

ЭНЕРГЕТИЧЕСКИЕ СИСТЕМЫ И КОМПЛЕКСЫ

УДК 629.039.58, 519.248

DOI: 10.46960/1816-210X_2023_1_42

ИНТЕРПОЛЯЦИОННЫЙ МЕТОД ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ОТКАЗА ПРИ СЛОЖНОМ НАГРУЖЕНИИ

О.В. ГорюновORCID: 0000-0001-6414-8619 e-mail: ovgoriunov@mail.ruАО «Атомэнергопроект»
Санкт-Петербург, Россия**Н.Н. Куриков**ORCID: 0000-0003-4090-2466 e-mail: nnkurikov@atomproekt.comАО «Атомэнергопроект»
Санкт-Петербург, Россия**К.А. Егоров**ORCID: 0000-0002-4443-704X e-mail: kaegorov@atomproekt.comАО «Атомэнергопроект»
Санкт-Петербург, Россия

Предложен усовершенствованный метод построения кривой вероятности отказа элемента системы в зависимости от нагружающих факторов. Работа актуальна для повышения качества результатов вероятностного анализа безопасности (ВАБ) и оценки надежности зданий, сооружений и элементов систем в рамках обоснования ядерной безопасности атомных станций. Предлагаемый подход, основанный на интерполяции неизвестной функции нескольких переменных, являющихся входными параметрами расчетной модели, позволяет моделировать плотность распределения неизвестной функции Q , учитывая N входных параметров, оценивать их влияние на результирующее значение вероятности отказа, а также оптимизировать время расчетов. Приведено строгое математическое обоснование предложенного метода, показана его продуктивность. Разработанный подход может быть использован для оценки параметров надежности, вероятности техногенных событий как в энергетике, так и в других смежных областях промышленности. Предложенная модель позволяет при наличии дополнительных данных использовать аппарат непараметрической статистики, учитывать старение в форме зависимости от времени эксплуатации.

Ключевые слова: защитная оболочка, надежность, прочность, ядерная безопасность, вероятность отказа, атомная энергия, атомная станция, моделирование.

ДЛЯ ЦИТИРОВАНИЯ: Горюнов, О.В. Интерполяционный метод оценки вероятности отказа при сложном нагружении / О.В. Горюнов, Н.Н. Куриков, К.А. Егоров // Труды НГТУ им. П.Е. Алексеева. 2023. № 1. С. 42-52. DOI: 10.46960/1816-210X_2023_1_42

INTERPOLATION METHOD TO EVALUATE THE POSSIBILITY OF FAILURE IN CASE OF COMPLEX LOAD

O.V. GoryunovORCID: 0000-0001-6414-8619 e-mail: ovgoriunov@mail.ruJSC «Atomenergoproekt»
Saint-Petersburg, Russia

N.N. Kurikov

ORCID: 0000-0003-4090-2466 e-mail: nnkurikov@atomproekt.com

JSC «Atomenergoproekt»

Saint-Petersburg, Russia

K.A. Egorov

ORCID: 0000-0002-4443-704X e-mail: kaegorov@atomproekt.com

JSC «Atomenergoproekt»

Saint-Petersburg, Russia

Abstract. Proposed is an advanced method of plotting the curve for possibility of failure of a system element depending on loading factors. The work is vital for improvement in quality of results from probability safety analysis (PSA) and design reliability evaluation as part of nuclear safety justification at nuclear plants. The proposed approach is based on interpolation of unknown function with multiple variables which are input parameters of a computational model and allows for modeling the distribution density for an unknown function Q accounting for N input parameters with evaluation of their effect on the resulting value of failure possibility. It also helps to improve calculation time. For the proposed method, a faithful mathematical justification is provided and its performance is shown. The developed approach can be used to evaluate the parameters of reliability and techno-genic event possibility in the power industry as well as in alternative related industries. If additional data is available, the proposed model enables using non-parametric statistics means, accounting for aging in the form of dependency on operation time.

Key words: containment, reliability, durability, nuclear safety, possibility of failure, atomic energy, nuclear plant, modeling.

FOR CITATION: O.V. Goryunov, N.N. Kurikov, K.A. Egorov. Interpolation method to evaluate the possibility of failure in case of complex load. Transactions of NNSTU n.a. R.E. Alekseev. 2023. № 1. Pp. 42-52.

DOI: 10.46960/1816-210X_2023_1_42

Введение

Надежность – комплексное свойство объекта сохранять способность выполнения требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, которые устанавливаются в документации на объект. Подтверждение целостности и прочности элементов систем безопасности является важным компонентом количественной оценки рисков. Такая оценка активно применяется, поскольку ее преимущества стали очевидными во многих областях промышленности и энергетики.

Процесс построения вероятностных оценок начинается с определения предельных состояний или условий, при которых система теряет работоспособность и/или функциональность. Для структурных компонентов и элементов систем АЭС (защитные оболочки, сосуды, трубопроводы и т.д.) такие предельные состояния, как правило, связаны со свойством прочности, характеризуемой параметрами напряженно-деформированного состояния. Свойство прочности означает способность элементов системы сохранять определенные свойства при нагружении с интенсивностью Q (напряжение, деформация и т.д.). Вероятностные оценки пределов безопасности используются в отношении определенных событий для принятия решений и более эффективного управления проектными решениями. Построение кривых вероятности отказа позволяет учесть большую часть параметров и характеристик нагружаемой системы, учесть ее особенности. На основании параметра вероятности можно обоснованно не учитывать в проекте ряд событий, которые теоретически могут возникнуть в процессе эксплуатации опасного объекта, но характеризуются крайне малой вероятностью возникновения, что, в свою очередь, позволяет снизить капитальные вложения. Для оценки радиоактивного выброса в рамках вероятностного анализа безопасности (ВАБ) необходимо располагать кривой вероятности отказа (потеря целостности) защитной оболочки блока в зависимости от давления и температуры внутри контаймента с целью оценки возможности локализации последствий запроектных аварий, что, в свою очередь, требует использования достаточ-

но надежных расчетов и обоснованных подходов, что и составляет актуальность разработки таких моделей.

В настоящей работе предлагается новый подход к построению кривой вероятности отказа для сложного объекта при нелинейном нагружении. Приведены результаты сравнения на конкретном примере, показавшие удовлетворительность предложенного подхода. Выполнены варианты расчеты напряженно-деформированного состояния (НДС) для защитной оболочки ВВЭР-1000 и построена кривая вероятности достижения определенного состояния элементов защитной оболочки.

Представленные разработки могут быть применены при моделировании процесса аварии на блоке АС: дополнительный независимый единичный отказ может быть изменен в сторону менее надежного элемента системы.

Общие положения

Пусть Q – результат приложения нагрузки, R – критерий прочности / герметичности / целостности рассматриваемого элемента. В теории прочности постулируется, что несущая способность объекта сохраняется при выполнении условия $Q - R < 0$. Плотность распределения разности $W = Q - R$ имеет вид (Q и R – независимые величины):

$$\rho_w(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \rho_Q(x+z)\rho_R(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} \rho_Q(x)\rho_R(x-z)dx, \quad (1)$$

соответственно, значение вероятности отказа $P(W \geq 0) = \int_0^{\infty} \rho_w(z)dz$.

В дальнейшем изложении для $\rho_R(x)$ можно принять нормальное распределение ($\phi_R(t) = \exp[itM_R - t^2S_R^2/2]$ – характеристическая функция, где M_R – значение математического ожидания величины R , S_R^2 – значение дисперсии), поскольку, как правило, критерии прочности получены на основе экспериментов при одноосном нагружении. Тогда выражение для вероятности отказа можно упростить:

$$P(W \geq 0) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \int \rho_Q(x) \operatorname{erf}\left(\frac{x - M_R}{\sqrt{2}S_R}\right) dx. \quad (2)$$

При наличии назначенного критерия предельного состояния ($S_R \rightarrow 0$), например, допустимое значение пластической или полной деформации [1], приведенного локального или мембранного напряжения [2], допустимой амплитуды вибронпряжений [3] – плотность распределения ρ_R вырождается в дельта-функцию, что упрощает выражение для оценки вероятности отказа:

$$P(W \geq 0) = \int_0^{\infty} \rho_Q(M_R + z)dz. \quad (3)$$

Таким образом, основная задача – определение функции ρ_Q (или ϕ_Q). Если объект исследования является составным, оценку вероятности отказа можно декомпозировать на основе теории надежности, используя подход параллельного/последовательного соединения элементов. Расчет надежности проводится, исходя из предположения, что объект и каждый его элемент могут находиться в одном из двух возможных состояний – работоспособном и неработоспособном. Отказы элементов независимы друг от друга. Например, герметичная защитная оболочка (ГЗО) представляет собой объект, состоящий из элементов (оболочка, шлюз, проходка), соединенных последовательно. Поскольку условием работоспособности последовательной схемы является работоспособность всех элементов ее составляющих, постольку предполагая независимость отказов элементов – вероятность отказа ГЗО = $1 - (1 - P_{\text{шлюза}}) * (1 - P_{\text{оболочки}}) * (1 - P_{\text{проходки}})$.

В [4] предложен и успешно апробирован в зарубежных и отечественных проектах АЭС метод, основанный на моделировании вероятности отказа оболочки в приближении логнормального распределения. При этом, поскольку априори медианное значение внутреннего давления под оболочкой неизвестно, был предложен метод определения параметров распределения нагрузки в форме разложения Тейлора. С целью совершенствования подхода предлагается отталкиваться не от постулированного распределения, а от интерполированной формы функции нагрузки, что представляется более обоснованным.

Методология оценки вероятности отказа

Построение эмпирической плотности распределения величины Q – задача выполнимая, но достаточно трудоемкая, поскольку для сбора представительной статистики необходимо выполнить большой объем расчетов для каждого значения нагружающего фактора. Традиционно оценка вероятности отказа сложного объекта выполняется в приближении логнормального распределения [4, 5]. Такое допущение правдоподобно, но его обоснование в научной литературе не представлено [6], к тому же оно имеет определенные ограничения применения.

Предлагаемый подход в определенной степени лишен указанных недостатков, позволяет получать более обоснованные значения вероятности отказа и учитывать особенности исследуемого объекта. С целью снижения объема и сроков выполнения расчетных работ предлагается использовать аппарат высшей математики. Необходимый материал для оценки вероятности отказа может быть получен только на основе ряда результатов численного моделирования. В рамках расчета определяется поле величины Q . Поскольку в любом явлении в той или иной мере присутствуют элементы случайности [7], она зависит от изменчивости входных параметров геометрии (δY – допуски, указанные в конструкторской документации), физико-механических характеристик (δE , $\delta \nu$ – модули Юнга и Пуассона, коэффициент теплового расширения, предела текучести и др.), погрешности расчетной модели и расчета, параметров кривой нагружения $\delta \sigma(\epsilon)$ и т.д. Следовательно, можно говорить о существовании плотности распределения $\rho_Q(q)$, где $Q = Q(Y, E, \nu, \sigma(\epsilon), \dots)$ – функция нескольких переменных. Действительно, все значения, используемые в расчетах, получены опытным путем в результате прямых или косвенных измерений. Соответственно, они обладают определенной погрешностью/неопределенностью, подчиняющейся вероятностным закономерностям. На практике эта закономерность выражается в форме доверительного интервала – области значений, внутри которой с заданной вероятностью заключено истинное значение оцениваемой величины) [8]. В соответствии с [8], экспериментально оцениваемая величина X должна быть

представлена в виде $X = \bar{X}_n \pm t_{\alpha, n} \cdot \frac{S_n}{\sqrt{n}}$, где $\bar{X}_n = 1/n \cdot \sum_{k=1}^n X_k$ – оценка среднего значения; $t_{\alpha, n}$ – коэффициент Стьюдента¹, n – число измерений, α – обеспеченность² (как правило принимается 0.95 [8]), $S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2$ – несмещенная оценка дисперсии значения мат. ожидания.

Подавляющее большинство входных параметров для расчета прочности подчиняется нормальному распределению. Для ряда параметров (в основном, геометрических) необходимая информация о номинальном (среднем) значении и нормативном отклонении представлена в справочниках или ГОСТах, например, ГОСТ 19903-74, SFS-EN 10029 – по толщине ли-

¹ $t_{\alpha, n} > u_{\alpha}$; $t_{\alpha, n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} u_{\alpha}$, где u_{α} – квантиль нормального распределения для вероятности α .

² Если обеспеченность среднего значения составляет 0.5, то из 100 образцов 50 будут иметь прочность выше, а 50 – ниже среднего значения. Если же обеспеченность нормативного значения (гарантированного) составляет 0.95, то из 100 образцов 95 будут иметь прочность выше нормативного значения.

ста. Информация о механических характеристиках в справочных материалах, как правило, представлена только одной характеристикой, например, минимальным значением предела текучести [2, 9] или средним/номинальным значением. Важно отметить, что, например, механические и теплофизические характеристики той или иной марки стали (предел текучести, предел прочности, коэффициент температурного расширения, модуль Юнга и т.д.) могут меняться в зависимости от типа термообработки, температуры эксплуатации, от времени эксплуатации, дефектности [10]. Если необходима более точная информация о свойствах материала, ее можно узнать в сопроводительной документации к конкретному составу, марке или сплаву, или на основе результатов испытаний партии получить параметры распределения на основе методов непараметрической статистики, например, в форме Парзена-Розенבלата с нормальным ядром [11]. Для уточнения кривой вероятности отказа перед вводом в эксплуатацию необходимо запрашивать/использовать представительные выборки результатов измерений входных параметров, используемых для расчета, чтобы учесть особенности конкретного объекта при оценке вероятности отказа.

Таким образом, использование допущения о нормальном распределении входных параметров расчета может быть использовано на стадии технического проекта, а на последующих стадиях, когда известен поставщик и доступны данные конкретных свойств материалов, необходимо выполнить перерасчет кривой вероятности отказа с целью уточнения ее индивидуальных особенностей и результатов ВАБ-2. Процесс нелинейного (упругопластического) деформирования различных материалов существенно зависит от истории нагружения и описывается в форме дифференциалов [12]. Последнее обстоятельство равносильно неявной зависимости функции от ее аргументов, что не позволяет получить решение уравнений в явной форме. Однако при определенном выборе значений аргументов можно построить интерполяционное выражение, которое будет достаточным с практической точки зрения. Очевидно, что при этом на неизвестную функцию a $rgiog$ накладываются определенные требования: гладкость и дифференцируемость.

Аппроксимация/интерполяция полиномом известной/неизвестной функции $f(x)$ может быть выполнена несколькими способами, в частности, в форме разложения Тейлора или полиномами Лагранжа. Для одномерной функции сравнение оценок остаточного члена¹ говорит об интерполяции в форме Лагранжа как о более точном методе [13]. Для функций от нескольких переменных картина меняется. Разложение Тейлора в этом случае имеет вид²:

$$f(\vec{x}) = f(\vec{a}) + \sum_{k=1}^n \frac{T_{\xi}^k(\vec{x}, \vec{\xi}) f(\vec{\xi})}{k!} \Big|_{\vec{\xi}=\vec{a}} + \frac{1}{n!} \int_{\vec{a}}^{\vec{x}} T_{\xi}^n(\vec{x}, \vec{\xi}) \frac{\partial f(\vec{\xi})}{\partial \xi} d\vec{\xi}, \quad (4)$$

$$T_{\xi}(\vec{x}, \vec{\xi}) = (\vec{x} - \vec{\xi}) \cdot \nabla_{\xi} \rightarrow d_{\xi} T_{\xi}^n(\vec{x}, \vec{\xi}) = -n T_{\xi}^{n-1}(\vec{x}, \vec{\xi}) \cdot d_{\xi}$$

остаточный член в форме интеграла теоретически позволяет получить оценку погрешности интерполяции. Но оптимальная форма интерполяционного полинома в этом случае не имеет единственного представления и зависит от постановки задачи [14].

Модели, описывающие поведение сложных нелинейных систем имеют, как правило, относительно большой перечень входных параметров. При вариативных расчетах для получения значения неизвестной функции при определенных параметрах необходим большой

¹ Для одномерного разложения Тейлора $|R_n(x)| \leq \frac{M_{n+1}}{(n+1)!} \left(\frac{b-a}{2}\right)^{n+1}$, для метода Лагранжа

$|R_n(x)| \leq \frac{1}{2^n} \frac{M_{n+1}}{(n+1)!} \left(\frac{b-a}{2}\right)^{n+1}$. Следовательно, оценка по Тейлору в $2n$ раз хуже, чем при интерполяции с оптимальным выбором узлов [13].

² В случае одной переменной выражение упрощается $f(x) = f(a) + \sum_{k=1}^n \frac{f^{(k)}(a)}{k!} (x-a)^k + \frac{1}{n!} \int_a^x (x-\xi)^n \frac{\partial^{n+1} f(\xi)}{\partial \xi^{n+1}} d\xi$

объем времени и ресурсов, которые, как правило, ограничены. Поэтому в данной работе разумно ограничиться рассмотрением квадратичной формы. Постулируя «гладкость» неизвестной функции $Q(\mathbf{x})$ от N статистически независимых переменных на односвязной области гиперпространства размерности N , функцию $Q(\mathbf{x})$ можно аппроксимировать полиномом второй степени:

$$g(\bar{\mathbf{x}}, U) = f(\bar{\mathbf{m}}, U) + \bar{\mathbf{B}}(U) \cdot (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{m}}) + (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{m}})^T A(U) \cdot (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{m}}), \quad (5)$$

где матрица $A = A^T$ – матрица коэффициентов, определяемых на основе результатов расчетов; U – нагрузка (давление, температура).

Важно отметить, что матрица A должна быть положительно определенной, иначе необходимо менять узлы аппроксимации, пока не будет достигнута необходимая свойство матрицы. Вектор $\mathbf{B} = \mathbf{B}(U)$ и матрица $A = A(U)$ зависят от параметра нагрузки U (давление, температура и др.). Компоненты A и \mathbf{B} могут быть определены на основе метода наименьших квадратов, в форме разложения Тейлора, полинома Лагранжа и др. Определение критериев по выбору оптимального метода интерполяции, видимо, нуждается в отдельном исследовании и выходит за рамки настоящей работы. Однако, основываясь на результатах расчетов [4, 15], можно предположить, что различия полиномов будут несущественны.

Лемма. Пусть функция $g(\mathbf{x})$ зависит от случайного вектора \mathbf{x} , совместная плотность распределения которого описывается выражением $\rho_{\mathbf{x}}(\mathbf{x})$. Тогда плотность распределения $\rho_g(z)$ определяется выражением:

$$\rho_g(z) = M[\delta(z - g(\bar{\mathbf{x}}))], \quad (Л.1) \quad (6)$$

где $M[X]$ – операция математического ожидания от случайной величины X ; а соответствующая характеристическая функция $\phi_g(t)$ определяется выражением:

$$\phi_g(t) = \int \rho_{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}}) e^{itg(\bar{\mathbf{x}})} d\bar{\mathbf{x}}. \quad (Л.2) \quad (7)$$

Действительно, плотность распределения и характеристическая функция случайной величины связаны выражением [16]: $\rho_g(z) = \frac{1}{2\pi} \int \phi_g(t) e^{-itz} dt = \frac{1}{2\pi} \int M[e^{itg}] e^{-itz} dt$.

Учитывая, что $\int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} dt = 2\pi\delta(x)$, где $\delta(x)$ – дельта функция Дирака [17], приходим к выражению (Л.1). На основе выражения (Л.1) и свойств дельта-функции получаем выражение (Л.2). В дальнейшем изложении примем допущение, что совместная плотность распределения N рассматриваемых параметров, подчиняется нормальному распределению, имеющему известное выражение:

$$\rho(\bar{\mathbf{x}}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^N \det K}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{M}})^T K^{-1} \cdot (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{M}})\right] \quad (8).$$

$$K = M\left[(\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{M}})^T (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{M}})\right]$$

Несложно оценить, что для N параметров, в соответствии с аппроксимацией (5), будет необходимо оценить $1+N(N+3)/2$ коэффициентов, т.е. выполнить до $1+N(2N+5)$ расчетов для каждого сценария нагружения.

Определение $\phi_g(t)$. В общем случае выражение характеристической функции для непрерывной функции, аргументами которой являются случайные величины, можно записать в виде (Л.2). В рассматриваемом случае совместная плотность распределения определена выражением (8), откуда следует, что степень экспоненты в выражении (Л.2) с учетом (5) представляет собой многомерный полином второй степени:

$-\frac{1}{2}(\bar{x} - \bar{M})^T K^{-1} \cdot (\bar{x} - \bar{M}) + it \left[Q(\bar{M}) + \bar{B} \cdot (\bar{x} - \bar{M}) + (\bar{x} - \bar{M})^T A \cdot (\bar{x} - \bar{M}) \right]$, где компоненты вектора \bar{M} расчетные значения мат. ожиданий.

Учитывая явное выражение функции $g(\mathbf{x})$, легко получить выражение характеристической функции на основе выражения [18]: $\int \exp(-\bar{x}^T A \bar{x} + 2\bar{B}\bar{x}) d\bar{x} = \sqrt{\frac{\pi^n}{\det A}} \exp(\bar{B}^T A^{-1} \bar{B})$, т.е.:

$$\phi_g(t) = \frac{e^{-\frac{t^2 \bar{B}^T (K^{-1} - 2itA)^{-1} \bar{B} + it \cdot Q(\bar{M})}{2}}}{\sqrt{\det(E - 2itKA)}} \quad (9)$$

В случае диагональных матриц K (входные параметры статистически независимы) и A (смешанные производные разложения исключаются из рассматриваются) выражение для $\phi_g(t)$ принимает более простой вид. Известное выражение $\phi_g(t)$ позволяет в полной мере построить кривую вероятности отказа в зависимости от нагрузки, поскольку полностью определяет вид плотности распределения $\rho_Q(z)$. Выполнение оценок погрешности $\phi_g(t) - \phi_Q(t)$ затруднено из-за особенностей характеристической функции, которая относится к быстро осциллирующим функциям и поскольку модуль подынтегральной функции в выражении (Л.2) не превышает значений плотности распределения. В случае использования лог-нормального распределения для части параметров, в выражении (5), соответствующая часть аргументов заменяется без потери общности на функцию логарифма, например, для случая двух переменных $g_2(x,y) = A \cdot (\ln x)^2 + B \cdot \ln x \cdot y + C \cdot y^2 + D \cdot \ln x + E \cdot y + F$, или подбором параметров распределения интерполируется нормальным распределением. При этом выражение (9) не изменится.

Выбор значений входных параметров расчета. Выше было отмечено, что, как правило, параметры выборок входных параметров отсутствуют, но доступна какая-либо одна характеристика: минимальное ($X_{0.05}$) или среднее значение ($X_{0.5}$). Допущение (8) позволяет использовать для оценки параметров совместного распределения выражение $X_\alpha = M_x \cdot (1 + u_\alpha \cdot v_x)$. Соответственно, если известно минимальное значение ($X_{0.05}$) или среднее значение ($X_{0.5}$), то, задав значение коэффициента вариации v , на основе несложных вычислений получаем значения параметров, полностью определяющих распределение (8). Поскольку входные параметры существенно положительные величины (например, предел прочности, текучести, толщина, длина и т.п.) и достижение нулевого значения маловероятно (квантиль $u_{x=0} > 5 \dots 10$), постольку в приближении нормального закона распределения справедлива система:

$$\begin{cases} X_{0.05} = M_x(1 - u_{0.95}v) \\ 0 = M_x(1 - u_x v) \end{cases} \rightarrow \begin{cases} v = \frac{1}{u_x} \\ M_x = \frac{u_x}{u_x - u_{0.95}} X_{0.05} \end{cases}$$

Таким образом, в расчетах для механических характеристик можно принять $v = 0,1$ и ниже, что, в частности, подтверждается результатами опытов [19, 20]. Значения расчетных значений, для которых известен только один параметр распределения, предлагается брать следующие: $X_1 = M_x(1 - 3v)$, $X_2 = M_x$, $X_3 = M_x(1 + 3v)$. Значения X_1 , X_3 – границы интервала, заключающего в себе 99,9 % значений, которые в основном определяют поведение характеристической функции для (5). Остальные значения, благодаря быстрому падению значений (8), дают пренебрежимо малый вклад в окончательный результат.

Пример 1. Построим кривую вероятности достижения значения предела текучести на внутренней поверхности стенки трубопровода 426x14 из материала сталь 20 в зависимости от внутреннего давления (внешнее равно нулю) при температуре внешней и внутренней стенок 50 и 60 °С соответственно. Выражение приведенного напряжения по теории Треска имеет вид [21]:

$$\sigma = p \frac{2D^2}{D^2 - (D - 2s)^2} + \frac{\alpha E(T_{r=b} - T_{r=a})}{1 - \nu} \left[\frac{D^2}{D^2 - (D - 2s)^2} + \frac{1}{2 \ln \left(1 - 2 \frac{s}{D} \right)} \right] \quad (10)$$

где p – значение внутреннего давления, D и s , значение внешнего диаметра и толщины стенки трубопровода, соответственно. Зависимость $\sigma = \sigma(D,s)$ является нелинейной, все параметры в выражении (4), кроме давления и температуры, являются случайными, но математические ожидания геометрических параметров известны (табл. 1), а для значения предела текучести известно только значение с обеспеченностью 5 % $R_{0.05} = 206$ МПа [9]. Известны также среднее значение модуля Юнга и коэффициента температурного расширения приняты в соответствии с [22]. Значение модельных коэффициентов вариации и соответствующие расчетные значения представлены в табл. 1.

Таблица 1.

Значения входных геометрических и механических параметров для расчета

Table 1.

Input geometric and mechanical parameter values for calculation

Наименование параметра	Обозначение параметра	Предельное отклонение*	Коэффициент вариации, ν	X_1	M	X_3
Внешний диаметр, мм	D	1,25 %	0,0076	416	426	436
Толщина стенки, мм	s	12,5 %	0,076	15	20	25
Модуль Юнга, ГПа	E	5 %	0.03	182	200	218
Коэффициент теплового расширения, мкм/К	α	5 %	0.03	10,9	12,0	13,1
Предел текучести, МПа	σ_T	-	0,1	-	247	-

* – предельные отклонения по наружному диаметру и толщине стенки труб в соответствии с ГОСТ 8732-78.

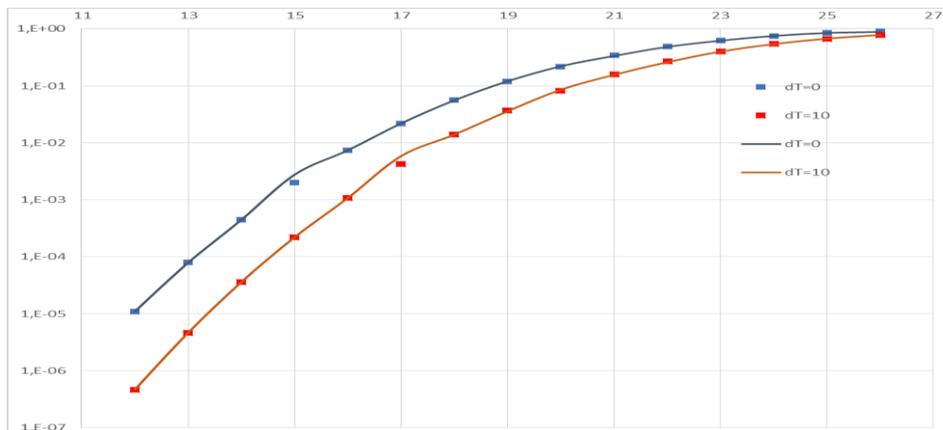


Рис. 1. Кривая вероятности достижения предела текучести на внутренней стенке трубопровода в зависимости от значения внутреннего давления (синий тренд соответствует оригинальной функции (*), оранжевый – полиномиальная аппроксимация (допустимое значение внутреннего давления по [2] равно 12,9 МПа))

Fig. 1. Possibility curve for reaching the yield strength on an internal pipe wall against internal pressure value

(the blue trend corresponds to an original function (*), the orange one is a polynomial approximation (the allowed value of internal pressure for [2] is 12.9 MPa))

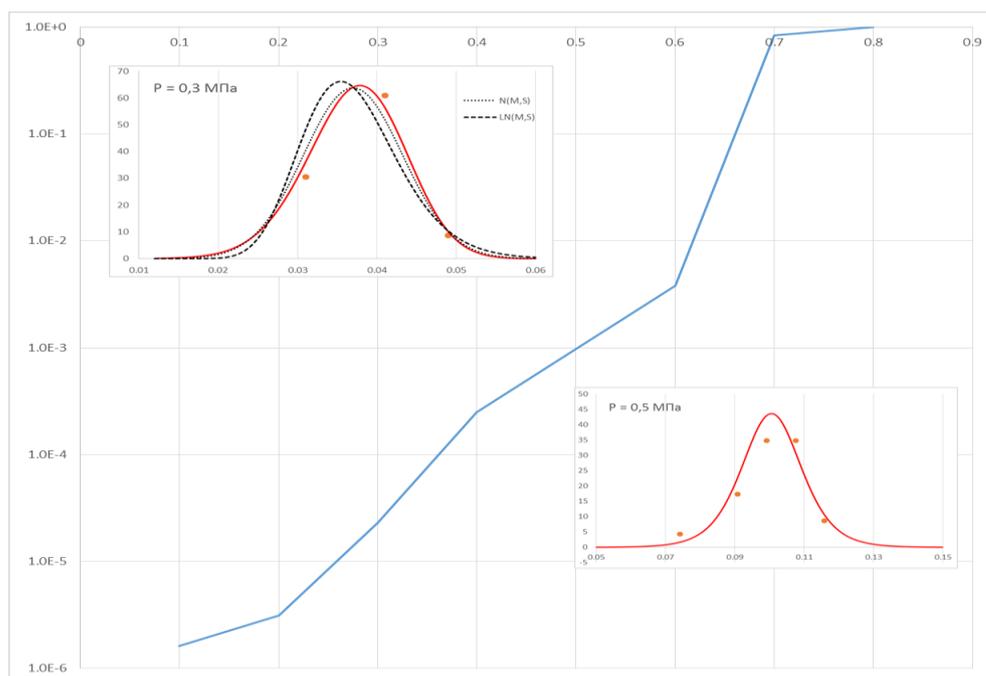


Рис. 2. Зависимость вероятности достижения локальной деформации оболочки 0,2 % от давления (дополнительные графики представляют вид функции плотности распределения для давлений 0,3 МПа и 0,5 МПа – красная кривая; точки соответствуют значениям эмпирической плотности распределения)

Fig. 2. The dependence of the possibility for reaching local deformation of the containment is 0.2 % of the pressure value (additional curves illustrate the function of distribution density for pressures of 0.3 MPa and 0.5 MPa – the red curve; points correspond to the values of empiric distribution density)

Пример 2. На рис. 2 представлена зависимость вероятности достижения локальной деформации защитной оболочки 0,2 % от давления. Детальный вид и характеристики защитной оболочки ВВЭР-1200 представлены в работе [4]. В качестве критерия прочности защитной оболочки принято предельное состояние канатов предварительного натяжения. Прочность оболочки считается исчерпанной при достижении каким-либо из канатов предельно допустимой осевой деформации:

$$\varepsilon_K \leq |\varepsilon_K|, \quad (11)$$

где ε_K – относительная осевая деформация каната; $|\varepsilon_K| = 3,5\%$ – предельно допустимая осевая деформация каната.

В соответствии с [23], предельно допустимая осевая деформация канатов составляет от 3,7 до 4,1 %. Расчеты показали, что канаты имеют значительный запас прочности по деформации: значение полной деформации не достигает 3,7 % в интервале изменения давления от 0 МПа до 1 МПа.

Заключение

Представленный подход, базирующийся на строгом математическом обосновании, позволяет моделировать плотность распределения неизвестной функции Q , учитывая N входных параметров, и оценивать их влияние на результирующее значение вероятности отказа, а также оптимизировать время расчетов. С целью повышения качества результатов ВАБ и оценки надежности проектирования в рамках обоснования ядерной безопасности АС усо-

вершенствован метод построения кривой вероятности отказа элемента системы в зависимости от нагружающих факторов. Метод основан на интерполяции неизвестной функции нескольких переменных, являющихся входными параметрами расчетной модели.

Разработанный подход может быть использован для оценки параметров надежности, вероятности техногенных событий (разгерметизация баков, сосудов и т.п.) как в энергетике, так и в смежных областях промышленности. При наличии дополнительных данных предложенная модель позволяет использовать аппарат непараметрической статистики и учитывать старение в форме зависимости от времени эксплуатации.

Библиографический список

1. РД ЭО 1.1.2.05.0330-2012 Руководство по расчету на прочность оборудования и трубопроводов реакторных установок РБМК, ВВЭР и ЭГП на стадии эксплуатации. Утвержден и введен в действие приказом ОАО «Концерн Росэнергоатом» от 29.12.2012 № 9/1282-П.
2. ПНАЭ Г-7-002-86 Нормы расчета на прочность оборудования и трубопроводов АЭУ. – М.: Энергоатомиздат, 1989. – 525 с.
3. **Горюнов, О.В.** Обоснование вибропрочности трубопроводов АЭС / О.В. Горюнов, С.В. Слоцов, В.Е. Михайлов, К.А. Григорьев, Е.С. Михайлов, П.А. Кругликов // Электрические станции. 2018. № 4 (1041). С. 2-5.
4. **Горюнов, О.В.** Оценка вероятности отказа защитной оболочки ВВЭР-1000 / О.В. Горюнов, Н.Н. Куриков, К.А. Егоров // Тяжелое машиностроение. 2020. № 7-8. С.7-11.
5. **Калинкин, И.В.** Разработка вероятностно-прочностных моделей для оценки надежности защитных оболочек АЭС с ректорами ВВЭР / И.В. Калинкин, П.Л. Визир // Сборник трудов 2-й международной научно-технической конференции «Обеспечение безопасности АЭС с ВВЭР» (19-23 ноября 2001 г., Подольск, ФГУП ОКБ «ГИДРОПРЕСС»). – Подольск.: изд-во АО «Гидропресс», 2001, С. 77.
6. **Králík, J.** Probability analysis of reinforced concrete structure failure of NPP due to loss of coolant accident // Proceeding of the International Standard Problem 48 Workshop, Lyon, France, June 2005, p.131-142
7. **Вентцель, Е.С.** Теория вероятностей и ее инженерные приложения. Учеб. Пособие для вузов / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров. – М.: ВШ, 2000. – 480 с.
8. ГОСТ Р 8.736-2011, Методы обработки результатов измерений. Основные положения. – М.: Стандартиформ, 2019. – 23 с.
9. ГОСТ Р 59115.3-2021 Обоснование прочности оборудования и трубопроводов атомных энергетических установок. Кратковременные механические свойства конструкционных материалов, М. Российский институт стандартизации, 2021. – 94 с.
10. **Голофаст, С.Л.** Влияние фактических закономерностей распределения предела текучести стали 17Г1С на коэффициент запаса прочности участков магистрального газопровода // Экспозиция Нефть Газ. 2019. № 3. С. 58-64.
11. **Шоцкий, С.А.** Оценка прочности температурно-деформируемых участков трубопроводов с учетом случайной природы предела текучести материала труб // Экспозиция Нефть Газ. 2019. № 2. С.75-79.
12. **Митенков, Ф.М.** Прикладная теория пластичности / Ф.М. Митенков, И.А. Волков, Л.А. Игумнов, А.В. Каплиенко, Ю.Г. Коротких, В.А. Панов. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2015. – 284 с.
13. **Амосов, А.А.** Вычислительные методы для инженеров: Учеб. пособие / А.А. Амосов, Ю.А. Дубинский, Н.В. Копченкова. – М.: ВШ, 1994. – 544 с.
14. **Калиткин, Н.Н.** Численные методы / Н.Н. Калиткин. – М.:Наука, 1978 – 512 с.
15. **Горюнов, О.В.** Построение кривой отказа при нелинейном нагружении защитной оболочки ВВЭР-1000. О.В. Горюнов, Н.Н. Куриков // Прочность и надежность оборудования: с одиннадцатый межотраслевой семинар, 14–18 октября 2019 г., Вороново : сборник докладов. – М.: Изд-во АО «НИКИЭТ», 2019. С.77.
16. **Бронштейн И.Н.** Справочник по математике для инженеров и учащихся вузов / И.Н. Бронштейн, К.А. Семендяев. – М.: Наука, ГРФМЛ, 1986. – 544 с.
17. **Федорюк, М.В.** Обыкновенные дифференциальные уравнения / М.В. Федорюк. – М.: Наука. – Главная редакция физико-математической литературы, 1985. – 448 с.

18. **Крамер, Г.** Математические методы статистики / Г. Крамер. – М.: Мир, 1975. – 648 с.
19. **Когаев, В.П.** Расчеты на прочность при напряжениях, переменных в времени / В.П. Когаев. – М.: Машиностроение, 1977. – 232 с.,
20. Вероятностные характеристики прочности авиационных материалов и сортамента. Справочник. – М.: Машиностроение, 1970. – 576 с.
21. **Крамеров, А.Я.** Термические напряжения в реакторных конструкциях / А.Я. Крамеров, Я.Б. Фридман, С.А. Иванов // Атомная энергия. 1960. Т. 8. Вып. 2. С.101-111.
22. ГОСТ Р 59115.2-2021 Обоснование прочности оборудования и трубопроводов атомных энергетических установок. Модуль упругости, температурный коэффициент линейного расширения, коэффициент Пуассона, модуль сдвига. – М.: Российский институт стандартизации, 2021, – 18 с.
23. Sandia Report. Sand2012-3503 P. Unlimited Release. Printed. May, 2014.

*Дата поступления
в редакцию: 16.11.2022*

*Дата принятия
к публикации: 10.01.2023*