений этих функций, тождественно совпадающие друг с другом.

С учетом этой математической особенности используемых распределений был построен альтернативный алгоритм вычисления плотности распределения вероятности действительных размеров дефектов и коэффициентов достоверности  $r$  приборов контроля.

В результате альтернативный алгоритм решения обратной задачи можно представить в виде последовательности следующих действий:

1. Для исследуемых типовых объектов формируется исходный массив обнаруженных дефектов  $a$ .

2. На основе сформированного исходного массива строится гистограмма распределения числа обнаруженных дефектов в зависимости от его размера.

3. Для построенной гистограммы подбирается подходящая плотность распределения вероятности размеров обнаруженных дефектов  $p_f(a)$ .

4. Для полученной плотности распределения вероятности размеров обнаруженных дефектов  $p_f(a)$  определяется абсцисса  $a_{\max}$  и значение максимальной плотности:  $p_{f \max} = p_f(a_{\max})$ .

5. Подставляя полученные значения  $p_{f \max}$  и  $a_{\max}$  в зависимость (4), получаем нелинейное уравнение  $F(\lambda)$  относительно  $\lambda$ :

$$F(\lambda) = p_{f \max} - \frac{(1/\lambda) \exp(-a_{\max}/\lambda)}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda) \exp(-a/\lambda) da}. \quad (10)$$

Решая уравнение (10), получаем неизвестный параметр  $\lambda^*$  для экспоненциального распределения действительных размеров дефектов.

6. Подставляя полученное на шаге 5 значение  $\lambda^*$  и известные значения  $p_{f \max}$  и  $a_{\max}$  в соот-

ношение (5), получаем нелинейное уравнение относительно  $r$ :

$$G(r) = p_{f \max} - \frac{(1/\lambda^*) \exp(-a_{\max}/\lambda^*) [1 - \exp(-r(a_{\max} - a_0))]}{\int_{a_0}^{\infty} (1/\lambda^*) \exp(-a/\lambda^*) [1 - \exp(-r(a - a_0))] da}. \quad (11)$$

Решая уравнение (11) относительно неизвестного значения  $r$ , получаем второй неизвестный параметр для исходной обратной задачи.

### Тестовые расчеты решения обратной задачи для альтернативного алгоритма

Для исследования эффективности альтернативного алгоритма были проведены тестовые расчеты для анализа влияния погрешностей входных данных на выходные параметры  $\lambda$  и  $r$ . Для заданных номинальных значений параметра  $\lambda_{nom}$  и коэффициента достоверности  $r_{nom}$  были рассчитаны плотности распределения вероятности обнаруженных размеров дефектов. Для полученного распределения по формулам (9) и (5) были вычислены координаты экстремальной точки ( $a_{\max}$ ,  $p_{f \max}$ ). Имея полученную экстремальную точку по разработанному альтернативному алгоритму п. 1 — п. 6 были восстановлены значения неизвестных параметров  $\lambda_{nom}$  и  $r_{nom}$ . Точность расчета при определении номинальных значений составила  $\varepsilon = 10^{-10}$ .

Внесем в исходные значения координат экстремальной точки ( $a_{\max}$ ,  $p_{f \max}$ ) возмущения, имитирующие погрешности средств измерения. Погрешности были внесены как в значения абсциссы, так и в значение ординаты экстремальной точки. В результате были сформированы пять точек со следующими координатами:

- т. 0 —  $T_0 = (a_{\max}, p_{f \max})$ ;
- т. 1 —  $T_1 = (a_{\max} (1 + \delta), p_{f \max} (1 - \delta))$ ;
- т. 2 —  $T_2 = (a_{\max} (1 + \delta), p_{f \max} (1 + \delta))$ ;
- т. 3 —  $T_3 = (a_{\max} (1 - \delta), p_{f \max} (1 + \delta))$ ;
- т. 4 —  $T_4 = (a_{\max} (1 - \delta), p_{f \max} (1 - \delta))$ .

Здесь значения входных возмущений  $\delta$  были выбраны следующими: 1 %, 5 %, 10 %, 15 % и 20 %. Расположение полученных точек относительно номинальной приведено на рис. 5.

Для анализа были исследованы также различные варианты сочетаний значений параметра  $\lambda$  и коэффициента достоверности  $r$ . В ра-

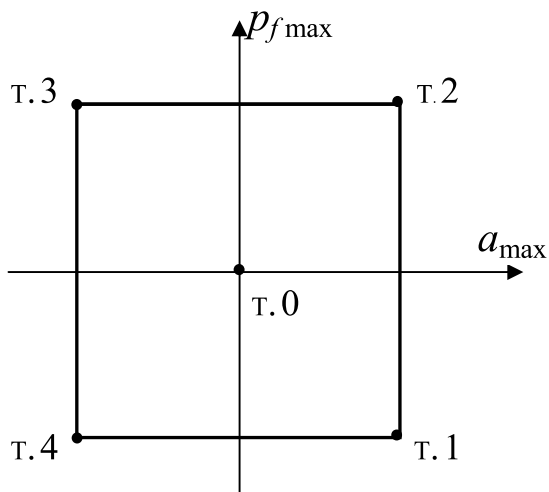


Рис. 5. Расположение точек при анализе входных возмущений

боте представлены лишь выборочные результаты для следующих вариантов:

- 1)  $\lambda = 0,9; r = 0,35$ ; 2)  $\lambda = 0,9; r = 0,20$ ;
- 3)  $\lambda = 0,9; r = 0,80$ ; 4)  $\lambda = 0,5; r = 0,35$ ,

которые приводятся в табл. 1—4 соответственно, а также на рис. 6—13. Незаполненные поля в таблицах означают отсутствие сходимости для рассматриваемого численного эксперимента.

Анализ полученных результатов показал, что зависимости результирующих погрешностей как для параметра  $\lambda$ , так и для коэффициента достоверности  $r$  от внесенных погрешностей входных данных близки к линейным (рис. 6—13). Для сопоставления результатов

Таблица 1

№ т.	Внесенные погрешности во входные данные				
	1 %	5 %	10 %	15 %	20 %
Результирующая погрешность для параметра $\lambda$ , %					
1	4,234	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	2,784	9,878	15,692	20,242	24,151
4	13,21	44,566	74,92	103,256	131,7
Результирующая погрешность для коэффициента достоверности $r$ , %					
1	42,899	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	32,695	142,135	278,83	438,1	636,8
4	99,475	333,64	580,52	846,3	1162,0

Таблица 2

№ т.	Внесенные погрешности во входные данные				
	1 %	5 %	10 %	15 %	20 %
Результирующая погрешность для параметра $\lambda$ , %					
1	—	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	4,3	13,021	19,51	24,436	28,611
4	16,617	50,518	82,589	112,398	142,214
Результирующая погрешность для коэффициента достоверности $r$ , %					
1	—	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	70,65	264,091	488,965	745,253	1061,0
4	199,519	596,31	1001,0	1432,0	1938,0

Таблица 3

№ т.	Внесенные погрешности во входные данные				
	1 %	5 %	10 %	15 %	20 %
Результирующая погрешность для параметра $\lambda$ , %					
1	1,32	9,753	—	—	—
2	11,799	—	—	—	—
3	1,194	5,186	9,197	12,645	15,759
4	8,343	33,608	59,9	84,875	110,11
Результирующая погрешность для коэффициента достоверности $r$ , %					
1	11,9	67,451	—	—	—
2	50,171	—	—	—	—
3	11,852	60,943	131,169	218,01	330,556
4	34,956	143,915	270,932	413,335	586,89

Таблица 4

№ т.	Внесенные погрешности во входные данные				
	1 %	5 %	10 %	15 %	20 %
Результирующая погрешность для параметра $\lambda$ , %					
1	—	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	7,429	20,071	30,827	38,196	44,343
4	18,692	55,668	90,355	122,394	154,323
Результирующая погрешность для коэффициента достоверности $r$ , %					
1	—	—	—	—	—
2	—	—	—	—	—
3	114,879	399,283	740,963	1163	1743
4	232,704	701,767	1222,0	1834	2646

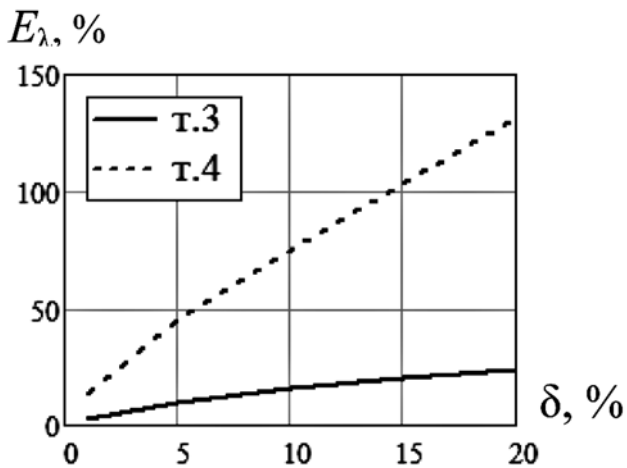


Рис. 6. Зависимость выходной погрешности  $E_\lambda$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 1

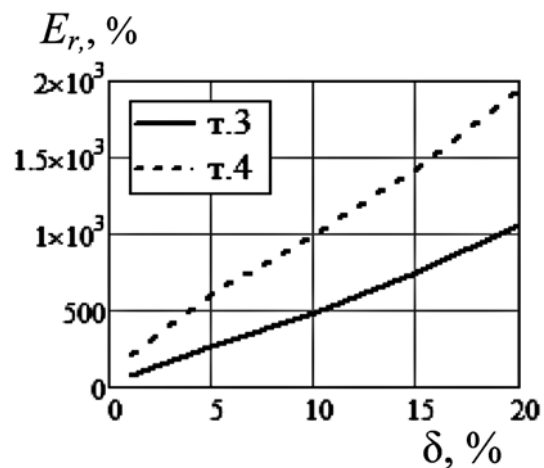


Рис. 9. Зависимость выходной погрешности  $E_r$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 2

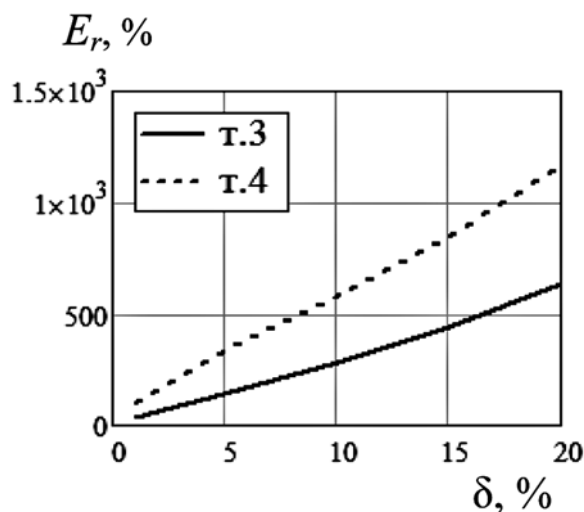


Рис. 7. Зависимость выходной погрешности  $E_r$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 1

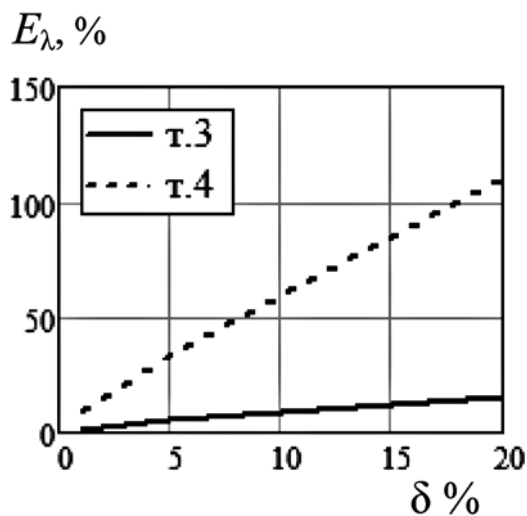


Рис. 10. Зависимость выходной погрешности  $E_\lambda$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 3

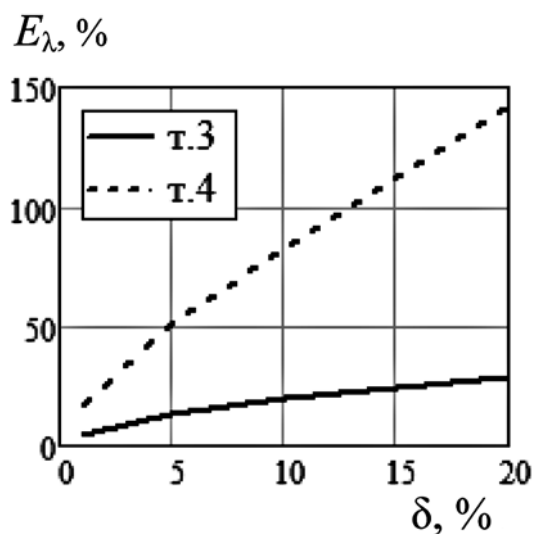


Рис. 8. Зависимость выходной погрешности  $E_\lambda$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 2

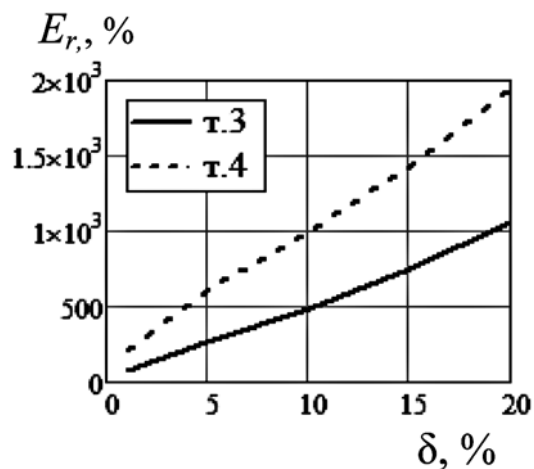


Рис. 11. Зависимость выходной погрешности  $E_r$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 3

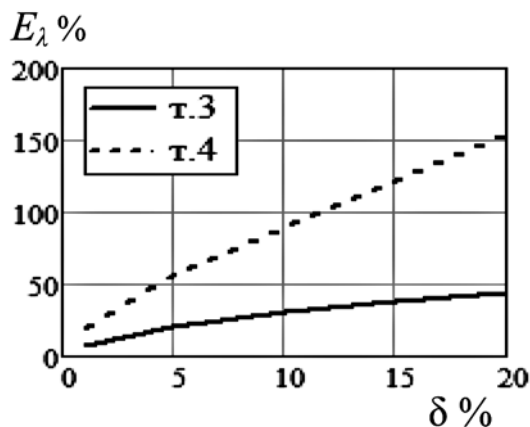


Рис. 12. Зависимость выходной погрешности  $E_\lambda$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 4

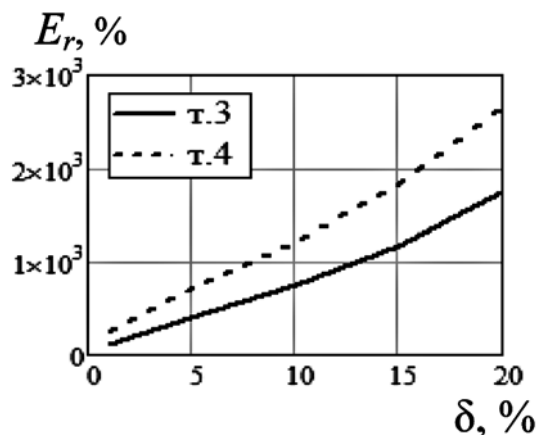


Рис. 13. Зависимость выходной погрешности  $E_r$  в % от входного возмущения  $\delta$  в % для варианта 4

различных вариантов были вычислены средние значения коэффициентов чувствительности для всей последовательности входных возмущений, которые приведены в табл. 5.

По результатам проведенных численных экспериментов можно сделать следующие выводы.

1. Сопоставление значений результирующих погрешностей параметров  $\lambda$  и  $r$  для одноименных точек и всех вариантов показывает, что

1) погрешности для  $\lambda$  в десятки раз меньше, чем для  $r$ ;

2) коэффициенты чувствительности к входным ошибкам уменьшаются с увеличением коэффициента достоверности  $r$ ;

3) с уменьшением параметра  $\lambda$  коэффициенты чувствительности к входным ошибкам увеличиваются;

4) отношение погрешностей параметров  $r$  к  $\lambda$  для одноименных точек меняется не суще-

ственно: от 10 до 40 для точки 3, и от 4 до 17 для точки 4.

2. Альтернативный алгоритм более устойчив к входным погрешностям по сравнению с исходным: для альтернативного алгоритма устойчивость к входным погрешностям была обеспечена даже при 20%-ной погрешности входных данных, для исходного алгоритма — только при 1,71%-ной погрешности.

3. Для альтернативного алгоритма результирующие погрешности более чем в 7 раз меньше, чем для исходного (коэффициенты чувствительности для варианта 1 для альтернативного алгоритма в т. 3 составили  $k_\lambda = 1,777$ ;  $k_r = 30,01$ ; для исходного алгоритма  $k_\lambda^+ = 14$ ,  $k_r^+ = 238$ ).

## Заключение

Разработан альтернативный алгоритм восстановления действительных размеров дефектов и характеристик средств измерения (функции вероятности обнаружения дефекта заданного размера) по результатам проводимого контроля металлов на основе выявленной особенности выбранных функций распределения обнаруженных и действительных размеров дефектов. Для разработанных исходного и альтернативного алгоритмов проведено численное исследование по влиянию входных возмущений на результаты восстанавливаемых параметров.

Представленный в работе альтернативный алгоритм восстановления действительных размеров дефектов и характеристик средств измерения обладает меньшей чувствительностью к возмущающим входным погрешностям

Таблица 5

№ т.	Коэффициенты чувствительности к погрешностям входных данных для параметра $\lambda$			
	Вариант 1 $\lambda = 0,9$ ; $r = 0,35$	Вариант 2 $\lambda = 0,9$ ; $r = 0,20$	Вариант 3 $\lambda = 0,9$ ; $r = 0,80$	Вариант 4 $\lambda = 0,5$ ; $r = 0,35$
т. 3	1,777	2,383	0,956	3,858
т. 4	8,617	9,917	6,444	10,947
Коэффициенты чувствительности к погрешностям входных данных для коэффициента достоверности $r$				
т. 3	30,01	55,02	13,644	86,703
т. 4	67,755	122,25	29,546	149,964



по сравнению с исходным алгоритмом, более устойчив к входным погрешностям и позволяет получить более достоверные данные для построения математических моделей расчета и прогнозирования уровня безопасности энергетических объектов.

#### Список литературы

1. **Отчет** о верификации программного средства "Прогноз\_Р" для ПЭВМ по расчету вероятности хрупкого разрушения корпуса реактора РУ ВВЭР-1000. Рег. номер № 01201460046. МГУПИ. 2014 г. 220 стр.

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

3. **Волченко В. Н.** Вероятность и достоверность оценки качества металлопродукции. М.: Metallургия, 1987. 88 с.

4. **Ткачев В. В., Желтухин К. К.** Анализ вероятности разрушения трубопроводов и оборудования при продлении срока эксплуатации АЭС // Атомная энергия. 2008. Т. 104, Вып. 5. С. 284—290.

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

6. **Nichols R., Grutzen S., Miller A.** PISC III: Status report // Proceed. Third International Conference on Material Science Problems in NPP Equipment Production and Operation. 17—19 June 1994. М.—S.—Pb.: Prometey—IAEA, 1994. Vol. 1. P. 1—8.

**A. E. Aleksandrov**, Ph. D., Professor, e-mail: femsystem@yandex.ru,  
Moscow Technological University (MIREA) Moscow, 107996, Russian Federation

## Evaluation of the Reliability of Metal Testing Results Based on an Alternative Algorithm

*The problem was set to reconstruct the characteristics of the instrument for non-destructive testing and justify the initial defectiveness for using it in construction of mathematical models for calculating and predicting the level of safety of energy facilities. A description of the solution of the direct problem for correcting the distribution of detected defects and constructing their actual distribution is given. A method for solving the inverse problem is developed to reconstruct the characteristics of the instrument used to measure the defectiveness of the objects under investigation on the basis of an alternative algorithm. A technique is proposed for processing the results of defectiveness in order to justify its use in calculating and predicting the level of safety of energy facilities. An alternative algorithm for reconstructing the actual size of the defects and the characteristics of the measuring instruments (the probability function for detecting a defect of a given size) on the results of the performed metal testing is developed on the basis of the revealed feature of the selected distribution functions of the detected and actual defect sizes. For the developed original and alternative algorithms, a numerical study of the effect of input disturbances on the results of the reconstructed parameters is conducted. The alternative algorithm for reconstructing the actual sizes of defects and characteristics of measuring instruments presented in this paper has a lower sensitivity to perturbing input errors than the original algorithm, is more resistant to input errors, and allows obtaining more reliable data for constructing mathematical models for calculating and predicting the safety level of energy objects.*

**Keywords:** probabilistic safety analysis, initial defectiveness, probabilistic methods of fracture mechanics, solution of inverse problems

DOI: 10.17587/it.24.529-537

#### References

1. **Report** on the verification of the software "Prognoz\_R" for PC on the calculation of the probability of brittle fracture of the reactor vessel of VVER-1000. Registration number № 01201460046. MGUPI, 2014.

2. **Getman A. F., Kozin Yu. N.** *Nerazhrushausshuj kontrol' i bezopasnost' sosudov i truboprovodov davlenija* (Non-destructive testing and safety of operation of vessels and pressure pipelines), Moscow, Energoizdat, 1997 (in Russian).

3. **Volchenko V. N.** *Verojatnost' i dostovernost' ocenki kachestva metalloprodukcii*. (Probability and reliability of the evaluation of the quality of metal products), Moscow, Metallurgy, 1987 (in Russian).

4. **Tkachev V. V., Zheltukhin K. K.** Analysis of the failure probability of pipelines and equipment with service life extension of nuclear power plants, *Atomic Energy*, 2008, vol. 104, no. 5, pp. 372—380.

5. **Tikhonov A. N., Kalner V. D., Glasko V. B.** *Matematicheskoe modelirovanie i metod obratnyh zadach v mashinostroenii* (Mathematical modeling and the method of inverse problems in engineering), Moscow, *Mechanical Engineering*, 1990 (in Russian).

6. **Nichols R., Grutzen S., Miller A.** PISC III: Status report, *Proceed. Third International Conference on Material Science Problems in NPP Equipment Production and Operation*, 17—19 June 1994, 1994, vol. 1, pp. 1—8.