

ЗАДАНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК ДЕФЕКТНОСТИ МАТЕРИАЛА ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТНОГО АНАЛИЗА РАЗРУШЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ КОНСТРУКЦИЙ ЯЭУ

Лоскутов О.Д., Тутнов А.А., Алексеев П.В., Алексеев А.Т.
(НИЦ «Курчатовский институт», Москва, Россия)

Согласно требованиям Международной консультативной группы по вопросам ядерной безопасности в рамках Международного агентства по атомной энергии проведение вероятностного анализа безопасности (ВАБ) является необходимой мерой обоснования надежности АЭС. ВАБ, главным образом, сводится к расчету частоты повреждений активной зоны реакторных установок (РУ) в результате того или иного нарушения эксплуатации. Расчет основывается на эксплуатационных статистических данных об отказах оборудования, влияющего на безопасность энергоблока в целом. Данная статистика, как правило, недостаточна для количественной оценки надежности оборудования, требуемой при проведении ВАБ. В этом случае, основным подходом к численной оценке вероятности отказа оборудования и, соответственно, частот исходных событий, является вероятностный анализ разрушения (ВАР) в условиях термомеханических, радиационных и коррозионных воздействий на конструкционные материалы.

Одним из базовых исходных данных для ВАР являются характеристики дефектности металла, а именно, количество и размеры дефектов в стенках трубопроводов и сосудов давления (корпусов), а, также, в крепежных элементах (шпильках) фланцевых соединений. Под «дефектами» подразумеваются трещины, поры, непровары, включения. На рисунке 1 приведена блок-схема, иллюстрирующая подход к определению исходных данных о дефектности материала для оценки вероятности разрушения элементов РУ.



Рис.1. Блок-схема определения исходных данных по дефектности материала

Как правило, расчет вероятности разрушения (течи или разрыва) проводится на стадии проектирования. При этом используются характеристики дефектности, полученные путем статистической обработки данных неразрушающего контроля (НК) на аналогичных элементах действующих РУ (референтная дефектность) [1,2,3].

В отсутствие референтных данных, характеристики дефектности рассчитываются с применением теоремы гипотез [4] и с учетом вероятностных характеристик выявляемости (обнаруживаемости) дефектов метода НК (расчет "нулевой" дефектности).

Если ВАР на стадии проектирования проводился с использованием референтной дефектности, а в предэксплуатационный период и при эксплуатации (например, при ППР) дефекты не обнаружены, вероятность разрушения корректируется с использованием характеристик "нулевой" дефектности.

Если при эксплуатации дефекты обнаруживаются, но их число недостаточно для статистической обработки ("малочисленная" дефектность), вероятность разрушения должна корректироваться с учетом данных о количестве и размерах обнаруженных дефектов. При этом используются характеристики выявляемости дефектов и погрешности измерения размера дефектов используемого метода НК.

Рассмотрим более подробно методики определения характеристик "нулевой" и "малочисленной" дефектностей материала.

"Нулевая" дефектность

Расчет параметров «нулевой» дефектности осуществляется следующим образом.

Задается функция выявляемости $P^+(a)$, определенная (принятая) для используемого метода НК. Задается $f(a)$ – априорная плотность распределения вероятности глубины дефектов a в интервале $0 < a \leq a_{100}$, где a_{100} – минимальная глубина дефектов, обнаруживаемых с вероятностью 100%. Очевидно $a_{100} \leq S$ (толщины стенки сосуда). Отметим, что $f(a)$ – нормирована на интервале $0 < a \leq a_{100}$.

Вероятность того, что дефекты, глубина которых находится в интервале $[a, a + da)$, не будут обнаружены при НК:

$$p_x(a) = f(a)P(a)da, \quad (1)$$

где $P(a)$ – вероятность необнаружения (пропуска) дефекта глубиной a при заданном методе НК, равная $1 - P^+(a)$.

Вероятность необнаружения дефекта, размер которого находится в интервале $[0, a_{100}]$:

$$P_x = \int_0^{a_{100}} f(a)P(a)da, \quad (2)$$

Плотность апостериорного распределения глубины необнаруженных дефектов определяется по теореме Байеса [4]:

$$f_0(a) = \frac{f(a)P(a)}{P_x}. \quad (3)$$

Из того факта, что при НК дефекты не были обнаружены следует:

$$\int_0^{a_{100}} f_0(a)da = 1. \quad (4)$$

Принимается, что длина дефекта пропорциональна глубине дефекта $C = ka$, где C – длина дефекта, ограниченная интервалом $(0, k \cdot a_{100})$, $k \geq 1$ – коэффициент формы

дефекта. Тогда апостериорная плотность распределения длины необнаруженных дефектов определяется как

$$\varphi_0(C) = \frac{1}{k} f_0\left(\frac{C}{k}\right). \quad (5)$$

Распределение вероятности числа необнаруженных дефектов в элементе определяется следующим образом. Предполагаем, что обнаружение дефектов при НК есть независимые случайные события, т.е. вероятность обнаружения дефекта не зависит от того, обнаружены или нет другие дефекты. В этом случае вероятность того, что число пропущенных при НК дефектов в элементе оборудования равно или больше m , рассчитывается как вероятность реализации m событий при m независимых испытаниях, причем события имеют одинаковую вероятность, равную P_x :

$$P_{xm} = \frac{(P_x)^m}{\sum_{i=1}^M (P_x)^i} = \frac{(P_x)^m (1 - P_x)}{1 - P_x^{M+1}} \quad m = 1, 2, \dots, M, \quad (6)$$

где M – физически максимально возможное число дефектов в рассматриваемом элементе оборудования.

Обычно размеры элементов оборудования (площадь поверхности сосудов давления, длина сварных швов) значительно превосходят практически возможные размеры обнаруженных или пропущенных при НК дефектов, соответственно $M \gg 1$ и знаменателем в (6) можно пренебречь.

Таким образом, все вероятностные характеристики «нулевой» дефектности, а именно, распределения глубины $f_0(a)$, длины $\varphi_0(C)$ и числа дефектов P_{xm} в рассматриваемом элементе оборудования выражены через характеристики выявляемости дефектов использованного метода НК и параметры априорного распределения размера (глубины) дефектов.

Статистика дефектности основного металла и сварных швов, как правило, свидетельствует о преобладании количества малых дефектов. Поэтому логично накладывать на априорное распределение условие $\frac{df(a)}{da} \leq 0$. Далее априорным принято усеченное экспоненциальное распределение с параметром λ :

$$f(a) = \frac{\lambda e^{-\lambda a}}{1 - e^{-\lambda a_{100}}}, \quad (7)$$

а соответствующее апостериорное распределение:

$$f_0(a) = \frac{P(a) \lambda e^{-\lambda a}}{P_x (1 - e^{-\lambda a_{100}})}. \quad (8)$$

Поскольку априорное распределение задается с элементом субъективизма, рассмотрено влияние параметров априорного распределения на оценку вероятности разрушения объекта. Из формулы, связывающей априорное и апостериорное распределения, следует, что смещение априорного распределения в сторону увеличения глубины дефектов смещает в сторону увеличения апостериорное распределение глубины дефектов и, уменьшая вероятность необнаружения дефектов, сдвигает в сторону уменьшения распределение числа дефектов (рис. 2). Эти два фактора противоположно

влияют на расчетную вероятность разрушения, что, в целом, снижает влияние параметра априорного распределения на конечный результат оценки вероятности разрушения.

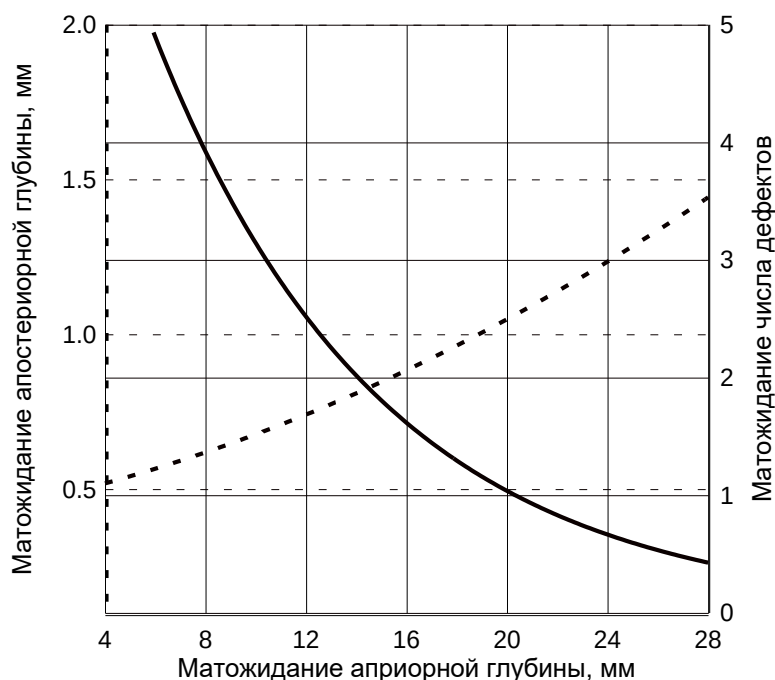


Рис. 2. Зависимости математических ожиданий апостериорных глубины и числа дефектов от параметра априорного распределения

Расчеты показывают, что варьирование математического ожидания (далее матожидания) априорного распределения глубины дефектов в интервале от 0.1 до 0.9 толщины стенки сосуда давления или трубопровода изменяет вероятность разрушения в пределах от 20 до 50 %. Вид закона априорного распределения влияет на оценку вероятности разрушения еще меньше. Вероятности разрушения (течи или разрыва) в условиях эксплуатации трубопроводов и сосудов давления РУ АЭС обычно не превышают сотые доли процентов [5–9]. Погрешность расчета вероятности разрушения, вносимая неопределенностью характеристик априорного распределения размеров необнаруженных дефектов, может считаться приемлемой.

При задании «нулевой» дефектности параметр априорного распределения размера дефектов определяется из соображений разумного консерватизма расчета вероятности разрушения. Практика ВАР показала, что если вероятность разрушения $\ll 1$, то в первом приближении вероятность пропорциональна произведению первого и второго моментов распределений размера и числа дефектов. Характеристикой консерватизма апостериорного распределения принята величина

$$P_{CONS} = M(a)D(a)M(m)S(m), \quad (9)$$

где $M(a)$ и $D(a)$ – матожидание и дисперсия глубины дефектов, $M(m)$ и $S(m)$ – матожидание и стандарт числа дефектов в объекте.

Параметр консервативного априорного распределения λ_c определяется из условия максимальности значения P_{CONS} :

$$\frac{dP_{cons}}{d\lambda} = 0, \quad (10)$$

где λ варьируется в достаточно широком диапазоне.

Реализация изложенного алгоритма определения характеристик "нулевой" дефектности проиллюстрирована на примере корпуса коллектора первого контура парогенератора ПГВ-1200. При ВАР функция выявляемости дефектов задается, как правило, кусочно-линейной зависимостью вероятности обнаружения дефекта от его глубины:

$$P^+(a) = P_i^+ + (P_{i+1}^+ - P_i^+) \frac{a - a_i}{a_{i+1} - a_i} \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (11)$$

где a_i и P_i^+ – координаты точек перелома, k – число звеньев кусочно-линейной функции.

Принята четырехзвенная кусочно-линейная зависимость, параметры которой представлены в табл. 1. Функция выявляемости дефектов основывается на результатах работы по программе PISC [10], а также теоретических и экспериментальных исследованиях [11,12].

Таблица 1

Координаты точек перелома кусочно-линейной функции выявляемости дефекта

Номер точки перелома, i	Глубина дефекта (a_i), мм	Вероятность обнаружения, (P_i^+)
1	a_s^*	0
2	5,0	0,5
3	12,5	0,8
4	21,0	0,99
5	171**	1
* a_s – чувствительность метода НК, **171 – толщина стенки коллектора		

Зависимость вероятности обнаружения дефекта от его глубины имеет вид:

$$P^+(a) = \begin{cases} 0.5 \frac{a - a_s}{5 - a_s} & \text{при } a_s \leq a \leq 5 \\ 0.5 + 0.3 \frac{a - 5}{7.5} & \text{при } 5 \leq a \leq 12.5 \\ 0.8 + 0.19 \frac{a - 12.5}{8.5} & \text{при } 12.5 \leq a \leq 21 \\ 0.99 + 0.01 \frac{a - 21}{150} & \text{при } 21 \leq a \leq 171 \end{cases} \quad (12)$$

Между P_{CONS} и чувствительностью НК a_s имеет место обратная зависимость, так как с увеличением a_s уменьшается апостериорное число пропущенных дефектов. В отсутствие надежных данных о чувствительности метода контроля для усиления консерватизма при оценке «нулевой» дефектности принято $a_s = 0$.

На рисунке 3 приведена зависимость P_{CONS} от параметра λ априорного распределения глубины дефектов. Можно отметить, что изменение параметра λ , а

следовательно и априорного матожидания размера необнаруженных дефектов на половину порядка, приводит к изменению P_{CONS} приблизительно на 20 %.

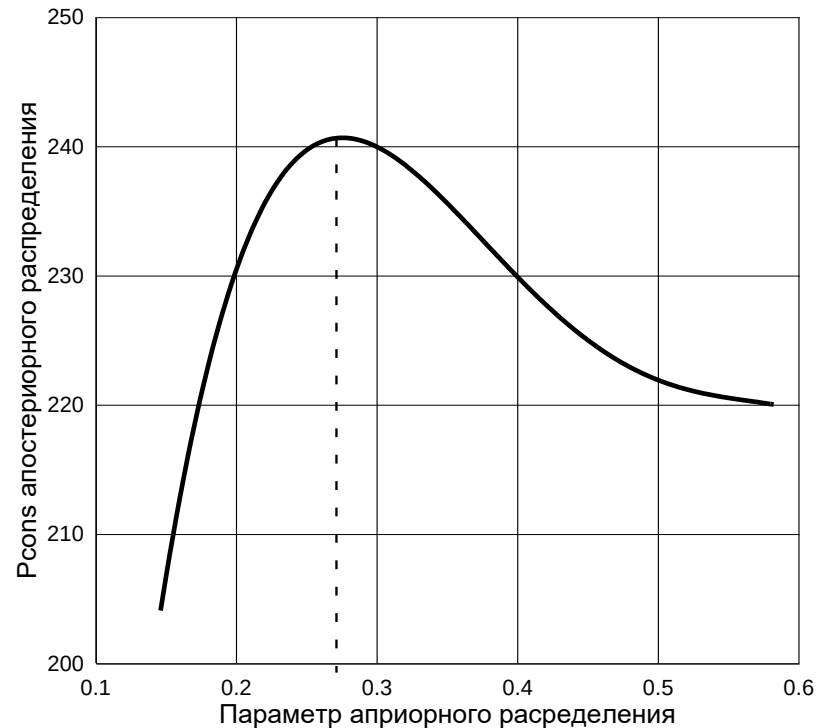


Рис.3. Определение параметра априорного распределения глубины дефектов, при котором обеспечивается консерватизм расчетов вероятности разрушения

Условию обоснованного консерватизма отвечает априорное экспоненциальное распределение с параметром $\lambda_c = 0.274$. При этом вероятность необнаружения дефекта, размер которого находится в интервале 0 до 171мм – $P_x = 0.692$.

Соответствующее апостериорное распределение вероятности глубины дефектов имеет вид

$$f_0(a) = 0.396P(a)e^{-0.274a}. \quad (13)$$

Распределение вероятности числа дефектов в элементе определяется выражением

$$P_{xm} = 0.308 \cdot 0.692^m, \quad (14)$$

и вероятность наличия дефектов в оборудовании $P_n = P_x = 0.692$.

Для конкретизации распределения вероятности длины дефектов принят коэффициент формы дефекта $k=6$, тогда

$$\varphi_0(C) = 0.066P(C)e^{-0.0457C},$$

где вероятность необнаружения дефектов $P(C) = 1 - P^+(C)$,

$$P^+(C) = \begin{cases} 0 & \text{при } 0 \leq C \leq 30 \\ 0.5 + 0.3 \frac{C-30}{45} & \text{при } 30 \leq C \leq 75 \\ 0.8 + 0.19 \frac{C-75}{51} & \text{при } 75 \leq C \leq 126 \\ 0.99 + 0.01 \frac{C-126}{900} & \text{при } 126 \leq C \leq 1026 \end{cases} \quad (15)$$

Корректировка вероятности разрушения при «нулевой» дефектности

Не обнаружение дефектов размером больше чувствительности метода НК может быть как следствием ошибки НК так и (или) отсутствия таких дефектов в элементе. Поэтому, при задании "нулевой" дефектности на стадии проектирования и при корректировке вероятности разрушения в случае необнаружения дефектов в период эксплуатации, вероятность разрушения следует умножать на вероятность наличия в элементе необнаруженных дефектов P_1 . Эта вероятность рассчитывается с использованием теоремы гипотез Байеса [4]:

$$P_1^{i+1} = \frac{P_x^i P_1^i}{(1 + P_x^i P_1^i) P_x^{i+1}} \quad i = 0, 1, 2, \dots \quad (16)$$

где $P_x^i, P_1^i, P_x^{i+1}, P_1^{i+1}$ – вероятности не обнаружения дефектов P_1 и вероятности наличия дефектов P_x на этапах i и $i+1$.

Если функция выявляемости дефектов одна и та же на всех этапах $P_x^i = P_x \quad i = 0, 1, 2, \dots$, вероятности наличия дефектов на этапах определяется по формуле $P_1^{i+1} = P_1 (1 + P_x P_1^i)^{-1}$.

При ВАР на стадии проектирования ($i=0$), априорная вероятность наличия дефектов принимается равной единице: $P_1^0 = 1$. Соответственно, вероятность наличия дефектов в период эксплуатации: $P_1^1 = (1 + P_x)^{-1}$.

"Малочисленная" дефектность

Если в элементе оборудования обнаруживаются дефекты размером ниже браковочного уровня, но их количество недостаточно для статистического анализа дефектности, расчет вероятности разрушения проводится для каждого обнаруженного дефекта с учетом погрешности измерения размера дефекта в реальных условиях проведения дефектоскопического контроля.

Исследование достоверности определения линейных размеров несплошностей в направлении толщины стенки на полномасштабной модели корпуса реактора, проводимых в рамках программ PISC-1 и PISC-2 показали, что относительный разброс между действительным и измеренным при НК размером может достигать десятков процентов [13]. При этом, следует отметить удовлетворительную корреляцию между средними значениями данных контроля и действительным размером дефектов, а, также, положительную тенденцию погрешности при относительно малых дефектах (рис. 4). На данном рисунке сплошная соответствует действительным (искусственным) размерам дефектов в образце. Точки – размеры дефектов, обнаруженных при НК. Пунктиром показано распределение размеров дефектов, полученное на основе статистической обработки результата НК.

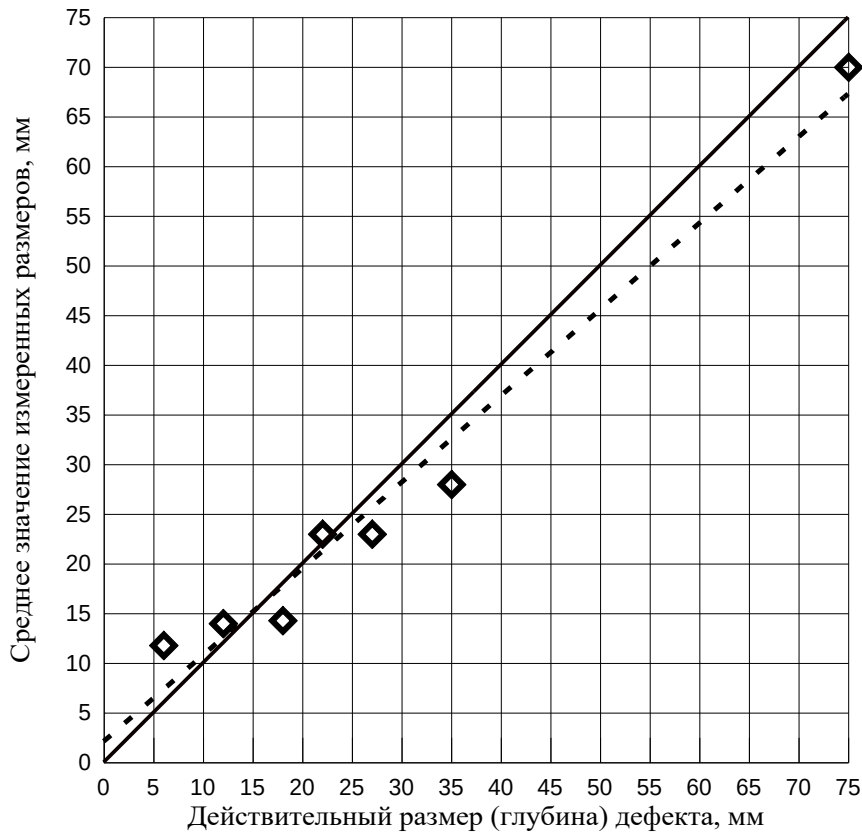


Рис.4. Корреляция между средними значениями данных контроля и действительным размером дефектов

В отсутствии корректных (достоверных) данных о погрешности НК в реальных условиях проведения дефектоскопического контроля принимается, что действительный размер обнаруженного дефекта подчиняется усеченному слева и справа нормальному закону распределения вероятности [14]:

$$F(a) = \frac{\Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right)}{F_N}, \quad (17)$$

где $F(a)$ – функция распределения, a – действительный размер дефекта ($a_s \leq a \leq S$), μ и σ – параметры распределения,

$$F_N = \Phi\left(\frac{S - \mu}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right), \quad (18)$$

$\Phi(u)$ – функция Лапласа:

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^u e^{-x^2/2} dx. \quad (19)$$

Для определения параметров распределения предполагается, что матожидание усеченного распределения равно полученному при НК размеру дефекта – a_m , а функция

распределения $F(a)$ нормируется вероятностью обнаружения дефекта размером a_m – $P^+(a_m)$ для заданного метода НК.

Параметры усеченного распределения определяются из уравнений:

$$M(a) = \mu + \sigma^2 [f(0) - f(S)] = a_m, \quad (20)$$

$$F_N = P^+(a_m), \quad (21)$$

где

$$f(0) = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\mu}{\sigma} \right)^2 \right] / (F_N \sigma \sqrt{2\pi}) \quad (22)$$

$$f(S) = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{S - \mu}{\sigma} \right)^2 \right] / (F_N \sigma \sqrt{2\pi}). \quad (23)$$

В качестве примера использования указанного подхода на рис.5 приведены гистограммы плотности распределения действительного размера дефекта при заданных «измеренных» значениях a_m . Вероятности обнаружения $P^+(a_m)$ определены из функции выявляемости (12) при $a = a_m$.

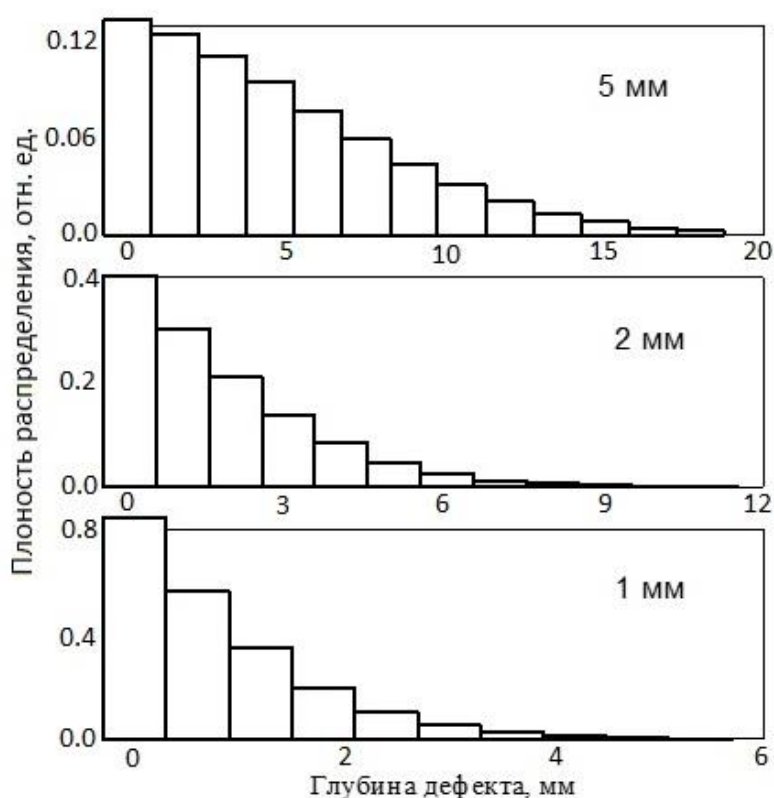


Рис. 5. Гистограммы плотности распределения действительного размера дефекта при заданных измеренных значениях, указанных в правых углах

Гистограммы были использованы для расчетов вероятности разрушения корпуса коллектора первого контура парогенератора ПГВ-1200 за проектный срок эксплуатации 60 лет при обнаружении одного дефекта на ранней стадии эксплуатации. На рисунке

бприведенырезультаты расчетов течи при заданных размерах глубины дефектов. Соотношение глубины дефекта к длине принималось 1/6.

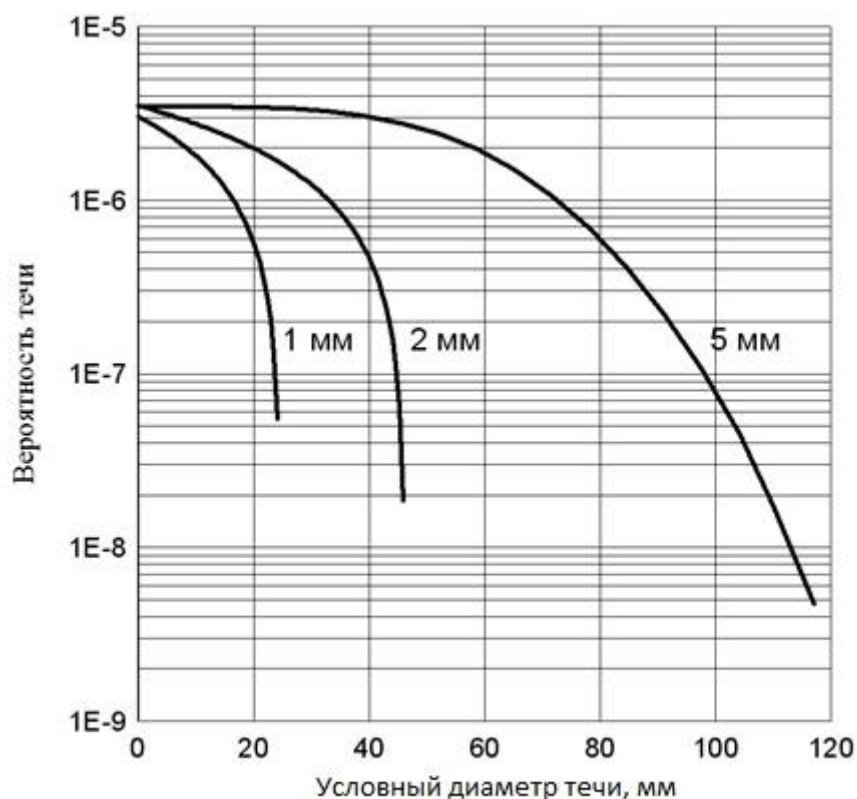


Рис. 6. Зависимость вероятности течи разного условного диаметра от глубины дефекта

В случае обнаружения дефектов ниже браковочного уровня период эксплуатации, корректировка вероятности разрушения за период эксплуатации после обнаружения дефектов вычисляется по формуле:

$$P_{\Sigma\tau} = 1 - (1 - P_{0\tau}) \prod_{i=1}^n (1 - P_{i\tau}), \quad (24)$$

где $\tau = T - t$, T – проектный срок эксплуатации t – длительность эксплуатации до обнаружения дефектов ($0 \leq t < T$), $P_{i\tau}$ – вероятности разрушения, рассчитанная для каждого из n дефектов, обнаруженных на момент эксплуатации t , рассчитанные на время работы τ до окончания срока эксплуатации, $P_{0\tau}$ – вероятность разрушения при «нулевой» дефектности за время эксплуатации τ .

Вероятность того, что кроме обнаруженных при НК дефектов есть пропущенные дефекты, рассчитывается по формуле:

$$P_{xm} = \frac{(P_x)^{m+k} (1 - P_x)}{1 - P_x^{M+1}} \quad m = 1, 2, \dots, M, \quad (25)$$

Где k – число обнаруженных дефектов, m – число пропущенных дефектов.

Частота разрушения рассчитывается по формуле $p_{f\tau} = P_{\Sigma\tau} / \tau$.

Список литературы

1. Тутнов А.А., Ткачев В.В. Расчет вероятности начала хрупкого разрушения сосудов под давлением. Атомная энергия, том 64, вып. 3, март 1988.
2. Тутнова А.В. Методика расчета вероятности разрушения трубопроводов и сосудов давления. – ВАНТ. Сер. Материаловедение и новые материалы, 1990, вып.1(35), с. 13–24.
3. Аннотация программы МАВР-2.1. – ВАНТ. Сер. Физика ядерных реакторов, 1995, вып.3, с. 73–76.
4. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М.: Наука, 2002.
5. Тутнов А.А., Лоскутов О.Д., Ткачев В.В. Оценка вероятностей течей и разрушения элементов КМПЦ РБМК-1000. Сб. ВАНТ, сер. Материаловедение и новые материалы, вып. 1(41), 1991г
6. Тутнов А.А., Лоскутов О.Д., Гетман А.Ф. Оценка влияния длительности периода между техническими освидетельствованиями на прочностную надежность некоторых элементов первого контура ВВЭР-1000. Атомная энергия, – 2005. – т. 98, вып. 4.
7. Тутнов А.А., Лоскутов О.Д. Оценка вероятности течи в области фланцевого разъема крышки коллектора парогенератора вследствие разрушения шпилек. Атомная Энергия. – 2007. – т.102, вып. 6.
8. Тутнов А.А., Лоскутов О.Д., Алексеев. П.В. Расчет вероятности возникновения течи теплоносителя в коллекторе парогенератора ВВЭР по программе МАВР-4.1. Атомная энергия, 2013, т.114, вып.1.
9. Тутнов А.А., Лоскутов О.Д., Алексеев. П.В., Киселев А.С. Вероятностный анализ прочности главного разъема реакторной установки ВВЭР-1000. Атомная энергия, 2013, т. 115, вып. 3.
10. S.Crutzen, H.Herkenrath&other. The contribution of PISC to NDT performance demonstration. In: the CEC/OECD Programmer on the inspection of Steel Components. Vol. 1. No 4 April, 1992.
11. Ермолов И.Н. Теория и практика ультразвукового контроля, Москва, Машиностроение, 1981.
12. Карзов Г.П., Леонов В.П., Тимофеев Б.Т. Сварные сосуды высокого давления. Москва, Машиностроение, 1982.
13. Аркадов Г.В., Гетман А.Ф., Родионов А.Н. Надежность оборудования и трубопроводов АЭС и оптимизация их жизненного цикла (вероятностные методы). М.: Энергоатомиздат. 2010.
14. Клемин А.И. Надежность ядерных энергетических установок: Основы расчета. М.: Энергоатомиздат. 1987.