

ПРИМЕНЕНИЕ БАЙЕСОВЫХ ПРОЦЕДУР ДЛЯ ПОЛУЧЕНИЯ УТОЧНЕННЫХ ОЦЕНОК ВЕРОЯТНОСТИ УСТАЛОСТНОГО РАЗРУШЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ ТРУБОПРОВОДОВ

Член-корреспондент РАН *Н.А. Махутов*,
кандидат техн. наук *Д.О. Резников*

Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук

Априорная оценка вероятности усталостного разрушения элемента трубопровода, содержащего поверхностную трещину, уточняется с помощью байесовой процедуры на основе учета данных о размере трещины, полученных при проведении неразрушающего контроля. Оценивается влияние результатов неразрушающего контроля на апостериорные оценки вероятности усталостного разрушения и остаточного ресурса рассматриваемого конструктивного элемента.

Ключевые слова: вероятность разрушения, байесова процедура, априорная оценка, апостериорная оценка.

APPLICATION OF BAYESIAN PROCEDURES TO OBTAINING UPDATED ESTIMATES OF THE PROBABILITY OF FATIGUE FAILURE OF PIPELINE COMPONENTS

Corresponding Member of the RAS *N.A. Makhutov*,
Ph.D. (Tech.) *D.O. Reznikov*

Mechanical Engineering research Institute of the RAS Moscow, Russia

The prior assessment of the probability of fatigue failure of the pipeline component with a surface crack is updated using a Bayesian procedure based on accounting for data on the crack size obtained during non-destructive testing. The influence of the results of non-destructive testing on the posterior assessments of the probability of fatigue failure and the residual life of the considered structural component is estimated.

Keywords: probability of failure, Bayesian procedure, prior assessment, posterior assessment.

1. Постановка задачи

В настоящее время в практике различных отраслей промышленности, транспорта и энергетики наметился переход от стратегии обеспечения прочности, надежности и безопасности, основанной на реализации программы ремонтно-восстановительных работ и замены элементов оборудования согласно заранее принятого плана без учета их фактического состояния, к стратегии, основанной на оценке фактического состояния конструктивных элементов, осуществляемой по данным систем мониторинга и результатов периодически приводящегося неразрушающего контроля. В связи с тем, что для систем тру-

бпроводного транспорта усталостный механизм накопления повреждений и разрушения под действием циклических режимов нагружения является одним из доминирующих, то реализация современной стратегии эксплуатации трубопроводов предполагает совместное использование методов неразрушающего контроля, позволяющих оценивать размер трещиноподобных дефектов, и методов механики разрушения, дающих возможность в течение интервалов времени между двумя последовательно осуществляемыми контролями прогнозировать кинетику трещин под действием режимов эксплуатационного нагружения, и оценивать степень приближения поврежденного элемента к предельному состоянию, при достижении которого произойдет усталостное разрушение [1-4].

Ключевые параметры, определяющие кинетику накопления усталостных повреждений и разрушения конструктивных элементов трубопроводов, имеют ярко выраженный вероятностный характер. Поэтому задача оценки и обеспечения их циклической прочности, ресурса и безопасности должна решаться в вероятностной постановке с учетом естественного рассеяния механических свойств конструкционных материалов, разброса начальных размеров дефектов, вариативности режимов эксплуатационного нагружения и случайного характера процессов накопления усталостных повреждений.

В работе [5] был рассмотрен аналитический подход к оценке вероятности усталостных разрушений конструктивных элементов. Было получено аналитическое решение для случая экспоненциального распределения начальной длины трещины и нормального распределения величины вязкость разрушения. Остальные параметры математической модели (в частности, параметры C и m уравнения Пэриса, описывающего кинетику трещины) полагались детерминированными и фиксировались на определенных средних уровнях. Кроме того величина поправочной функции на геометрию трещины и схему нагружения в выражении для коэффициента интенсивности напряжений считалась независимой от длины трещины и полагалась равной 1.1.

В более общей постановке вероятность усталостного разрушения может быть оценена путем реализации процедуры статистического моделирования по методу Монте-Карло. При этом может быть учтена стохастическая природа всех основных параметров задачи и, в частности, параметров C и m , а также могут вводиться и более сложные поправочные функции в выражении для коэффициента интенсивности напряжений, учитывающие кривизну поверхности трубопровода и изменение глубины трещины в процессе циклического нагружения. Получаемые при этом вероятностные оценки (функции распределения длины трещины после реализации различного числа циклов нагружения или зависимости вероятности разрушения от числа циклов) относятся к категории априорных, которые могут делаться еще на этапе проектирования до начала эксплуатации, пока не начали поступать данные о состоянии рассматриваемого технического объекта от систем мониторинга или информация, получаемые при проведении технических инспекций объекта.

То обстоятельство, что описанные выше решения не позволяют учитывать данные о техническом состоянии рассматриваемого объекта, которые поступают от систем мониторинга или при проведении неразрушающего контроля объекта, является их существенным недостатком. Преодолеть указанный недостаток можно с помощью байесовых подходов, которые широко используются при решении задач по уточнению вероятностных параметров технических систем, после того как поступает дополнительная информация об их состоянии, получаемая в ходе проведения технических инспекций. В частности в научной литературе существует значительное число публикаций, посвященных вероятностным оценкам циклической прочности и ресурса на основе байесовых подходов [7-12]. Значительный интерес с точки зрения перспектив практического применения байесовых процедур представляет предложенный в работе Д.Карандикара [12] подход, основанный на объединении байесового уточнения и метода случайного блуждания (англ.

randomwalkmethod). В рамках данного подхода на основе данных о размере трещины, получаемых в ходе неразрушающего контроля, уточняются вероятности реализации различных кривых роста трещин из априорной выборки. Эти уточненные (апостериорные) вероятности затем используются для корректировки функций распределения размеров трещин и уточнения вероятности усталостного разрушения.

Байесовы подходы составляют основу формирования риск-ориентированных программ эксплуатации технических объектов, позволяя осуществлять обоснованный выбор периодичности и глубины неразрушающего контроля элементов технических систем [13,14]. Практическое приложение полученных расчетно-экспериментальных данных отражено в [1-7, 9, 12-14].

2. Описание процесса накопления усталостных повреждений и разрушения

Рассмотрим элемент трубопровода, содержащий продольную трещину на внутренней поверхности, нагруженной внутренним давлением p , циклически изменяющимся во времени (рис. 1).

Будем считать, что кинетика трещины описывается модифицированным уравнением Пэриса:

$$\frac{da}{dN} = C \left(\frac{\Delta K_I}{1-R} \right)^m, \quad (1)$$

С начальным условием:

$$\text{при } N=0: a=a_0, \quad (2)$$

где a – глубина протяженной поверхностной трещины, a_0 – начальная глубина трещины; C и m – постоянные, зависящие от материала и условий нагружения; N – количество циклов нагружения; $R = \sigma_{\min} / \sigma_{\max}$ – коэффициент асимметрии цикла нагружения; σ_{\min} и σ_{\max} – минимальное и максимальное значения напряжения в цикле нагружения, K_I – коэффициент интенсивности напряжений по моде I, ΔK_I – размах коэффициента интенсивности напряжений в цикле нагружения.

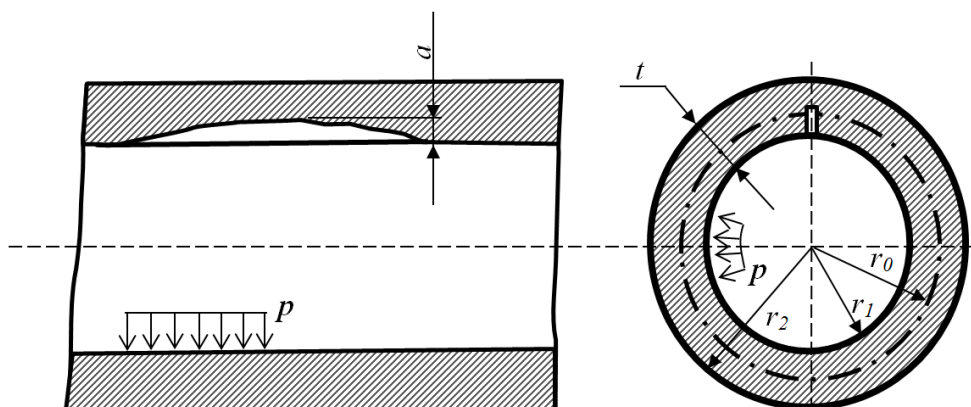


Рис.1. Расчетная модель

Для модели по рис. 1 можно принять [15]: $K_I = 1.1\sigma\sqrt{\pi a} f_c$, где f_c – поправочная функция, отражающая наличие кривизны поверхности оболочки:

$$f_c = \left[\frac{r_2^2 + r_1^2}{r_2^2 - r_1^2} + 1 - 0.5\sqrt{a/t} \right] \frac{t}{r_2}; \quad (3)$$

Тогда уравнение (1) может быть записано в виде:

$$\frac{da}{dN} = C \left(\frac{\pi}{1-R} \right)^{m/2} \left(1.1\Delta\sigma \left[\frac{r_2^2 + r_1^2}{r_2^2 - r_1^2} + 1 - 0.5\sqrt{a/t} \right] \frac{t}{r_2} \right)^m a^{m/2}. \quad (4)$$

$\Delta\sigma = \sigma_{\max} - \sigma_{\min}$ – размах напряжений в цикле нагружения.

В качестве критерия разрушения используется критерий хрупкого разрушения тела с трещиной:

$$K_I = 1.1\sigma_{\max} \sqrt{\pi a_c} \left[\frac{r_2^2 + r_1^2}{r_2^2 - r_1^2} + 1 - 0.5\sqrt{a_c/t} \right] \frac{t}{r_2} = K_{Ic}, \quad (5)$$

где $\sigma_{\max} = \Delta\sigma/(1-R)$ – максимальное напряжение в цикле нагружения, K_{Ic} – вязкость разрушения.

Соответственно условие окончательного разрушения может быть записано в виде:

$$1.1 \frac{\Delta\sigma}{1-R} \sqrt{\pi a_c} \left[\frac{r_2^2 + r_1^2}{r_2^2 - r_1^2} + 1 - 0.5\sqrt{a_c/t} \right] \frac{t}{r_2} > K_{Ic}. \quad (6)$$

Выражение для критической глубины трещины a_c может быть найдено численно как корень уравнения (5). В качестве исходного приближения \tilde{a}_c к искомому значению при организации численной процедуры может быть задана оценка величины критической глубины трещины, получаемая без учета поправок f_c на кривизну и изменения глубины трещины в процессе циклического нагружения [5]:

$$\tilde{a}_c = \left(\frac{K_{Ic}(1-R)}{1.1\Delta\sigma\sqrt{\pi}} \right)^2. \quad (7)$$

При этом условие разрушения (6) для заданного уровня максимальных напряжений в цикле (σ_{\max}) может быть выражено через глубину трещины a_N , достигаемую после N циклов нагружения:

$$a_N \geq a_c. \quad (8)$$

Соответственно вероятность усталостного разрушения после N циклов нагружения может быть записана в виде:

$$P_F = P(a_N \geq a_c). \quad (9)$$

3. Априорная оценка вероятности усталостного разрушения

Априорной вероятностью усталостного разрушения рассматриваемого конструктивного элемента $P'_F(N)$ принято называть такую оценку вероятности разрушения, которая основана на исходных распределениях случайных параметров a_0 , C и m уравнения Пэриса (1), формирующихся на основе имеющейся статистической информации и данных экспериментов, полученных на лабораторных образцах до начала эксплуатации рассматриваемого объекта и не учитывающих данных систем мониторинга или информацию, получаемую при проведении технических инспекций.

Априорная вероятность усталостного разрушения рассматриваемого конструктивного элемента после N циклов нагружения может быть найдена аналитически при следующих допущениях: начальная длина трещины распределена по экспоненциальному закону; остальные параметры модели полагаются детерминированными; величина поправочной функции в выражении для коэффициента интенсивности напряжений не зависит от глубины трещины и принимается равной 1,1. Тогда дифференциальное уравнение (1), описывающее кинетику трещины при циклическом нагружении, принимает вид:

$$\frac{da}{dN} = C \left(\frac{1.1 \cdot \Delta\sigma \sqrt{\pi a}}{1-R} \right)^m \quad (10)$$

Для данного дифференциального уравнения удастся построить расчетную зависимость для определения вероятности разрушения при заданном числе циклов эксплуатационного нагружения [5]):

$$P'_F(N) = e^{-\mu_{a_0} \left(\left(\frac{K_{IC}(1-R)}{1.1\Delta\sigma\sqrt{\pi}} \right)^{2-m} - NC \left(1 - \frac{m}{2} \right) \left(\frac{1.1 \Delta\sigma \sqrt{\pi}}{1-R} \right)^m \right)^{2/(2-m)}} \quad (11)$$

В более общей постановке вероятность разрушения может быть найдена, реализуя численную процедуру по методу статистических испытания (методу Монте-Карло). Указанный подход позволяет отказаться от весьма сильных допущений об экспоненциальном характере распределения начальных размеров трещины и детерминированности остальных параметров уравнения Пэриса, а также допущения о неизменности в процессе роста трещины поправочной функции, фигурирующей в выражении для коэффициента интенсивности напряжений.

В данной работе представлено численное решение, направленное на получение априорной оценки вероятности усталостного разрушения в более общей постановке, учитывающей не только разброс начального размера трещины, но вариативность параметров уравнения Пэриса, которая может быть описана с помощью различных типов распределений. При этом используется модифицированное уравнение Пэриса, учитывающее асимметрию циклов нагружения. Кроме того в выражение для размаха коэффициента интенсивности напряжений, фигурирующего в правой части модифицированного уравнения Пэриса (4), включена поправочная функция, учитывающая кривизну цилиндрической поверхности трубопровода и изменение глубины трещины в процессе циклического нагружения.

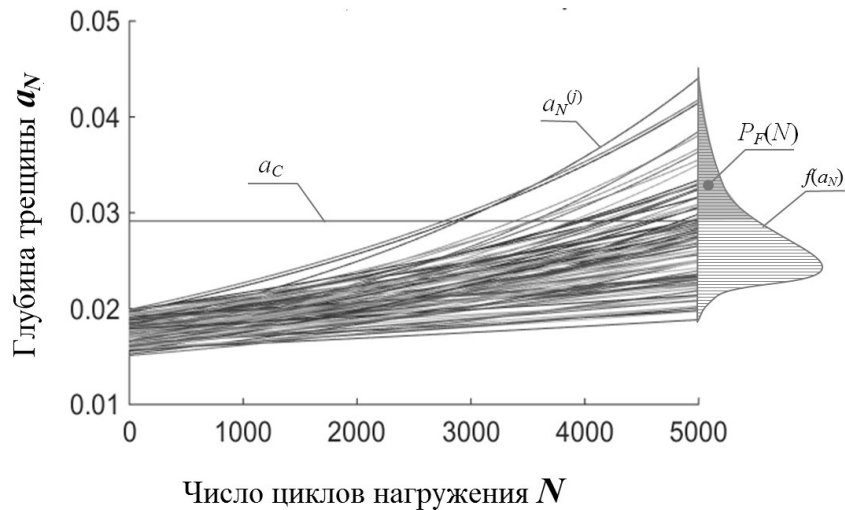


Рис. 2. Кривые роста трещин с учетом статистического разброса начальной дефектности a_0 и параметров C и m уравнения Пэриса

В представленном решении параметры математической модели (начальная длина трещины a_0 и параметры уравнения Пэриса C и m) при априорной оценке полагаются случайными величинами, распределенными по законам равномерной плотности.

$$a_0 \sim U(\alpha_{a_0}, \beta_{a_0}), C \sim U(\alpha_C, \beta_C), m \sim U(\alpha_m, \beta_m), \quad (12)$$

где α_x и β_x - соответственно левая и правая границы интервала значений величины x с ненулевой плотностью вероятности. При этом математические ожидания и среднеквадратичные отклонения априорных распределений параметров a_0 , C и m будут равны:

$$E\{a_0\} = (\alpha_{a_0} + \beta_{a_0}) / 2, S\{a_0\} = (\beta_{a_0} - \alpha_{a_0}) / 2\sqrt{3},$$

$$E\{C\} = (\alpha_C + \beta_C) / 2, S\{C\} = (\beta_C - \alpha_C) / 2\sqrt{3},$$

$$E\{m\} = (\alpha_m + \beta_m) / 2, S\{m\} = (\beta_m - \alpha_m) / 2\sqrt{3}.$$

В соответствии с избранными равномерными распределениями случайных параметров a_0 , C и m , определяющих кинетику трещины в процессе циклического нагружения, генерируются случайные комбинации этих параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ ($j=1, 2, \dots, M_n$). Далее для каждой из комбинаций параметров, последовательно осуществляется интегрирование уравнения (4) с получением совокупности кривых роста трещины $Cr^{(j)}$, представляющих собой зависимости глубины трещины от количества циклов нагружения $a_N^{(j)} = a^{(j)}(N)$ ($j=1, 2, \dots, M_n$).

При проведении априорной оценки считается, что события $\{Cr^{(j)} = Cr_{II}\}$ - « j -ая кривая $Cr^{(j)}$ роста трещины из рассматриваемой выборки совпадает с истинной кривой роста трещины Cr_{II} » ($j=1, 2, \dots, M_n$) образуют полную группу событий. Кроме того делается допущение, что все комбинации параметров $\{a_0^{(j)}, m^{(j)}, \omega^{(j)}\}$ являются равновероятными, то есть априорная вероятность события $\{Cr^{(j)} = Cr_{II}\}$ равна:

$$P'_{\{Cr^{(j)} = Cr_{II}\}} = 1 / M_n, (j=1, 2, \dots, M_n). \quad (13)$$

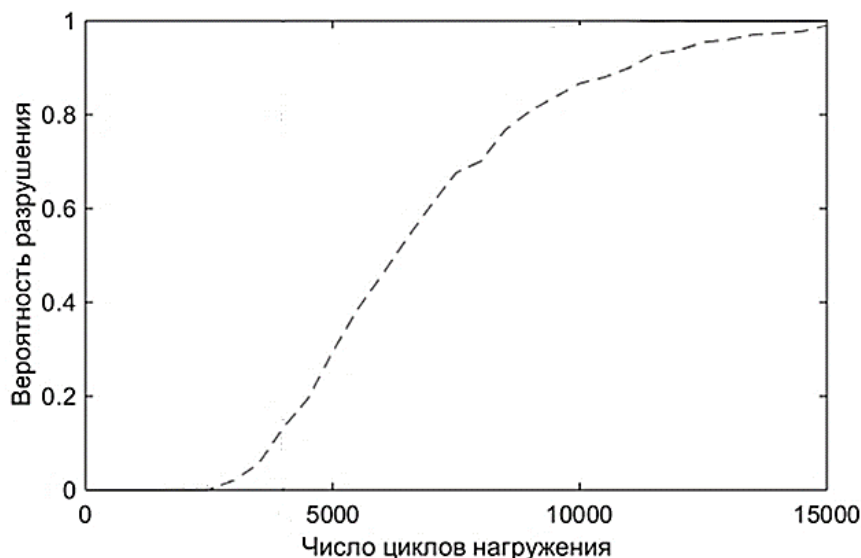


Рис. 3. Зависимость априорной вероятности усталостного разрушения от числа циклов нагружения

Таблица 1

Численные значения расчетных параметров

Параметр	Детерминированный/ вероятностный	Распределение/ Значение
Размах давления за цикл нагружения, Δp , МПа	Детерминированный	0.7
Коэффициент асимметрии цикла нагружения	Детерминированный	0.9
Начальная глубина трещины, a_0 , м	Вероятностный	$U(1.5 \cdot 10^{-2}; 2.0 \cdot 10^{-2})$
Параметр C уравнения Пэриса, м/цикл $(\text{Па}\sqrt{\text{м}})^{-m}$	Вероятностный	$U(1.0 \cdot 10^{-11}; 3.00 \cdot 10^{-11})$
Параметр m уравнения Пэриса	Вероятностный	$U(2.8; 2.95)$
Радиус серединной поверхности r_0 , м	Детерминированный	0,63
Толщина стенки t , м	Детерминированный	0.025
Окружное напряжение σ , МПа	Детерминированный	201.6
Вязкость разрушения K_{Ic} , МПа $\sqrt{\text{м}}$	Детерминированный	61

Затем для каждой из кривых $Cr^{(j)}$ ($j=1,2,\dots,M_n$) в пределах заданного числа циклов нагружения проверяется выполнение условия разрушения (8) в форме $a_N^{(j)} > a_c$.

Таким образом априорная оценка вероятности усталостного разрушения может быть получена с помощью метода статистического моделирования Монте-Карло путем многократного численного интегрирования уравнения (4) при различных сочетаниях случайных параметров a_0 , C и m . Поскольку в рамках априорной оценки все кривые роста трещин являются равновероятными, то зависимость априорной вероятности разрушения от числа циклов нагружения $P'_F(N)$ будет равна отношению количества кривых M'_C из априорной выборки $j=1,2,\dots,M_n$, для которых выполняется условие $a_N^{(j)} > a_c$, к общему числу кривых M_n :

$$P'_F(N) = M'_C(N) / M_n \tag{14}$$

Рассмотрим численный пример расчета вероятности разрушения элемента трубопровода, нагруженного внутренним давлением, содержащего осевую поверхностную трещину на внутренней стенке (рис. 1). Исходные данные задачи приведены в табл. 1. В рассматриваемом примере для консервативной оценки в качестве характерного размера трещины принимается ее глубина a , т.е. рассматривается протяженный дефект длиной существенно (на порядок и более) превышающей ее глубину. При этом в качестве вероятностных параметров выбраны a_0 , C и m .

Величина критической глубины трещины определена численно как корень нелинейного алгебраического уравнения (5): $a_C = 2.91 \cdot 10^{-2}$ м. При этом в качестве начального приближения при организации численной процедуры используется оценка величины критической глубины трещины по выражению (7) $\tilde{a}_C = 3.03 \cdot 10^{-2}$ м.

График зависимости априорной вероятности разрушения от числа циклов нагружения для рассмотренного примера представлен на рис. 3.

4. Использование метода случайного блуждания для реализации байесовой процедуры уточнения при получении апостериорных оценок вероятности разрушения

4.1. Принципы реализации байесовых процедур уточнения

Апостериорная оценка вероятности усталостного разрушения рассматриваемого конструктивного элемента $P'_F(N)$ представляет собой оценку вероятности разрушения, которая базируется на объединении:

- исходных статистических данных о распределениях случайных параметров, полученных для совокупности однотипных изделий или данных о механических свойствах материалов, сформированных при поведении экспериментов на лабораторных образцах,
- данных систем мониторинга или информации, получаемой при проведении технических инспекций состояния конкретного объекта, учитывающих как индивидуальные особенности рассматриваемого конструктивного элемента (исходная дефектность, вариация механических свойств, масштабный фактор, остаточные напряжения, термообработка) так и реальные условия его эксплуатации (температура, внешняя среда).

Таким образом, апостериорная оценка представляет собой уточнение априорной оценки, которое обеспечивается путем учета дополнительной информации, поступающей от систем мониторинга или данных инспекций состояния рассматриваемого объекта.

Для уточнения вероятностных оценок циклической прочности и ресурса элементов технических систем и получения апостериорных оценок, когда появляется дополнительная информация о состоянии элементов, получаемая в ходе периодических инспекций, широко используются байесовы процедуры. Большинство решений задач по оценке вероятности усталостных разрушений, основанных на совместном применении уравнений механики разрушения и байесовых процедурах уточнения, предполагают реализацию следующих шагов: (1) формирование априорных распределений параметров математической модели (начальной длины трещины, параметров уравнения Пэриса, вязкости разрушения материала); (2) определение зависимости априорных функций распределения параметров модели от числа циклов нагружения на основе сформированных априорных распределений параметров в опорный (как правило, начальный) момент времени; (3) получение данных инспекций состояния (например, измерений длин трещин после реализованных на момент инспекции циклов нагружения); (4) формирование апостериорных распределений параметров модели на основе теоремы Байеса (то есть необходимо отдельно уточнять распределения отдельных неопределенных параметров); (5) оценку апо-

стериорной вероятности разрушения с помощью полученных апостериорных распределений параметров модели.

В работе J.M. Karandikar и др. [7] было предложен подход, позволяющий на основе метода случайного блуждания (англ. randomwalksmethod) исключить промежуточный шаг по уточнению априорных распределений отдельных вероятностных параметров. В соответствии с избранными (например, равномерными) распределениями случайных параметров a_0 , C и m , определяющих кинетику трещины в процессе циклического нагружения, генерируются случайные комбинации этих параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ ($j=1,2,\dots,M_n$). После получения дополнительных данных технической диагностики виде результата измерения глубины трещины $a_{изм}$ на момент ее проведения, когда были реализованы N_i циклов нагружения, используя теорему Байеса, оценивалась апостериорная вероятность события $\{Cr^{(j)}=Cr_{II} | a=a_{изм}\}$ « j -ая кривая роста трещины из выборки представляет собой истинную кривую роста трещины при условии получения определенного результата эксперимента $a=a_{изм}$ »: $P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}}$ ($j=1,2, \dots M_n$). Полученные апостериорные вероятности далее

использовались для оценки апостериорной вероятности разрушения рассматриваемой оболочки: $P''_F(N) = \sum_{j=1}^{M_c} P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}}$, где суммирование ведется по тем кривым, которые пере-

секают предельную линию $a=ac$ в пределах интервала $[0;N]$. Иначе говоря, суммирование вероятностей ведется по тем комбинациям параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$, для которых выполняется условие разрушения (8) в пределах интервала $[0;N]$ (рис. 2).

В данной статье представлена модификация описанного выше подхода. После получения оценки апостериорных вероятностей $P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}}$ события « j -ая кривая роста трещины совпадает с истинной кривой», производится уточнение априорных оценок моментов распределений случайных параметров модели $E'\{a_0\}$, $S'\{a_0\}$, $E'\{C\}$, $S'\{C\}$, $E'\{m\}$ и $S'\{m\}$ которые определялись исходя из первоначального предположения о том, что случайные параметры математической модели a_0 , C и m распределены по законам равномерной плотности. Получаемые в результате реализации байесовой процедуры уточнения апостериорные оценки моментов распределений $E''\{a_0\}$, $S''\{a_0\}$, $E''\{C\}$, $S''\{C\}$, $E''\{m\}$ и $S''\{m\}$ далее используются для формирования апостериорных выборок случайных параметров a_0 , C и m , которые используются для получения апостериорных оценок вероятности разрушения рассматриваемого элемента.

Описанная процедура реализуется следующим образом. Подобно тому, как это делалось в п. 3, параметры математической модели (начальная глубина трещины a_0 и параметры уравнения Пэриса C и m) полагаются случайными величинами, распределенными по законам равномерной плотности. Далее в соответствии с избранными равномерными распределениями случайных параметров a_0 , C и m , определяющих кинетику трещины в процессе циклического нагружения, генерируются случайные комбинации значений этих параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ ($j=1,2,\dots,M_n$). Затем для каждой из комбинаций последовательно осуществляется интегрирование уравнения (4) с получением совокупности кривых $Cr^{(j)}$, представляющих собой зависимости глубины трещины от количества циклов нагружения $a_N^{(j)}=a^{(j)}(N)$ ($j=1,2,\dots,M_n$). При проведении априорной оценки делается допущение, что эти кривые являются равновероятными, то есть априорная вероятность события «Рассматриваемая j -ая кривая $Cr^{(j)}$ роста трещины из выборки совпадает с истинной кривой Cr_{II} » $\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}$ равна: $P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} = 1 / M_n$, ($j=1,2,\dots,M_n$). Затем полученные априорные оценки вероятностей $P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}}$ указанных событий подлежат уточнению с помощью результата эксперимента на основе использования правила Байеса.

В соответствии с правилом Байеса апостериорная вероятность того, что « j -ая кривая роста трещины совпадает с истинной кривой роста трещины», определяется выражением [4]:

$$P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} = \frac{L}{P(a_{изм} | AI)} P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} \quad (j=1,2,\dots,M_n), \quad (15)$$

где $P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} = P(Cr^{(j)} = Cr_{II} | AI)$ – априорная вероятность события « j -ая кривая роста трещины из выборки представляет собой истинную кривую роста трещины». Величина $P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}}$ оценивается исходя из априорной (исходной) информации AI , имевшейся до проведения технической диагностики; $L = P(a_{изм} | Cr^{(j)} = Cr_{II}, AI)$ – функция правдоподобия, $P(a_{изм} | AI)$ – нормализующая константа; $P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} = P(Cr^{(j)}=Cr_{II} | a_{изм}, AI)$ – апостериорная вероятность события « j -ая кривая роста трещины из выборки представляет собой истинную кривую роста трещины при условии получения определенного результата эксперимента».

Поскольку в случае непрерывных распределений площадь под кривой функции плотности распределения должна быть равна 1, то $P(a_{изм} | AI)$ представляет собой нормализующую константу апостериорного распределения и должна определяться отдельно. В соответствии с записанным уравнением, апостериорное распределение пропорционально произведению априорного распределения и функции правдоподобия. Таким образом, в предложенном решении, правило Байеса используется для того, чтобы уточнить вероятности событий, заключающихся в том, что каждая из рассматриваемых выборочных кривых совпадает с истинной кривой роста трещины $P_{\{Cr^{(j)}=Cr_{II}\}} (j=1,2,\dots, M_n)$.

4.2. Формирование функции правдоподобия

Функция правдоподобия формируется следующим образом. Пусть после N_i циклов нагружения было проведено измерение длины трещины, которое дало результат $a_{изм}$. На основе результатов измерения и с учетом неопределенностей измерения и модельных неопределенностей можно предположить, что истинная длина трещины с высокой вероятностью окажется в диапазоне $a_{изм}-S\{a\}$ и $a_{изм}+S_a$. При этом можно считать маловероятным, что длина трещины окажется, например, меньше $a_{изм}-3S_a$ мм или больше $a_{изм}+3S_a$. Формируемая функция правдоподобия должна учитывать эти соображения. Тогда функция правдоподобия может быть записана в виде [7]:

$$L = e^{-\frac{(a-a_{изм})^2}{2S_a^2}}, \quad (16)$$

где $a_{изм}$ – измеренная длина трещины (результат измерения); a – длина трещины после N циклов нагружения согласно рассматриваемой кривой из выборки; $S\{a\}$ – параметр, описывающий разброс функции правдоподобия.

Представленная функция правдоподобия выражается как ненормированное нормальное распределение, в котором параметр S_a – среднеквадратическое отклонение длины трещины (вследствие неопределённостей измерения, а также неопределенностей обусловленных математической моделью и свойствами материала). Сама функция правдоподобия характеризует то, насколько вероятно, что рассматриваемая выборочная кривая роста трещины совпадает с истинной кривой роста трещины. Если рассматриваемая кри-

вая роста трещины оказывается близка к измеренному значению длины трещины, то значение функции правдоподобия будет близка к единице. В противном случае, значение функции правдоподобия стремится к нулю. При этом функция правдоподобия, определяемая выражением (16), не отвергает возможность реализации кривых роста трещины, которые оказываются далеки от измеренного значения длины трещины, она просто присваивает этим кривым малые весовые коэффициенты.

4.3. Уточнение моментов распределений случайных параметров модели

После получения апостериорных оценок вероятностей реализации различных кривых $P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}$ ($j=1,2,\dots,M_n$) можно определить моменты апостериорных распределений рассматриваемых случайных параметров:

$$\begin{aligned} E''\{a_0\} &= \sum_{j=1}^{M_n} a_{0j} P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}, & S''\{a_0\} &= \sum_{j=1}^{M_n} (a_0^{(j)} - E''\{a_0\})^2 P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}; \\ E''\{C\} &= \sum_{j=1}^{M_n} C^{(j)} P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}, & S''\{C\} &= \sum_{j=1}^{M_n} (C^{(j)} - E''\{C\})^2 P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}; \\ E''\{m\} &= \sum_{j=1}^{M_n} m^{(j)} P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}, & S''\{m\} &= \sum_{j=1}^{M_n} (m^{(j)} - E''\{m\})^2 P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}. \end{aligned} \quad (17)$$

Полученные апостериорные оценки позволяют существенно уточнить исходные априорные распределения случайных параметров a_0 , C и m рассматриваемой модели. Поэтому для получения апостериорных оценок, учитывающих данные проведенной инспекции технического состояния элемента, вместо исходных равномерных распределений параметров a_0 , C и m для генерации случайных комбинаций значений этих параметров могут использоваться нормальные распределения, моменты которых соответствуют апостериорным значениям математических ожиданий и среднеквадратических отклонений по выражениям (17):

$$\begin{aligned} a_0 &= N(E''\{a_0\}; S''\{a_0\}), \\ C &= N(E''\{C\}; S''\{C\}), \\ m &= N(E''\{m\}; S''\{m\}). \end{aligned} \quad (18)$$

Далее, осуществляя генерацию M_n комбинаций параметров a_0 , C и m из апостериорных распределений (18) и реализуя процедуру численного интегрирования уравнения (4) для всей совокупности комбинаций параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ ($j=1,2,\dots,M_n$), можно оценить зависимость апостериорной вероятности разрушения от числа циклов нагружения $P''_F(N)$, которая будет равна отношению количества кривых роста трещин M''_C из апостериорной совокупности кривых $j=1,2,\dots,M_n$ (т.е. совокупности кривых роста трещин сгенерированной в соответствии с апостериорными распределениями случайных параметров (18)), пересекающих границу a_C внутри диапазона $[0;N]$ к общему числу сгенерированных кривых M_n :

$$P''_F(N) = M''_C(N) / M_n. \quad (19)$$

4.4. Пример расчета

В качестве иллюстрации описываемого подхода рассмотрим малую выборку, состоящую из 10 комбинаций параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ ($j=1, 2, \dots, 10$) (в табл. 2). Для каждой из комбинаций путем интегрирования уравнения (4) строится кривая роста трещины $Cr^{(j)}$, представляющая собой зависимость глубины трещины от числа циклов нагружения $a_N^{(j)}$ для соответствующих комбинаций параметров $\{a_0^{(j)}, C^{(j)}, m^{(j)}\}$ из выборки. Значения глубины трещины для трех N заносятся в таблицу. Если расчетное значение глубины трещины для рассматриваемой комбинации параметров превосходит величину критической глубины трещины a_C , то есть выполняется условие разрушения (8), то в соответствующую ячейку таблицы заносится обозначение « $>a_C$ ».

Кроме того допустим, что в ходе технической инспекции состояния элемента, проведенной после реализации $N_i=4000$ циклов нагружения, было проведено измерение глубины трещины, которая составила $a_{изм}=2.7 \cdot 10^{-2}$ м, погрешность разброса результатов измерения оценивается с помощью параметра $E\{S_a\} = 1.0 \cdot 10^{-3}$ м.

Таблица 2

Априорные вероятности, правдоподобие и апостериорные вероятности выборочных кривых при условии получения результата измерения $a_{изм}=2.7 \cdot 10^{-2}$ м после $N=4000$ циклов нагружения

$Cr^{(j)}$	a_0	C	m	Априорная вероятность $P'_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}$	Правдоподобие L	Апостериорная вероятность (ненормированная)	Апостериорная вероятность (нормированная) $P''_{\{Cr^{(j)}=Cr_H\}}$
1	$1,78 \cdot 10^{-2}$	$1,77 \cdot 10^{-11}$	2,89	0,1	$1,90 \cdot 10^{-2}$	$1,900 \cdot 10^{-3}$	$8,341 \cdot 10^{-3}$
2	$1,69 \cdot 10^{-2}$	$1,91 \cdot 10^{-11}$	2,85	0,1	$5,83 \cdot 10^{-6}$	$5,830 \cdot 10^{-7}$	$2,559 \cdot 10^{-6}$
3	$1,51 \cdot 10^{-2}$	$1,33 \cdot 10^{-11}$	2,83	0,1	$3,72 \cdot 10^{-19}$	$3,724 \cdot 10^{-20}$	$1,634 \cdot 10^{-19}$
4	$1,54 \cdot 10^{-2}$	$2,82 \cdot 10^{-11}$	2,92	0,1	$9,00 \cdot 10^{-1}$	$9,000 \cdot 10^{-2}$	$3,950 \cdot 10^{-1}$
5	$1,88 \cdot 10^{-2}$	$2,52 \cdot 10^{-11}$	2,91	0,1	$1,37 \cdot 10^{-4}$	$1,371 \cdot 10^{-5}$	$6,018 \cdot 10^{-5}$
6	$1,55 \cdot 10^{-2}$	$2,51 \cdot 10^{-11}$	2,93	0,1	$3,64 \cdot 10^{-1}$	$3,640 \cdot 10^{-2}$	$1,598 \cdot 10^{-1}$
7	$1,54 \cdot 10^{-2}$	$2,68 \cdot 10^{-11}$	2,84	0,1	$4,84 \cdot 10^{-6}$	$4,840 \cdot 10^{-7}$	$2,124 \cdot 10^{-6}$
8	$1,60 \cdot 10^{-2}$	$2,44 \cdot 10^{-11}$	2,94	0,1	$9,95 \cdot 10^{-1}$	$9,953 \cdot 10^{-2}$	$4,368 \cdot 10^{-1}$
9	$1,59 \cdot 10^{-2}$	$2,01 \cdot 10^{-11}$	2,81	0,1	$6,22 \cdot 10^{-11}$	$6,221 \cdot 10^{-12}$	$2,731 \cdot 10^{-11}$
10	$1,60 \cdot 10^{-2}$	$2,43 \cdot 10^{-11}$	2,82	0,1	$1,15 \cdot 10^{-6}$	$1,152 \cdot 10^{-7}$	$5,056 \cdot 10^{-7}$
Σ				1		$2,278 \cdot 10^{-1}$	1,000

Тогда апостериорные моменты распределений вероятностных параметров рассматриваемой математической модели будут иметь вид:

$$E''\{a_0\}=1,57 \cdot 10^{-2}, S''\{a_0\}=3,46 \cdot 10^{-4}, E''\{C\}=2,60 \cdot 10^{-11}, S''\{C\}=1,95 \cdot 10^{-12},$$

$$E''\{m\}=2,93, S''\{m\}=1,09 \cdot 10^{-2}. \quad (20)$$

Осуществив повторно генерацию 10 сочетаний параметров a_0 , C и m (табл. 3), но теперь уже осуществляя выборку из апостериорных нормальных распределений с моментами распределений (20), интегрируя дифференциальное уравнение (4) 10 раз для вновь

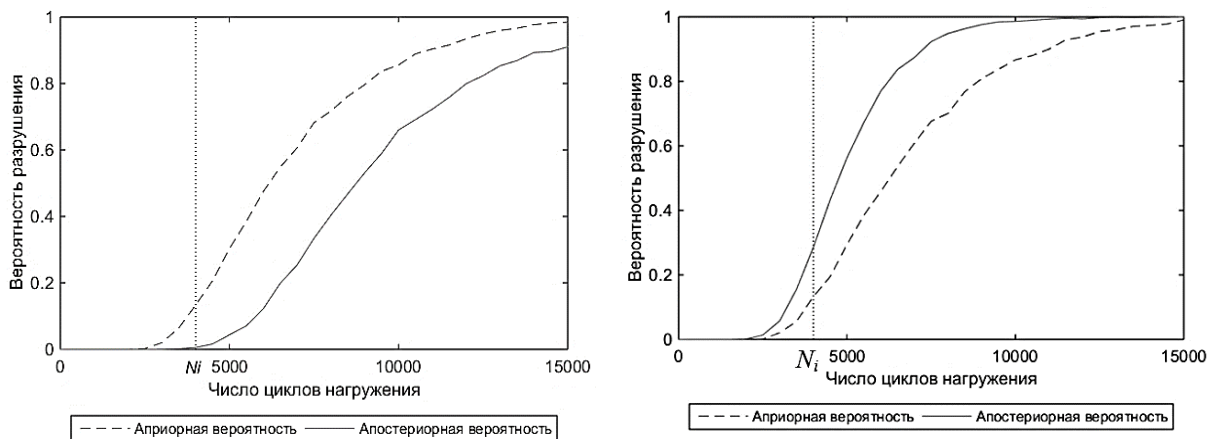
полученной апостериорной выборки, можно оценить количество кривых M_C'' , для которых при различных числах циклов нагружения выполняется условие разрушения (8). После чего апостериорная вероятность разрушения определяется согласно выражению (19).

При решении практических задач в отличие от рассмотренной выше малой иллюстративной выборки должна использоваться выборка, содержащая достаточно большое количество комбинаций случайных параметров. Если ожидаемая вероятность разрушения имеет порядок 10^{-n} , то для обеспечения достаточной точности оценки, получаемой с помощью метода Монте-Карло, размер выборки должен быть порядка 10^{n+1} . В рассматриваемом примере генерировалось 10^4 комбинаций.

Таблица 3

Апостериорные вероятности усталостного разрушения

$C_i^{(j)}$	a_0	C	m	Глубина трещины		
				$N=3000$	$N=4500$	$N=5500$
1	$1,58 \cdot 10^{-2}$	$2,77 \cdot 10^{-11}$	2,93	$2,26 \cdot 10^{-2}$	$2,68 \cdot 10^{-2}$	$2,87 \cdot 10^{-2}$
2	$1,62 \cdot 10^{-2}$	$2,68 \cdot 10^{-11}$	2,93	$2,23 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$	$> a_c$
3	$1,56 \cdot 10^{-2}$	$2,45 \cdot 10^{-11}$	2,94	$2,38 \cdot 10^{-2}$	$2,50 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$
4	$1,59 \cdot 10^{-2}$	$2,89 \cdot 10^{-11}$	2,92	$2,60 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$	$> a_c$
5	$1,55 \cdot 10^{-2}$	$2,82 \cdot 10^{-11}$	2,92	$2,28 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$	$> a_c$
6	$1,58 \cdot 10^{-2}$	$2,60 \cdot 10^{-11}$	2,92	$2,31 \cdot 10^{-2}$	$2,79 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$
7	$1,61 \cdot 10^{-2}$	$2,66 \cdot 10^{-11}$	2,93	$2,43 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$	$> a_c$
8	$1,53 \cdot 10^{-2}$	$2,67 \cdot 10^{-11}$	2,94	$2,25 \cdot 10^{-2}$	$2,81 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$
9	$1,55 \cdot 10^{-2}$	$2,61 \cdot 10^{-11}$	2,93	$2,23 \cdot 10^{-2}$	$2,83 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$
10	$1,55 \cdot 10^{-2}$	$2,62 \cdot 10^{-11}$	2,93	$2,26 \cdot 10^{-2}$	$> a_c$	$> a_c$
M_C''				0	5	9
$P_F''(N)$				0	0,5	0,9



а) б)
Рис. 4. Зависимости априорной и апостериорной вероятностей усталостного разрушения от числа циклов нагружения
а) случай 1, б) случай 2

Рассмотрим тот же иллюстративный пример табл.1, но большей статистической выборке $M_n=10^4$. На рис. 4а и рис. 4б представлены полученные для двух расчетных случаев априорные и апостериорные зависимости вероятности усталостного разрушения от числа циклов нагружения:

- Случай 1. В ходе технической инспекции, проведенной после $N_i=4000$ циклов нагружения, идентифицирована трещина глубиной $a_{изм}=2.10 \cdot 10^{-2}$ м при разбросе результата измерений $S_a=0.001$ м. (рис. 5а). Проведенный расчет показывает, что в случае получения такого результата инспекции после реализации $N=5000$ циклов нагружения математическое ожидание апостериорного распределения глубины трещины равно $E''\{a\}=2.24 \cdot 10^{-2}$ м (снижается относительно соответствующего априорного значения $E'\{a\}=2.47 \cdot 10^{-2}$ м), а апостериорная вероятность разрушения снижается относительно априорного значения $P'_F = 0.104$ до величины $P''_F = 0.012$.

- Случай 2. В ходе технической инспекции, проведенной после $N_i=4000$ циклов нагружения, идентифицирована трещина глубиной $a_{изм}=2.70 \cdot 10^{-2}$ м при разбросе результата измерений $S_a=0.001$ м (рис. 5б). Проведенный расчет показывает, что в случае получения такого результата инспекции после реализации $N=5000$ циклов нагружения математическое ожидание апостериорного распределения глубины трещины $E''\{a\}=2.95 \cdot 10^{-2}$ м повышается относительно соответствующего априорного значения $E'\{a\}=2.47 \cdot 10^{-2}$ м, а апостериорная вероятность разрушения возрастает относительно априорного значения $P'_F = 0.104$ до величины $P''_F = 0.543$.

Очевидно, что полученная в ходе инспекции информация позволяет существенно уточнить априорную оценку вероятности разрушения. Поскольку в случае 1 измеренная глубина трещины ($a_{изм}=2.10 \cdot 10^{-2}$ м) оказалась ниже математического ожидания априорного распределения глубины трещины $E'\{a\}=2.47 \cdot 10^{-2}$ м (случай 1: $a_{изм} < E'\{a\}$), то значения апостериорных вероятностей разрушения оказываются ниже значений априорных вероятностей при соответствующих количествах циклов нагружений (рис. 4а).

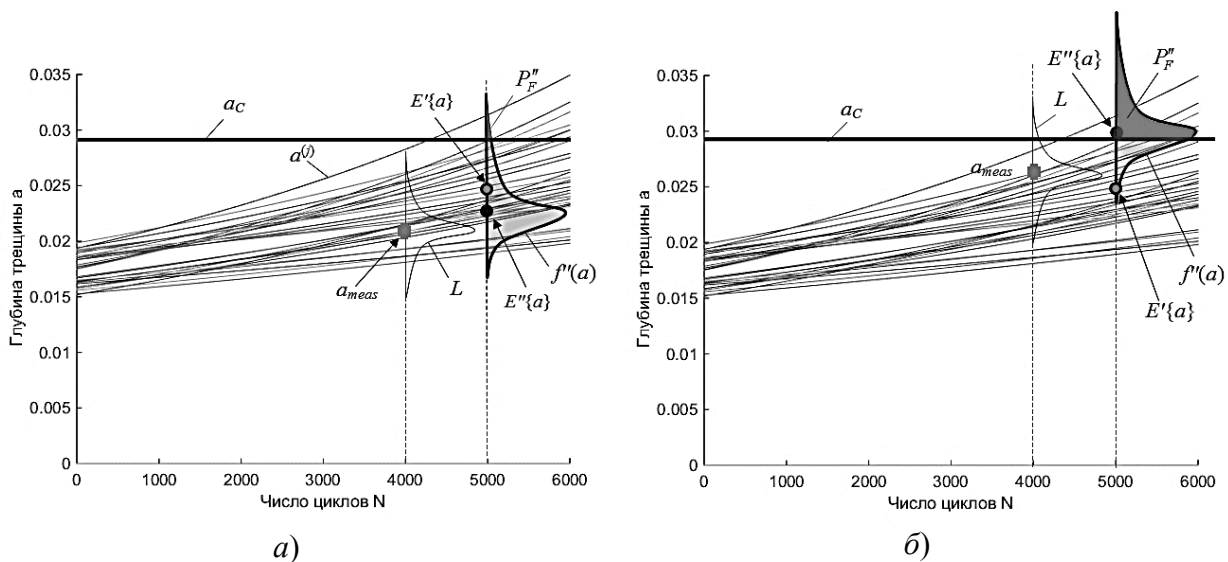


Рис. 5. Апостериорные оценки вероятности усталостного разрушения
 $f''(a)$ – апостериорная функции распределения глубины трещины после $N=5000$ циклов нагружения,
 a_{meas} – результат измерения глубины трещины, полученный в ходе технической инспекции после
 $N_i=4000$ циклов нагружения, $E'\{a\}$ и $E''\{a\}$ – математические ожидания априорного и апостериорного
 распределений глубины трещины после циклов $N=5000$ нагружения
 а) случай 1, б) случай 2

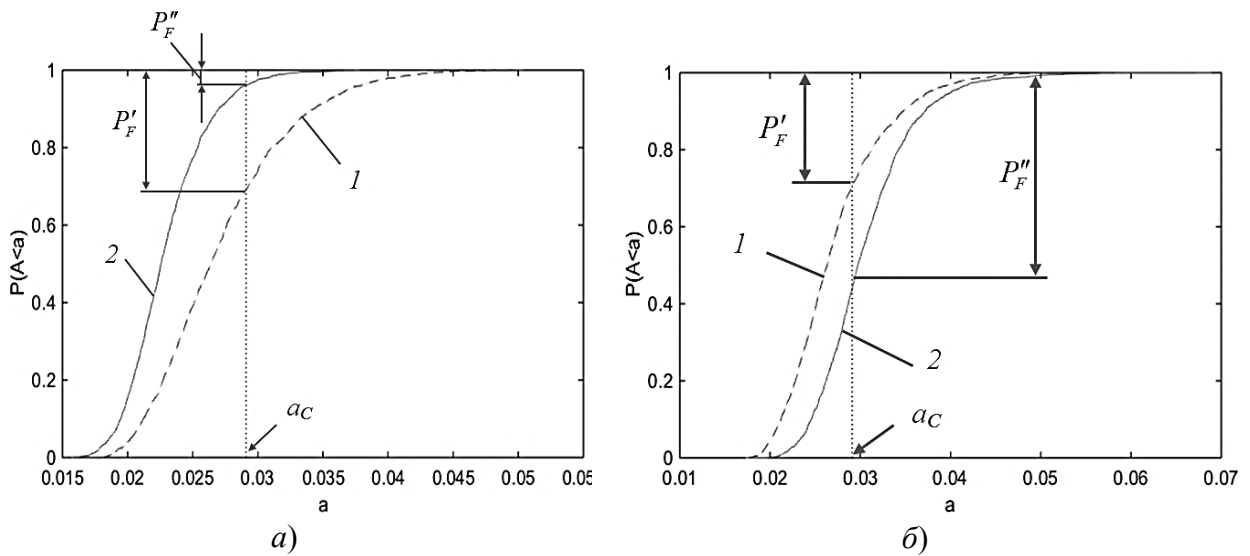


Рис. 6. Зависимости априорной и апостериорной функций распределения глубины трещины после $N=5000$ циклов нагружения с учетом результата измерения глубины трещины после $N_i=4000$ циклов, 1 и 2 – априорная и апостериорная функции распределения глубины трещины а) случай 1, б) случай 2

Если же глубина измеренной в ходе инспекции трещины ($a_{изм}=2.70 \cdot 10^{-2}$ м) оказалась выше математического ожидания априорного распределения глубины трещины $E'\{a\}=2.47 \cdot 10^{-2}$ м (случай 2, $a_{изм} > E'\{a\}$), то график зависимости апостериорной вероятности разрушения от числа циклов нагружения пройдет выше априорной зависимости (рис. 4б).

Представленный подход позволяет также уточнять вероятностные распределения случайных параметров модели. В частности на рис. 6а и рис. 6б представлены априорная $F'(a)$ и апостериорная $F''(a)$ функции распределения глубины трещины $F(a)=P(A<a)$ для рассмотренных расчетных случаев 1 и 2 после $N=5000$ циклов нагружения.

Из представленных на рис. 4-6 зависимостей следует, что поступившие в ходе инспекции данные позволяют скорректировать априорные оценки вероятности разрушения рассматриваемого конструктивного элемента. Кроме того сопоставление данных, представленных на рис. 4-6, позволяет сделать вывод о том, что характер корректировки зависит от соотношения между результатом измерения глубины трещины $a_{изм}$ и математическим ожиданием априорного распределения глубины трещины $F'(a)$. В случае 1 ($a_{изм} < F'(a)$) апостериорная зависимость вероятности разрушения сдвигается вниз относительно априорной зависимости (рис. 7а), в случае 2 ($a_{изм} > F'(a)$) – вверх (рис. 7б).

Полученные апостериорные оценки вероятности разрушения могут быть также использованы для корректировки программы эксплуатации рассматриваемого элемента в зависимости от результата технической инспекции. В случае 1 ($a_{изм} < F'(a)$) апостериорная оценка циклической долговечности N''_{c1} , определяемая как абсцисса точки пересечения графика $P''_{F_1}(N)$ с горизонтальной линией предельно допустимой вероятности разрушения $[P_F]$, снижается относительно априорной оценки долговечности N'_c . В случае 2 ($a_{изм} > E'\{a\}$) апостериорная оценка циклической долговечности N''_{c2} , напротив, повышается относительно априорной оценки долговечности N'_c .

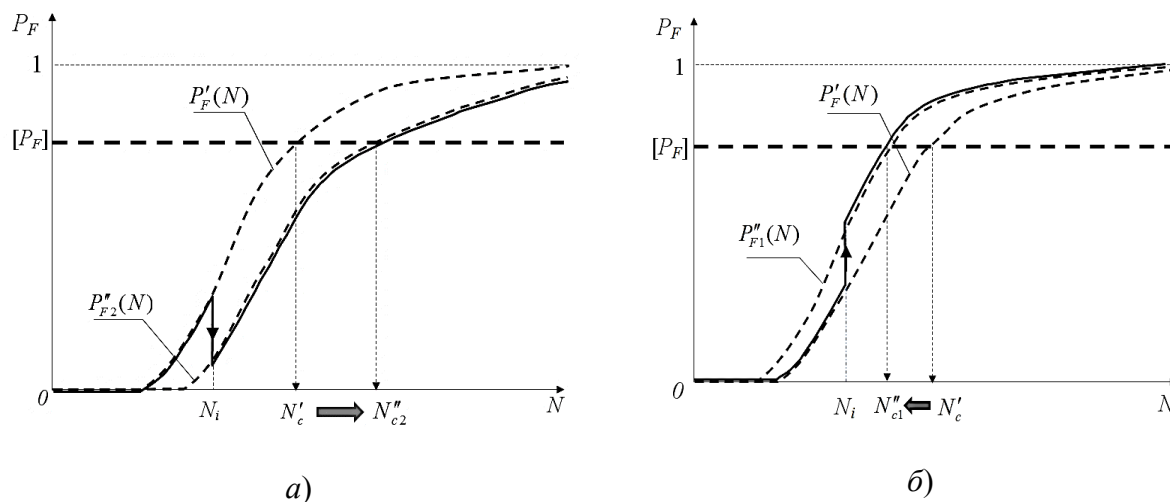


Рис. 7. Уточнение оценок циклической долговечности на основе байесовой процедуры
 а) случай 1, б) случай 2

Отметим, что получаемые апостериорные оценки вероятности разрушения $P''_F(N)$ глубины трещины $F''(a)$ и циклической долговечности N''_c , следует рассматривать как приближения к соответствующим истинным значениям, которые в дальнейшем могут использоваться как априорные оценки при выполнении следующей байесовой процедуры уточнения после того как будут получены результаты очередной технической инспекции.

Выводы

1) Байесовы процедуры могут стать ключевым элементом современных стратегий обеспечения циклической прочности, ресурса и безопасности трубопроводных систем, позволяя повысить точность оценок значений вероятностных параметров, определяющих кинетику усталостных трещин. Они дают возможность в математически корректной форме осуществить учет информации о состоянии рассматриваемого конструктивного элемента, получаемой на основании данных средств объективного контроля состояния, и уточнять оценки вероятности разрушения, повышая тем самым достоверность оценок циклического ресурса.

2) Использование байесовых процедур способствует выбору оптимальной программы эксплуатации конструктивных элементов трубопроводных систем, принятию обоснованных решений о замене поврежденных элементов и своевременной замене технологических модулей, ресурс безопасной эксплуатации которых близок к исчерпанию.

3) Представленный подход может стать ключевым элементом при реализации риск-ориентированного подхода при эксплуатации трубопроводных систем, поскольку позволит проводить математически корректную процедуру уточнения риска усталостного разрушения после получения данных очередного неразрушающего контроля состояния трубопровода.

Работа выполнена при поддержке
 Российского научного фонда — проект № 20-19-00769.

Литература

1. Махутов Н.А. Прочность и безопасность: фундаментальные и прикладные исследования. – Новосибирск. Наука. - 2008. 528 с.
2. Безопасность России. Безопасность трубопроводного транспорта. – М.: МГОФ «Знание». - 2002. – 752 с.
3. Махутов Н.А., Пермяков В.Н. Ресурс безопасной эксплуатации сосудов и трубопроводов. Новосибирск: Наука. - 2005. – 516 с.
4. Махутов Н.А., Пермяков В.Н., Ахметханов Р.С., Резников Д.О., Дубинин Е.Ф. Анализ рисков и обеспечение защищенности критически важных объектов нефтегазохимического комплекса: учебное пособие – Тюмень: ТюмГНГУ. - 2013. – 560 с.
5. 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.
6. Махутов Н.А., Резников Д.О. Сопоставительная оценка нормативного и основанного на управлении риском подходов к оценке защищенности сложных технических систем. Проблемы машиностроения и надежности машин. - 2011. № 6. С. 92-98.
7. Karandikar J.M.; Kim, N.H.; Schmitz, T.L. Prediction of remaining useful life for fatigue-damaged structures using Bayesian inference. Eng. Fract. Mech. J. - 2012, 96, 588–605.
8. Krejsa M., Lenka Koubov Probabilistic prediction of fatigue damage based on linear fracture mechanics, Fracture and Structural Integrity. - 2016. 11. 143-159
9. Ribeiro T, Borges L., Rigueiro C. A Case Study on the Use of Bayesian Inference in Fracture Mechanics Models for Inspection Planning. Journal of Failure Analysis and Prevention.- 2019 19: 1043–1054, <https://doi.org/10.1007/s11668-019-00692-0>
10. Hurtado J.L., Hoffman P. Airframe integrity based on bayesian approach," RAMS '06. Annual Reliability and Maintainability Symposium. - 2006., pp. 630-635, doi: 10.1109/RAMS.2006.1677444.
11. Wang X., Rabiei M., Hurtado J., Modarres M., Hoffman P. A probabilistic-based airframe integrity management model. Reliability Engineering & System Safety, Volume 94, Issue 5. -2009, 932-941, <https://doi.org/10.1016/j.res.2008.10.010>.
12. Khalili H., Oterkus S., Barltrop N., Bharadwaj U. Different Bayesian Methods for Updating the Fatigue Crack Size Distribution in a Tubular Joint J. Offshore Mech. Arct. Eng. - 2021, 143(2): 021702 <https://doi.org/10.1115/1.4048155>
13. Sørensen J.D., Ersdal G. Safety and inspection planning of older installations. Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part O: Journal of Risk and Reliability. 2008; 222(3): 403-417. doi:10.1243/1748006XJRR136
14. Ersdal G. Assessment of existing offshore structures for life extension. Thesis. University of Stavanger. Norway. - 2005. 226 p.
15. Матвиенко Ю.Г. Модели и критерии механики разрушения. М.: Физматлит. - 2006. 328 с.

Сведения об авторах

Махутов Николай Андреевич – главный научный сотрудник, Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук (ИМАШ РАН). 101000, Москва, Малый Харитоньевский переулок, д. 4 E-mail: safety@imash.ru. Тел. +7(495)930-80-78

Резников Дмитрий Олегович, ведущий научный сотрудник, Федерального государственного бюджетного учреждения науки Институт машиноведения им. А.А. Благонравова РАН (ИМАШ РАН). e-mail: imashreznikoff@yandex.ru, тел. +7 (495) 623 58 35