

3. Аксенов В.Л., Рзянин М.В., Шабалин Е.П. Исследовательские реакторы ОИЯИ: взгляд в будущее. — ЭЧАЯ, 2021, т. 52, вып. 6, с. 13—49.
4. Попов А.К. Передаточная функция и устойчивость импульсного реактора периодического действия. — Атомная энергия, 1987, т. 62, вып. 3, с. 195.

5. Шабалин Е.П. О колебаниях мощности и пределе устойчивости импульсного реактора. — Атомная энергия, 1986, т. 61, вып. 6, с. 401.

Поступила в Редакцию 26.08.22

УДК 519.254+621.039.4

УТОЧНЕНИЕ ПОСТУЛИРУЕМОЙ ДЕФЕКТНОСТИ ОБОРУДОВАНИЯ И ТРУБОПРОВОДОВ АТОМНЫХ СТАНЦИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ БАЙЕСОВСКИХ ПРОЦЕДУР

Кузьмин Д.А., Верташенюк М.В. (АО «ВНИИАЭС», г. Москва)
e-mail: vertashenok_m@mail.ru

Объем и периодичность эксплуатационного неразрушающего контроля регулируются нормами [1] и устанавливаются в типовых программах проведения с учетом результатов предыдущего контроля на основании рискориентированного подхода, который заключается в расчете риска разрушения элемента и определяется произведением вероятности на последствия этого разрушения.

Оценка вероятности разрушения элемента контроля оборудования или трубопроводов АЭС проводится на основании постулируемой дефектности, которая выражается в виде зависимости вероятности остаточного после контроля и ремонта дефекта от его размера и определяется по данным неразрушающего контроля однотипных объектов, эксплуатируемых в схожих условиях нагружения. При появлении результатов нового контроля вероятность разрушения должна уточняться таким образом, чтобы учитывать историю наблюдений за однотипными объектами и новую информацию об исследуемом объекте. Поэтому возникает необходимость разработки метода уточнения вероятности разрушения конструкционного элемента с учетом вновь поступившей информации. Для обновления статистических данных применяются байесовские процедуры, которые широко используются при уточнении вероятностных параметров технических систем после поступления дополнительной информации об их состоянии в ходе технических инспекций [2].

Формула Байеса — одна из основных в теории вероятностей, которая позволяет определить вероятность события при условии, что произошло другое статистически взаимозависимое с ним событие. Другими словами, по формуле

Байеса можно более точно пересчитать вероятность, взяв в расчет как ранее известную информацию, так и данные новых наблюдений. Формула Байеса может быть выведена из основных аксиом теории вероятностей, в частности, из определения условной вероятности.

Формула Байеса применима для дискретных, непрерывно распределенных случайных величин и смешанных комбинаций данных. Выбор способа применения формулы зависит от поставленной задачи. В настоящей статье будем рассматривать первоначальные данные как непрерывно распределенную случайную величину, новые результаты контроля будут иметь непрерывный закон распределения в связи с тем, что при оценке вероятности разрушения элемента контроля необходимо учитывать диапазон возможного размера несплошностей от чувствительности прибора до максимально возможного, равного площади поперечного сечения трубопровода.

Формула Байеса позволяет изменить первоначальное распределение (априорное) случайной величины v с учетом новой информации η на уточненное (апостериорное)

$$f^{\text{ап}}(v|\eta) = \frac{f^{\text{а}}(v) f^{\text{п}}(\eta|v)}{f(\eta)}, \quad (1)$$

где $f^{\text{а}}(v)$ — априорное распределение v ; $f^{\text{п}}(\eta|v)$ — функция правдоподобия, которая является вероятностью события η при условии события v ; $f^{\text{ап}}(v|\eta)$ — апостериорное распределение v при условии события η ;

$f(\eta) = \int_{-\infty}^{\infty} f^{\text{а}}(v) f^{\text{п}}(\eta|v) dv$ — полная вероят-

ность наступления события η или нормировочный коэффициент.

Как видно из уравнения (1), функция правдоподобия и априорное распределение являются основой вывода. Априорное распределение представляет предыдущие знания о неопределенном параметре до того, как будет доступна новая информация, функция правдоподобия необходима для описания вероятности появления новых данных [3].

Целью настоящей работы является разработка метода уточнения вероятности разрушения конструкционного элемента посредством обновления постулируемой дефектности с учетом вновь поступивших результатов неразрушающего контроля с использованием формулы Байеса.

ПРИМЕНЕНИЕ ФОРМУЛЫ БАЙЕСА ДЛЯ УТОЧНЕНИЯ ПОСТУЛИРУЕМОЙ ДЕФЕКТНОСТИ

Априорное распределение. Результаты эксплуатационного неразрушающего контроля для однотипного оборудования определяются множеством $Y = \{Y_1, Y_2, \dots, Y_j\}$, где $Y_1, Y_2, \dots, Y_j$ — размеры несплошностей и дефектов.

Несплошностью является нарушение однородности материала, выраженное в виде естественных или искусственных разрывов физической структуры материала. Примерами являются трещины, шлаковые включения, непровары, раковины и др. Дефект — каждое отдельное несоответствие продукции требованиям нормативной документации, т.е. дефекты — несплошности, размер которых больше допускаемого. Понятие несплошности более широкое, оно включает в себя понятие дефекта. Под несплошностями в статье будут пониматься дефекты и несплошности различного размера. Нередко по результатам неразрушающего контроля обнаруживаются дефекты, которые могут привести к авариям.

Результаты неразрушающего контроля металла (множество Y) представляются в виде распределения от размера несплошности гистограммой. Такие гистограммы аппроксимируются функцией, которая зависит от размера несплошности v , распределенного непрерывно, получена на основе экспериментальных иссле-

дований [4] и определяется по выражению [5—7]

$$N_{\text{обн}}(v) = N_{\text{исх}}(v)F(v),$$

где $N_{\text{исх}}(v) = Av^{-n}$ — исходное распределение дефектов по размеру, которое может быть оценено на основе анализа дефектов на заводе-изготовителе во взаимосвязи с технологией, в общем случае можно утверждать, что число несплошностей в конструкции уменьшается с увеличением размера дефекта, что описывается степенной функцией с отрицательным показателем [5]; $F(v) = 1 - \exp[-\beta(v - v_0)]$ — вероятность обнаружения несплошностей в зависимости от их размера, представляемая экспоненциальным законом распределения [4, 5]; β — коэффициент, учитывающий влияние человеческого фактора, приборно-методических недостатков или сложности доступа к месту контроля, мм^{-1} ; v_0 — граничный наименьший размер выявляемого дефекта, зависящий от чувствительности метода контроля, мм.

Таким образом, гистограммы (множество Y) аппроксимируются функцией распределения числа несплошностей по размеру v ($v_0 < v < v_{\text{макс}}$), называемой обнаруженной дефектностью и определяемой видом [5]

$$N_{\text{обн}}^a(v; A, n, \beta) = Av^{-n} \{1 - \exp[-\beta(v - v_0)]\}, \quad (2)$$

где A, n, β — параметры распределения, которые находятся методом аппроксимации.

В качестве размера несплошности v могут быть приняты глубина, протяженность, линейные размеры, площадь или объем.

При выявлении при контроле 70% общего числа несплошностей размером $v_0 < v < v_{\text{макс}}$, что определено нормативной документацией для успешной сдачи экзамена дефектоскопистами, допускаемый коэффициент $[\beta]$ определяется по выражению [6]

$$[\beta] = 3,2 / (v_{\text{макс}} - v_0), \quad (3)$$

где $v_{\text{макс}}$ — максимально возможный размер несплошности.

Степень неопределенности при получении обнаруженной дефектности (2) можно уменьшить до двух параметров A и n , используя выражение (3):

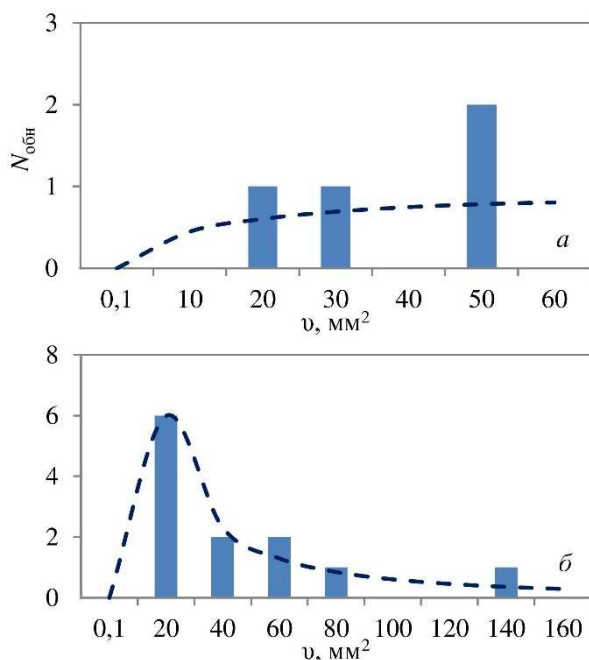
$$N_{\text{обн}}^a(v; A, n) = Av^{-n} \{1 - \exp[-[\beta](v - v_0)]\}.$$

Параметр обнаруженной дефектности A определяет масштаб: чем он больше, тем большее число несплошностей характеризует заданный размер. Следует уточнить, что при нормировке параметр A сокращается. Параметр n принимает значения $[0; \infty)$ и определяет вид функции: чем он меньше, тем большие по размеру несплошности характеризуют элемент. Если параметр $n \geq 25$, то в элементе выявлены незначимые для безопасности несплошности. На рис. 1 показано распределение с показателем n меньше 1 и больше 2.

Известные способы неразрушающего контроля не обеспечивают полное выявление несплошностей, и остаются те, которые влияют на надежность эксплуатации АЭС. Совокупность оставшихся после контроля и ремонта несплошностей является остаточной дефектностью $N_{\text{ост}}$ [5—7]. Связь между дефектностями определяется по выражению

$$N_{\text{ост}}(v) = N_{\text{исх}}(v) - N_{\text{обн}}(v). \quad (4)$$

С использованием выражений (2), (4) можно получить априорное распределение остаточной дефектности



Р и с. 1. Распределение обнаруженных дефектов по размеру на конденсатопроводе впрыска в паросиловую установку цилиндров низкого давления 32×3 (а) и трубопроводе слива из деаэраторов 108×4 (б) с параметром $n = 0,54$ и $n = 3,15$ соответственно

$$N_{\text{ост}}^a(v; A, n) = Av^{-n} \exp[-[\beta](v - v_0)]. \quad (5)$$

Выражения (2), (5) определяют ненормированный вид дефектностей. Учет нормировки для дефектностей (2), (5) определяется по формуле

$$f_j(v) = K_j N_j(v), \quad (6)$$

где индекс j обозначает исходную, обнаруженную или остаточную дефектность; $K_j =$

$$= \left(\int_{v_0}^{v_{\text{макс}}} N_j(v) dv \right)^{-1} \text{ — коэффициент нормировки.}$$

В соответствии со стандартом [8] под постулируемым дефектом (трещиной) понимается сквозная или поверхностная трещина заданного размера, наличие которой предполагается в контрольной зоне трубопровода. Постулируемый дефект закладывается в элементе при расчете на прочность в нормальных условиях эксплуатации, при нарушении нормальных условий, в условиях гидравлических испытаний и проектных аварий и моделируется в виде трещины установленного размера, местоположения и ориентации. Постулируемый дефект определяется нормами расчета на прочность, и его размер не всегда зависит от эксплуатации.

В настоящей работе остаточная дефектность после контроля и ремонта определяет постулируемую дефектность. Таким образом, постулируемая дефектность выражается в виде зависимости вероятности остаточной несплошности от ее размера и зависит от результатов эксплуатации.

Формирование функции правдоподобия.

При эксплуатационном неразрушающем контроле одного оборудования из общей совокупности однотипного обнаружены несплошности, определяемые множеством $H = \{H_1^{\text{нов}}, H_2^{\text{нов}}, \dots, H_k^{\text{нов}}\}$, где $H_1^{\text{нов}}, H_2^{\text{нов}}, \dots, H_k^{\text{нов}}$ — размеры новых обнаруженных несплошностей.

Поскольку контролировалось уникальное оборудование в части механического состояния, воздействий и др., то априорное распределение необходимо адаптировать под его особенности. Тогда предполагается, что обнаруженные новые несплошности являются ожидаемым событием.

Исходя из этого предположения, на основании множества H строится функция правдоподобия, отражающая вклад измеренных данных в

установление апостериорного распределения. Функция правдоподобия характеризует, насколько вероятно совпадение новых данных с «истинным» распределением. Исходя из необходимости соответствия апостериорной функции заложенным физическим принципам дефектности (вид функции не должен измениться после преобразований), функция правдоподобия f^n должна зависеть от непрерывно распределенного размера несплошности v , иметь вид степенного закона распределения, а также зависеть от априорной обнаруженной дефектности, характеризуемой параметрами A и n , и учитывать новые результаты контроля, характеризуемые параметрами $A_{\text{нов}}$ и $n_{\text{нов}}$.

В апостериорном распределении коэффициент аппроксимации $n_{\text{ап}}$ полагается средневзвешенным первоначальных и новых данных с весами k_1 и k_2 , удовлетворяющих условию $k_1 + k_2 = 1$:

$$n_{\text{ап}} = k_1 n + k_2 n_{\text{нов}}. \quad (7)$$

Вероятность обнаружения несплошностей полагается неизменной с параметром $[\beta]$ по выражению (4) (выявление при контроле 70% общего числа несплошностей размером $v_0 < v < v_{\text{макс}}$).

Таким образом, теорему Байеса (1) можно записать в виде

$$N_{\text{обн}}^{\text{ап}}(v) = \frac{N_{\text{обн}}^a(v) f^n(n_{\text{ап}} | v; n)}{\int_{v_0}^{v_{\text{макс}}} N_{\text{обн}}^a(v) f^n(n_{\text{ап}} | v; n) dv}, \quad (8)$$

где $N_{\text{обн}}^{\text{ап}}(v) = A_{\text{ап}} v^{-n_{\text{ап}}} \{1 - \exp[-[\beta](v - v_0)]\}$ — апостериорная обнаруженная дефектность.

Решая уравнение (8) от неизвестной функции правдоподобия $f^n(n_{\text{ап}} | v; n)$, можно получить

$$f^n(n_{\text{ап}} | v; n) = v^{n - n_{\text{ап}}} = v^{n(1 - k_1) - k_2 n_{\text{нов}}}, \quad (9)$$

где k_1, k_2 — вес первоначальных и новых данных контроля соответственно.

Параметр апостериорного распределения

$$A_{\text{ап}} = \left(\int_{v_0}^{v_{\text{макс}}} v^{-(k_1 n + k_2 n_{\text{нов}})} F_{[\beta]}(v) dv \right)^{-1},$$

где $F_{[\beta]}(v) = 1 - \exp[-[\beta](v - v_0)]$ — вероятность обнаружения несплошностей с параметром $[\beta]$ по выражению (4).

В настоящей работе в выражении (7) будем полагать $k_1 = k_2 = 0,5$, предполагая равновесность первоначальных и новых данных. Коэффициенты k_1, k_2 можно уточнить в зависимости от характеристик исследуемого объекта, например, периодичности контроля или вида объектов. Корректировку и уточнение коэффициентов можно проводить с помощью нейросетевого моделирования.

Общий вид функции правдоподобия (9) при $k_1 = k_2 = 0,5$ показан на рис. 2 для двух случаев: 1, 2 — для новых данных контроля характерны более крупные $n_{\text{нов}} \leq n$ и более мелкие несплошности $n_{\text{нов}} \geq n$ соответственно.

Таким образом, функция правдоподобия вносит необходимый вклад новых данных контроля в установление апостериорного распределения обнаруженной дефектности: в первом случае апостериорное распределение с увеличением размера несплошности возрастает, во втором уменьшается.

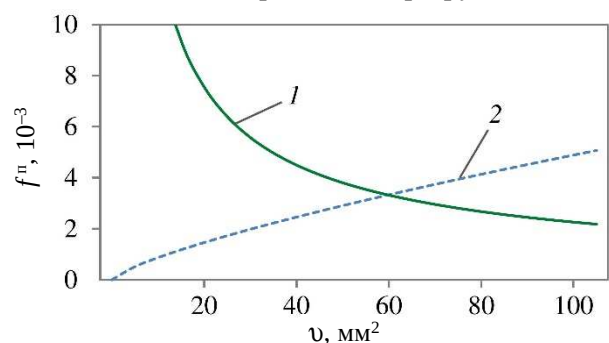
Апостериорное распределение. Для обнаруженной дефектности рассматриваемого оборудования оно принимает вид

$$N_{\text{обн}}^{\text{ап}}(v) = A_{\text{ап}} v^{-0,5(n + n_{\text{нов}})} F_{[\beta]}(v). \quad (10)$$

Используя выражения (5), (10) и применяя аналогичным образом формулу Байеса (1) с функцией правдоподобия (9) для исходной дефектности $N_{\text{исх}}(v)$, апостериорное распределение для постулируемой дефектности принимает вид

$$N_{\text{ост}}^{\text{ап}}(v) = A_{\text{ап}} v^{-0,5(n + n_{\text{нов}})} \exp[-[\beta](v - v_0)]. \quad (11)$$

Используя постулируемую дефектность, можно оценить вероятность разрушения эле-



Р и с. 2. Функция правдоподобия для разных параметров n

мента контроля, используя вероятность существования остаточного дефекта с размером более критического $v_{\text{крит}}$, определяемого исходя из критериев разрушения [9].

Если провести несколько уточняющих процедур, то с помощью апостериорного распределения можно вычислить истинное распределение постулируемой дефектности для рассматриваемого оборудования.

ПРИМЕРЫ НА ОСНОВЕ ДАННЫХ ЭКСПЛУАТАЦИОННОГО НЕРАЗРУШАЮЩЕГО КОНТРОЛЯ

Новые данные в виде массива. Рассмотрим результаты радиографического контроля металла трубопроводов питательной воды от турбопитательного насоса до подогревателя высокого давления ВВЭР-1000 в виде данных об обнаруженных несплошностях в 2004 г. Условия эксплуатации и исходные данные следующие:

Условный диаметр DN, мм . . .	28
Толщина стенки, мм . . .	3
Давление, МПа . . .	1,2
Температура, °С . . .	170
Несплошность, мм ² :	
минимальная v_0 . . .	0,078
максимальная $v_{\text{макс}}$. . .	207,2

Методом радиографического контроля можно определить тип (пора, включение, непровар и др.), ширину или диаметр, длину (протяженность) несплошности, но нельзя измерить глубину. Поэтому были приняты консервативные допущения о глубине, приведенные в табл. 1 [7].

Число обнаруженных несплошностей в зависимости от их площади v показано на рис. 3 в виде гистограммы (распределение 1) и аппроксимации (2), представляемой априорное распределение (3) вида

$$N_{\text{обн}}^a(v) = 1,5 \cdot 10^6 v^{-3,8} \{1 - \exp[-0,015(v - 0,078)]\}.$$

В 2017 г. при неразрушающем контроле аналогичных трубопроводов, эксплуатируемых при схожих условиях, были получены новые результаты, которые показаны на рис. 3 в виде гистограммы (распределение 3) и аппроксимации (4):

$$N_{\text{обн}}^{\text{нов}}(v) = 3,8 \cdot 10^4 v^{-2,7} \{1 - \exp[-0,015(v - 0,078)]\}.$$

Таблица 1. Допущения о глубине обнаруженных несплошностей при радиографическом контроле

Несплошность	Допущение
Трещиноподобная (трещина, подрез)	Сквозной тип, поэтому глубина соответствует толщине стенки контролируемого объекта
Пора, скопления пор	Несплошность имеет сферическую форму, поэтому глубина равна ширине (диаметру)
Непровар в корне шва	Сквозной тип, поэтому глубина соответствует толщине стенки контролируемого объекта
Вогнутость корня шва	Глубина принимается в соответствии с табличным значением ширины несплошности согласно нормам [10]
Шлаковое включение	Несплошность имеет сферическую форму, глубина равна ширине (диаметру)

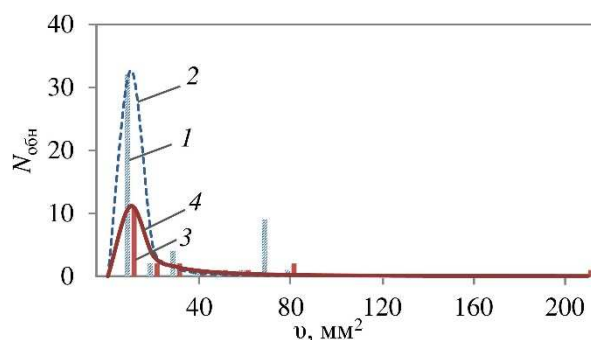


Рис. 3. Распределение обнаруженных дефектов по размеру трубопроводов питательной воды от турбопитательного насоса до подогревателя высокого давления

Применяя формулу Байеса (1), получаем апостериорное распределение (11) постулируемой дефектности (рис. 4, 2)

$$N_{\text{ост}}^{\text{ап}}(v) = 9,2 \cdot 10^{-7} v^{-3,3} \exp[-0,015(v - 0,078)].$$

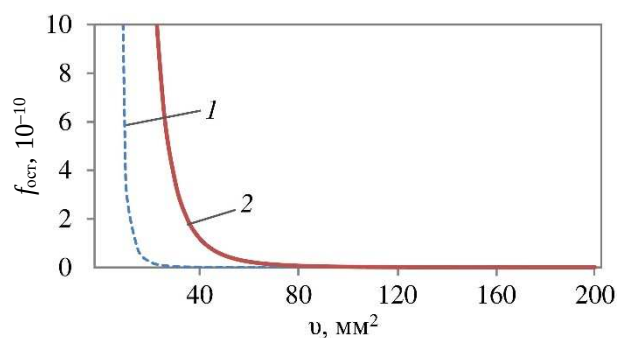


Рис. 4. Остаточная дефектность трубопроводов питательной воды от турбопитательного насоса до подогревателя высокого давления, определенная по первоначальным данным (1) и после процедуры по формуле Байеса (2)

Результаты расчета вероятности разрушения приведены в табл. 2.

Таблица 2. Расчет вероятности разрушения трубопроводов питательной воды от турбопитательного насоса до подогревателя высокого давления ВВЭР-1000 при использовании разных исходных данных

Расчет	Вероятность разрушения
По первоначальным данным	$7,4 \cdot 10^{-11}$
С использованием формулы Байеса	$6,8 \cdot 10^{-9}$
Суммарные данные	$3,1 \cdot 10^{-9}$

Анализ табл. 2 позволяет сделать вывод о том, что применение процедуры по формуле Байеса дает более консервативный результат относительно использования только первоначальных или суммарных данных.

Новые данные в виде одного значения.

Рассмотрим результаты радиографического контроля металла трубопроводов питательной воды от подогревателя высокого давления до реакторного отделения ВВЭР-1000 с 2002 по 2006 г. с допущениями, приведенными в табл. 1. Условия эксплуатации и исходные данные задачи следующие:

Условный диаметр DN, мм . . .	109
Толщина стенки, мм . . .	6
Давление, МПа . . .	1,2
Температура, °С . . .	230
Несплошность, мм ² :	
минимальная v_0 . . .	0,078
максимальная $v_{\max}$. . .	1598,9

Число обнаруженных несплошностей в зависимости от их площади v показано на рис. 5 в виде гистограммы (распределение 1) и аппрок-

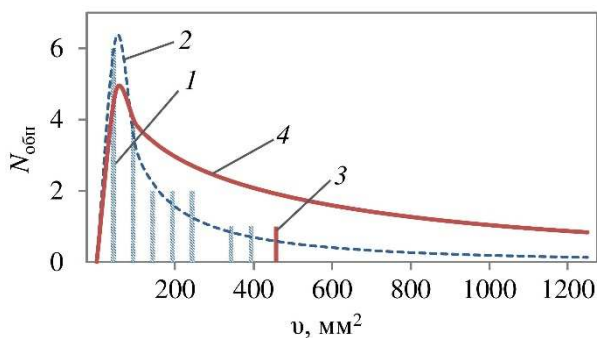


Рис. 5. Распределение обнаруженных дефектов по размеру трубопроводов питательной воды от подогревателя высокого давления до реакторного отделения ВВЭР-1000 с 2002 по 2006 г.

симации (2), представляемой априорное распределение (3) вида

$$N_{\text{обн}}^a(v) = 1,1 \cdot 10^5 v^{-1,9} \{1 - \exp[-0,002(v - 0,078)]\}.$$

По результатам радиографического контроля тех же трубопроводов в 2010 г. была обнаружена трещина протяженностью 85 мм. С учетом консервативных допущений в табл. 1 определена ее площадь. Для получения апостериорного распределения постулируемой дефектности (11) необходимо определить параметры распределения $A_{\text{нов}}$ и $n_{\text{нов}}$ для новых данных контроля. Аппроксимация по одному значению невозможна, поэтому предлагается способ получения параметров распределения с использованием понятия математической статистики.

Для определения параметра $n_{\text{нов}}$, характеризующего обнаруженную дефектность новых данных, предполагается, что половина существующих в объекте контроля несплошностей являются размером до обнаруженного $v_{\text{нов}}$. Тогда параметр $n_{\text{нов}}$ является решением уравнения [с учетом нормировки (6), (7) и простых преобразований]

$$\frac{\int_{v_0}^{v_{\text{нов}}} v^{-n_{\text{нов}}} F_{[\beta]}(v) dv}{\int_{v_0}^{v_{\max}} v^{-n_{\text{нов}}} F_{[\beta]}(v) dv} = 0,5. \quad (12)$$

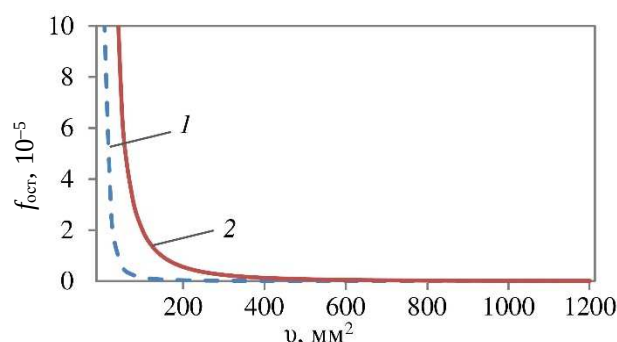
Параметр $A_{\text{нов}}$ находится посредством нормировки распределения новых данных (с параметром $n_{\text{нов}}$) к первоначальным (с параметрами A и n). Таким образом, параметр $A_{\text{нов}}$ можно найти по выражению

$$A_{\text{нов}} = \frac{A \int_{v_0}^{v_{\max}} v^{-n} F_{[\beta]}(v) dv}{\int_{v_0}^{v_{\max}} v^{-n_{\text{нов}}} F_{[\beta]}(v) dv}. \quad (13)$$

Используя выражения (12), (13), можно определить обнаруженную дефектность для новых данных, что показано на рис. 5 в виде гистограммы (распределение 3) и аппроксимации (4):

$$N_{\text{обн}}^{\text{нов}}(v) = 2,7 \cdot 10^3 v^{-1,25} \{1 - \exp[-0,002(v - 0,078)]\}.$$

Применяя формулу (11), вычисляем апостериорное распределение постулируемой дефект-



Р и с. 6. Остаточная дефектность трубопроводов питательной воды от подогревателя высокого давления до реакторного отделения ВВЭР-1000, определенная по первоначальным данным (1) и после процедуры по формуле Байеса (2)

ности с учетом процедуры по формуле Байеса (рис. 6)

$$N_{\text{ост}}^{\text{ап}}(v) = 9,2v^{-3,3} \exp[-0,002(v - 0,078)].$$

Результаты расчета вероятности разрушения приведены в табл. 3.

Таблица 3. Расчет вероятности разрушения трубопроводов питательной воды от подогревателя высокого давления до реакторного отделения ВВЭР-1000 при использовании разных исходных данных

Расчет	Вероятность разрушения
По первоначальным данным	$4,2 \cdot 10^{-5}$
С использованием формулы Байеса	$8,8 \cdot 10^{-4}$
Суммарные данные	$7,5 \cdot 10^{-5}$

Новые результаты контроля позволяют существенно уточнить априорную оценку вероятности разрушения. Представленный подход позволяет также уточнить распределение других случайных параметров модели. Отметим, что апостериорные оценки вероятности разрушения следует рассматривать как приближения к соответствующим истинным.

ВЫВОДЫ

Разработанный метод уточнения вероятности разрушения конструкционного элемента использует данные о дефектности однотипных объектов и вновь полученные о текущем объекте, что способствует выбору оптимальной программы эксплуатации трубопроводных систем и принятию обоснованных решений о замене поврежденных зон или технологических модулей.

Полученная функция правдоподобия позволяет варьировать вклад первоначальных и новых данных контроля. В настоящей работе полагалась равновесность данных об однотипных объектах и исследуемом. В зависимости от ситуации можно увеличивать значимость опыта эксплуатации или поступивших данных о текущем объекте на основе обучающихся моделей.

Процедура, реализуемая по формуле Байеса, дает возможность в математически корректной форме учитывать новую информацию о состоянии рассматриваемого конструкционного элемента и уточнять вероятность разрушения исследуемого объекта при реализации рискориентированного подхода.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Правила** контроля основного металла, сварных соединений и наплавленных поверхностей при эксплуатации оборудования, трубопроводов и других элементов атомных станций НП-084—15. М., Ростехнадзор, 2015.
2. **Махутов Н.А., Резников Д.О.** Оценка вероятности усталостного разрушения с использованием байесовских процедур. — Деформация и разрушение материалов. Механика деформации и разрушения, 2021, № 12, с. 2—10.
3. **Hamada M., Wilson A., Reese C., Martz H.** Bayesian Reliability. NY: Springer Ser. in Statistics, 2008.
4. **Волченко В.Н.** Вероятность и достоверность оценки качества металлопродукции. М.: Металлургия, 1979. 88 с.
5. **Гетман А.Ф.** Теории и технологии обеспечения прочности технических объектов. М.: Нестор-История, 2019. 629 с.
6. **Кузьмин Д.А., Кузьмичевский А.Ю., Верташенок М.В.** Остаточная дефектность и вероятность существования дефектов с размером, превышающим допускаемое значение. — Строительная механика инженерных конструкций и сооружений, 2020, т. 16, № 5, с. 414—423.
7. **Кузьмин Д.А., Верташенок М.В.** Вероятность существования дефектов, приводящих к разрушению сосуда давления без возникновения течи. — Там же, 2021, т. 17, № 2, с. 199—213.
8. **Трубопроводы** атомных станций. Концепция «течь перед разрушением». ГОСТ Р 58328—2018. М.: Стандартинформ, 2018. 49 с.
9. **Матвиенко Ю.Г., Кузьмин Д.А., Резников Д.О., Потапов В.В.** Оценка вероятности усталостного разрушения конструкционных элементов с учетом статистического разброса механических характеристик прочности материала и остаточной дефектности. — Проблемы машиностроения и надежности машин, 2021, № 4, с. 26—36.
10. **Правила** контроля сварных соединений элементов локализирующих систем безопасности атомных станций ПНАЭ Г-10-032—92. Нормативный документ. М., НТЦ ЯРБ, 2000.

Поступила в Редакцию 8.07.22