

Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего профессионального образования
«ЮЖНО-УРАЛЬСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ»
(национальный исследовательский университет)

На правах рукописи

ШАТОВ МИХАИЛ МИХАЙЛОВИЧ

**ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТИ ОТКАЗА,
ДОСТИЖИМОЙ НА ОСНОВЕ РЕГЛАМЕНТАЦИИ
ЗАПАСОВ ПРОЧНОСТИ**

Специальность

01.02.06 – Динамика, прочность машин, приборов и аппаратуры

Диссертация

на соискание ученой степени кандидата технических наук

Научный руководитель –
доктор технических наук, профессор
Чернявский Александр Олегович

Челябинск – 2013

ОГЛАВЛЕНИЕ

ВВЕДЕНИЕ.....	5
1 Существующие методы оценки и нормирования риска эксплуатации технических систем.....	10
1.1 Понятие риска.....	10
1.1.1 Методы оценки риска.....	12
1.1.2 Способы оценки тяжести последствий.....	14
1.1.3 Способы формализации оценки вероятности отказов и аварий в сложных системах.....	14
1.1.4 Способы оценки вероятности отказа единичного элемента системы	16
1.2 Нормирование рисков.....	19
1.3 Недостатки существующих подходов.....	22
1.4 Постановка задачи.....	25
2 Метод получения предельной расчётной вероятности отказа	27
2.1 Идея метода.....	27
2.2 Понятие коэффициента запаса.....	28
2.2.1 Понятие минимальной прочности	29
2.2.2 Понятие максимальной нагрузки	33
2.2.3 Гипотезы о связи параметров прочности и нагруженности.....	33
2.3 Аналитическая оценка предельной вероятности отказа	35
2.4 Выводы	42
3 Численная оценка предельной расчётной вероятности отказа	44
3.1 Постановка задачи.....	44
3.2 Исследуемая конструкция. Особенности нагружения	45
3.3 Детерминированный расчёт	48
3.3.1 Допущения в детерминированном расчёте.....	48

3.3.2	Особенности расчёта тройника по ПНАЭ Г-7-002-86	50
3.3.3	Особенности расчёта тройника по РД-10-249-98	52
3.4	Вероятностная методика расчёта тройников	53
3.4.1	Допущения в вероятностной методике	53
3.4.2	Расчёт статической прочности	55
3.4.3	Расчёт циклической прочности	57
3.5	Численное определение предельной расчётной вероятности отказа....	62
3.5.1	Исходные данные.....	62
3.5.2	Допущения для численной оценки предельной расчётной вероятности отказа.....	64
3.5.3	Назначение предельной расчётной вероятности отказа от однократной перегрузки.....	65
3.5.4	Назначение предельной расчётной вероятности отказа от накопления повреждения	70
3.5.5	Определение предельной расчётной вероятности отказа.....	72
4	Методика коррекции нормативного коэффициента запаса.....	75
4.1	Идея метода.....	75
4.2	Ошибки, компенсируемые нормативным коэффициентом запаса	75
4.2.1	Компенсация ошибок вследствие замены вероятностных расчётов детерминированными расчётами	80
4.2.2	Компенсация ошибок определения минимальной прочности и максимальной нагрузки	81
4.3	Основные результаты и выводы	86
5	Анализ чувствительности.....	87
5.1	Постановка задачи.....	87
5.2	Ошибки схематизации	87
5.3	Ошибки, связанные с принятием статистических гипотез	89
5.4	Основные результаты и выводы	91

ЗАКЛЮЧЕНИЕ	92
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	94
Приложение А. О способах определения максимальной нагрузки	107
Приложение Б. Расчёт тройника согласно ПНАЭ Г-7-002-86.....	109
Приложение В. Расчёт тройника согласно РД-10-249-98	117

ВВЕДЕНИЕ

Конструкции должны удовлетворять противоречивым требованиям максимизации безопасности и минимизации стоимости (включая убытки от возможных аварий). Для одновременного описания этих сторон задачи используется понятие «риск» – «вероятность причинения вреда жизни или здоровью граждан, имуществу ... с учётом тяжести этого вреда» (Российская Федерация. Законы. О техническом регулировании: федер. закон. М.: Ось-89, 2009. 64 с.), понимаемый как произведение вероятности отказа на ущерб от него. Ограничения на риск в российских и зарубежных нормативными документах требуют, чтобы авариям с большими убытками соответствовала меньшая допустимая частота.

Представление риска в виде произведения вероятности отказа на стоимость последствий требует количественной оценки обоих сомножителей. Количественное описание ущерба является сложной социально-экономической задачей, поэтому в существующих нормативных документах, регламентирующих величину риска, аварии делят на несколько категорий в зависимости от ущерба и нормируют вероятности, соответствующие различным категориям. При этом величины вероятностей задаются без учёта возможности их расчёта (измерения), точности расчётов (измерений), а скорее из соображений социально-экономических. Например, в нормативных документах для аварии с катастрофическими последствиями допускаются вероятности (частоты) не более 10^{-6} отказов в год. Вероятность отказа определяется всеми звеньями жизненного цикла конструкции: разработкой задания, проектированием, изготовлением, эксплуатацией и утилизацией. Данная работа посвящена анализу зависимости вероятности отказа от результатов выполнения одного из звеньев этой цепочки – проектных расчётов на прочность.

На практике расчётная оценка вероятности имеет точность $10^{-3} - 10^{-2}$ и не может быть повышена до уровня 10^{-6} вследствие ограниченности доступного объёма исходных данных. Более того, на современном этапе развития техники получение исходных данных, позволяющих оценивать вероятности отказов порядка 10^{-6} , по-видимому, вообще недостижимо. Также отметим, что для конструкций

небольшой численности, измеряемой десятками или сотнями (опасные конструкции в энергетике, химической промышленности и т.п.) возможность частотной интерпретации столь малых вероятностей представляется сомнительной, поскольку для использования статистических подходов недостаточно данных.

Вынужденное использование непроверяемых статистических гипотез, например, о виде законов распределения свойств материала в области маловероятных значений, приводит к тому, что результаты вероятностного расчёта должны рассматриваться лишь как сравнительные: из нескольких конструкций безопаснее та, у которой – при одинаковых методах расчета – меньше расчётная вероятность разрушения. При таком подходе расчётная вероятность становится относительной величиной, подобной коэффициенту запаса. В работе выявлены условия, при которых расчётная вероятность слабо зависит от статистических гипотез и близка к действительной, и условия, при которых она имеет лишь относительный смысл.

Если результаты расчётов применимы лишь в относительном смысле, то и критерии безопасности также должны носить относительный характер. Подобно тому, как нормативный коэффициент запаса связан с методами расчёта, вероятность, отделяющая «приемлемые» конструкции от «неприемлемых», также должна быть связана с методами расчёта и принимаемыми статистическими гипотезами. Чтобы подчеркнуть относительный смысл этой вероятности и ее отличие от нормативной, задаваемой из социально-экономических соображений, предложен термин «предельная расчётная вероятность отказа» (ПРВО). В основу предлагаемой методики назначения ПРВО положено соответствие между результатами вероятностного расчета и расчетов по апробированным детерминированным методикам: конструкции, вероятность отказа которых ниже ПРВО, должны быть не опаснее существующих. Установление соответствия между коэффициентом запаса и вероятностью разрушения в реальных задачах усложняется наличием различных возможных механизмов разрушения (однократная перегрузка, усталость, потеря устойчивости и пр.). В работе сделана

попытка установить это соответствие на примере реального элемента конструкции – сварного тройника паропровода Южноуральской ГРЭС.

Если вычисляемые вероятности имеют частотный смысл, то полученные соотношения позволяют установить коэффициенты вариации нагрузки и прочности (отражающие культуру производства и эксплуатации), которые при заданном коэффициенте запаса обеспечивают выполнение социально-экономических требований к риску. Сделанные оценки позволяют показать, какие частоты достижимы – либо принципиально недостижимы – при заданных коэффициентах запаса.

Недостижимость заданной вероятности отказа при принятых коэффициентах запаса прочности указывает на необходимость обеспечения требуемой вероятности другими средствами: ограничениями на плановый ресурс и условия работы, диагностикой и оценкой остаточного ресурса, локализацией последствий возможных аварий и др.

Актуальность работы определяется наличием в нормативных документах ограничений на вероятность разрушения для опасных конструкций. В то же время нормативные документы не ставят допускаемую вероятность в зависимость от методов расчёта и используемых гипотез – в отличие от того, как это делается в документах, нормирующих детерминированные расчёты.

Цель исследования – уточнение выполняемых в настоящее время расчетных оценок риска эксплуатации опасных конструкций.

Для достижения цели в работе решаются следующие **задачи**:

1. Определение условий, в которых вычисляемым вероятностям отказов нельзя придать частотный смысл.
2. Разработка методики назначения предельной расчётной вероятности отказа – величины, разграничивающей «приемлемые» и «неприемлемые» конструкции при определённых методах расчёта и используемых гипотезах. Методика должна быть ориентирована, прежде всего, на малочисленные опасные конструкции с низкой частотой разрушения (отказа).

3. Оценку влияния вариаций нагрузок и прочности на расчетные значения вероятности разрушения и коэффициента запаса; определение требований к конструкциям для обеспечения требуемого уровня безопасности.

Научная новизна

1. По результатам анализа чувствительности расчётной вероятности в области малых значений впервые были выявлены условия, при которых расчётная вероятность отказа практически не зависит от статистических гипотез.
2. Предложена методика определения критериального значения расчётной вероятности разрушения, обеспечивающего равную опасность конструкции, рассчитываемой на прочность вероятностными методами (с определённым набором гипотез) и конструкции, рассчитываемой по существующим нормативным детерминированным методикам. Предлагаемое критериальное значение вероятности разрушения отличается от нормативного тем, что определяется не допустимым значением риска, а методами вероятностного расчёта и опытом эксплуатации, отраженным в нормативных коэффициентах запаса;
3. Для инженерных расчетов предложена методика коррекции нормативного коэффициента запаса, обеспечивающая требуемую безопасность в случаях, когда коэффициенты вариации параметров нагруженности и/или прочности существенно изменились.

Научная новизна

1. Предложена методика определения критериального значения расчётной вероятности разрушения, обеспечивающего равную опасность конструкции, рассчитываемой на прочность вероятностными методами (с определённым набором гипотез) и конструкции, рассчитываемой по существующим нормативным детерминированным методикам. Предлагаемое критериальное значение вероятности разрушения отличается от нормативного тем, что определяется не социально-экономически допустимым значением риска, а методами вероятностных

расчётов и опытом эксплуатации, отраженным в детерминированных нормативных коэффициентах запаса.

2. Впервые предложена методика коррекции нормативного коэффициента запаса в случаях, когда коэффициенты вариации параметров нагруженности и/или прочности существенно изменились. Методика основана на предположении постоянства предельной расчётной вероятности отказа при различных условиях эксплуатации.
3. Впервые проведён анализ чувствительности расчётной вероятности отказа в области малых значений от статистических гипотез, который позволил выявить условия, при которых расчётная вероятность отказа практически не зависит от статистических гипотез.

Достоверность полученных результатов обосновывается:

1. Указанием границ применимости результатов, обусловленных строгой системой постулатов, принимаемых в рассуждениях;
2. Соответствием закономерностей, полученных в результате численного эксперимента, выполненного по известным (апробированным) методикам, закономерностям, полученным в результате теоретического исследования;
3. Строгим использованием математического аппарата.

Значимость для теории и практики заключается в разработанной методике определения и назначения предельной расчётной вероятности отказа, при которой конструкция равноопасна конструкции, рассчитанной по апробированным детерминированным методикам. Применение методики продемонстрировано на примере типового элемента– тройника паропровода.

1 СУЩЕСТВУЮЩИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНКИ И НОРМИРОВАНИЯ РИСКА ЭКСПЛУАТАЦИИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Формулирование государственной политики в области безопасности [74] осуществляется на основе ряда концепций. основополагающими являются концепции устойчивого развития и приемлемого риска [75, 84].

В настоящее время осуществляется переход от детерминированных критериев прочности и надёжности к критериям в форме ограничения на риск эксплуатации технических систем.

1.1 Понятие риска

Под риском в большинстве случаев понимается возможная опасность потерь, обусловленная спецификой тех или иных явлений природы и видов деятельности человеческого общества.

Опасность – внутреннее состояние, присущее технической системе, реализуемое в виде поражающих воздействий источника техногенной чрезвычайной ситуации на человека и окружающую среду при его возникновении, либо в виде прямого или косвенного ущерба для человека и окружающей среды в процессе нормальной эксплуатации этих объектов [89].

Как правило, понятие риска связывают с возможностью наступления сравнительно редких событий. При этом риск часто отождествляют с вероятностью $P(\Delta t)$ наступления этих событий за интервал времени Δt (обычно год). Риск также связывают с размером ущерба U от опасного события, как правило, в натуральном (например, число смертей) или стоимостном выражении.

Общим показателем риска R , является свёртка P и U в виде [19, 46, 89]:

$$R = \sum P_i \cdot U_i, \quad (1)$$

где P_i – вероятность неблагоприятного i -го события за заданный промежуток времени;

U_i – ожидаемый ущерб в результате этого события.

Такая свёртка двух величин, характеризующих риск, в одну является весьма продуктивной, так как позволяет упростить процедуру оценки риска, разделив её на два этапа, имеющих самостоятельное значение.

Существует множество определений риска (около пятидесяти), которые используются в различных теориях, дисциплинах и областях деятельности [89].

Объектом рассмотрения данной работы станут технические опасности. В связи с этим, можно привести несколько определений риска [36, 89]:

1. Риск (в сравнительной опасности) – сравнительный показатель степени опасности различных объектов техносферы, различных видов профессиональной деятельности, различных территорий и государств.

2. Риск (в оценке ущербов) – вероятность нанесения ущерба человеку, обществу, природной среде и техногенной сфере.

3. Риск (в рамках теории надёжности) – разница между единицей и количественным показателем надёжности до наступления заданного типа отказа за определённый промежуток времени.

4. Риск (в теории безопасности) – мера опасности, характеризующая вероятность возникновения аварий и катастроф и возможную тяжесть их последствий.

5. Индивидуальный риск (в промышленной безопасности) – частота возникновения поражающих воздействий определённого вида, возникающих при реализации определённых опасностей в определённой точке пространства (где может находиться индивидуум).

6. Социальный риск (в промышленной безопасности) – зависимость частоты возникновения событий, состоящих в поражении определённого числа людей, подвергаемых поражающим воздействием определённого вида при реализации определённых опасностей, от этого числа людей.

7. Общий риск (в промышленной безопасности) – общее число смертей в год в расчёте на тысячу человек среднего возраста.

8. Техногенный риск – общее число смертей в год в расчёте на тысячу человек, обусловленное хозяйственной деятельностью.

9. Технический риск – вероятность отказа технических устройств с последствиями определённого уровня за определённый период функционирования опасного производственного объекта.

В данной работе под риском будем понимать технический риск.

1.1.1 Методы оценки риска

Анализ риска аварий на опасных производственных объектах является составной частью управления промышленной безопасностью. Он заключается в систематическом использовании всей доступной информации для идентификации опасностей и оценки риска возможных нежелательных событий.

Были проанализированы нормативные документы [8, 9, 49, 53, 56, 57, 62, 65, 77, 79, 88, 99, 108, 110, 111, 118], регламентирующие методику анализа риска различных промышленных объектов, а также статьи [5, 18, 54, 81]. Характерной содержательной особенностью рассматриваемых нормативных документов является регламент анализа риска, который сводится к трём этапам.

Этап 1. Планирование и организация работ

На этом этапе определяют:

- анализируемый объект;
- цели и задачи анализа риска. Устанавливаются в зависимости от рассматриваемого этапа жизненного цикла производственного объекта;
- методы анализа риска. Приоритетными в использовании являются методические материалы, согласованные или утвержденные Ростехнадзором или иными федеральными органами исполнительной власти;
- критерий приемлемого риска. Определяют на основе: норм и правил промышленной безопасности, сведений о происшедших авариях, опыта практической деятельности и социально-экономической выгоды от эксплуатации опасного производственного объекта.

Этап 2. Идентификация опасностей

Результатом идентификации опасностей являются:

- перечень нежелательных событий;
- описание источников опасности, факторов риска, условий возникновения и развития нежелательных событий;
- предварительные оценки опасности и риска.

Этап 3. Оценка риска

На этом этапе определяют:

- частоту возникновения инициирующих и всех нежелательных событий.

Для этого используют:

- статистические данные по аварийности и надёжности технологической системы;
- логические методы анализа «деревьев событий», «деревьев отказов»; имитационные модели возникновения аварий в человеко-машинной системе;
- экспертные оценки путём учёта мнения специалистов в данной области;
- оценку последствий возникновения нежелательных событий. Заключается в анализе возможных воздействий на людей, имущество и окружающую природную среду;
- обобщённую оценку риска, которая включает:
 - интегрирование показателей рисков всех нежелательных событий с учётом их взаимного влияния;
 - анализ неопределённости и точности полученных результатов;
 - анализ соответствия условий эксплуатации требованиям промышленной безопасности и критериям приемлемого риска.

Из всего перечня работ, необходимых для анализа риска, в данной работе будут рассмотрены критерии приемлемого риска, а также способы определения частоты отказов и аварий.

1.1.2 Способы оценки тяжести последствий

В показатель риска (1) ущерб входит одним из множителей. Важно выделять прямой и косвенный ущерб. Примером прямого ущерба может служить стоимость разрушенного оборудования, жизни людей, косвенного – убытки, вызванные снижением работоспособности населения из-за психологического дискомфорта, вызванного техногенными или природными катаклизмами. При определении прямого ущерба актуальным является вопрос, например о стоимости жизни [17, 46]. Подробно вопросы об определении ущерба в этой работе освещены не будут.

1.1.3 Способы формализации оценки вероятности отказов и аварий в сложных системах

Под отказом технической системы понимают выход из строя под действием расчётных, запланированных факторов. Авария является интегральным понятием, которое включает не только выход из строя в результате отказа, но и в результате взаимодействия рассматриваемой системы с другими системами [1, 76].

Широкое распространение получил анализ уязвимости системы, которая характеризует реакцию системы на инициирующие события – результат взаимодействия с другими системами [47, 96, 114]. Смысл анализа уязвимости заключается в определении множества инициализирующих событий и конечных состояний системы. Зная вероятности инициализирующих событий, можно определить вероятность прихода системы в одно из конечных состояний. При этом может использоваться аналог модели нейронных сетей для распознавания образов [30, 91], как, например, в работах [28, 34, 45, 101].

Для определения вероятности отказа и аварии технической системы широко применяются методы структурной теории надёжности. Наиболее распространёнными являются:

- Метод блок-схем [89]. Можно определить лишь вероятность безотказной работы, нельзя определить вероятность того или иного

отказа, а, значит, нельзя оценить риск. Не позволяет установить причинно-следственную связь между отказами элементов.

- Построение деревьев событий и отказа [61, 89]. Позволяет определить вероятность реализации того или иного сценария развития аварии, установить причинно-следственные связи между отказами элементов.
- Классический логико-вероятностный метод [2, 48, 113]. Является расширением вышеописанных методов. Используется специфический аппарат уравнений алгебры логики, который позволяет учесть инициирующие события и условия (например, действия оператора). Не позволяет учитывать противоречивые связи между элементами, которые оказывают противоположное влияние на значения общесистемных показателей надёжности.
- Общий логико-вероятностный метод [23]. Является расширением классического логико-вероятностного метода, использует полный функциональный набор логических операций «и», «или», «не», что позволяет учитывать противоречивые связи между элементами. Этот метод программируем [2, 18, 45, 48, 91].

Для использования структурных методов, необходимо представить рассматриваемую систему в виде совокупности взаимосвязанных элементов и выделить наиболее вероятные сценарии аварий. Данный этап является творческим и трудно поддаётся обобщению, но такие попытки предпринимаются для некоторых классов конструкций, например в [28].

Главным, что не позволяет получить достоверную оценку вероятности аварии является то, что случайные факторы «из вне» [1, 15, 31, 76, 113], вынуждают прибегать к экспертному методу определения вероятности инициирующих событий при анализе уязвимости. Далее ограничимся рассмотрением задачи об определении вероятности отказа технической системы, функционирующей в условиях заданных режимов.

В целом, структурные методы теории надёжности достаточно проработаны и апробированы, хотя и встречаются работы по их усовершенствованию,

например, [11 – 14]. Предполагается использовать структурные методы как готовые инструменты. В предлагаемой работе будет рассмотрена одна из простейших ситуаций, что позволит обойтись без полного арсенала структурных методов, однако, при распространении результатов на сложные системы, этот анализ окажется необходим.

1.1.4 Способы оценки вероятности отказа единичного элемента системы

Структурные методы позволяют оценить вероятность отказа, если известны вероятности отказов элементов системы во всех возможных состояниях. Существуют четыре способа оценки вероятности элемента системы:

- Статистический способ. Эмпирический способ, частота определяется по формуле:

$$P = \frac{n}{N}, \quad (2)$$

где n – число испытаний, в котором событие реализовалось, N – общее число испытаний. Требуется большое число испытаний.

- Аналитический способ [73]. Вероятность разрушения определяется по формуле:

$$P = \int f_l(x) \int_{-\infty}^x f_s(y) dx dy, \quad (3)$$

где P – вероятность разрушения;

$f_l(x)$ – плотность распределения параметра нагруженности;

$f_s(x)$ – плотность распределения параметра механических свойств материала (параметра прочности).

Предполагается, что параметры нагруженности и прочности независимы.

- Способ экспертных оценок. Вероятность отказа элемента системы задаётся детерминированной или в виде интервала [20, 32, 85, 89].

- Численный способ. Метод Монте-Карло [25, 64, 78, 89]. Применение метода Монте-Карло для вычисления частоты маловероятных событий (порядка 10^{-6} – 10^{-5}) неэффективно (необходимо 10^{10} - 10^{12} итераций). Число итераций может быть уменьшено за счёт выбора специальной стратегии выбора и разыгрывания случайных величин [117].

Статистический способ неприменим из-за недостатка данных для единичных конструкций и даже конструкций, исчисляемых тысячами или десятками тысяч (например, газоперерабатывающие адсорберы, мосты, плотины и пр.), допустимая частота разрушения которых очень мала.

Очевидным недостатком способа экспертных оценок является трудность получения достоверности и точности результата. Использование интервальных оценок позволяет учесть реализацию «менее ожидаемых» значений, что находит отражение при принятии управленческих решений [97].

Применение аналитического способа для оценки частоты отказа порядка 10^{-5} – 10^{-6} сопряжено как минимум с тремя трудностями: численным вычислением многомерных интегралов, недостаточным качеством исходных данных и обработкой этих данных.

В работах [104, 109, 112, 120] применение метода Монте-Карло, в сочетании с различными приемами повышения эффективности, активно используется для вычисления многомерных интегралов (вероятности отказа или получения функции плотности случайной величины) с высокой точностью. Не совсем ясно, зачем считать с высокой точностью вероятность отказа стохастическим моделированием, если законы распределения входных случайных величин аппроксимируются с гораздо меньшей точностью [94].

Качество исходных данных определяется представительным объёмом выборки случайных величин и достоверностью этих данных. Часто недостаточно данных как по нагрузке, так и по свойствам материала. Так, например, нагрузки в аварийном режиме достоверно неизвестны, а вопрос о свойствах материала конструкций, исчерпывающих свой ресурс, является острой проблемой [21, 26, 92]. Достоверность статистической информации часто недостаточна, например,

если мониторинг параметра нагрузки ведёт человек [39, 113], или, если для оценки параметра прочности используются корреляционные зависимости (например, предел текучести коррелирует с твёрдостью [27]).

Инженерный подход к оценке прочности основан на отраслевых документах, которые базируются на детерминированных методиках. Важнейшим понятием, величиной, на которой основывается детерминированный расчёт, является нормативный коэффициент запаса. Он «привязан» к методу расчёта, но, в тоже время, во многом это эмпирическая величина, показывающая «расхождение теории с практикой». Для каждой методики расчёта схожих конструкций существуют свои коэффициенты запаса, например [58 и 59, 60].

Детерминированные методики расчёта на прочность используют такие понятия как «максимальная нагрузка» и «гарантированные механические свойства». Эти понятия связаны с параметрами распределений случайных нагрузок и свойств материала, однако правило определения этих величин, если и встречается (гарантированные свойства материала [50, 51, 58 С. 208]), то отличается от традиционных методов обработки статистической выборки и назначения доверительного интервала для случайной величины [80].

Значение гарантированных механических свойств для материалов могут приводиться в приложениях к расчётным методикам. Однако в приложениях различных нормативных документов для одинаковых материалов наблюдается существенное различие в приводимых свойствах.

Тем не менее, методы, заложенные в детерминированных методиках, остаются основным руководством к расчёту, используемые коэффициенты запаса являются отражением многолетнего опыта эксплуатации и расчёта классов конструкций.

Нужно отметить, что используемые детерминированные методики обеспечивают некоторый уровень надёжности, однако работ, посвящённых нахождению этого уровня, мало [104, 105, 106]. В [104, 107, 116] главной причиной перехода к вероятностным методам оценки прочности называется то, что детерминированные методы слишком консервативны и не имеют

инструментов для обработки данных, заданных нечётко (интервалами или функцией распределения): в детерминированном расчёте принимается самый опасный вариант сочетания факторов, несмотря на малую частоту его реализации. Отчасти это правильно, но авторы подобных работ [76, 109, 112, 119] часто не рассматривают проблему недостатка исходных данных, которую они "решают" принятием гипотезы о виде распределения случайной величины. В [95] показано, что применение статистических критериев – как параметрических, так и непараметрических [24, 82] – не позволяет достоверно различить "близкие" гипотезы на малой выборке [41, 43], поэтому принимаемая статистическая гипотеза предопределяет расчётную вероятность разрушения (3) (в области малых значений 10^{-4} – 10^{-6}). Каких-либо правил при обработке статистических данных, регламентирующих выбор основной и альтернативной гипотезы [94] при расчёте вероятности отказа, нет. Часто без приведения экспериментальных данных, уровня значимости и функции мощности [40, 42], которые необходимы для анализа чувствительности вероятности отказа к вариации видов и параметров законов распределения, принимается гипотеза о нормальном (логнормальном) распределении случайной величины, а получаемые результаты вероятности разрушения интерпретируются в частотном смысле.

1.2 Нормирование рисков

Меры по уменьшению риска могут носить технический [7] и (или) организационный характер [53, 55]. Рекомендуемые методы оценки риска и надёжности будут приведены ниже, но отметим, что их можно разделить на два класса: количественные и качественные. Качественные методы позволяют выявить возможные причины опасности, количественные же дают оценку риска в виде свёртки (1) или определяют вероятность опасного события.

Формальное определение риска в виде (1) оказывается достаточно тяжело в использовании, поэтому рекомендуется использовать упрощенный подход с делением оборудования на группы по типу последствий (таблица 1), без вычисления стоимости последствий в денежном выражении.

Таблица 1 – Результаты сравнительного анализа допустимых значений вероятности отказа потенциально опасных технических объектов [55]

Нормативный документ	Последствия			
	Очень тяжелые (катастрофические)	Тяжелые (критические)	Некритические	Пренебрежимо малые
ISO 2394 BS7910 Eurocode 3	$<10^{-6}$	$<10^{-5}$	–	–
РД 03-418-01 ГОСТ Р 51901-2002	$<10^{-6}$	$10^{-4} - 10^{-6}$	$10^{-2} - 10^{-4}$	$1 - 10^{-2}$
ГОСТ 27.310-95	$<5 \times 10^{-5}$	$5 \times 10^{-4} - 5 \times 10^{-5}$	$10^{-1} - 5 \times 10^{-3}$	$1 - 10^{-1}$
ГОСТ 12.1.004-91 ГОСТ 12.1.010-76* ГОСТ Р12.3.047-98	$<10^{-6}$	–	–	–
ПБ 12-609-03	$<10^{-6}$	–	–	–

Катастрофический отказ – приводит к смерти людей, существенному ущербу имуществу, наносит невосполнимый ущерб окружающей среде.

Критический отказ – угрожает жизни людей, приводит к существенному ущербу имуществу, окружающей среде.

Некритический отказ не угрожает жизни людей, не приводит к существенному ущербу имуществу, окружающей среде.

Отказ с пренебрежимо малыми последствиями – отказ, не относящийся по своим последствиям ни к одной из первых трех категорий.

В зарубежных источниках [102, 103, 115] вместо допустимых значений вероятности используют индекс надёжности, который является другой математической формулировкой вероятности отказа:

$$\beta = \frac{m_s - m_l}{\sqrt{\sigma_s^2 + \sigma_l^2}} \quad (4)$$

где m_s , σ_s и m_l , σ_l – математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение параметра прочности и нагруженности, соответственно. Однако в этих источниках явно не говорится о виде закона распределения параметров прочности и нагруженности.

Связь между индексом (уровнем) надёжности и вероятностью отказа показана на рисунке 1 [55].

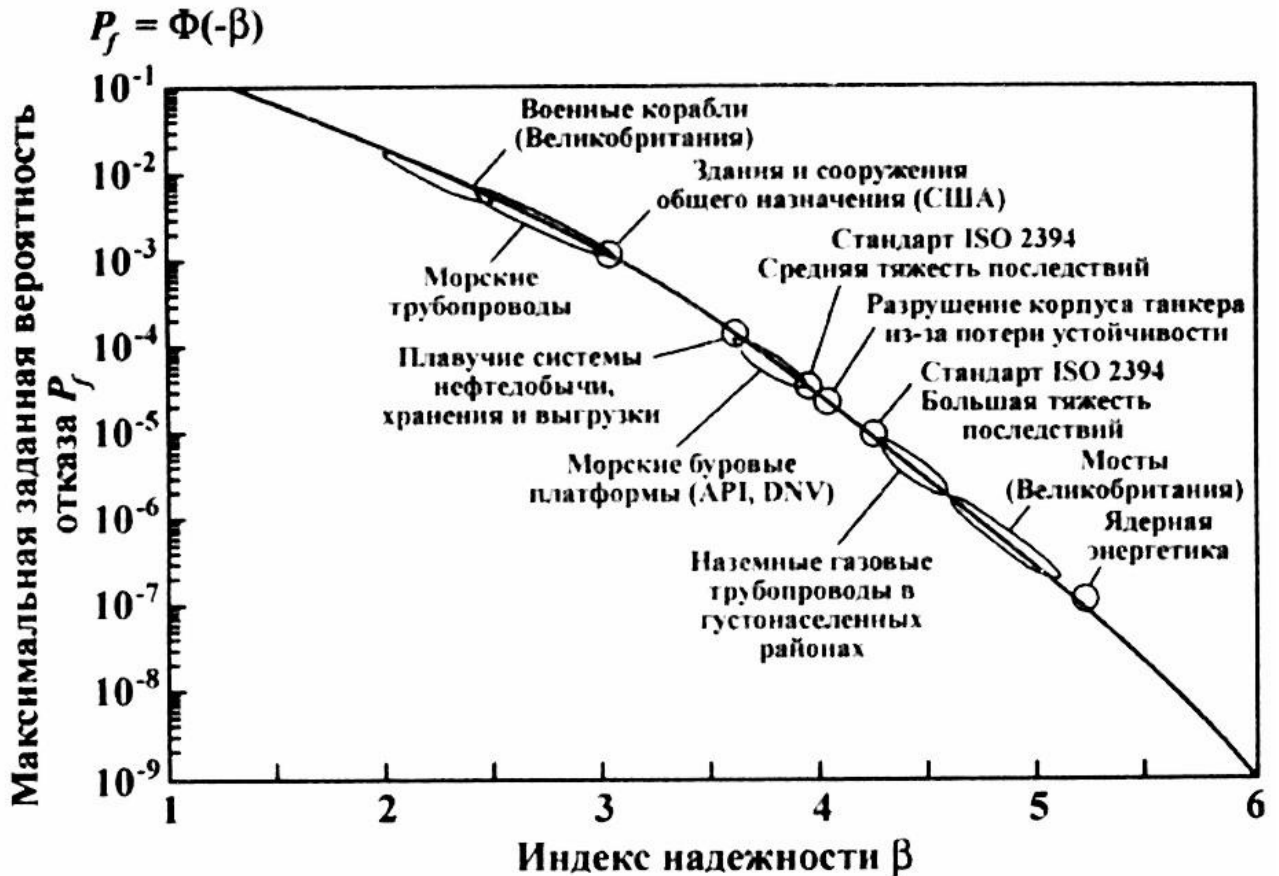


Рисунок 1 – Уровни надёжности, заданные в зарубежных стандартах для различных видов конструкций

Вывод (4), приведённый в [72], позволяет сделать заключение о том, что математическая формулировка индекса надёжности основана на предположениях:

1. О нормальных распределениях параметров нагруженности и прочности;
2. О независимости параметра прочности от параметра нагруженности.

Использование в Нормах допустимого значения индекса надёжности вместо допустимой вероятности отказа означает, что Нормы не ограничивают частоту

отказа, а ограничивают расчётное значение вероятности, полученное с учётом выше обозначенных предположений.

Существующие методики оценки и нормирования риска в некоторых отраслях подвергаются критике [4, 38, 98]. В частности в [4, 38], говорится о слабой проработанности существующих методов в части определений и оценки последствий аварийных выбросов опасных веществ (используемые зависимости преувеличивают влияние, как показано, незначительных факторов и не учитывают существенные факторы).

Итак, при анализе риска технических систем существует три самостоятельных задачи: определение допустимого риска, ущербов и вероятностей аварий. Существует ряд нормативных документов, регламентирующих анализ риска технических систем, в которых критерием приемлемости конструкции является не превышение вероятности опасного события некоторой величины, зависящей от степени тяжести ущерба. Фактически, такой подход означает отказ от определения риска в форме (1). Отметим, что метод расчёта вероятности отказа не регламентируется.

1.3 Недостатки существующих подходов

Социально-экономическая политика РФ в области обеспечения безопасности основана на концепциях устойчивого развития и приемлемого риска, которые обязывают проводить анализ риска техногенных объектов. На сегодняшний день, определение риска в форме произведения опасного события на ущерб от него затруднительно в силу сложности оценки экономико-социальных аспектов функционирования и отказов технических систем. Из обзора нормативных документов следует, что методы оценки риска можно условно разделить на две категории: качественные и количественные. Качественные методы направлены на достижение безопасности путём устранения источников опасности на системном уровне. Количественные методы направлены на оценку эффективности защищённости от опасностей, способности им противостоять. Отметим, что

качественные методы развиты более сильно, чем количественные, что сдерживает широкое практическое применение анализа риска технических систем.

При определении вероятности аварии задача включает определение вероятности отказа технической системы и определение вероятности инициирующих внешних событий, влияющих на работу технической системы. Достоверно определить вероятность внешних событий затруднительно. На современном этапе развития расчётов оценка вероятности внешних инициирующих событий осуществляется экспертным методом, реже – статистическим.

При определении вероятности отказа технической системы трудность заключается в том, что отказ одного из элементов технической системы может приводить к существенному перераспределению полей нагрузок и изменению физических свойств элементов системы, что нельзя учесть методами структурной надёжности. Количественные методы надёжности малоинформативны, если неизвестны вероятности отказа (разрушения) элементов системы во всех возможных состояниях этой системы.

Задача об определении вероятности отказа элемента технической системы имеет особенность в получении оценки достоверности результата. Практика расчётов показывает, что достаточной статистической информации для эмпирических оценок частоты маловероятных событий нет. Всегда применяется метод экстраполяции: замена эмпирического закона распределения случайной величины теоретическим. Экстраполяция в область малых вероятностей в случае использования различных законов распределения приводит к существенным различиям в результатах. Нормативных документов, связывающих метод расчёта на прочность и метод статистической обработки информации, на сегодняшний день нет.

Существует несколько способов получения частоты нежелательного события: статистическая обработка данных по отказам, метод экспертной оценки и аналитическое решение. Статистические данные по отказам существуют только для широко распространенных, малоопасных объектов. Метод экспертных оценок вносит некоторый элемент субъективности, что для высокоопасных объектов

неприемлемо. Наиболее приемлемым является получение аналитической оценки вероятности нежелательного события.

Острой проблемой при аналитической оценке вероятности аварии является низкая точность в области малых вероятностей. Из таблицы 2 видно, что реальные вероятности разрушения не соответствуют проектной частоте аварий.

Таблица 2 – Вероятность крупных аварий [90, С.128]

Типы объектов		Частота крупных аварий в год	
		Нормативная (проектная)	Реальная
Реакторы	Активная зона	10^{-6}	$2 \cdot 10^{-3}$
	Первый контур	10^{-5}	$5 \cdot 10^{-3}$
Ракетно-космические системы		10^{-4}	$5 \cdot 10^{-2}$
Турбоагрегаты		10^{-3}	$3 \cdot 10^{-3}$
Летательные аппараты		10^{-3}	$5 \cdot 10^{-3}$
Трубопроводы (1000 км)		10^{-4}	10^{-2}

Существуют различные точки зрения на то, каким значением нужно ограничить частоту катастрофических отказов технических систем. Так, в [22] приводится интересное сравнение, что «уровень приемлемого риска (10^{-6} в год) в 100 раз меньше естественной смерти детей от 10 до 14 лет». В то же время автор [5] говорит о том, что вероятности менее 10^{-9} в год выходят за границы человеческого опыта (!) (частота 10^{-9} соответствует тому, что в среднем за тысячу лет из миллиона высокоопасных конструкций сломается только одна).

Точность инженерных расчётов ограничена допущениями, используемыми в математических моделях, и объёмом исходных данных. Аналитические оценки маловероятных событий сильно зависят от допущений, принимаемых в расчётах. Погрешности расчётов на порядки больше допускаемых вероятностей разрушения, что делает аналитическую оценку вероятности разрушения информативной только в относительном смысле, а не в абсолютном.

Расчёт на прочность с использованием точечных оценок случайной величины на сегодняшний день является основным. Он описан для большинства классов конструкций в нормативных отраслевых документах, регламентирующих метод расчёта, используемые гипотезы и коэффициенты запаса.

Из приведённых рассуждений следует, что современный уровень развития расчётов на прочность – это переход от детерминированных методик к оценке вероятности отказа элемента технической системы. Определение вероятности аварии и отказа технической системы связаны с развитием методов структурной теории надёжности, которое движется заметно быстрее, чем развитие «физической» теории надёжности.

1.4 Постановка задачи

Итак, существует два подхода к оценке прочности: детерминированный и вероятностный. Суть расчёта на прочность сводится к сопоставлению величины, характеризующей нагруженность, и величины, характеризующей прочность. Например, для статического детерминированного расчёта это максимальная нагрузка, которая может возникнуть в конструкции, и минимальная нагрузка, разрушающая конструкцию. Результатом статического вероятностного расчёта является вероятность того, что действующая нагрузка превысит нагрузку, которую может выдержать конструкция.

Величиной, на которой основывается детерминированный расчёт, является нормативный коэффициент запаса. Он «привязан» к методу расчёта, но в тоже время это во многом эмпирическая величина, показывающая «расхождение теории с практикой». Вероятностный метод предоставляет возможность более аккуратного и полного учёта информации о разбросах. Однако и в этом случае расчёты не удастся сделать без использования определённых допущений и предположений, поэтому допустимая вероятность, как и нормативный коэффициент запаса, должна быть «привязана» к гипотезам и методу расчёта.

И детерминированный, и вероятностный подход опираются на некие гипотезы и потому дают, прежде всего, относительную оценку: какая из

конструкций «лучше» или «хуже». Низкая обоснованность таких гипотез и ограниченность исходных данных могут привести к тому, что результаты вероятностного расчёта количественно будут далеки от принятой частотной интерпретации вероятности.

Нормативный коэффициент запаса устанавливается из практики путём разделения «приемлемых» и «неприемлемых» конструкций. Можно ожидать, что и в случае с вероятностными расчётами ситуация будет аналогичной в смысле относительного характера расчётов и разделения конструкций на «приемлемые» и «неприемлемые». Если обнаружится соответствие или хотя бы корреляция между понятиями «лучше по результатам детерминированного расчёта» и «лучше по результатам вероятностного расчёта», то рассматривая «приемлемые» и «неприемлемые» с точки зрения детерминированного расчёта конструкции, можно будет попытаться установить разделяющее их значение вероятности – предельную расчётную вероятность отказа. Предельной расчётной вероятностью отказа будем называть значение вероятности разрушения, соответствующее нормативному коэффициенту запаса. Так, в [86] говорится о востребованности оценок нормативных значений приемлемого риска, полученных с учётом практического опыта.

Разработка методики назначения предельной расчётной вероятности разрушения для определённого класса конструкций ставит следующие **задачи**:

1. Анализ связи между вероятностью отказа и коэффициентом запаса.
2. Разработка методики вероятностного расчёта с точной формулировкой гипотез для определённого класса конструкций (сварных тройников паропроводов), связанной с существующими детерминированными методиками общими способами определения предельных состояний.
3. Сопоставление рассчитанных вероятностей и детерминированных коэффициентов запаса, вычисленных для ряда конструкций и случаев нагружения, для определения предельной расчётной вероятности разрушения.
4. Анализ погрешностей результатов вероятностного расчёта, связанных с принятыми гипотезами и ограниченным объёмом исходной информации.

2 МЕТОД ПОЛУЧЕНИЯ ПРЕДЕЛЬНОЙ РАСЧЁТНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ ОТКАЗА

2.1 Идея метода

И детерминированные, и вероятностные расчёты не могут быть проведёны без принятия непроверяемых гипотез. В случае детерминированного расчёта нормативный коэффициент запаса жёстко связан с принимаемыми гипотезами. При использовании вероятностного подхода расчётная вероятность отказа, соответствующая границе между «приемлемыми» и «неприемлемыми» конструкциями, также должна быть увязана с набором гипотез и иметь относительный смысл. Особенно сильным влияние гипотез будет, очевидно, в области малых вероятностей. Чтобы подчеркнуть относительность значения этой разделяющей вероятности, для неё предлагается использовать название «предельная расчётная вероятность отказа» (ПРВО). Отличие ПРВО от частоты отказа в том, что первая изменится при смене используемых в расчёте непроверяемых гипотез, а вторая – нет.

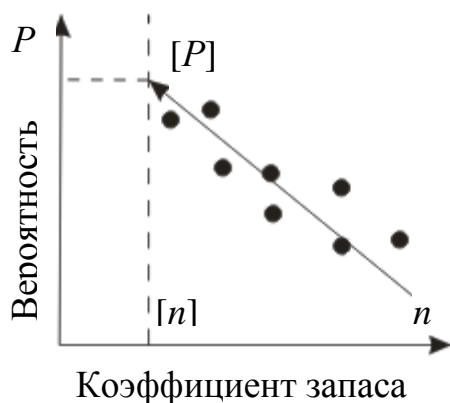


Рисунок 2 – Схема определения предельной расчётной вероятности отказа

равную опасность конструкции, прочность которой обосновывается вероятностными расчётами, и конструкции, прочность которой обоснована нормативными детерминированными расчётами.

Пусть имеется выборка расчётных случаев. Каждый i -ый расчётный случай характеризуется геометрическими размерами конструкции, нагрузками и

Для определения значения ПРВО $[P]$ предлагается установить соответствие между расчётной вероятностью разрушения и коэффициентом запаса. Значение вероятности отказа, соответствующее нормативному коэффициенту запаса $[n]$, является значением ПРВО $[P]$ (рисунок 2). Такой способ назначения ПРВО обеспечивает

свойствами материала. Если разработана методика вероятностного расчёта, то в каждом расчётном случае можно вычислить коэффициент запаса n_i и вероятность разрушения P_i .

Нанося полученные точки на координатную плоскость (P, n) (рисунок 2), экстраполяцией можно получить значение ПРВО $[P]$. При этом нужно учесть, что связь между коэффициентом запаса и ПРВО может оказаться не функциональной, а лишь статистической (корреляционной), и на графиках, подобных рисунку 2 будет изображаться не линией, а полосой. Задача обоснования ограничения на вычисляемую вероятность, при выполнении которого рассчитанная вероятностным методом конструкция окажется не опаснее рассчитанной детерминированным методом, будет соответствовать поиску нижней границы такой полосы.

2.2 Понятие коэффициента запаса

Существует несколько подходов к определению понятия коэффициента запаса. При многопараметрическом нагружении (рисунок 3) под коэффициентом запаса можно понимать несколько величин, в зависимости от того, как меняются параметры нагружения σ_1, σ_2 при переходе к предельному состоянию. Например, если компоненты меняются пропорционально, то $n = \frac{OA}{OC}$, если меняется только σ_1 , то $n = \frac{BE}{EC}$.

Для упрощения дальнейших рассуждений будем считать, что нагрузки на конструкцию могут быть охарактеризованы одним параметром (далее используется название «параметр нагруженности»). Под коэффициентом запаса при

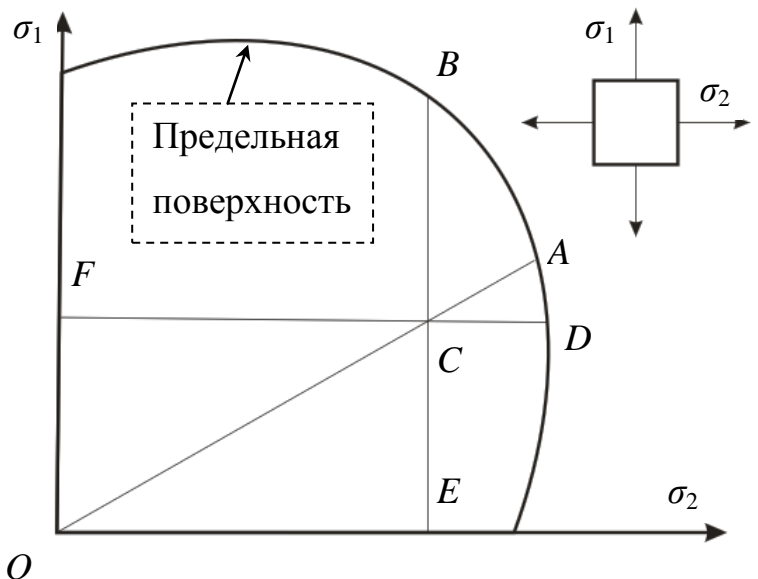


Рисунок 3 – Кривая прочности для двухосного растяжения. Параметры нагружения σ_1, σ_2

расчёте на статическую прочность будем понимать множитель, на который нужно увеличить параметр нагруженности, чтобы наступило предельное состояние ($n = \frac{OA}{OC}$). При расчёте на прочность учитывают также кинетику разрушения, характеризующуюся скоростью накопления повреждений. К накоплению повреждений могут приводить различные виды нагружений (циклическая прочность) и физических процессов (ползучесть). Для предельных состояний, связанных с такими видами нагружения, под коэффициентом запаса будем понимать отношение:

$$n_{\tau} = \frac{[\tau]}{\tau}, \quad (5)$$

где $[\tau]$ – назначенный ресурс, τ – текущая наработка.

2.2.1 Понятие минимальной прочности

В справочниках по механическим характеристикам [33, 44] приведены гарантированные значения свойств. Для вероятностного расчёта на прочность необходимы данные о разбросе механических свойств. Одному и тому же уровню доверия и значению гарантированных свойств σ_{min} , могут соответствовать различные законы распределения f_1 и f_2 (рисунок 4).

Понятие гарантированных механических свойств используется в Нормах, регламентирующих качество материала, например [68]. Согласно документам, например [52, 69], не регламентируется способ статистической обработки результатов испытаний для получения гарантированных свойств, а регламентируется метод испытания, требования к образцам и пр. Объём выборки, по которому определяются свойства материала, согласовывается с заказчиком и не регламентирован, хотя в [52, 70] встречаются

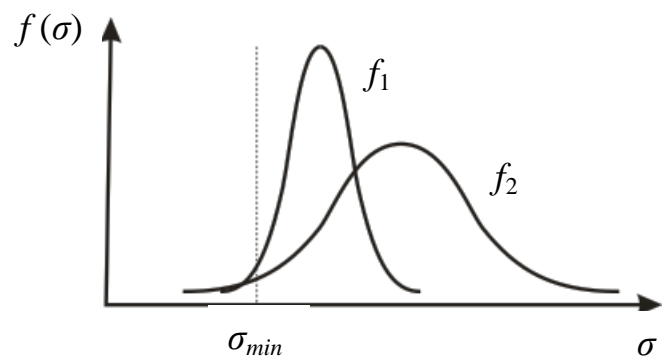


Рисунок 4 – Законы распределения параметров прочности с одним и тем же значением минимальных свойств

ограничения на минимальное число испытаний для определения среднего значения предела прочности, предела текучести, предела пропорциональности и модуля Юнга (от 2 до 5). Ограничения на разброс существуют только для некоторых механических характеристик и задаются в виде интервала без указания уровня доверия.

Существует два подхода к определению гарантированных свойств: минимальное значение из представительной выборки или её статистическая обработка, аппроксимация эмпирической функции распределения теоретическим законом, назначение уровня доверия и определение гарантированных свойств, соответствующих уровню доверия.

Чтобы оценить закон распределения механических характеристик материала (параметра прочности) по справочным значениям гарантированных свойств и коэффициента вариации, нужно составить два условия, из которых можно найти математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение параметра прочности (если закон распределения двухпараметрический). Такими условиями для нормального распределения являются:

$$\begin{cases} m_{\sigma} - n_{\sigma} \sigma_{\sigma} = \sigma_{\text{норм}}; \\ \frac{\sigma_{\sigma}}{m_{\sigma}} = k_{\sigma}, \end{cases} \quad (6)$$

где m_{σ} и σ_{σ} – математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение параметра прочности, соответственно;

$\sigma_{\text{норм}}$ – нормативное значение гарантированных свойств;

k_{σ} – коэффициент вариации;

n_{σ} – коэффициент, зависящий от уровня доверия: при уровне доверия 95% $n_{\sigma} = 2$, при 99,7% $n_{\sigma} = 3$.

Отметим, что под параметром прочности может рассматриваться, например логарифм времени или числа циклов до разрушения.

Если считать, что гарантированные свойства были получены в результате статистической обработки, то коэффициент n_{σ} определяется из уровня доверия.

Если под гарантированными свойствами понимать минимальное из выборки объёмом N , то n_σ можно связать с N . Несмотря на кажущуюся очевидность постановки задачи, эта связь в литературе не встречалась.

Пусть случайная величина z распределена по закону распределения $f(z)$, тогда вероятность того, что минимальное значение из выборки случайных величин z объёмом N меньше x , можно найти по формуле:

$$G(x) = 1 - \left(\int_x^\infty f(z) dz \right)^N. \quad (7)$$

Функция плотности распределения $g(x)$ минимальных значений x из выборок объёмом V равна по определению:

$$g(x) = \frac{d}{dx} G(x). \quad (8)$$

Преобразовывая (8), получаем:

$$g(x) = N \cdot f(x) \cdot \left(\int_x^\infty f(z) dz \right)^{N-1}. \quad (9)$$

Найдём наиболее ожидаемое значение x , то есть моду. Дифференцируя (9) по x , получаем уравнение:

$$V \cdot \left(f'(x) \cdot \left(\int_x^\infty f(z) dz \right)^{N-1} - (N-1) f(x) \cdot \left(\int_x^\infty f(z) dz \right)^{N-2} \right) = 0. \quad (10)$$

Преобразуя (10) и приняв, что $f(z)$ – нормальный закон распределения, получим:

$$\frac{(m_z - x)}{\sigma_z^2} \int_x^\infty e^{-\frac{(m_z - z)^2}{2\sigma_z^2}} dz = (N-1) e^{-\frac{(m_z - x)^2}{2\sigma_z^2}}. \quad (11)$$

Сделаем замену:

$$\frac{(x - m_z)}{\sqrt{2}\sigma_z} = \alpha. \quad (12)$$

Выражение (11) с учётом (12), преобразуется к виду:

$$\frac{N-1}{\sqrt{\pi}} = -\frac{\alpha(1-\Phi(\alpha))}{e^{-\alpha^2}}, \quad (13)$$

где N – объём выборки;

$\Phi(\alpha)$ – функция Лапласа;

$\alpha = \frac{n_\sigma}{\sqrt{2}}$ – параметр.

На рисунке 5 представлена зависимость коэффициента n_σ , полученная из условия, что значение гарантированных свойств назначается как минимальное из выборки объёмом N .

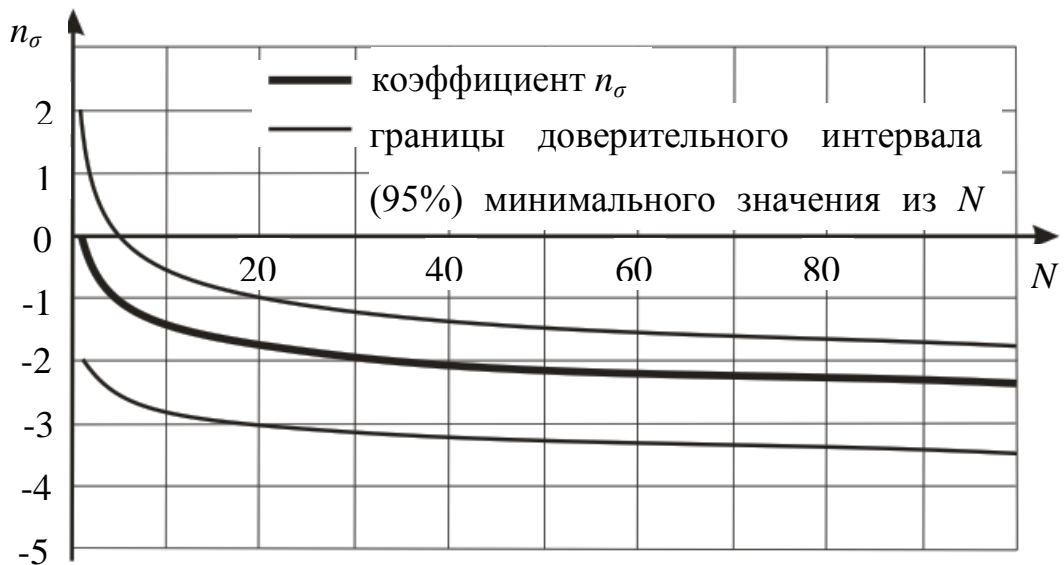


Рисунок 5 – Зависимость коэффициента n_σ от числа испытаний N для нормального распределения

Далее под гарантированной (минимальной) прочностью будем понимать значение, полученное как нижняя граница симметричного доверительного интервала параметра прочности при выбранном законе распределения и уровне доверия $(1 - 2P_{toler})$, где P_{toler} – вероятность выхода случайной величины за левую или правую границу доверительного интервала. В случае необходимости, приводимые ниже рассуждения могут быть повторены для другой связи гарантированных механических свойств с законом распределения параметра прочности.

Значение коэффициента вариации k_σ в условии (6) отражает уровень соблюдения технологии, её постоянства. Эта величина должна быть нормированной и отражать средний технологический уровень производства в

какой-либо отрасли промышленности (например, для бетонов такая информация приведена в [10]).

2.2.2 Понятие максимальной нагрузки

Возможны несколько вариантов связи максимальной нагрузки с законом распределения параметра нагруженности. В первом случае под максимальной нагрузкой понимается значение параметра нагруженности, соответствующее набору экстремальных значений воздействий и геометрических параметров конструкции. Экстремальные значения воздействий и геометрических параметров конструкции определяются как границы доверительных интервалов соответствующих величин. Во втором случае, под максимальной нагрузкой понимается значение параметра нагруженности, определённое как верхняя граница доверительного интервала параметра нагруженности. При одинаковой доверительной вероятности случайных величин максимальная нагрузка, определённая первым способом, будет больше, чем вторым, так как сочетание всех экстремальных факторов маловероятно (см. Приложение А).

Для дальнейших рассуждений будем пользоваться вторым определением максимальной нагрузки – через функцию плотности распределения параметра нагруженности. При необходимости дальнейшие рассуждения могут быть повторены и для других способов определения максимальной нагрузки.

2.2.3 Гипотезы о связи параметров прочности и нагруженности

Известно, что параметр нагруженности может существенно влиять на параметр прочности. Одним из возможных вариантов является случай, когда параметр прочности и нагруженности коррелируют между собой [73] (рисунок 6) из-за того, что и на параметр нагруженности, и на параметр прочности влияет случайная величина, например температура T . Другим вариантом является случай, когда характеристики распределения параметра прочности зависят от параметра нагруженности и могут меняться с течением времени [7, 16, 63] (рисунок 7).

Существенной особенностью приводимых ниже рассуждений и результатов является то, что параметр прочности считается не зависящим от параметра нагруженности. В теоретической части учёт подобной связи привёл бы к существенному усложнению выкладок и потере наглядности результатов. Необходимо было бы знать функциональные зависимости между факторами нагрузки и параметрами нагруженности и прочности, а также функции, обратные к этим зависимостям, для нахождения соответствующих законов распределения (например, связь температуры, нейтронного облучения с действующим напряжением и длительной прочностью). Дополнительно усложнил бы задачу тот факт, что рассматриваемые связи могут являться не детерминированными (как это в первом приближении можно принять, например, для зависимости параметра прочности от температуры), а стохастическими (снижение параметра прочности в результате накопления усталостных повреждений, коррозии и т.п.). Все эти усложнения могут быть учтены при построении соответствующих методик численных расчётов, в аналитических выкладках же они, усложняя картину, сделали бы её неясной.

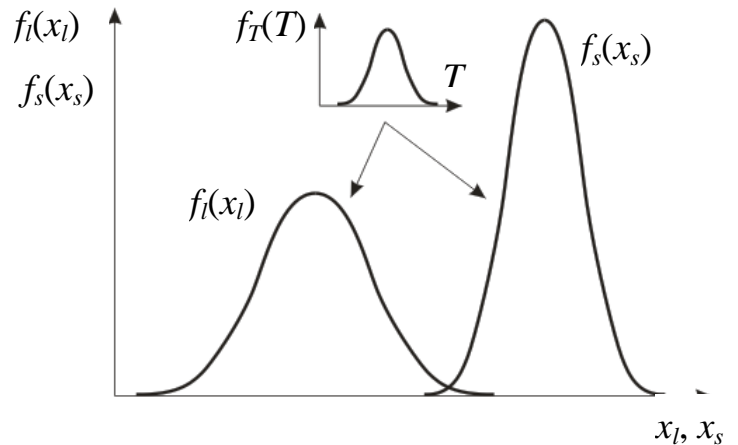


Рисунок 6 – Параметр прочности коррелирует с параметром нагруженности

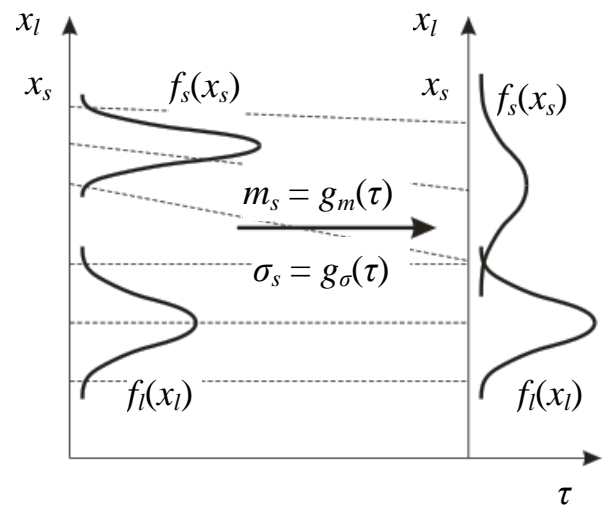


Рисунок 7 – Характеристики распределения параметра прочности зависят от параметра нагруженности

2.3 Аналитическая оценка предельной вероятности отказа

Рассмотрим произвольную конструкцию, нагружение и прочность которой можно свести к некоторым параметрам нагруженности и прочности. Наступление предельного состояния для конструкции означает, что параметр нагруженности превысил параметр прочности. Пусть аналитически заданы функции распределения параметра прочности и нагруженности, функциональная связь между минимальной прочностью и максимальной нагрузкой через границы доверительных интервалов параметров прочности и нагруженности. Требуется выразить ПРВО как функцию от характеристик распределения прочности и нагруженности.

Вероятность разрушения определяется формулой для вычисления условной вероятности в форме, предложенной А.И. Ржаницыным:

$$P = \int_{-\infty}^{\infty} f_l(x, m_l, \sigma_l, p_{l3}, \dots, p_{ln}) \int_{-\infty}^x f_s(y, m_s, \sigma_s, p_{s3}, \dots, p_{sk}) dy dx, \quad (14)$$

где $f_l(x, m_l, \sigma_l, p_{l3}, \dots, p_{ln})$ – функция плотности распределения нагруженности, с параметрами сдвига m_l и масштаба σ_l , а также другими параметрами распределения p_{l3}, \dots, p_{ln} , где n – общее число параметров закона распределения; $f_s(x, m_s, \sigma_s, p_{s3}, \dots, p_{sk})$ – функция плотности распределения прочности, с параметрами сдвига m_s и масштаба σ_s , а также другими параметрами распределения p_{s3}, \dots, p_{sk} , где k – общее число параметров закона распределения.

Любой закон распределения можно представить в виде:

$$f(x, m, \sigma, p_3, \dots, p_n) = \frac{1}{\sigma} g\left(\frac{x - m}{\sigma}, p_3, \dots, p_n\right). \quad (15)$$

Параметр m отвечает за сдвиг закона распределения относительно начала отсчёта случайной величины x . Параметр σ отвечает за масштаб случайной величины. Покажем, что вероятность разрушения (14) не зависит от абсолютных значений параметров $m_l, \sigma_l, m_s, \sigma_s$. Перепишем (14) с учётом (15):

$$P = \frac{1}{\sigma_l \sigma_s} \int_{-\infty}^{\infty} f_l\left(\frac{x - m_l}{\sigma_l}, p_{l3}, \dots, p_{ln}\right) \int_{-\infty}^x f_s\left(\frac{y - m_s}{\sigma_s}, p_{s3}, \dots, p_{sk}\right) dy dx. \quad (16)$$

Введём обозначения:

$$k_m = \frac{m_s}{m_l}, k_l = \frac{\sigma_l}{m_l}, k_s = \frac{\sigma_s}{m_s}. \quad (17)$$

Выражение (16) с учётом (17) принимает вид:

$$P = \frac{1}{m_l^2 k_m k_l k_s} \int_{-\infty}^{\infty} f_l \left(\frac{x - m_l}{m_l k_l}, p_{l3}, \dots, p_{ln} \right) \int_{-\infty}^x f_s \left(\frac{y - m_l k_m}{m_l k_m k_s}, p_{s3}, \dots, p_{sk} \right) dy dx. \quad (18)$$

Преобразуем (18) к виду:

$$P = \frac{1}{k_m k_l k_s} \int_{-\infty}^{\infty} f_l \left(\frac{\frac{x}{m_l} - 1}{k_l}, p_{l3}, \dots, p_{ln} \right) \int_{-\infty}^{\frac{x}{m_l}} f_s \left(\frac{\frac{y}{m_l} - k_m}{k_m k_s}, p_{s3}, \dots, p_{sk} \right) d \frac{y}{m_l} d \frac{x}{m_l}. \quad (19)$$

Сделав замену $\frac{x}{m_l} = \xi$ и $\frac{y}{m_l} = \eta$, окончательно получим выражение:

$$P = \frac{1}{k_m k_l k_s} \int_{-\infty}^{\infty} f_l \left(\frac{\xi - 1}{k_l}, p_{l3}, \dots, p_{ln} \right) \int_{-\infty}^{\xi} f_s \left(\frac{\eta - k_m}{k_m k_s}, p_{s3}, \dots, p_{sk} \right) d\eta d\xi. \quad (20)$$

Таким образом, в случае, когда f_l и f_s двухпараметрические распределения, вероятность разрушения определяется тремя переменными (17). В общем случае, вероятность разрушения определяется $(n + k - 1)$ переменными.

Минимальная прочность σ_{min} и максимальная нагрузка σ_{max} имеют смысл квантилей, которые можно представить в виде:

$$\begin{aligned} \sigma_{min} &= m_s + A_s \sigma_s; \\ \sigma_{max} &= m_l + A_l \sigma_l, \end{aligned} \quad (21)$$

где A_s и A_l – некоторые коэффициенты, определяемые из условий:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{A_s} f_s(x, 0, 1, p_{s3}, \dots, p_{sk}) &= P_{toler}; \\ \int_{A_l}^{\infty} f_l(x, 0, 1, p_{l3}, \dots, p_{ln}) &= P_{toler}, \end{aligned} \quad (22)$$

где P_{toler} – вероятность выхода случайной величины за левую или правую границу доверительного интервала.

Учитывая (21), коэффициент запаса можно представить формулой:

$$n = \frac{\sigma_{min}}{\sigma_{max}} = k_m \frac{1 + A_s k_s}{1 + A_l k_l}. \quad (23)$$

Заметим, что определение вероятности отказа P и коэффициента запаса n с использованием одних и тех же законов распределения параметра прочности f_s и нагруженности f_l , говорит о том, что при расчёте коэффициента запаса n и вероятности отказа P используются одни и те же математические модели расчёта предельных состояний.

Поскольку $n \geq [n] \geq 1$, то область определения ПРВО (k_s, k_l) может быть ограничена. Ограничивающие неравенства связаны со знаками параметров m_l, m_s, A_l, A_s , а также их сочетаний. Задача о нахождении области определения k_s, k_l не рассматривалась – при вычислении (20) выполнялась проверка: если $n < [n]$, то вероятность отказа не рассчитывалась.

Выразив из (23) k_m через коэффициент запаса $[n]$ и подставив в (20), можно получить выражение для ПРВО. Если функции распределения нагруженности и прочности двухпараметрические, то ПРВО $[P]$ – функция 6-ти аргументов: характеристик k_l и k_s , нормативного коэффициента запаса $[n]$, видов функций распределений параметров нагруженности f_l и прочности f_s и P_{toler} – величины, характеризующей доверительные интервалы параметра нагруженности и прочности.

По рисунку 8 можно оценить влияние коэффициентов вариации на значения ПРВО при различных значениях нормативного коэффициента запаса. Если для коэффициентов вариации k_l, k_s известны только интервальные оценки, то фиксированному нормативному запасу $[n]$ соответствует диапазон значений ПРВО $[P]$. В случае недостатка данных ориентироваться нужно на нижнюю границу этого диапазона, при этом конструкция с вычисленной вероятностью разрушения P будет заведомо не хуже имеющей детерминированный запас $[n]$. С ростом $[n]$ диапазон изменения ПРВО становится шире, причем верхняя граница почти не меняется (около $10^{-4} - 10^{-3}$), а нижняя стремится к нулю. Если законы, аппроксимирующие нагруженность и прочность, нормальные, и коэффициенты вариации произвольны, то значению $[n] = 1,1$ отвечает минимальное значение ПРВО порядка 10^{-8} , а при $[n] = 2$ – порядка 10^{-20} . Параметр P_{toler} качественно не влияет на вид зависимости расчётной вероятности разрушения от коэффициента запаса, а определяет только сдвиг этой зависимости по оси ординат.

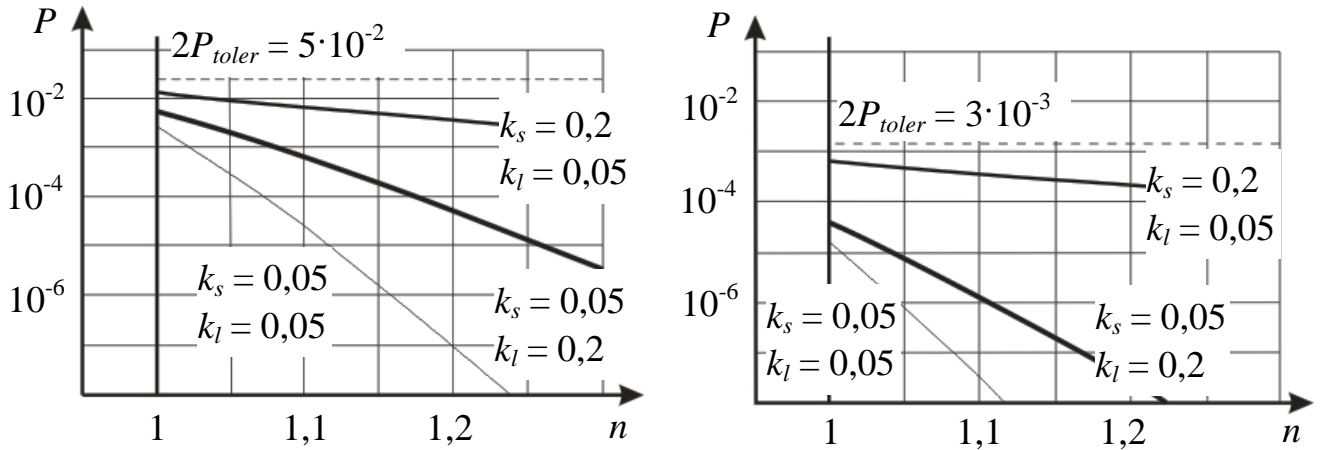


Рисунок 8 – Зависимость расчётной вероятности отказа от коэффициента запаса n , коэффициентов вариации нагруженности k_l и прочности k_s , параметра P_{toler} , характеризующего доверительные интервалы нагруженности и прочности. Закон распределения параметров нагруженности f_l и прочности f_s – нормальный

Отметим, что если хотя бы один из законов распределения f_l и/или f_s отличен от нуля на всей числовой оси (рисунок 9), то корреляция «лучше по результатам детерминированного расчёта» и «лучше по результатам вероятностного расчёта» сохраняется при любых коэффициентах запаса. Иначе (рисунок 10), например, когда f_l и f_s законы равной плотности, всегда можно подобрать такой коэффициент запаса n^* , при котором вероятность отказа строго равна нулю и

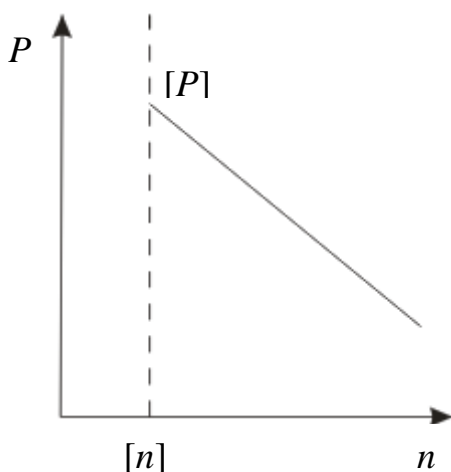


Рисунок 9 – Случай, когда хотя бы один из законов f_l и f_s отличен от нуля на всей числовой оси

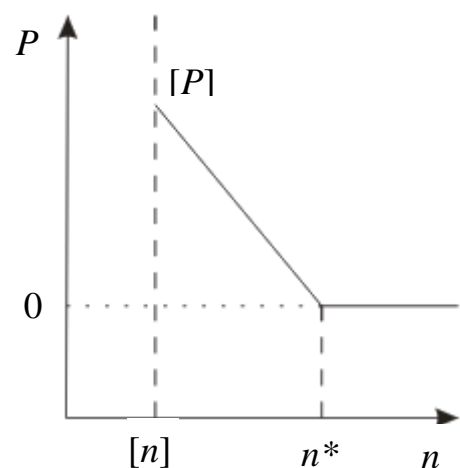


Рисунок 10 – Случай, когда f_l и f_s отличны от нуля не на всей числовой оси

корреляция между вероятностным и детерминированным расчётом пропадает. В области $[n] > n^*$ методика назначения ПРВО не применима: если вероятность разрушения равна 0, это не означает, что соответствующий этой вероятности коэффициент запаса n меньше нормативного $[n]$, то есть конструкции, посчитанные вероятностными методами с ограничением расчётной вероятности разрушения равным нулю, могут оказаться опаснее конструкций, рассчитанными детерминированными методами. Поэтому, при вероятностных расчётах рекомендуется принимать такие статистические гипотезы, при которых хотя бы один закон распределения (f_s или f_l), был отличен от нуля на всей числовой оси.

Для случая, когда закон распределения для нагруженности и для прочности нормальный, изолинии ПРВО от коэффициентов вариации при фиксированном нормативном коэффициенте запаса ($[n] = 1$) представлены на рисунке 11.

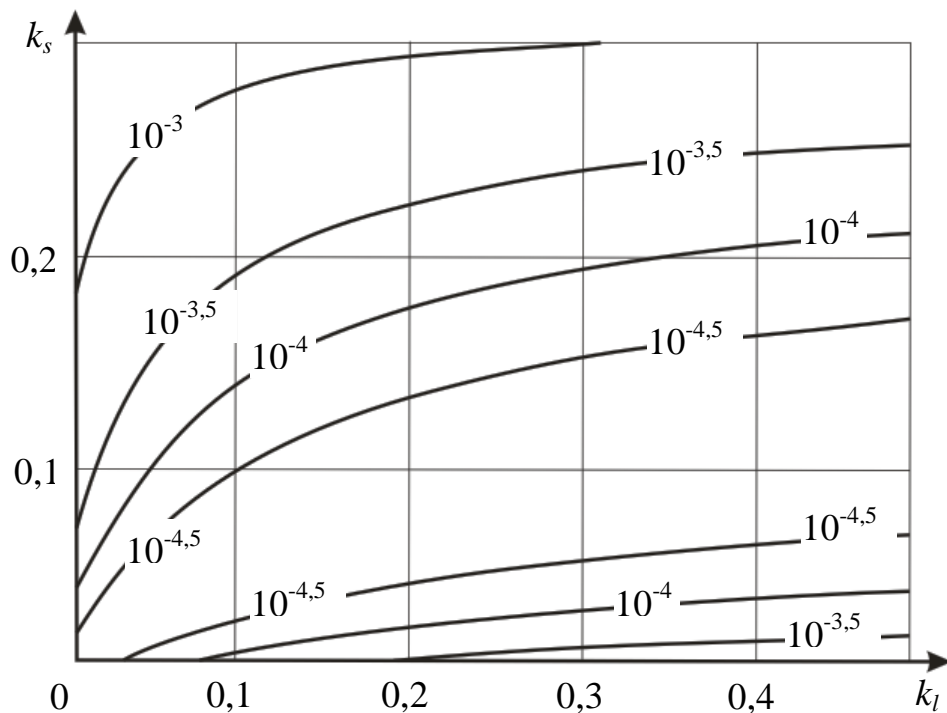


Рисунок 11 – Зависимость ПРВО от коэффициентов вариации нагруженности (k_l) и прочности (k_s). $[n] = 1$, $P_{toler} = 1,5 \cdot 10^{-3}$, закон распределения параметров нагруженности f_l и прочности f_s – нормальный

Из рисунка 11 можно заключить, что при рассмотренных коэффициентах вариации прочности и нагруженности, требование не превышения вероятностью разрушения значения 10^{-5} обеспечивает создание конструкций не опаснее, чем по

детерминированным методикам. При некоторых значениях коэффициентов вариации, требование $P \leq 10^{-5}$ может быть ослаблено, например до $P \leq 10^{-3}$. Влияние коэффициента вариации прочности на ПРВО сильнее, чем коэффициента вариации нагруженности.

По рисункам 12 и 13 можно качественно оценить влияние вида закона распределения нагруженности на ПРВО. Отметим, что вне зависимости от закона распределения, можно выделить диапазон изменения ПРВО, верхняя граница которого определяется параметром P_{toler} , а нижняя – функциями f_l, f_s , параметрами k_l, k_s и $[n]$. Сравнивая рисунки 12 и 13, можно заметить, что область определения ПРВО имеет ограничение по коэффициенту вариации параметра прочности $k_s < k_s^*$ (при $k_s > k_s^*$ коэффициент запаса (23) становится меньше нормативного $[n]$). Качественный вид зависимости ПРВО от аргументов f_l и f_s не зависит.

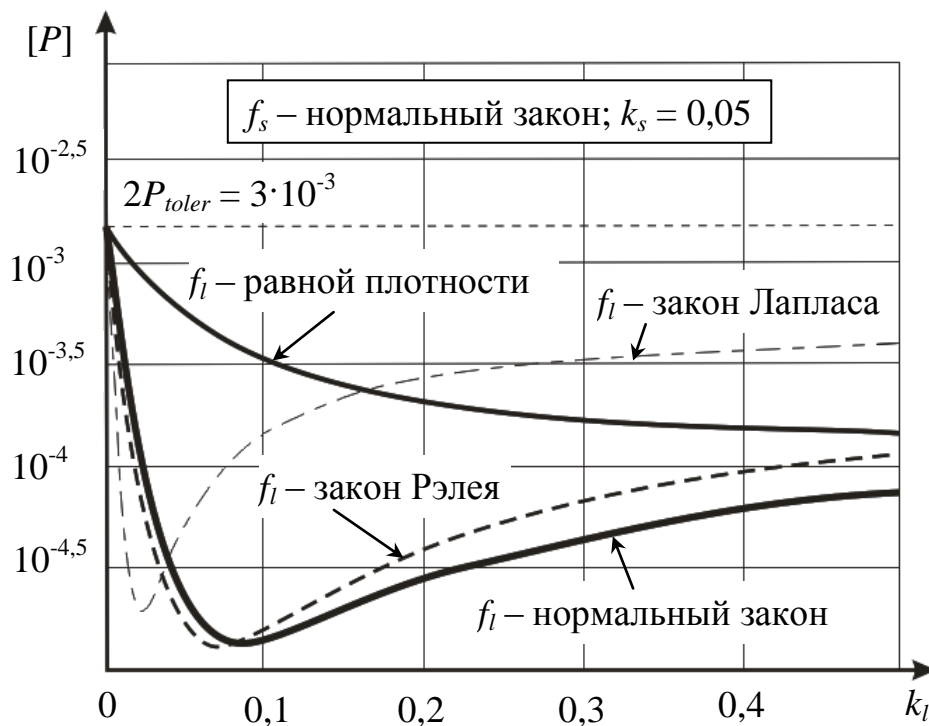


Рисунок 12 – Зависимость ПРВО от вида закона распределения нагруженности и коэффициента вариации нагруженности

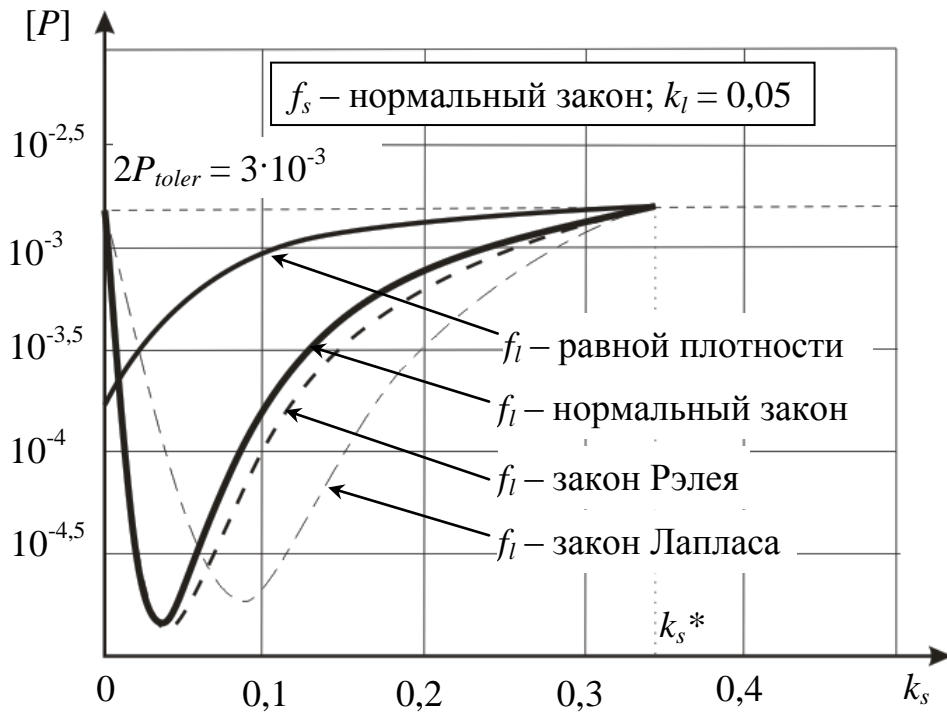


Рисунок 13 – Зависимость ПРВО от вида закона распределения нагруженности и коэффициента вариации прочности

Достоверно определить вид закона распределения часто затруднительно, поэтому ПРВО может быть получена из нижней огибающей предельных расчётных вероятностей (минимальная предельная расчётная вероятность отказа), определённых из различных сочетаний законов распределения f_l и f_s . График полученной зависимости представлен на рисунке 14 (рассматривались следующие варианты: закон распределения параметра прочности нормальный, нагруженности – нормальное распределение, распределение Рэлея, Лапласа и равной плотности).

Из рисунков 11 и 14 видно, что область минимальных значений предельной расчётной вероятности значительно расширилась. Если рассмотреть дополнительные сочетания f_l и f_s , то эта тенденция будет продолжена. Таким образом, если законы распределения неизвестны, то максимальная расчётная вероятность отказа, полученная из рассмотрения некоторого множества сочетаний аппроксимирующих законов распределений, в приведённом примере должна быть ограничена значением 10^{-5} . При увеличении нормативного коэффициента запаса, минимальное значение ПРВО будет равно нулю из-за учёта усечённых законов распределения, поэтому без уточнения законов распределения, выполнить условие проч-

ности вероятностного расчёта невозможно (вероятность отказа заведомо больше нулевой в случае, если хотя бы один из законов определён на всей числовой оси).

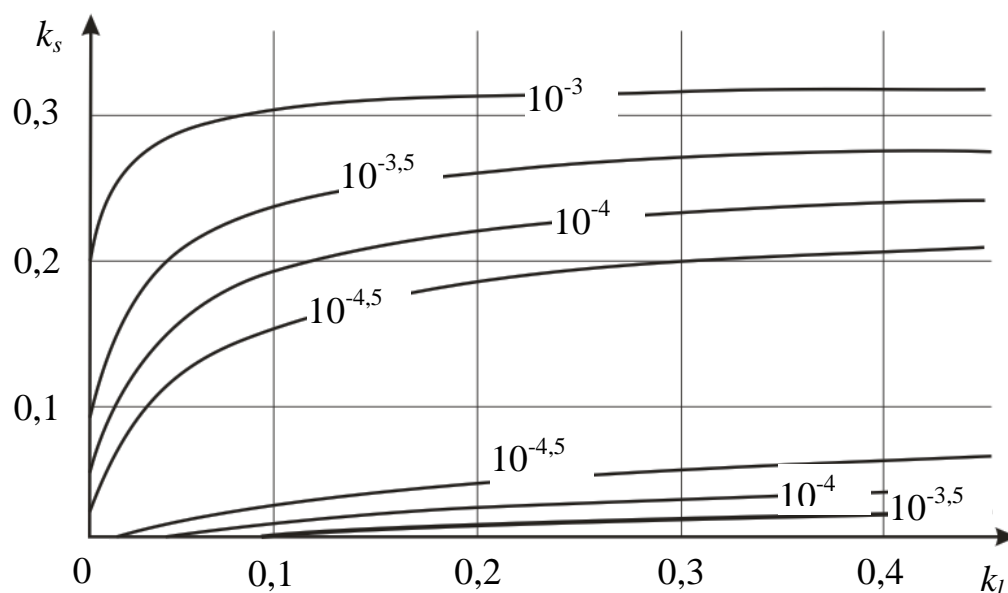


Рисунок 14 – Зависимость минимальной предельной расчётной вероятности отказа от коэффициентов вариации нагруженности k_l и прочности k_s . $[n] = 1$, $P_{toler} = 1,5 \cdot 10^{-3}$

2.4 Выводы

Предложена методика назначения предельной расчётной вероятности отказа, которая заключается в установлении значения расчётной вероятности отказа (разрушения), соответствующей нормативному коэффициенту запаса в связи с методами расчёта и принимаемыми гипотезами. Данное определение предельной расчётной вероятности отказа позволяет учесть опыт проектирования, изготовления и эксплуатации, заложенный в нормативные коэффициенты запаса, и позволяет по результатам вероятностных расчётов на прочность создавать конструкции не хуже, чем по результатам детерминированных расчётов.

Из анализа произвольной конструкции, имеющей одно предельное состояние, с учётом сделанных предположений о связи максимальной нагрузки и минимальной прочности с законами распределения параметров прочности и нагруженности, а также о независимости параметра прочности от параметра нагруженности, были получены следующие результаты:

1. Вероятность отказа P является функцией минимум 6-ти аргументов: коэффициентов вариации параметра прочности k_s и нагруженности k_l , видов функций параметров прочности f_s и нагруженности f_l , коэффициента запаса n и величины, характеризующей доверительные интервалы параметров нагруженности и прочности P_{toler} ;
2. Одному значению коэффициента запаса соответствует диапазон значений вероятности отказа (рисунок 8). При сделанных предположениях о виде законов распределения f_s, f_l , с ростом коэффициента запаса верхняя граница диапазона почти не меняется (около $2P_{toler}$), а нижняя граница стремится к нулю. В случае если законы распределения f_l и f_s не отличны от нуля на всей числовой оси, всегда можно найти такое значение коэффициента запаса, при котором расчётная вероятность отказа будет строго равна нулю, при этом корреляция «лучше по результатам детерминированного расчёта» и «лучше по результатам вероятностного расчёта» пропадает (рисунок 10). Для сохранения этой корреляции целесообразно использовать хотя бы один закон распределения (f_s или f_l), определённый на всей числовой оси;
3. Качественный вид зависимости предельной расчётной вероятности $[P]$ от вида законов распределений параметра прочности f_s и нагруженности f_l в области параметров (k_l, k_s) при $[n] = 1$ не зависит (рисунки 12, 13). ПРВО определена не на всей области параметров k_l, k_s (рисунок 13).
4. В условиях недостатка данных о том, какие виды законов f_l или f_s соответствуют нормативному коэффициенту запаса $[n]$, значение предельной расчётной вероятности отказа $[P]$ в области параметров (k_l, k_s) может быть получено как нижняя огибающая предельных расчётных вероятностей отказа, посчитанных с использованием некоторого множества сочетаний видов f_l, f_s (рисунок 14). Однако при таком подходе, наличие в этом множестве законов распределения, не отличных от нуля на всей числовой оси, может привести к тому, что предельная расчётная вероятность отказа $[P]$ будет равна нулю.

3 ЧИСЛЕННАЯ ОЦЕНКА ПРЕДЕЛЬНОЙ РАСЧЁТНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ ОТКАЗА

3.1 Постановка задачи

Применение разработанной методики назначения ПРВО демонстрируется ниже на примере типового узла паропровода – сварного тройника. В качестве примера рассмотрен тройник паропровода высокого давления блока 200 МВт ст. №10 Южноуральской ГРЭС [83]. Выбор конструкции обусловлен как высокими требованиями к надёжности элементам паропровода, так и достаточно типичным объёмом исходной информации о конструкции, материале и условиях работы. Наличие уточнённых данных (например, результатов испытаний образцов-свидетелей, результатов неразрушающего контроля, мониторинга нагрузок) не изменяет методики принципиально, хотя и могло бы позволить уточнить численные результаты. Согласно идее назначения ПРВО, требуется:

1. Разработать методику вероятностного расчёта тройника паропровода;
2. Провести ряд расчётов тройников согласно Нормам [58, 59] и методике вероятностного расчёта;
3. Сопоставлением расчётных коэффициентов запаса и вероятности разрушения определить значение вероятности, соответствующее нормативным коэффициентам запаса.

Нормами [58, 59] регламентируется рассмотрение ряда предельных состояний и ряда запасов прочности. Например, в [58, С. 14] требуется проводить поверочные расчёты по семи предельным состояниям. В рассматриваемом методическом примере ограничимся рассмотрением двух из них: расчётом на статическую прочность (разрушение от однократной перегрузки) и расчётом на длительную циклическую прочность (разрушение в результате накопления повреждения).

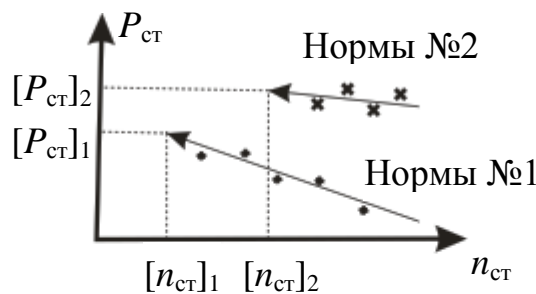
Для каждого типа предельного состояния нужно определить ПРВО: [$P_{ст}$] и [$P_{ц}$] от однократного и циклического нагружения соответственно (рисунок 15).

Расчёт длительной циклической прочности включает два коэффициента запаса: $[n_\sigma]$ и $[n_N]$ по амплитуде напряжений и числу циклов до разрушения. В конечном счёте, эти значения связаны с расчётным ресурсом эксплуатации $[\tau]$, поэтому значению $[P_{ц}]$ будет соответствовать вероятность разрушения в момент исчерпания расчётного ресурса.

Значение ПРВО $[P]$ определяется согласно формуле:

$$[P] = 1 - (1 - [P_{ст}]) (1 - [P_{ц}]). \quad (24)$$

Расчёт статической прочности



Расчёт циклической прочности

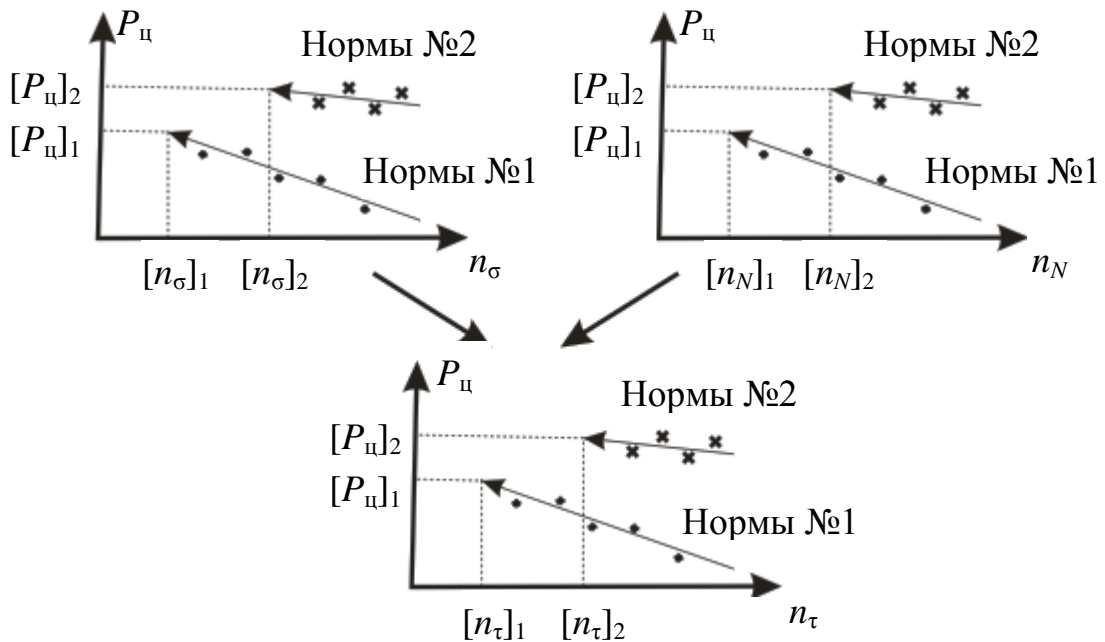


Рисунок 15 – Схема получения предельной расчётной вероятности разрушения

3.2 Исследуемая конструкция. Особенности нагружения

В соответствии с [66, 67], паропроводы можно разделить на четыре категории, приведённые в таблице 3:

Таблица 3 – Категории и группы паропроводов

Категория паропровода	Группа	Рабочие параметры среды	
		Температура, °С	Давление, МПа (кгс/см ²)
I	1	более 560	не ограничено
	2	с 520 до 560	не ограничено
	3	с 450 до 520	не ограничено
	4	до 450	более 8 (80)
II	1	с 350 до 450	до 8 (80)
	2	до 350	более 4 (40)
III	1	с 250 до 350	до 4 (40)
	2	До 250	более 1,6 (16) до 4 (40)
IV		с 115 до 250	более 0,07 (0,7) до 1,6 (16)

Категория паропровода, определённая по рабочим параметрам среды на входе в него (при отсутствии на нем устройств, изменяющих эти параметры), относится ко всему паропроводу независимо от его протяженности.

Каждый участок паропровода между неподвижными опорами должен быть рассчитан на компенсацию тепловых удлинений, которая может осуществляться за счёт самокомпенсации или путём установки компенсаторов. Несущие конструкции паропровода, его опоры и подвески должны быть рассчитаны на вертикальную нагрузку от веса паропровода, наполненного водой и покрытого изоляцией, и на усилия, возникающие от теплового расширения паропроводов. Предохранительные устройства должны быть рассчитаны и отрегулированы так, чтобы давление в защищаемом элементе не превышало расчётное более чем на 10%. Во время эксплуатации периодически производится техническое освидетельствование и гидравлические испытания паропроводов.

В паропроводах действует сложный комплекс напряжений, которые можно классифицировать по времени действия, размерам зоны действия и причине, вызвавшей их появление [29]. Для переходных режимов паропроводов характерно развитие напряжений, причинами которых являются внутреннее давление, самокомпенсация температурных расширений паропроводов, весовые и внешние

нагрузки, динамическое воздействие потока пара и температурная неравномерность в радиальном, окружном и осевом направлениях. В процессе длительной эксплуатации при высокой температуре происходит постепенное снижение компенсационных напряжений, остаточных напряжений от пластической деформации паропровода и напряжений от монтажно-ремонтного натяга паропровода и его элементов.

Одним из наиболее тяжёлых переходных температурных режимов для паропроводов является тепловой удар. На горизонтальных участках паропроводов при их прогреве с недостаточным дренированием возникают дополнительные температурные напряжения, обусловленные температурной неравномерностью по окружности трубы, которые могут играть существенную роль в развитии повреждений металла [37]. Недостаточное дренирование может вызывать гидравлический удар.

Паропроводы ТЭС эксплуатируются в условиях циклического нагружения, причём общее число циклов за период эксплуатации не превышает 10^4 .

Важным элементом паропроводов являются сварные соединения [92], относящиеся к категории элементов, лимитирующих ресурс паропроводов энергоустановок. Повреждения сварных соединений [3, 6, 35, 93] обусловлены технологическими, конструкционными и эксплуатационными факторами и развиваются, как правило, раньше и чаще по сравнению с отказами других элементов паропроводов – прямыми трубами, гибами, коническими переходами, корпусами паровой арматуры.

Прокладка паропровода сопровождается необходимостью разделения главного потока на несколько потоков, для чего применяются тройники. Наиболее распространёнными являются сварные тройники, далее будем рассматривать их.

Ниже рассматривается методический пример, иллюстрирующий применение методики сопоставления детерминированных и вероятностных расчётов для оценки предельной расчётной вероятности по коэффициенту запаса. Пример не имеет целью полный расчёт паропровода или его элементов, и значительная часть перечисленных выше факторов из рассмотрения исключены:

добавление их не вызывает принципиальных трудностей и сказывается лишь на объеме вычислений. Однако принципиальные особенности: наличие нескольких предельных состояний и нескольких опасных сечений, рассмотренным примером иллюстрируются.

3.3 Детерминированный расчёт

Положительные направления учитываемых силовых факторов, действующих на тройник, показаны на рисунке 16.

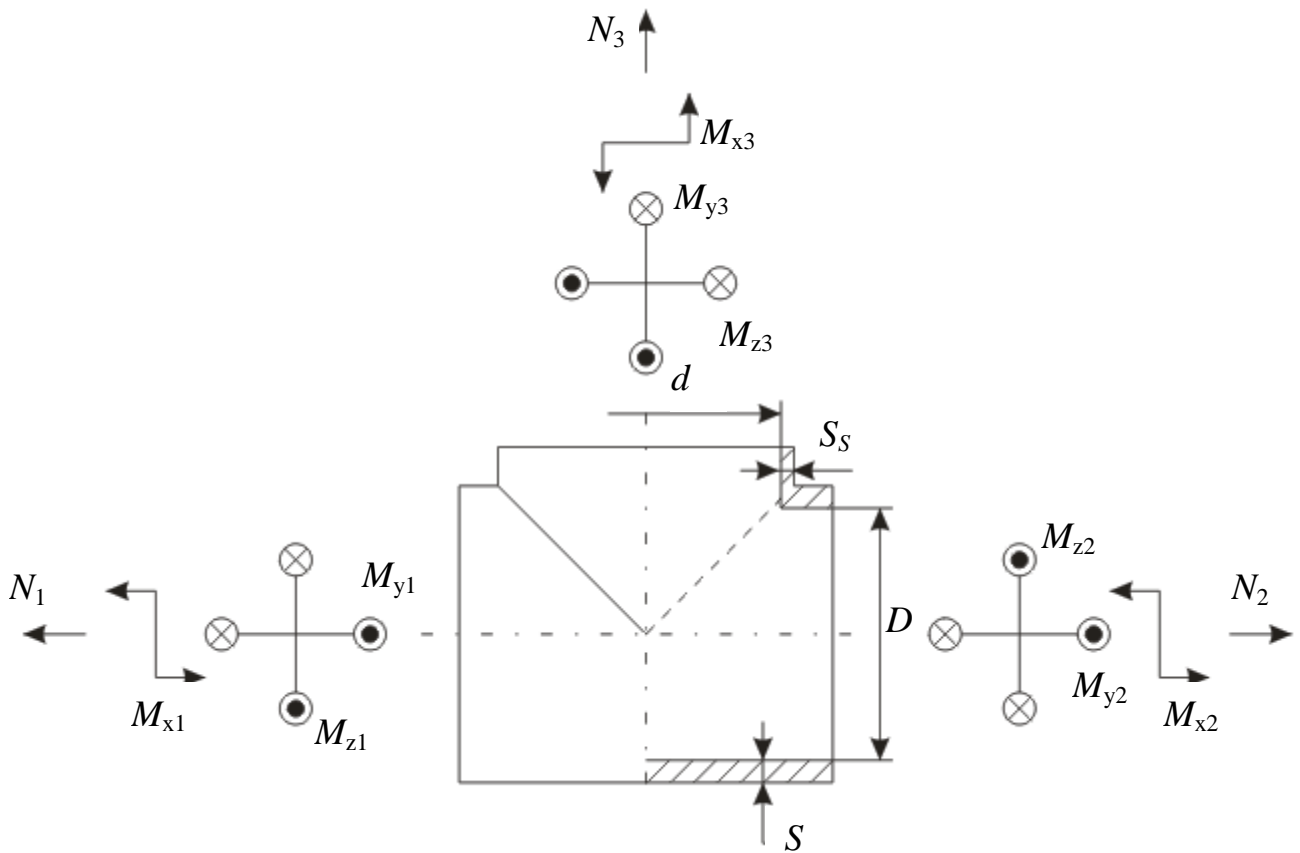


Рисунок 16 – Расчётная схема сварного тройника

3.3.1 Допущения в детерминированном расчёте

На этапе разработки методики определения ПРВО были приняты существенные упрощения и допущения.

О геометрических характеристиках объекта

- Перемещения малы. Внутренние силовые факторы линейно зависят от давления и температуры паропровода.

- Геометрические дефекты не рассматриваются (поры, трещины, выемки и пр.) [58, 59].

О нагрузках

- Нагружение силовое, релаксация напряжений в результате ползучести не учитывается.
- Рассматриваются только стационарные режимы, на каждом из которых тройник нагрет равномерно. Переходные режимы, вызывающие изменение температур по толщине стенки тройника, не рассматриваются [58, 59].
- Повреждение от циклического нагружения, вызванного вибрацией оборудования не учитывается, расчёт ведётся только на малоцикловую усталость, связанную со сменой режимов (пуски и остановки). [59]
- Рассматривается два режима: стационарный («горячий») и «холодный».

Поскольку задача рассматривается как линейная (малые перемещения, условно-упругий расчёт), любой внутренний силовой фактор можно представить в виде линейной функции двух переменных:

$$R_i(p, T) = \alpha_i + \beta_i T + \gamma_i p, \quad (25)$$

где R_i – i -ый внутренний силовой фактор, R – вектор внутренних силовых факторов, P – внутреннее давление, T – температура паропровода, α , β и γ – векторы коэффициентов, зависящие от геометрии паропровода. При равномерном нагреве и приложении давления в паропроводе возникают осевые смещения, которые вызывают изменение вектора внутренних силовых факторов. Это изменение учитывается векторами коэффициентов β и γ . Вектору α соответствует вектор внутренних силовых факторов в «холодном» состоянии. Была сделана оценка соотношения осевых смещений, вызванных давлением и температурой.

Рассмотрим цилиндрическую оболочку радиусом R с толщиной стенки h под действием внутреннего давления, а затем равномерного нагрева. Отношение осевых смещений равно отношению осевых деформаций.

Согласно закону Гука, осевая деформация от внутреннего давления равна:

$$\varepsilon_{zp} = \frac{1}{E} \left(\sigma_z - \mu(\sigma_\varphi + \sigma_r) \right). \quad (26)$$

Примем, что $\sigma_r = 0$, $\sigma_\varphi = 2\sigma_z$, тогда (26) принимает вид:

$$\varepsilon_{zp} = \frac{p R}{E h} \left(\frac{1}{2} - \mu \right). \quad (27)$$

Осевая деформация от температурного расширения, равна:

$$\varepsilon_{zT} = \alpha \cdot \Delta T. \quad (28)$$

Учитывая (27) и (28), получим:

$$\frac{\varepsilon_{zT}}{\varepsilon_{zp}} = \frac{\alpha \cdot \Delta T}{\frac{p R}{E h} \left(\frac{1}{2} - \mu \right)}. \quad (29)$$

Для получения грубой оценки соотношения деформаций, подставим в выражение (29) порядки входящих в него величин.

$$\frac{\varepsilon_{zT}}{\varepsilon_{zp}} = \frac{\alpha \cdot \Delta T}{\frac{p R}{E h} \left(\frac{1}{2} - \mu \right)} = \frac{10^{-5} 10^2}{\frac{1 \cdot 10^{-1}}{10^5 \cdot 10^{-2}} \cdot 10^{-1}} = 10^2. \quad (30)$$

Из (30) следует, что изменением внутренних силовых факторов, вызванным приложением (изменением) давления можно пренебречь, поэтому (25) можно упростить:

$$R_i(p, T) = \alpha_i + \beta_i T. \quad (31)$$

О свойствах материала

- Свойства материала не зависят от накопленного повреждения [58, 59].
- Материал считается равнопрочным по отношению к растяжению / сжатию.

3.3.2 Особенности расчёта тройника по ПНАЭ Г-7-002-86

Обозначения, расчётные формулы и пояснения к ним приведены в Приложении Б. Не останавливаясь на расчётных формулах, укажем лишь некоторые особенности применения [58] к расчёту тройников паропровода.

Согласно [58], выделяют несколько предельных состояний для конструкции. Каждому предельному состоянию соответствует своя группа

напряжений. Считается, что конструкция не разрушится, если вычисленное напряжение группы меньше некоторого допустимого. Группа напряжений включает категории напряжений, определяемые механизмом разрушения. Для сварного тройника нужно вычислять следующие категории напряжений: $(\sigma)_1$, $(\sigma)_2$, $(\sigma)_{RK}$, $(\sigma_{\alpha F})_K$.

Для расчёта статической прочности нужно вычислить $(\sigma)_1$, $(\sigma)_2$ и $(\sigma)_{RK}$. Отметим, что вычисление категорий $(\sigma)_1$ и $(\sigma)_2$ является проверкой статической прочности с учётом и без учёта общих изгибных напряжений соответственно. Под категорией $(\sigma)_{RK}$ понимается размах приведённых напряжений. Категорию $(\sigma)_{RK}$ учитывать необязательно, если допустимо искажение формы конструкции. Далее под расчётом статической прочности по [58] будем понимать вычисление категорий $(\sigma)_1$ и $(\sigma)_2$ и выполнение условий прочности для этих категорий.

Согласно [58] при расчёте длительной циклической прочности необходимо вычислять амплитуды приведённых напряжений $(\sigma_{\alpha F})_K$ в опасных точках, с учётом суммы местных, определяемых с помощью коэффициентов концентрации $K_{\sigma,mi}$, $K_{\sigma,mj}$, $K_{\sigma,mk}$, и общих напряжений. Аналитических выражений для коэффициентов концентрации $K_{\sigma,mi}$, $K_{\sigma,mj}$, $K_{\sigma,mk}$, при произвольном нагружении в Нормах не содержится, но приводится «уточнённая методика» [58, С. 389] определения напряжений σ_r , σ_φ , σ_z и τ в каждом сечении тройника. Считалось, что расчёт напряжений σ_r , σ_φ , σ_z и τ по «уточнённой методике» позволяет принять коэффициенты концентрации равными единице.

Расчёт напряжений по «уточнённой методике» не учитывает перераспределения напряжений в результате ползучести, поэтому при оценке длительной циклической прочности статическая составляющая повреждения не учитывалась [58, С. 454].

Согласно Нормах определение допускаемой амплитуды приведённых напряжений предусмотрено одним из двух способов: применением формул, связывающих амплитуду приведённых напряжений, коэффициент асимметрии и долговечность (см. Приложение Б), а также с использованием кривых усталости. Приводимые в Нормах кривые усталости получены с учётом максимальных

коэффициентов запаса и применимы только при отрицательном или равном нулю коэффициенте асимметрии цикла напряжений [58, С. 78], поэтому в расчётах допускаемая амплитуда приведённых напряжений определялась через формулы.

Методика расчёта статической и длительной циклической прочности [58] тройников реализована в виде набора процедур в пакете MathCAD, позволяющих рассчитать коэффициент запаса в каждом сечении тройника.

3.3.3 Особенности расчёта тройника по РД-10-249-98

Обозначения, расчётные формулы и пояснения к ним приведены в Приложении В. Укажем некоторые особенности применения [59] к расчёту тройников паропровода.

Согласно [59], существует несколько методик проверочного расчёта конструкций: для барабанов, коллекторов и труб поверхностей нагрева и для трубопроводов пара и горячей воды.

Расчёт тройникового узла рассматривается в методике для трубопроводов пара и горячей воды. Для этой методики существует чёткое разделение трубопроводов на низкотемпературные и высокотемпературные. Нормами [59] предусмотрен статический и циклический расчёт низкотемпературных трубопроводов, но для высокотемпературных расчёт на циклическую прочность не предусмотрен. Чтобы иметь возможность сравнивать расчёты по [58] и [59] между собой, расчёт на циклическую прочность был выполнен по методике для барабанов, коллекторов и труб поверхностей нагрева. Особенностью этого расчёта является вычисление размаха условно-упругих эквивалентных напряжений с учётом концентрации напряжений. Методики определения коэффициента концентрации эквивалентных напряжений в [59] не приводится, чтобы решить эту проблему были привлечены нормы [60]. Эти нормы были созданы позднее и содержат прямые ссылки на [59], что даёт основание предположить, что [60] написаны как дополнение [59]. Особенностью [60] является то, что они написаны для низкотемпературных трубопроводов.

Считалось, что для вычисления амплитуды (размаха) эквивалентных условно-упругих напряжений это значения не имеет.

Отметим, что в циклическом расчёте и по [59], и по [60] не используются коэффициент асимметрии цикла (кривые усталости уже приведены с учётом коэффициента асимметрии, значение которого не приводится), а определяющей величиной является размах эквивалентных напряжений.

Циклический расчёт и низкотемпературных, и высокотемпературных тройников был выполнен по методике для барабанов, коллекторов и труб поверхностей нагрева [59], размахи эквивалентных амплитуд определены согласно [60]. Отметим, что при расчёте коэффициента концентрации не учитывается кручение. Статический расчёт реализован согласно методике для трубопроводов пара и горячей воды [59].

Методика расчёта статической прочности [59] тройников реализована в виде набора процедур в пакете MathCAD, позволяющих найти коэффициент запаса.

3.4 Вероятностная методика расчёта тройников

При создании вероятностной методики расчёта тройника паропровода, рассматриваемый набор предельных состояний и методов их анализа были приняты такими же, как в [58].

3.4.1 Допущения в вероятностной методике

Допущения о геометрии

- Принимаются те же гипотезы, что и в детерминированном расчёте.
- Линейные размеры детерминированы, разброс линейных размеров не учитывается.

Допущения о нагрузках

- Случайными величинами считается внутреннее давление и температура в стационарном режиме. Примем, что закон распределения этих величин – нормальный.

- В «холодном» состоянии нагрузки детерминированы.
- Частота нагружения случайна. Закон распределения – нормальный.

В [58] дано определение стационарного режима: это режим, в котором рабочие параметры меняется не более чем на 5% от номинальных значений. В расчётах принято допущение, что давление и температура распределены по нормальным законам, параметры которых связаны соотношениями:

$$\begin{cases} m_p = p_{ном}; & m_T = T_{ном}; \\ \sigma_p = \frac{0,05}{n_p} m_p; & \sigma_T = \frac{0,05}{n_T} m_T, \end{cases} \quad (32)$$

где m_p и m_T – математические ожидания внутреннего давления и температуры; σ_p и σ_T – среднеквадратические отклонения внутреннего давления и температуры.

Коэффициенты n_p и n_T зависят от уровня достоверности. В определении стационарного режима ничего не сказано об уровне достоверности, поэтому его следует назначить. Для простоты принято, что $n_p = n_T = n$. Уровню достоверности в 95% соответствует $n = 2$ и параметр $P_{toler} = 2,5 \cdot 10^{-2}$.

Допущения о свойствах материала

- Статические характеристики прочности распределены по нормальному закону. Коэффициенты вариации этих характеристик постоянны.
- Характеристики пластичности детерминированы.
- Закон распределения логарифма числа циклов до разрушения lgN_f – нормальный, математическое ожидание m_{lgN_f} линейно зависит от логарифма амплитуды приведённых напряжений $lg\sigma_a$, коэффициент вариации k_{lgN_f} постоянен.
- Закон распределения параметра длительной прочности $P_F = Tlg(\tau_F + F)$ (T – температура, τ_F – ресурс, F – константа материала) – нормальный, математическое ожидание m_p линейно зависит от предела длительной прочности $\sigma_{B\tau}$, коэффициент вариации k_p постоянен.

3.4.2 Расчёт статической прочности

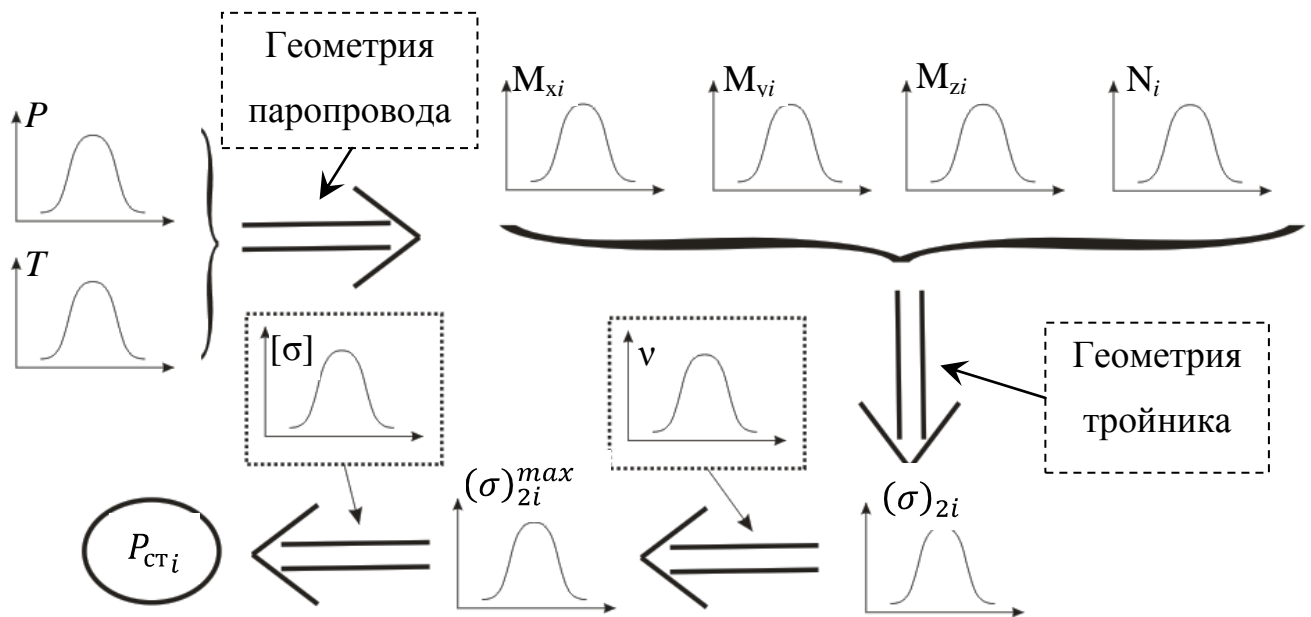


Рисунок 17 – Схема определения вероятности разрушения от однократной перегрузки

Алгоритм расчёта статической прочности тройника (рисунок 17) можно записать поэтапно:

1. Линейным преобразованием могут быть получены законы распределения внутренних силовых факторов в каждом сечении (31). Постоянные линейного преобразования могут быть найдены из расчёта МКЭ паропровода.
2. По методике расчёта статической прочности [58] могут быть получены законы распределения приведённых напряжений.
3. Используя закон распределения приведённых напряжений и закон распределения частоты циклов нагружения, можно определить закон распределения максимальных значений приведённых напряжений.
4. С использованием закона распределения максимальных значений приведённых напряжений и закона допустимых напряжений можно найти вероятность разрушения от однократной перегрузки в каждом сечении тройника.

5. Зная вероятность разрушения в каждом сечении, можно определить вероятность разрушения от однократной перегрузки хотя бы одним сечении тройника.

Если считать, что плотности распределения $f_{(\sigma)_2}(x)$, $f_{[\sigma]_{bm}}(x)$ и $f_{(\sigma)_1}(x)$, $f_{[\sigma]_m}(x)$ известны, то вероятность разрушения от однократной перегрузки можно определить следующим образом:

$$P_{\text{ст}} = 1 - \prod_{i=1}^3 (1 - P_{\text{ст}}^i), \quad (33)$$

где $P_{\text{ст}}^i$ – вероятность разрушения от статических перегрузок в i -ом сечении, которая определяется следующим образом:

$$P_{\text{ст}}^i = \max \left(\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^x f_{(\sigma)_1}^{\max}(x) \cdot f_{[\sigma]_m}(y) dx dy, \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^x f_{(\sigma)_2}^{\max}(x) \cdot f_{[\sigma]_{bm}}(y) dx dy \right), \quad (34)$$

где $f_{(\sigma)_1}^{\max}(x)$ и $f_{(\sigma)_2}^{\max}(x)$ плотности распределения максимальных значений приведённых мембранных и суммы мембранных и изгибных напряжений соответственно;

$f_{[\sigma]_m}(x)$ – плотность распределения допускаемых мембранных напряжений;

$f_{[\sigma]_{bm}}(x)$ – плотность распределения допускаемой суммы мембранных и изгибных напряжений.

Рассмотрим порядок получения $f_{(\sigma)_1}^{\max}(x)$, $f_{(\sigma)_2}^{\max}(x)$ находится аналогично.

$$f_{(\sigma)_1}^m(x, N) = N f_{(\sigma)_1}(x) \left(\int_{-\infty}^x f_{(\sigma)_1}(z) dz \right)^{N-1}, \quad (35)$$

где $f_{(\sigma)_1}^m(x, N)$ – плотность распределения максимальных значений $(\sigma)_1$ за N циклов нагружения;

$f_{(\sigma)_1}(x)$ – плотность распределения $(\sigma)_1$ при однократном нагружении.

Число циклов нагружения связано со временем эксплуатации следующим образом:

$$N(\tau) = v\tau, \quad (36)$$

где ν – частота нагружения, которая распределена по нормальному закону с параметрами m_ν и σ_ν ; N – число циклов нагружения, распределённое по нормальному закону $f_N(x, \tau)$ с параметрами, зависящими от времени τ .

$f_{(\sigma)_1}^{max}(x)$ определяется по формуле:

$$f_{(\sigma)_1}^{max}(x, \tau) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{(\sigma)_1}^m(x, z) f_N(z, \tau) dz. \quad (37)$$

Учитывая (34) и (37) отметим, что вероятность разрушения от однократных перегрузок P_{ct}^i зависит от времени: вероятность появления предельных нагрузок растёт, растёт и вероятность разрушения.

3.4.3 Расчёт циклической прочности

При расчёте на циклическую прочность можно выделить несколько механизмов повреждения: от циклического нагружения ω_1 и от ползучести ω_2 .

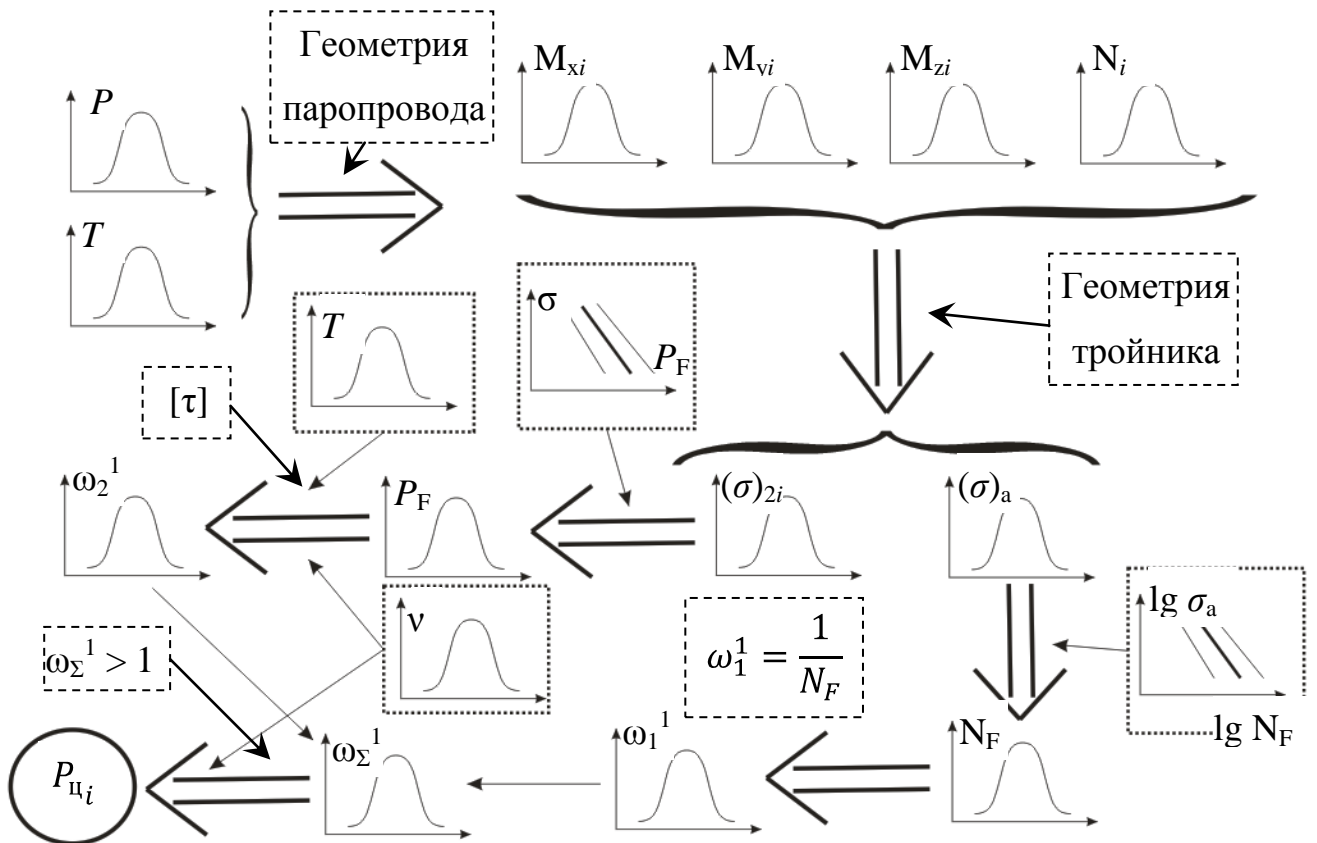


Рисунок 18 – Схема определения вероятности разрушения от накопления повреждения при циклическом нагружении

Алгоритм расчёта циклической прочности тройника (рисунок 18) можно записать поэтапно:

1. Линейным преобразованием могут быть получены законы распределения внутренних силовых факторов в каждом сечении (31). Постоянные линейного преобразования могут быть определены из расчёта МКЭ паропровода.
2. По методике расчёта циклической прочности [58] могут быть получены законы распределения приведённых напряжений с учётом концентрации и амплитуды приведённых напряжений в каждом сечении.
 - 2.1. Эта часть алгоритма применима и для высокотемпературных, и для низкотемпературных тройников.
 - 2.1.1. С использованием кривых долговечности и плотности распределения амплитуд приведённых напряжений можно определить плотность распределения числа циклов до разрушения.
 - 2.1.2. Определив закон распределения числа циклов до разрушения, может быть найдена плотность распределения повреждения от циклического нагружения в одном цикле.
 - 2.1.3. Используя плотность распределения частоты циклов, можно определить суммарное повреждение от циклического нагружения.
 - 2.2. Эта часть применима для высокотемпературных тройников:
 - 2.2.1. С использованием плотности распределения напряжений в зоне концентрации напряжений и кривых длительной прочности, может быть получено распределение параметра длительной прочности, соответствующего разрушению.
 - 2.2.2. Используя плотность распределения температуры, можно из плотности распределения параметра длительной прочности получить плотность распределения времени до разрушения. Зная закон распределения частоты циклов нагружения и, зная расчётный ресурс, можно определить закон распределения длительности одного цикла, а затем получить распределение повреждения от ползучести за один цикл.

2.2.3. Зная частоту распределения повреждений от ползучести за один цикл и плотность распределения частоты, можно получить плотность распределения повреждений от ползучести за весь ресурс.

3. Зная плотности распределения повреждений от циклического нагружения и от ползучести, можно определить плотность распределения суммарного повреждения за один цикл.
4. Используя плотность распределения суммарного повреждения за один цикл, можно вычислить вероятность появления макротрещины в каждом сечении.
5. По определённым вероятностям появления макротрещины в каждом сечении может быть получена вероятность появления хотя бы одной макротрещины в тройнике.

Полная вероятность разрушения $P_{ц}$ от длительного циклического нагружения определяется следующим образом:

$$P_{ц} = 1 - \prod_{i=1}^3 (1 - P_{ц}^i), \quad (38)$$

где $P_{ц}^i$ – вероятность разрушения от циклических нагрузок в i -ом сечении, которая определяется следующим образом:

$$P_{ц}^i(\tau) = \int_1^{\infty} f_{\omega_{\Sigma}}^i(x, \tau) dx, \quad (39)$$

где $f_{\omega_{\Sigma}}^i(x, \tau)$ – плотность распределения суммарного повреждения.

$$\omega_{\Sigma} = \begin{cases} \omega_1 + \omega_2, & \text{если тройник высокотемпературный;} \\ \omega_1, & \text{если тройник низкотемпературный.} \end{cases} \quad (40)$$

Для высокотемпературного тройника $f_{\omega_{\Sigma}}^i(x, \tau)$ можно записать следующим образом:

$$f_{\omega_{\Sigma}}^i(x, \tau) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\omega_1}^i(y, \tau) f_{\omega_2}^i(x - y, \tau) dy, \quad (41)$$

где $f_{\omega_1}^i(y, \tau)$ и $f_{\omega_2}^i(y, \tau)$ – плотности распределения повреждений от 1-го и 2-го механизма повреждений.

Рассмотрим порядок определения $f_{\omega_1}^i(x, \tau)$. Суммарное повреждение по 1-му механизму разрушения определяется согласно зависимости:

$$\omega_1 = \frac{N}{N_f}, \quad (42)$$

где N – текущее число циклов нагружения,
 N_f – число циклов до разрушения.

Выражение (42) можно переписать иначе:

$$\omega_1 = N\omega_{11}, \quad (43)$$

где ω_{11} – повреждение по 1-ому механизму за один цикл.

Связь логарифма долговечности lgN_f с повреждением в одном цикле ω_{11} выглядит следующим образом:

$$lgN_f(\omega_{11}) = -lg(\omega_{11}). \quad (44)$$

Выше было принято допущение о том, что lgN_f распределён по нормальному закону при фиксированной амплитуде напряжений. Другими словами: параметры нормального распределения зависят от амплитуды приведённых напряжений $g_{lgN_f}(x, (\sigma)_a)$. Если плотность распределения амплитуд приведённых напряжений $f_{(\sigma)_a}(x)$ известна, то плотность распределения $f_{lgN_f}^i(x)$ для i -го сечения можно записать в виде:

$$f_{lgN_f}^i(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{(\sigma)_a}^i(y) \cdot g_{lgN_f}(x, y) dy. \quad (45)$$

Учитывая (44), выражение для $f_{\omega_{11}}^i(x)$ принимает вид:

$$f_{\omega_{11}}^i(x) = \left| \frac{1}{x \cdot \ln(10)} \right| f_{lgN_f}^i(-lg(x)). \quad (46)$$

Получив выражение (46), можно найти $f_{\omega_1}^i(x, \tau)$:

$$f_{\omega_1}^i(x, \tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{y} f_{\omega_{11}}^i\left(\frac{x}{y}\right) f_N(y, \tau) dy. \quad (47)$$

Рассмотрим порядок определения $f_{\omega_2}^i(x, \tau)$.

Повреждение от ползучести ω_2 определяется следующим образом:

$$\omega_2^i(\tau) = \frac{\tau}{\tau_F^i}, \quad (48)$$

где τ_F^i – время до разрушения при заданных температуре и действующих напряжениях в i -ом сечении.

При аппроксимации свойств длительной прочности $\sigma_{B\tau}$ в данной работе использовалась зависимость Ларсена-Миллера [87]:

$$\sigma_{B\tau} = CP_F + D, \quad (49)$$

где C и D – константы материала;

P_F – параметр длительной прочности:

$$P_F = T \cdot \lg(\tau_F + F), \quad (50)$$

где T – температура; τ_F – время до разрушения; F – константа материала.

Ранее было принято допущение о том, что P_F распределён по нормальному закону $g_{P_F}(x, (\sigma)_2)$, параметры которого зависят от уровня напряжений $(\sigma)_2$.

Если известен закон распределения $f_{(\sigma)_2}^i(x)$, то плотность распределения параметра длительной прочности P_F можно записать в виде:

$$f_{P_F}^i(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{(\sigma)_2}^i(y) \cdot g_{P_F}(x, y) dy. \quad (51)$$

С учётом (50) и (51), а также учитывая допущение о том, что значение температуры в горячем состоянии подчинено нормальному закону $f_T(x)$, плотность распределения времени до разрушения определяется по формуле:

$$f_{\tau_F}^i(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{y}{(x + F) \ln(10)} f_T(y) \cdot f_{P_F}^i(y \cdot \lg(x + F)) dy. \quad (52)$$

Зная плотность распределения времени до разрушения (52), можно определить плотность распределения повреждения от ползучести

$$f_{\omega_2}^i(x, \tau) = \frac{\tau}{x^2} f_{\tau_F}^i\left(\frac{\tau}{x}\right). \quad (53)$$

3.5 Численное определение предельной расчётной вероятности отказа

3.5.1 Исходные данные

Определение ПРВО производилось на примере тройника паропровода высокого давления блока 200 МВт ст. №10 Южноуральской ГРЭС [83]. Рассматриваемый тройник является равнопроходным.

Исходные данные были определены из технического отчёта по расчёту на прочность этого паропровода [83], представлены в таблице 4.

Таблица 4 – Исходные данные для расчёта

Давление, МПа	Рабочая температура, °С	Марка стали	Типоразмер труб, мм
2,16	545	12X1МФ	400x20

Расчётный ресурс эксплуатации 10 лет. Число пусков от 5 до 10 в год.

В расчёте необходимо учитывать внутренние силовые факторы в «холодном» и «горячем» состояниях. Изначально, идея получения ПРВО предполагала анализ достаточного числа тройников (вычисление внутренних силовых факторов их схемы паропроводов), но эта весьма трудоёмкая часть была опущена. Для отработки методики был рассмотрен один тройник, нагруженный различными сочетаниями внутренних силовых факторов, которые генерировались случайным образом. Из множества пар силовых факторов в «холодном» и «горячем» состояниях отбирались те, которые удовлетворяли условиям статической прочности в рассматриваемых состояниях. Отметим, что форма зависимости (31) между температурой и значением внутренних силовых факторов сохранялась.

Из [33, 44] были определены свойства материала, необходимые для расчёта, которые приведены в таблице 5.

Для вероятностного расчёта необходимы данные о разбросе свойств и нагрузок. Для внутреннего давления и температуры было принято допущение, что от цикла к циклу значения этих параметров меняются не более чем на 5% от номинальных значений с 95% достоверностью. Также было принято, что с 95%

вероятностью число пусков в год находится в пределах от 5 до 10. Закон распределения величин давления, температуры и числа пусков – нормальный.

Таблица 5 – Свойства материала

Название характеристики	Обозначение	Значение
Модуль упругости, МПа	E	$2,1 \cdot 10^5$
	E_t	$1,79 \cdot 10^5$
Минимальное значение предела кратковременной прочности, МПа	σ_B	520
	σ_B^T	360
Минимальное значение условного предела текучести, МПа	σ_{02}	330
	σ_{02}^T	295
Минимальное значение предела длительной прочности, МПа	σ_{Bt}	102
Сужение поперечного сечения при статическом испытании, %	ψ	67
	ψ^T	78

Экспериментальные данные о свойствах материала ограничены справочными, поэтому для определения разброса механических характеристик были приняты гипотезы о виде закона распределения и выбран способ определения параметров распределений (6). В расчётах использовались следующие значения коэффициентов вариации: предел прочности $k_{\sigma_B} = 0,05$, предел длительной прочности $k_{\sigma_{Bt}} = 0,02$, логарифм долговечности $k_{lgN_f} = 0,02$. Коэффициенты вариации были назначены по аналогии с имеющимися литературными данными [71] о коэффициенте вариации предела кратковременной прочности (0,02–0,1), хотя объективных данных для рассматриваемых свойств (предел длительной прочности, логарифм долговечности) рассматриваемого материала (12Х1МФ) нет. Было принято допущение, что коэффициенты вариации от температуры не зависят. Требуется результаты испытаний, и при их наличии расчёты могут быть уточнены. Ниже сделан анализ влияния коэффициентов вариации на результат.

Кроме значений коэффициентов вариации назначена ширина доверительного интервала всех случайных величин, характеризующегося доверительной вероятностью 95%, что соответствует параметру $P_{toler} = 2,5\%$.

3.5.2 Допущения для численной оценки предельной расчётной вероятности отказа

В расчётах было принято упрощение: законы распределения $f_{(\sigma)_a}(x)$, $f_{(\sigma)_1}(x)$ и $f_{(\sigma)_2}(x)$ нормальные, параметры которых определялись численно. По результатам анализа методик расчёта сварных тройников был реализован ряд процедур (в пакете MathCAD), который вычисляет приведённые напряжения в каждом сечении, используя значения температуры, давления, векторы α и β , определяющие внутренние силовые факторы, механические свойства материала и геометрические характеристики тройника. Согласно принятым гипотезам, случайными величинами являются значения внутреннего давления и температуры. Генерируя V пар давление-температура, определялись V значений реализации случайной величины приведённого напряжения. По результатам статистической обработки полученной выборки определялось математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение приведённого напряжения в каждом сечении.

Для расчёта вероятности разрушения от однократного нагружения нужно знать законы распределения $f_{[\sigma]_m}(x)$ и $f_{[\sigma]_{bm}}(x)$. Учитывая, что

$$\frac{[\sigma]_{bm}}{[\sigma]_m} = 1,3. \quad (54)$$

ограничимся рассмотрением порядка определения $f_{[\sigma]_m}(x)$.

Определение допускаемого напряжения $[\sigma]_m$ осуществляется согласно (Б.1). Характеристики прочности в этих зависимостях случайны и описываются функциями плотности распределения. Как выбрать «минимальную» функцию плотности распределения? Ответить на этот вопрос можно несколькими способами:

1. $f_{[\sigma]_m}(x)$ определять по той же характеристике прочности, что и коэффициент запаса.

2. Вычислять вероятности разрушения для всех вариантов распределений характеристик прочности и выбирать максимальное значение вероятности разрушения. Этот вариант реализован в расчётах.
3. $f_{[\sigma]_m}(x)$ определять по одной какой-либо характеристике.

Для расчёта вероятности разрушения от однократной перегрузки предел длительной прочности в (Б.1) определялся исходя из продолжительности одного цикла, а не ресурса конструкции, учитывая закон распределения частоты нагружения и температуры.

3.5.3 Назначение предельной расчётной вероятности отказа от однократной перегрузки

Расчёт с определением коэффициентов запаса по [58]

Условия прочности [58], приведённые в таблице Б.1, сводятся к сравнению групп действующих напряжений с допускаемым напряжением, которое определяется с использованием нескольких гарантированных механических характеристик прочности и набора коэффициентов запаса (Б.1). Поскольку заранее не ясно, какой из множества коэффициентов запаса будет использоваться, при реализации методики определения ПРВО (рисунок 2), по оси ординат откладывался относительный коэффициент запаса. Под относительным коэффициентом запаса понимается отношение расчётного коэффициента запаса к нормативному коэффициенту запаса, который определён для конкретной схемы нагружения. Для вычисления коэффициента запаса по разрушению от однократной перегрузки в «горячем» режиме, допускаемое напряжение вычислялось с использованием предела длительной прочности за один цикл нагружения.

При расчёте статической прочности нужно вычислять четыре коэффициента запаса:

- коэффициент запаса по мембранным напряжениям в «холодном» состоянии;
- коэффициент запаса по сумме мембранных и изгибных напряжений в «холодном» состоянии;

- коэффициент запаса по мембранным напряжениям в рабочем состоянии;
- коэффициент запаса по сумме мембранных и изгибных напряжений в рабочем состоянии,

каждому коэффициенту запаса, соответствует определённая вероятность разрушения. В случае корреляции результатов детерминированного и вероятностного расчёта, меньшему коэффициенту запаса должна соответствовать бóльшая вероятность разрушения. Учитывая эти соображения, для выявления корреляционной зависимости между коэффициентом запаса и расчётной вероятностью разрушения, можно построить несколько зависимостей:

- Максимальная вероятность разрушения и соответствующий ей коэффициент запаса;
- Минимальный коэффициент запаса и соответствующая ему вероятность разрушения;
- Максимальная вероятность разрушения и минимальный коэффициент запаса.

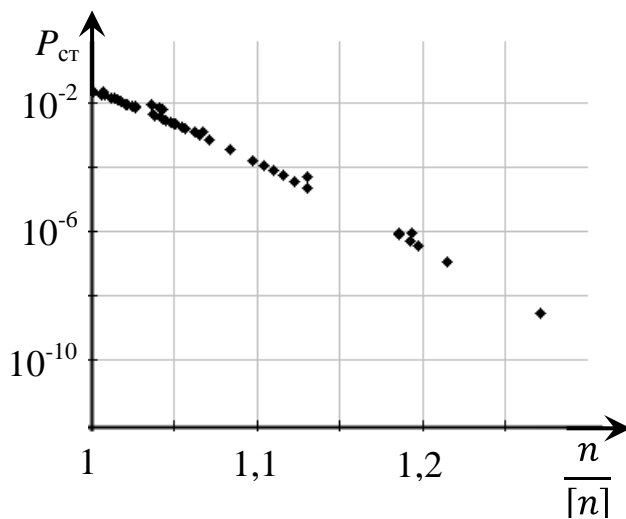


Рисунок 19 – Соответствие между расчётной вероятностью разрушения от однократной перегрузки и коэффициентом запаса [58]

Для всех трёх случаев результаты совпадают и приведены на рисунке 19. Корреляция между коэффициентом запаса по [58] и вероятностью разрушения от однократной перегрузки, вычисленной по приведённой выше методике, существует, причём коэффициент корреляции близок к единице.

Значению ПРВО соответствует точка пересечения интерполяционной прямой, полученной как нижняя граница множества точек с прямой

$\frac{n}{[n]} = 1$. В данном примере значение ПРВО от однократной перегрузки [$P_{ст}$] имеет порядок 10^{-2} .

Был проведён анализ чувствительности ПРВО от принимаемых допущений. На рисунке 20 показан случай, когда варьировался параметр P_{toler} , а коэффициенты вариации (k_{σ_B} и $k_{\sigma_{B\tau}}$) не менялись. На рисунке 21 показан случай,

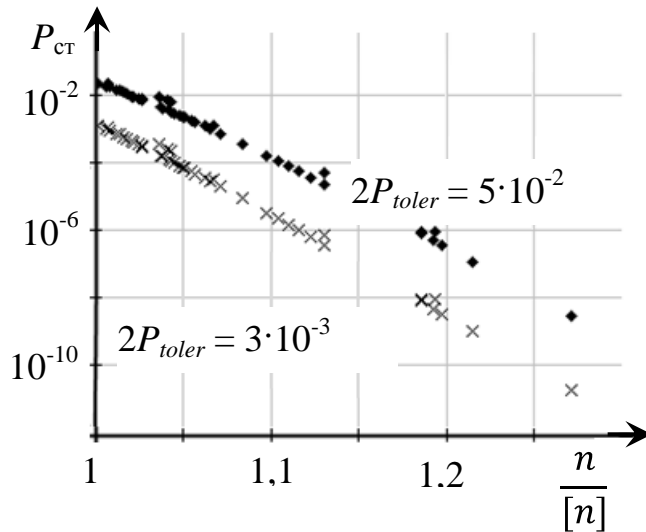


Рисунок 20 – Расчётная вероятность разрушения от однократной перегрузки в зависимости от параметра P_{toler} , характеризующего ширину доверительного интервала случайных величин

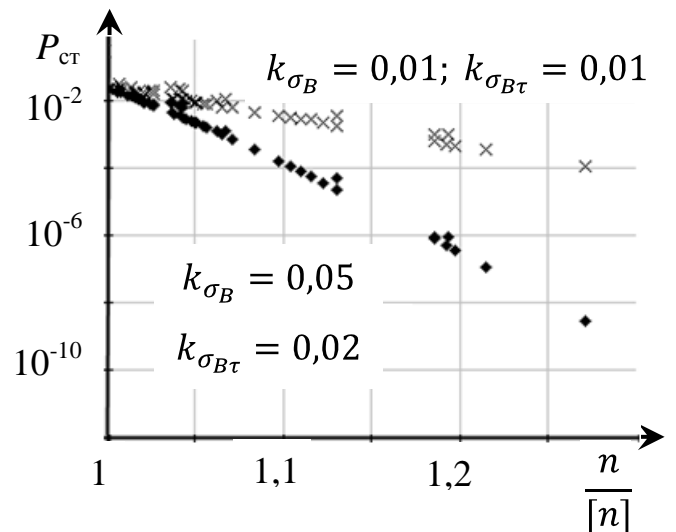


Рисунок 21 – Расчётная вероятность разрушения от однократной перегрузки в зависимости от коэффициентов вариации механических свойств

когда изменялись коэффициенты вариации параметра прочности при фиксированном параметре P_{toler} . Сравнивая рисунки 20 и 21, отметим, что наклон интерполяционной прямой слабо зависит от ширины доверительного интервала и в большей степени определяется коэффициентами вариации параметра прочности (разброса значений пределов длительной и кратковременной прочности), что соответствует ранее полученным результатам в главе 2 (см. рисунок 8). Отличие от функциональной зависимости, которое выражается в некотором разбросе точек, объясняется тем, что полная вероятность отказа от однократной перегрузки определяется тремя случайными значениями вероятности разрушения (33) (каждому сечению тройника соответствуют разные вероятности разрушения).

Расчёт с определением коэффициентов запаса по [59]

Методика, регламентируемая [59], во многом аналогична регламентируемой [58]: условия прочности (таблица В.1) также сводятся к сравнению эффективных и эквивалентных напряжений с допускаемым напряжением, которое определяется с использованием нескольких гарантированных механических характеристик прочности и набора коэффициентов запаса: можно выделить четыре коэффициента запаса. Как было показано выше, на примере использования методики [58], существует несколько вариантов интерпретации результатов зависимости расчётной вероятности от коэффициента запаса. Результаты расчёта представлены на рисунках 22-24.

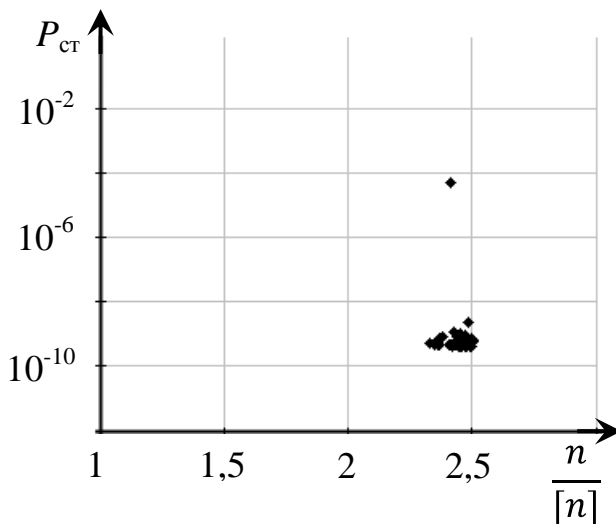


Рисунок 22 – Минимальный относительный коэффициент запаса [59] и соответствующая ему вероятность разрушения

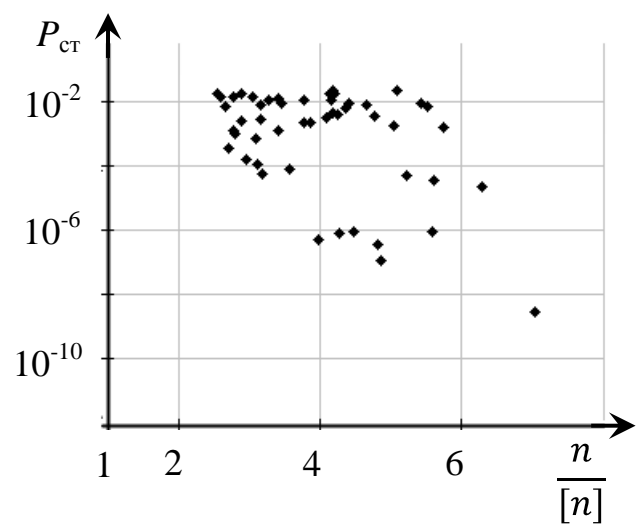


Рисунок 23 – Максимальная вероятность разрушения и соответствующий ей относительный коэффициент запаса [59]

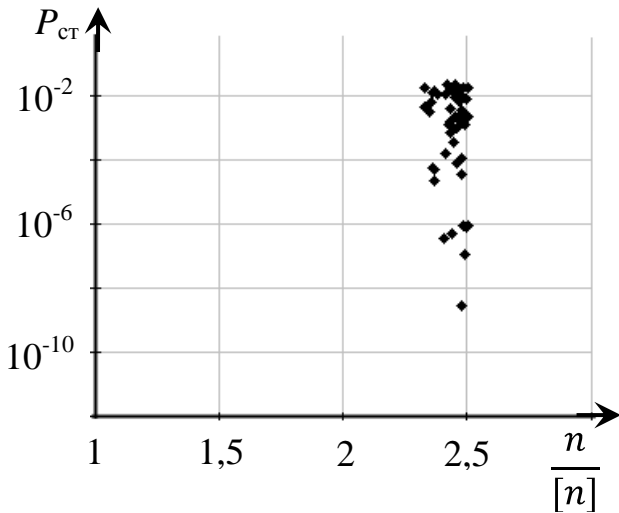


Рисунок 24 – Максимальная вероятность разрушения и минимальный относительный коэффициент запаса [59]

связь между коэффициентом запаса и вероятностью отказа для конструкции, имеющей одно предельное состояние, существует при условии, что вероятность отказа и коэффициент запаса определяются с использованием одних и тех законов распределения параметров нагруженности и прочности. В данном случае, вероятность отказа и нормативный коэффициент запаса определяются с использованием разных законов распределения параметров нагруженности и прочности, так

Результаты, представленные на рисунке 22, малоинформативны, потому что все точки лежат в области гарантированного неразрушения. Результаты, представленные на рисунках 23 и 24, говорят об отсутствии корреляционной зависимости между вероятностью разрушения от однократной перегрузки и коэффициентом запаса, посчитанным по [59].

В целом, результаты, представленные на рисунках 22 – 24 предсказуемы. В главе 2, отмечалось, что функциональная

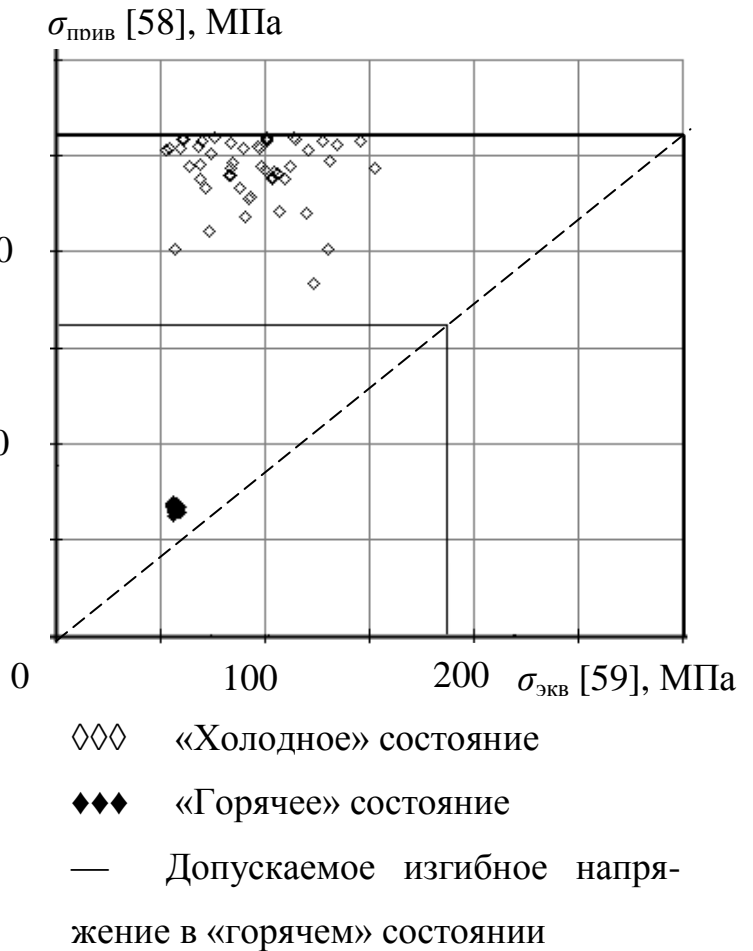


Рисунок 25 – Соответствие приведённых [58] и эквивалентных [59] напряжений

как в основу разработанной вероятностной методики положены зависимости [58], отличные от [59].

Для сравнительного анализа [58] и [59] на рисунке 25 показаны приведённые и эквивалентные напряжения для различных сочетаний нагрузок. Если бы методики [58] и [59] одинаково определяли предельное состояние разрушения от однократной перегрузки, то все точки лежали бы на прямой, проходящей через вершины прямоугольников, обозначающих допустимое напряжение. Из рисунка 25 видно, что предельное состояние в «горячем» состоянии нормы [58] определяют с небольшим запасом по сравнению с методиками [59]. В «холодном» состоянии, когда тройник нагружен только внутренними силовыми факторами, наблюдается большой разброс в приведённых напряжениях и существенное отклонение от прямой, соединяющей вершины прямоугольников. Нормы [59] определяют для тройников предельную нагрузку почти в три раза большую, по сравнению с [58].

3.5.4 Назначение предельной расчётной вероятности отказа от накопления повреждения

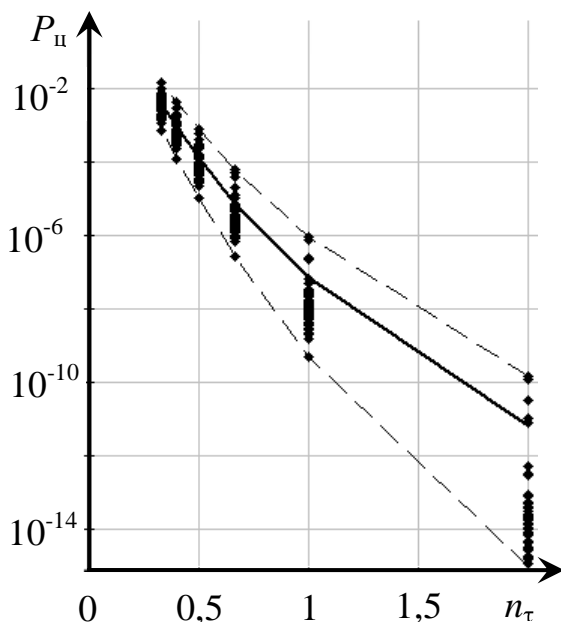


Рисунок 26 – Вероятность разрушения при циклическом нагружении от коэффициента запаса по времени. $P_{toler} = 1,5 \cdot 10^{-2}$

Выводы, полученные при определении ПРВО с использованием нормативного коэффициента запаса [59] для статической прочности, очевидно, распространяются и на случай циклической прочности, поэтому методика назначения ПРВО отработывалась только с использованием нормативных коэффициентов запаса [58].

При вычислении долговечности нужно учитывать повреждения от циклического деформирования и ползучести, для совместного учёта применялась гипотеза линейного суммирования повреждения. Коэффициент запаса определялся по (5), а вероятность

отказа определялась как вероятность того, что повреждение больше 1. Результат расчёта представлен на рисунке 26. В данном примере значение ПРВО при циклическом нагружении $[P_{ц}]$ имеет порядок 10^{-10} .

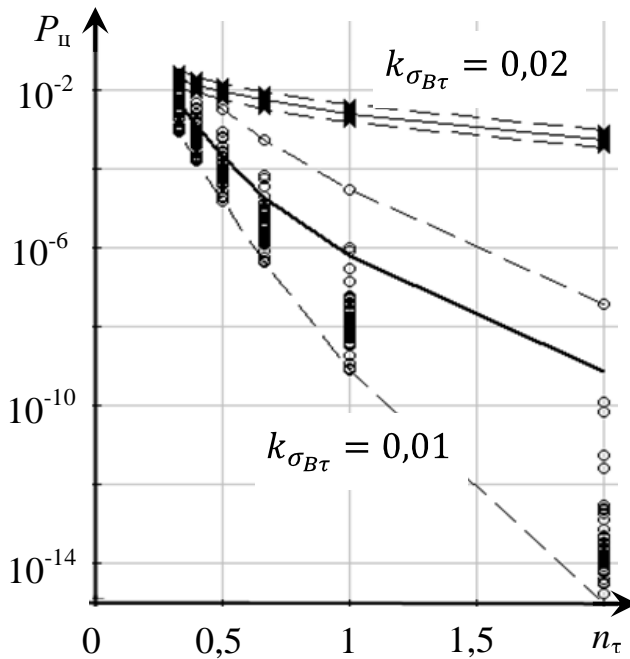


Рисунок 27 – Чувствительность ПРВО от циклического нагружения к коэффициенту вариации длительной прочности $k_{\sigma_{B\tau}}$

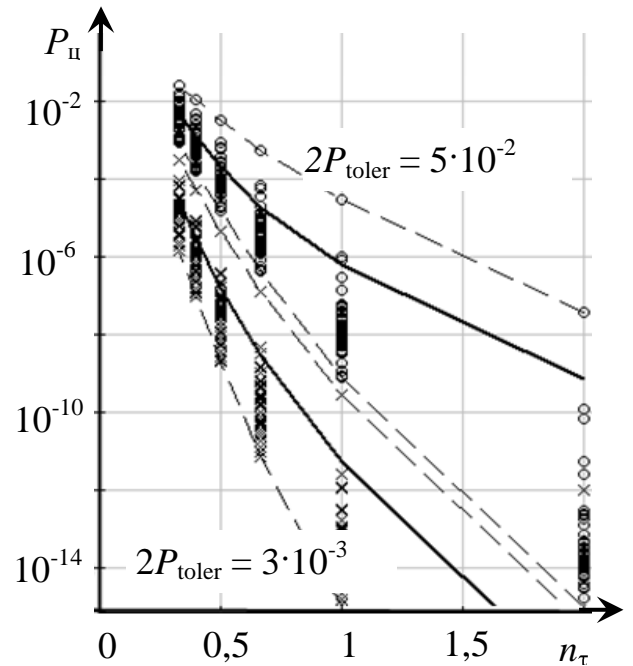


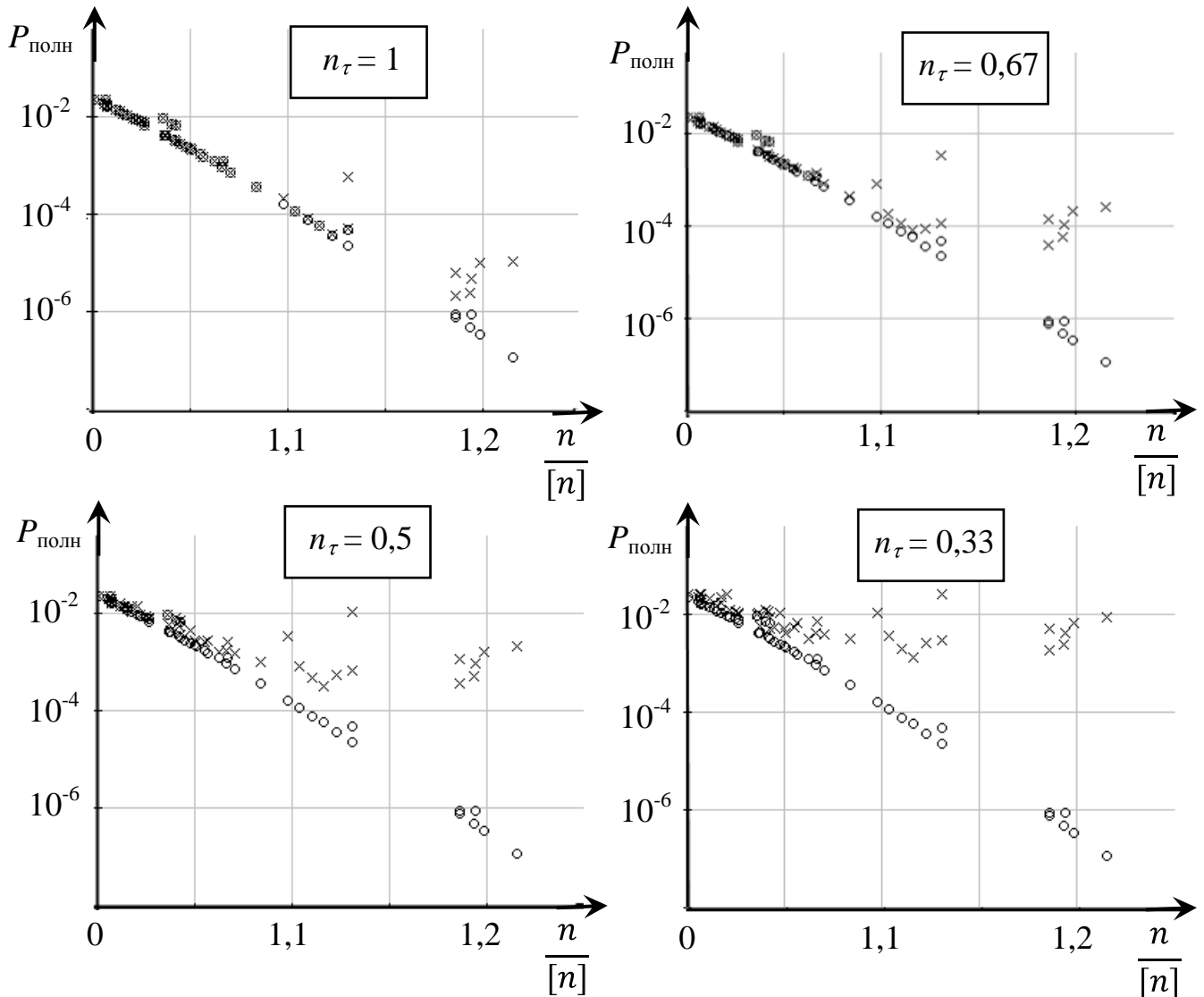
Рисунок 28 – Чувствительность ПРВО от циклического нагружения к ширине доверительного интервала случайных величин, характеризующимся параметром P_{toler}

При незначительном разбросе механических свойств из точки $(10^{-2}, 0)$ можно провести два луча, образующие сектор, в котором находятся все расчётные точки (рисунок 28). Угол наклона и начало этих лучей существенно зависит от ширины доверительного интервала. Разброс механических характеристик влияет на наклон лучей и ширину сектора, который они образуют (рисунок 27). При существенном разбросе свойств вероятность разрушения со временем меняется сравнительно слабо. Разброс расчётных точек также объясняется тем, что вероятность отказа тройника определяется вероятностью разрушения хотя бы в одном из трёх сечений (38). ПРВО от циклических нагрузок $[P_{ц}]$ зависит и от ширины доверительного интервала, и от разброса значений длительной прочности.

3.5.5 Определение предельной расчётной вероятности отказа

ПРВО определяется согласно (24). Полная вероятность разрушения определяется по формуле:

$$P_{\text{полн}} = 1 - \prod_{i=1}^3 (1 - P_i) = 1 - \prod_{i=1}^3 \left((1 - P_{\text{ст}}^i)(1 - P_{\text{ц}}^i) \right). \quad (55)$$



x – Полная вероятность разрушения;

o – Вероятность разрушения от однократной перегрузки.

Рисунок 29 – Полная вероятность разрушения от статического коэффициента запаса и коэффициента запаса по времени [58]

На рисунке 29 показаны графики полных вероятностей разрушения в различные моменты времени. Из рисунка 29 следует, что при исчерпании ресурса,

вероятность разрушения существенно не меняется (x и o почти совпадают) и определяется вероятностью разрушения от однократной перегрузки. С течением времени вклад повреждения от ползучести в полную вероятность разрушения увеличивается.

Основные результаты и выводы

Реализация идеи назначения предельной расчётной вероятности отказа (ПРВО), изложенной в главе 2, на первом этапе потребовала анализа существующих детерминированных методик расчёта. С учётом результатов анализа детерминированных методик [58] и [59] был реализован ряд процедур (в пакете MathCAD), вычисляющих коэффициенты запаса по этим Нормам.

Следующим этапом стало создание методики вероятностного расчёта. За основу были приняты методики [58]. Разработанная методика была реализована в виде процедур в пакете MathCAD.

Заключительный этап состоял в сопоставлении детерминированных и вероятностных расчётов с целью получения ПРВО и анализа полученных результатов. Использовался метод статистического моделирования Монте-Карло. Численные эксперименты выявили следующие закономерности:

1. Существует корреляционная связь между коэффициентом запаса, определённым по [58] и вероятностью разрушения от однократной перегрузки (рисунок 19). Отличие от функциональной связи объясняется тем, что полная вероятность разрушения определяется тремя случайными значениями вероятности разрушения (каждому сечению тройника соответствуют разные вероятности разрушения).
2. На значение ПРВО от однократной перегрузки сильно влияет параметр, определяющий ширину доверительных интервалов случайных величин P_{toler} , и почти не влияют коэффициенты вариации параметра прочности k_{σ_B} и $k_{\sigma_{B\tau}}$ (рисунки 20, 21).
3. Корреляционной связи между коэффициентом запаса, определённым по [59] и вероятностью разрушения от однократной перегрузки не найдено (рисунки 22 – 24). Полученный результат является прогнозируемым:

связь между расчётной вероятностью разрушения и коэффициентом запаса возможна, если эти величины определяются с использованием одних и тех же законов распределения параметров нагруженности и прочности. Отсутствие корреляционной связи между расчётными коэффициентами запаса [58] и [59] (рисунок 25), при наличии связи расчётной вероятности разрушения и коэффициента запаса [58] (рисунок 19), определяет отсутствие корреляционной связи между расчётной вероятностью разрушения и коэффициентом запаса [59] (рисунки 22 – 24).

4. Существует корреляционная связь между вероятностью разрушения от ползучести и ресурсом эксплуатации, рассчитанным по [58] (рисунок 26). Вид корреляционной зависимости между вероятностью разрушения от ползучести и ресурсом эксплуатации во многом определяется разбросом значений длительной прочности и шириной доверительного интервала случайных величин.
5. ПРВО в значительной степени определяется вероятностью разрушения от однократной перегрузки. При увеличении ресурса эксплуатации значительную роль начинает играть вероятность разрушения от ползучести (рисунок 29).
6. При принятых допущениях нормативному коэффициенту запаса, вычисленному по методикам [58] ПНАЭ, соответствует расчётная вероятность разрушения порядка $10^{-2} - 10^{-3}$.

Вывод: результаты численного эксперимента полностью подтверждают закономерности, полученные из аналитической оценки ПРВО в главе 2.

4 МЕТОДИКА КОРРЕКЦИИ НОРМАТИВНОГО КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА

4.1 Идея метода

Нормативные коэффициенты запаса во многом эмпирические величины, связанные с конкретными условиями жизненных циклов конструкций (изготовление, условия эксплуатации и пр.). Выше было показано, что расчётная вероятность отказа связана с коэффициентом запаса, и что нормативному коэффициенту запаса может быть поставлено в соответствие значение предельной расчётной вероятности отказа (ПРВО): $[P] = f(k_b, k_s, f_b, f_s, [n])$ (k_b, k_s – коэффициенты вариации параметров нагруженности и прочности; f_b, f_s – законы функций распределения параметров нагруженности и прочности; $[n]$ – нормативный коэффициент запаса, $[P]$ – ПРВО). Эту связь можно обратить, выразив нормативный коэффициент запаса: $[n] = f^{-1}(k_b, k_s, f_b, f_s, [P])$. Таким образом, нормативный коэффициент запаса можно корректировать для учёта изменившихся (например, в результате изменений технологии) коэффициентов вариации k_b, k_s или даже вида законов f_b, f_s . Такая коррекция может быть сделана, например из условия равенства предельных расчётных вероятностей отказа в новых и прежних условиях (предполагая, что это равенство обеспечивает равноопасность конструкций). Поступая таким образом, можно сохранить опыт эксплуатации, накопленный в прежних условиях, и выбрать обоснованную методику коррекции коэффициентов запаса при изменении условий.

4.2 Ошибки, компенсируемые нормативным коэффициентом запаса

Нормативный коэффициент запаса компенсирует ошибки расчётных схем, гипотез и отсутствие данных. В таблице 6 предложена классификация этих ошибок.

Таблица 6 – Неточности, компенсируемые коэффициентом запаса

Параметры расчётной схемы	Недостаток исходных данных	Ошибки схематизации
Геометрия	- Размеры. Известны в поле допуска	- Расчётные схемы. Деление объектов на классы (балки, оболочки, пластины, эллиптические трещины и др.) условно. Гипотезы, заложенные в методы расчёта этих схематизированных объектов, выполняются не точно
	- Дефекты. Существует вероятность пропуска дефекта при диагностике конструкции. Существует погрешность измерения размеров дефекта	
Материал	- Различие свойств и остаточных технологических напряжений по конструкции. В результате технологических операций (сварка, обработка давлением и резанием и др.) наводятся остаточные напряжения и меняются механические свойства материала. Данные об этом чаще всего крайне неполны (в большинстве практических задач ограничиваются твёрдостью поверхностного слоя)	- Выбор модели аппроксимации диаграммы деформирования. Часто диаграмма деформирования неизвестна – в сертификатах на материал приводятся только предел прочности, предел текучести, ресурс пластичности и твёрдость. Реальную диаграмму деформирования схематизируют, используя эмпирические модели
		- Условия предельного состояния. Ряд критериев, в условиях недостатка экспериментальной информации, принимаются схематично и могут не соответствовать действительности (например, гипотеза линейного суммирования повреждений при циклическом и длительном циклическом и статическом нагружении)
Нагрузка	- История нагружения. Часто нагрузка носит случайный характер, при этом её измерение не проводится (ветровая, монтажные усилия и др.). Во многих случаях нет надёжной фиксации рабочих параметров (записи ведутся оператором). В аварийном режиме нагрузки точно не известны (зависят от сценария развития)	

Предлагается любой коэффициент запаса представлять в виде:

$$n = n_{o.cx.} n_{н.д.}, \quad (56)$$

где $n_{o.cx.}$ – часть коэффициента запаса, компенсирующего ошибки схематизации, $n_{н.д.}$ – часть коэффициента запаса, компенсирующего какой-либо недостаток данных.

Представление коэффициента запаса в виде произведения множителей, каждый из которых описывает одну сторону задачи (один источник погрешностей), достаточно широко распространено: так учитываются запасы на разброс нагрузок и разброс свойств материала в СНиП, так учитываются масштабный эффект и качество поверхности при расчётах на многоцикловую усталость и т.п.

Множитель $n_{o.cx.}$ служит для компенсации ошибок расчётной схемы (математических моделей) и имеет смысл коэффициента, на который отличаются реальные параметры нагруженности от расчётных. Часто подобный коэффициент вводят для упрощения расчётных зависимостей (например, расчёт оболочек по моментной и безмоментной теории), поэтому оценку этого значения в некоторых случаях можно получить, используя более точные модели конструкции (в настоящее время, наряду с аналитическими, могут быть использованы и численные решения). Нужно отметить, что $n_{o.cx.}$ не зависит от конкретных условий эксплуатации или технологии изготовления конструкций.

Коэффициент $n_{н.д.}$ служит для учёта всякого рода неопределённостей: например, компенсации ошибок определения минимальных свойств и максимальной нагрузки по ограниченному числу данных, отсутствие информации о нагружении в каком-либо режиме эксплуатации (например, аварийный режим), ошибки дефектоскопии, и пр. Предлагается для этой части коэффициента запаса использовать зависимость:

$$n_{н.д.} = \prod_{i=1}^k n_i, \quad (57)$$

где n_i – коэффициент запаса для компенсации i -го фактора неопределённости из k неопределённостей.

Выражение для коэффициента запаса (56) и входящих в него множителей, не является предметом обсуждения данной работы и может быть заменено на любое другое, при этом приводимые ниже рассуждения нужно повторить для новой зависимости.

Выделим из множества неопределённостей и ошибок (57), которые компенсирует коэффициент запаса, две: ошибки вследствие замены вероятностных расчётов детерминированными расчётами (n_1) и ошибки определения минимальных свойств и максимальной нагрузки по ограниченному числу экспериментальных данных (погрешности аппроксимации «хвостов» распределений) (n_2).

Множитель n_1 показывает во сколько раз нужно скорректировать коэффициент запаса, чтобы расчётная вероятность разрушения во всей области (k_l, k_s) была равна заданному значению при условии, что вид законов распределения параметров прочности f_s , и нагруженности f_l не изменился.

Аппроксимируя эмпирические распределения каким-либо законом, заданным аналитически, можно допустить ошибку. Возможны следующие сочетания:

1. Вид закона распределения параметра нагруженности и прочности выбран не верно;
2. Вид закона параметра нагруженности выбран не верно;
3. Вид закона параметра прочности выбран не верно.

Конечно, в действительности законы распределений случайной величины не подчиняются теоретическим распределениям, поэтому формально на практике имеют дело с первым случаем. Однако, если законы распределения близки, то посчитанные с их использованием вероятности отказа будут близки и, в этом смысле, законы не различимы. Поэтому близость законов определяется точностью, с которой нужно определить вероятность отказа, и её величиной. При определении частот маловероятных событий, аппроксимация эмпирической

функции распределения должна осуществляться с высокой точностью именно в области маловероятных значений случайной величины, но данные в этой области, как правило, отсутствуют. В этих условиях расчётчик вынужден, интерполируя функцию распределения в области наиболее вероятных значений, экстраполировать её в область маловероятных значений, руководствуясь количественными и качественными оценками возможных последствий занижения или завышения вероятности отказа.

Компенсация подобного рода неточностей в детерминированных методиках может осуществляться с помощью коэффициента запаса. В терминах определений (56) и (57) эти ошибки компенсирует n_2 . Множитель n_2 показывает во сколько раз нужно скорректировать коэффициент запаса, чтобы ПРВО во всей области (k_l, k_s) была не более заданного значения при условии, что действительный вид законов распределения параметров прочности и/или нагруженности может отличаться от закона распределения, используемого в расчёте.

С учётом определения нормативного коэффициента запаса в форме (56), учитывая (57), корректировка $[n]$ при изменении условий эксплуатации может осуществляться исходя из соотношения:

$$\frac{[\bar{n}]}{[n]} = \prod_i \frac{n_i(\bar{k}_l, \bar{k}_s, [\bar{P}], \bar{f}_l, \bar{f}_s)}{n_i(k_l, k_s, [P], f_l, f_s)}, \quad (58)$$

где $[\bar{n}]$ – коэффициент запаса в новых условиях, характеризующимися аргументами $\bar{k}_l, \bar{k}_s, [\bar{P}], \bar{f}_l, \bar{f}_s$;

$[n]$ – коэффициент запаса в старых условиях, характеризующимися аргументами $k_l, k_s, f_l, f_s, [P]$;

$n_i(\bar{k}_l, \bar{k}_s, [\bar{P}], \bar{f}_l, \bar{f}_s)$ – один из i множителей, составляющих нормативный коэффициент запаса, который, так или иначе, зависит от изменяющихся условий, характеризующимися аргументами $k_l, k_s, f_l, f_s, [P]$.

Таким образом, отношение нормативных коэффициентов запаса в прежних и новых условиях равно произведению отношений множителей, составляющих нормативный коэффициент запаса, в старых и прежних условиях.

4.2.1 Компенсация ошибок вследствие замены вероятностных расчётов детерминированными расчётами

Оценим значение n_1 . Пусть используемый в расчётах закон распределения параметра нагруженности f_l и прочности f_s является нормальным. Примем, что $n_{o.c.x.} = 1$, $n = n_{н.д.} = n_1$ (действительный и используемый в расчёте вид законов распределения параметров нагруженности и прочности совпадают $n_2 = 1$). Определим n_1 из условия, что вероятность разрушения равна заданному значению 10^{-6} .

Выразив из (23) k_m и подставив в (20), получим функцию вероятности разрушения от n , k_l , k_s . Получив эту зависимость и задаваясь нужным уровнем надёжности (10^{-6}), можно численно получить зависимость коэффициента запаса n от k_l , k_s .

Результаты расчёта представлены на рисунках 30, 31.

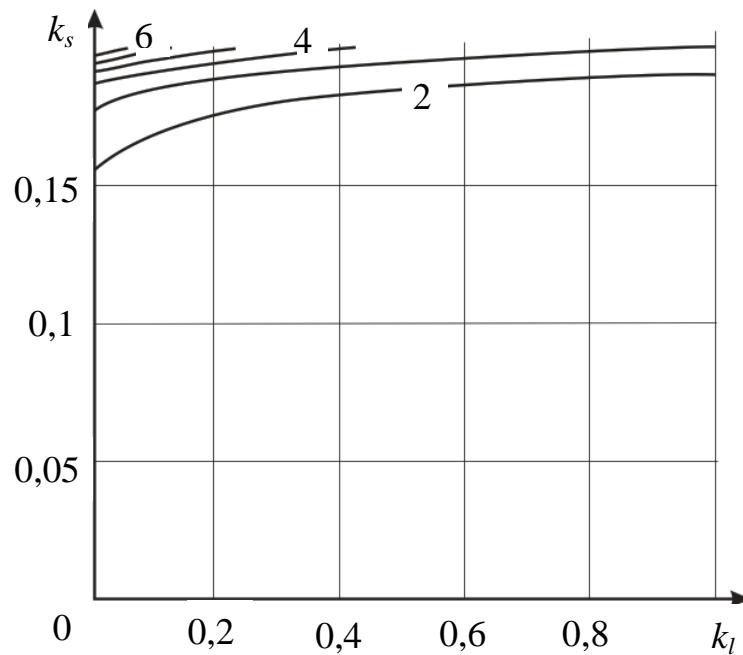


Рисунок 30 – Распределение n_1 на широкой области ($k_s < 0,2$, $k_l < 1,0$) определения k_l, k_s . Закон распределения параметров нагруженности и прочности нормальный

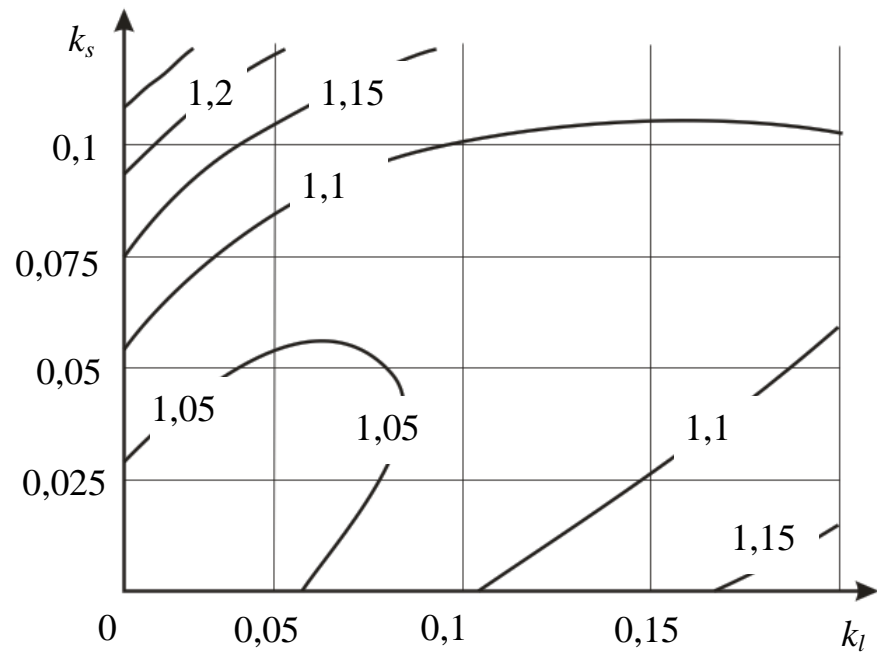


Рисунок 31 – Распределение n_1 на узкой области ($k_s < 0,125$, $k_l < 0,2$) определения k_l, k_s . Закон распределения параметров нагруженности и прочности нормальный

Из рисунков 30, 31 видно, что для обеспечения заданного уровня надёжности коэффициент запаса n_1 должен быть некоторой функцией от характеристик разброса случайных величин. Зависимость от коэффициента k_s сильнее, чем от k_l , можно с достаточной точностью принять n_1 константой при заданном значении k_s . Отметим, что область определения n_1 ($k_s < 0,21$) меньше области определения ПРВО ($k_s < 0,3$). В области $k_s > 0,21$ невозможно добиться заданного уровня надёжности ($n_1 \rightarrow \infty$). Ширина области определения определяется значением вероятности отказа, задаваемой во всей области (k_l, k_s) (в данном примере 10^{-6}): чем больше задаваемая вероятность отказа, тем шире область определения.

4.2.2 Компенсация ошибок определения минимальной прочности и максимальной нагрузки

Оценим значение n_2 . Пусть распределения параметров нагруженности и прочности в действительности распределены по законам, приведённым в таблице 7, но аппроксимируются нормальным законом распределения, поэтому минималь-

ная прочность и максимальная нагрузка определяются по нормальному распределению. Обычно параметры аппроксимирующего закона определяют из минимума некоторого функционала, характеризующего отличия между аппроксимируемым и аппроксимирующим законом распределения. В качестве методического примера, будем использовать норму L_2 , т.е. характеризовать отличия выражением:

$$R(m^T, \sigma^T, p_1^T, \dots, p_k^T) = \int_{-\infty}^{\infty} [f^n(x, m^n, \sigma^n, p_1^n, \dots, p_n^n) - g^T(x, m^T, \sigma^T, p_1^T, \dots, p_k^T)]^2 dx, \quad (59)$$

где f^n – истинный закон распределения, а g^T – аппроксимирующий закон (в приводимом примере – нормальный закон).

Соотношения между m^n, σ^n и m^T, σ^T для различных f^n , полученные из условия минимума (59), приведены в таблице 7.

Таблица 7 – Параметры различных законов распределения от параметров нормального закона, полученные из условия минимума (59)

Номер п/п	Закон	Аналитическое выражение	Связь с параметрами нормального закона
1	Закон равной плотности	$f_e(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma_e}, & \text{если } m_e - \frac{\sigma_e}{2} < x < m_e + \frac{\sigma_e}{2} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$	$m_e = m$ $\sigma_e = 3,31\sigma$
2	Закон Лапласа	$f_L(x) = \frac{1}{2\sigma_L} e^{-\frac{ x-m_L }{\sigma_L}}$	$m_L = m$ $\sigma_L = 1,01\sigma$
3	Логическое распределение	$f_l(x) = \frac{e^{-\frac{x-m_l}{\sigma_l}}}{\sigma_l \left(1 + e^{-\frac{x-m_l}{\sigma_l}}\right)^2}$	$m_l = m$ $\sigma_l = 0,62\sigma$
4	Закон Рэлея	$f_{R+}(x) = \begin{cases} \frac{x - m_{R+}}{\sigma_{R+}^2} e^{-\frac{(x-m_{R+})^2}{2\sigma_{R+}^2}}, & \text{если } x \geq m_{R+} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$	$m_{R+} = m - 1,78\sigma$ $\sigma_{R+} = 1,57\sigma$
5	Закон Рэлея	$f_{R-}(x) = \begin{cases} -\frac{x - m_{R-}}{\sigma_{R-}^2} e^{-\frac{(x-m_{R-})^2}{2\sigma_{R-}^2}}, & \text{если } x \leq m_{R-} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$	$m_{R-} = m + 1,78\sigma$ $\sigma_{R-} = 1,57\sigma$

На рисунке 32 показана степень отличия законов распределений, с учётом соотношений таблицы 7 в области маловероятных значений.

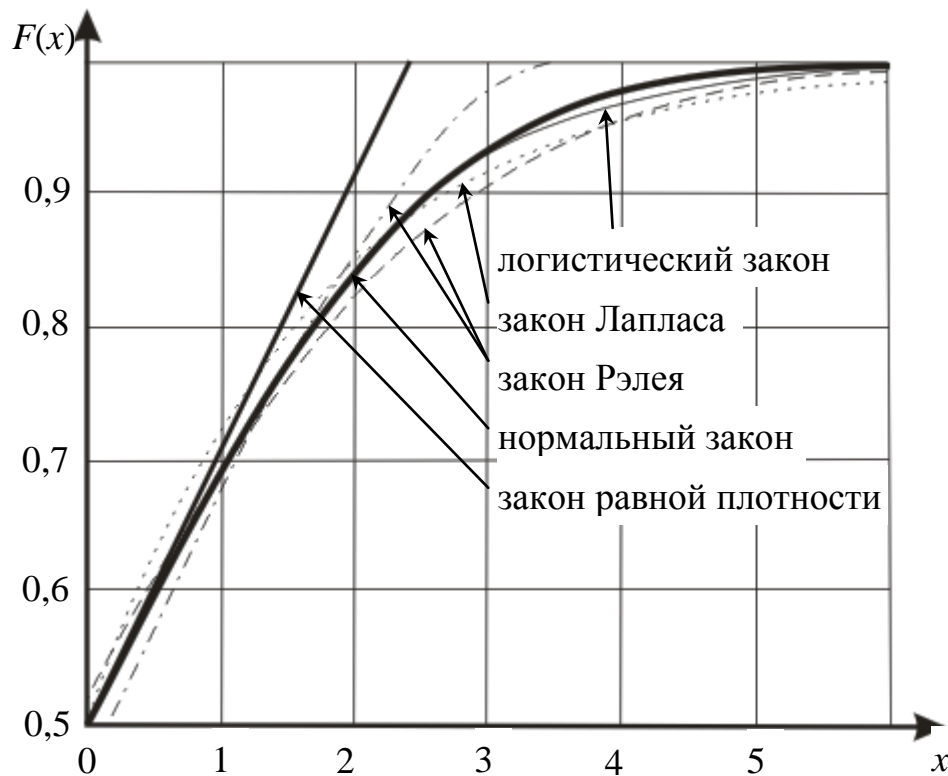


Рисунок 32 – Функция распределения нормального закона и распределений, которые он аппроксимирует по условию минимума (59)

Определяющими значениями функции плотности распределения при вычислении условной вероятности порядка $10^{-6} - 10^{-3}$ являются значения в области маловероятных значений. Поэтому при аппроксимации, например, действительного закона равной плотности нормальным законом, расчётная вероятность окажется завышенной ($n_2 < 1$), а при аппроксимации закона Лапласа – заниженной ($n_2 > 1$).

Если исходить из предположения, что значение коэффициента запаса компенсирует наиболее худший случай, обеспечивая гарантированный уровень надёжности, то в рассматриваемом примере n_2 компенсирует ошибку, связанную с заменой распределения Лапласа нормальным законом.

Примем, что $n_{о.сх.} = 1$, $n_{н.д.} = n_1 n_2$ и определим n_2 из условия, что действительная вероятность отказа во всей области (k_l, k_s) равна заданному значению 10^{-6} . Поскольку $n_{н.д.} = n_1 n_2$, для определения n_2 нужно учитывать коэффициент n_1 , полученный ранее. Результаты расчёта $n_{н.д.}$ и n_2 приведены на рисунках 33 – 35.

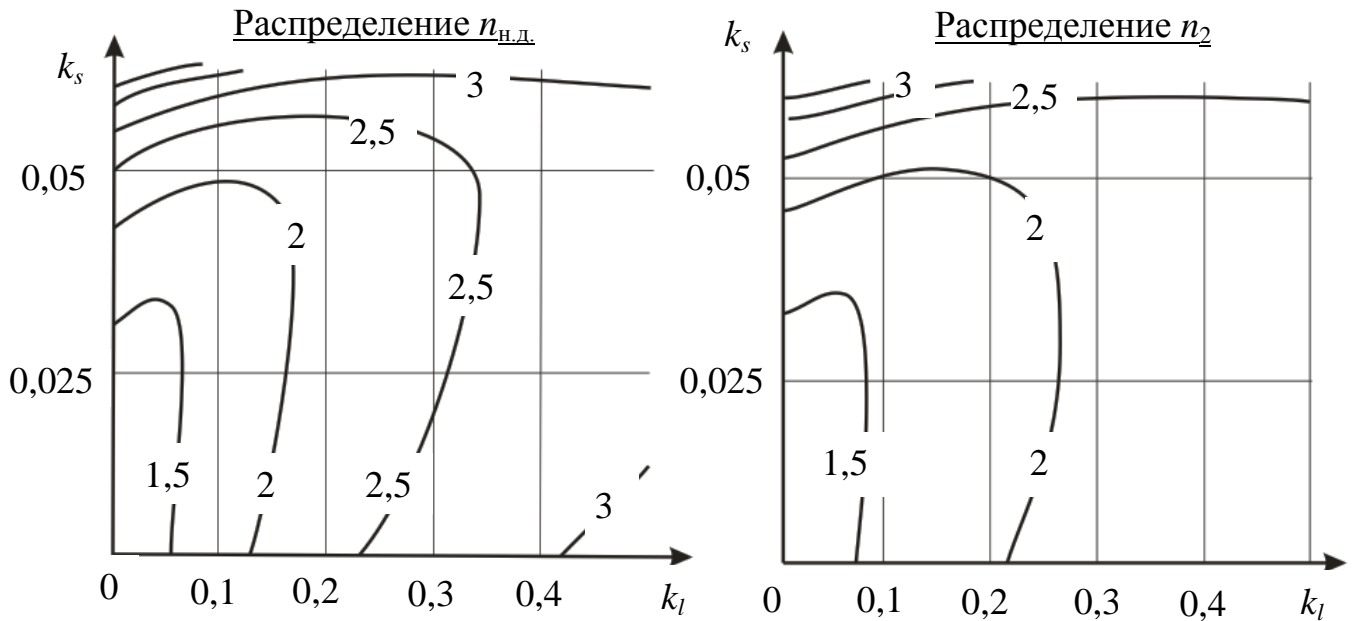


Рисунок 33 – Зависимость $n_{н.д.}$ и n_2 от коэффициентов k_l , k_s , посчитанного из предположения, что действительные распределения прочности и нагруженности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимированы нормальным законом. Действительная вероятность во всей области $(k_l, k_s) 10^{-6}$. $P_{\text{toler}} = 1,5 \cdot 10^{-3}$

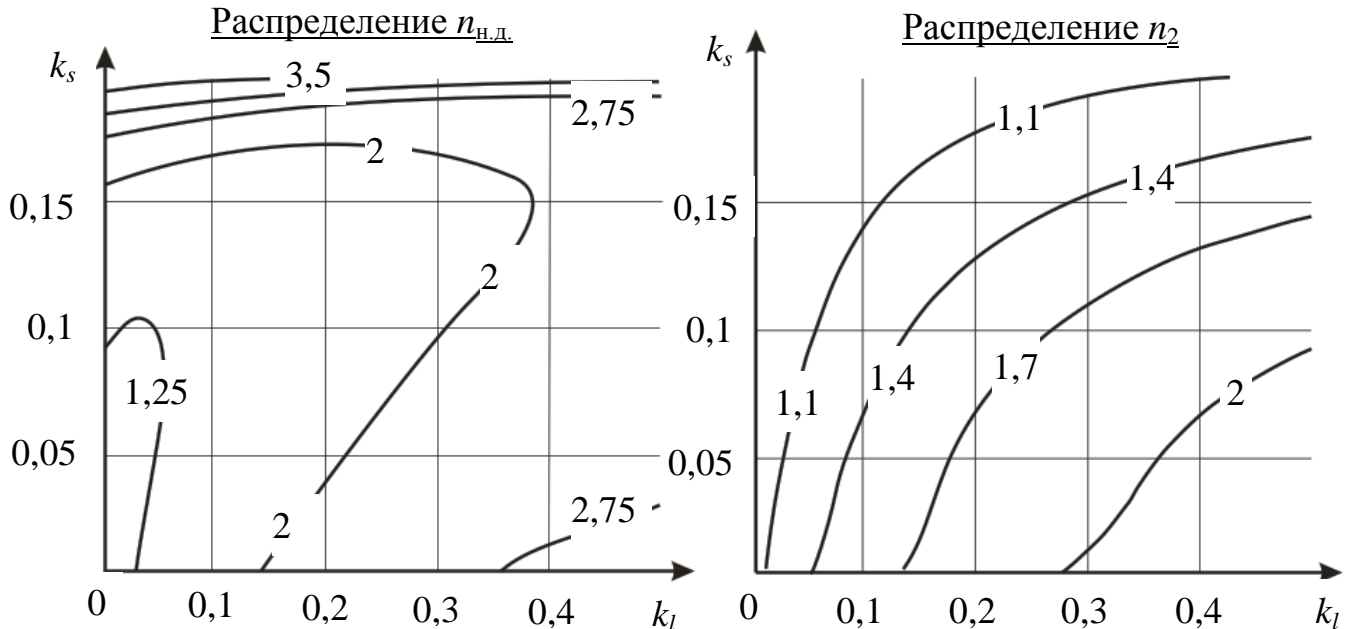


Рисунок 34 – Зависимость $n_{н.д.}$ и n_2 от коэффициентов k_l , k_s , посчитанного из предположения, что действительное распределение нагруженности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимирован нормальным законом. Распределение прочности – нормальное закон. Действительная вероятность во всей области $(k_l, k_s) 10^{-6}$. $P_{\text{toler}} = 1,5 \cdot 10^{-3}$

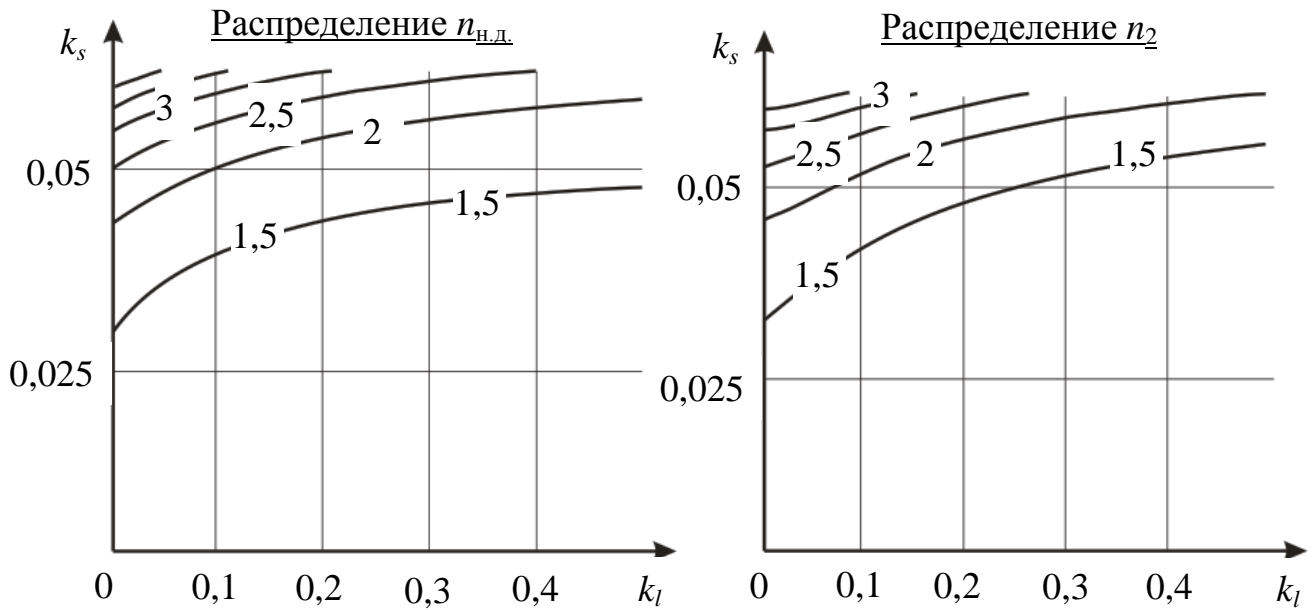


Рисунок 35 – Зависимость $n_{н.д.}$ и n_2 от коэффициентов k_l , k_s , посчитанного из предположения, что действительное распределение прочности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимирован нормальным законом. Распределение нагруженности – нормальное закон. Действительная вероятность во всей области (k_l, k_s) 10^{-6} . $P_{\text{toler}} = 1,5 \cdot 10^{-3}$

Если законы распределения не известны (рисунок 33), то заданного уровня надёжности можно добиться в ограниченной области ($k_s < 0,08$). Часть коэффициента n_2 сильно зависит как от k_s , так и от k_l .

В случае, когда закон распределения прочности аппроксимирован достаточно точно, а закон распределения нагруженности – нет (рисунок 34), область определения n_2 (k_l, k_s), в которой возможно достичь заданного уровня надёжности, больше, чем в случаях, когда действительный закон распределения прочности является распределением Лапласа, и совпадает с областью определения n_1 .

В случае, когда закон распределения нагруженности аппроксимирован достаточно точно, а закон распределения прочности – нет (рисунок 35), в области, где ошибки определения минимальной прочности можно компенсировать коэффициентом запаса, n_2 слабо зависит от k_l . Область определения n_2 совпадает с областью определения n_1 . Таким образом, для обеспечения заданного уровня

надёжности детерминированными методами, требования к точности определения минимальной прочности должны быть выше, чем к определению максимальной нагрузки.

Рассмотрим пример коррекции коэффициента запаса с использованием полученных результатов (рисунки 31, 33). Предположим, что прежние условия характеризуются значениями $k_l = 0,1$, $k_s = 0,025$, а изменившиеся условия – $\bar{k}_l = 0,2$, $\bar{k}_s = 0,05$. Значение нормативного коэффициента запаса в изменившихся условиях $\bar{[n]}$ определяем согласно (58):

$$\bar{[n]} = [n] \frac{n_1(\bar{k}_l, \bar{k}_s)}{n_1(k_l, k_s)} \frac{n_2(\bar{k}_l, \bar{k}_s)}{n_2(k_l, k_s)} = [n] \frac{1,12}{1,06} \frac{2}{1,52} = 1,39[n].$$

4.3 Основные результаты и выводы

Предложена методика коррекции нормативного коэффициента запаса для учёта изменившихся (например, в результате изменений технологии) коэффициентов вариации k_l , k_s и/или вида законов нагруженности f_l и прочности f_s из условия равенства предельных расчётных вероятностей отказа в новых и прежних условиях. Методика основана на возможности обращения ранее полученной связи между коэффициентом запаса n и вероятностью разрушения P , а также предположении, что равенство предельных расчётных вероятностей отказа в новых и прежних условиях, обеспечивает равноопасность конструкций.

Из принятого представления нормативного коэффициента запаса в виде произведений множителей (56), компенсирующих те или иные ошибки (таблица 6), рассмотрены три множителя: $n_{o.cx.}$, компенсирующий ошибки расчётной схемы, n_1 , компенсирующий ошибки вследствие замены вероятностных расчётов детерминированными расчётами и n_2 , компенсирующий ошибки вследствие принятия неверных статистических гипотез при определении максимальной нагрузки и минимальной прочности. В качестве методического примера построены зависимости n_1 (рисунки 30, 31) и n_2 (рисунки 33 – 35) от (k_l, k_s) , а также рассмотрен пример коррекции нормативного коэффициента запаса по предлагаемой методике.

5 АНАЛИЗ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ

5.1 Постановка задачи

В предыдущей главе были классифицированы ошибки, допускаемые в расчёте на прочность, которые в детерминированных методиках компенсируются нормативным коэффициентом запаса. Среди них были выделены ошибки схематизации (математических моделей) и ошибки, связанные с принятием неверных статистических гипотез о виде распределений параметров прочности и нагруженности. Отчасти эти ошибки являются источником погрешностей и в вероятностном расчёте, которые обуславливают разницу между расчётной вероятностью и наблюдаемой частотой разрушения конструкций, особенно в области малых вероятностей.

Анализ чувствительности расчётной вероятности разрушения к выше обозначенным ошибкам необходим для выявления условий, при которых расчётная вероятность близка к реальной частоте разрушения и условий, при которых расчётную вероятность нельзя интерпретировать в частотном смысле.

5.2 Ошибки схематизации

Рассмотрим вопрос о возможности трактовки расчётной вероятности разрушения в частотном смысле, при условии существования ошибок схематизации и в предположении, что законы распределения параметров нагруженности и прочности достоверно известны. В принятых терминах выражения (56), ошибки схематизации можно компенсировать множителем $n_{o.cx.}$, который показывает на сколько реальный параметр нагруженности отличаются от расчётного.

Вероятность отказа определяется через коэффициенты k_l , k_s , k_m . Из принятого определения коэффициента запаса (коэффициент, на который нужно увеличить параметр нагруженности, чтобы наступило предельное состояние) и $n_{o.cx.}$ следует, что реальные $m_l^{реал.}$, $\sigma_l^{реал.}$ и расчётные $m_l^{расч.}$, $\sigma_l^{расч.}$ параметры сдвига и масштаба функции распределения нагруженности f_l отличаются в $n_{o.cx.}$ раз. Если $n_{o.cx.} \neq 1$, то реальные и используемые в расчёте значения коэффициентов k_l , k_s

совпадут, но k_m будут отличаться на множитель $n_{o.cx.}$. Поскольку $n_{o.cx.} \geq 1$, то реальная $P^{реал.}$ вероятность отказа больше чем расчётная $P^{расч.}$ вероятность отказа. Иллюстрация приведённых рассуждений показана на рисунке 36.

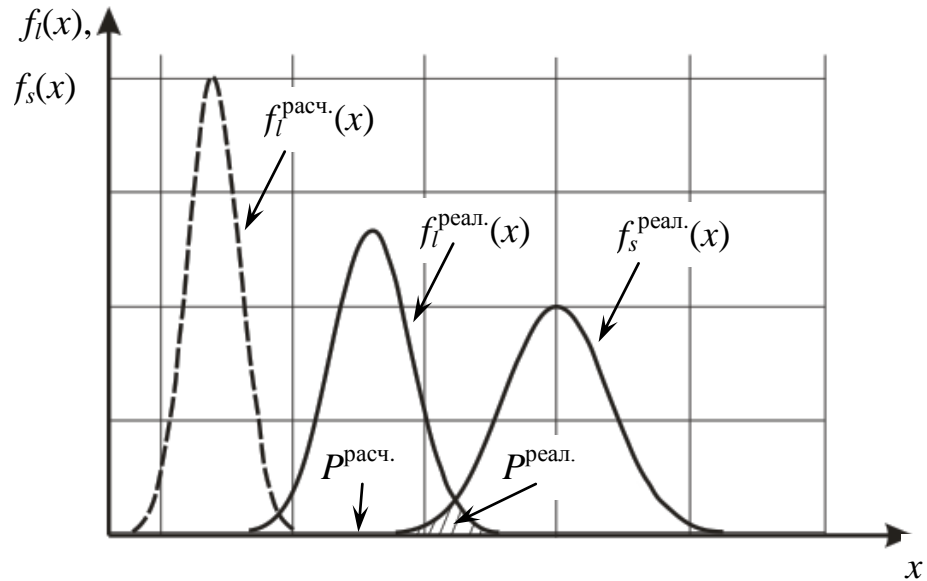


Рисунок 36 – Влияние $n_{o.cx.}$ на соотношение расчётной и реальной вероятности отказа

Величина ошибки, зависит от $n_{o.cx.}$, коэффициентов вариации параметров прочности k_s и нагруженности k_l . О величине ошибки можно судить по рисунку 37, сравнивая значения расчётной вероятности разрушения при

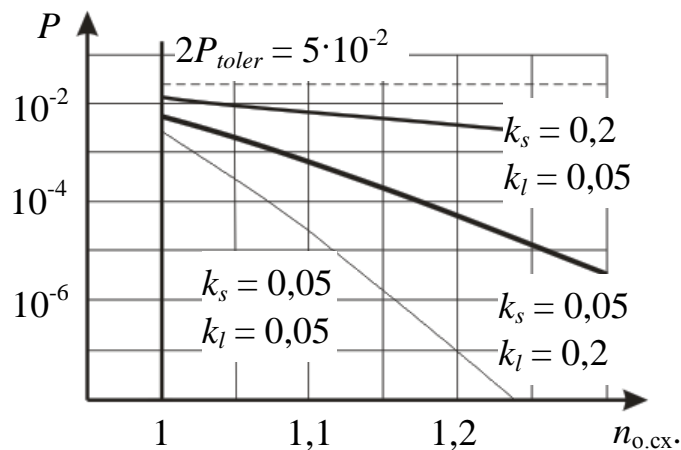


Рисунок 37 – Зависимость расчётной вероятности отказа от множителя $n_{o.cx.}$

различных коэффициентах запаса со значением вероятности при $n_{o.cx.} = 1$ (расчётная и действительная вероятность совпадают). Величина ошибок схематизации тем меньше, чем больше коэффициенты вариации параметров нагруженности и прочности k_l, k_s .

5.3 Ошибки, связанные с принятием статистических гипотез

Пусть распределения параметров нагруженности и прочности в действительности распределены по законам, приведённым в таблице 7, но аппроксимируются нормальным законом. Вероятность разрушения определяют значения функций распределений параметров нагруженности и прочности в области маловероятных значений. Наибольшие отличия в этой области от нормального распределения у распределения Лапласа (рисунок 32).

Рассмотрим случаи, когда действительный закон распределения аппроксимируется нормальным законом. Возможны следующие комбинации:

1. Неверно аппроксимировано и распределение параметра нагруженности, и параметра прочности.
2. Неверно аппроксимировано распределение параметра нагруженности
3. Неверно аппроксимировано распределение параметра прочности.

Оценим, как меняется разница между действительной и расчётной ($P^{\text{расч}}$) вероятностью отказа в зависимости от коэффициентов вариации параметров нагруженности k_l и прочности k_s . На рисунках 38 – 40 представлены изолинии действительной расчётной вероятности, посчитанной из условия, что расчётная вероятность отказа во всей области (k_l, k_s) одинакова.

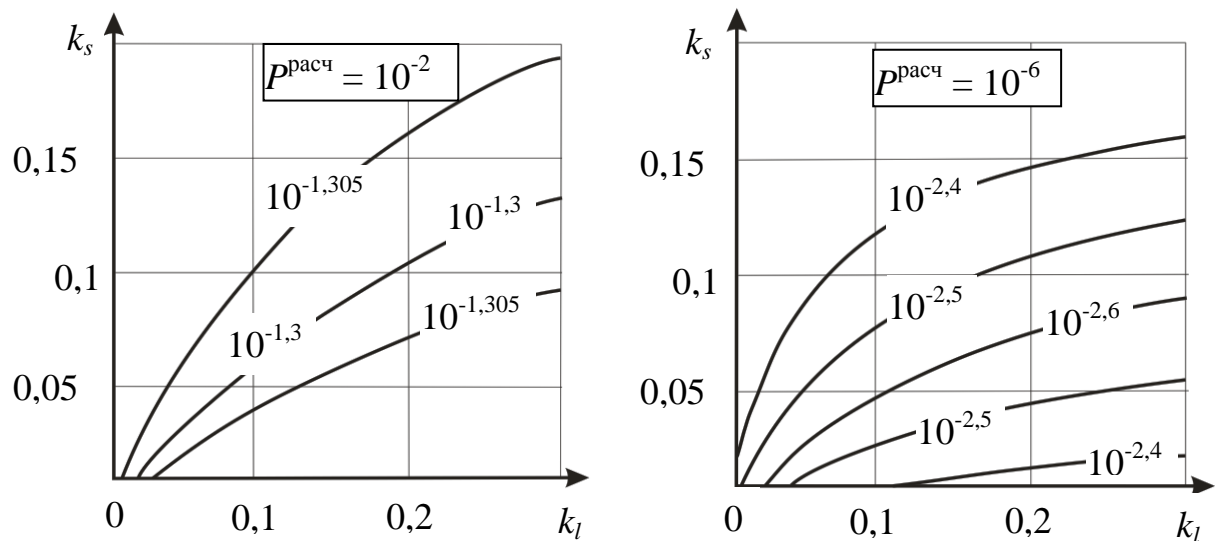


Рисунок 38 – Действительная вероятность отказа, посчитанная из предположения, что распределения нагруженности и прочности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимированы нормальными законами

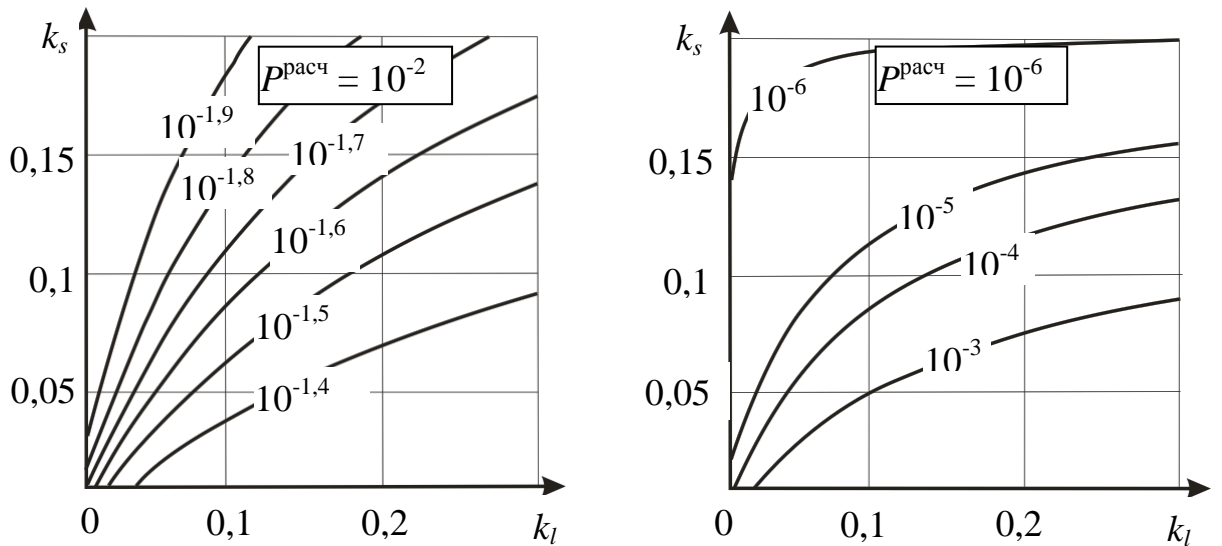


Рисунок 39 – Действительная вероятность отказа, посчитанная из предположения, что распределение нагруженности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимирован нормальным законом. Распределение прочности – нормальный закон

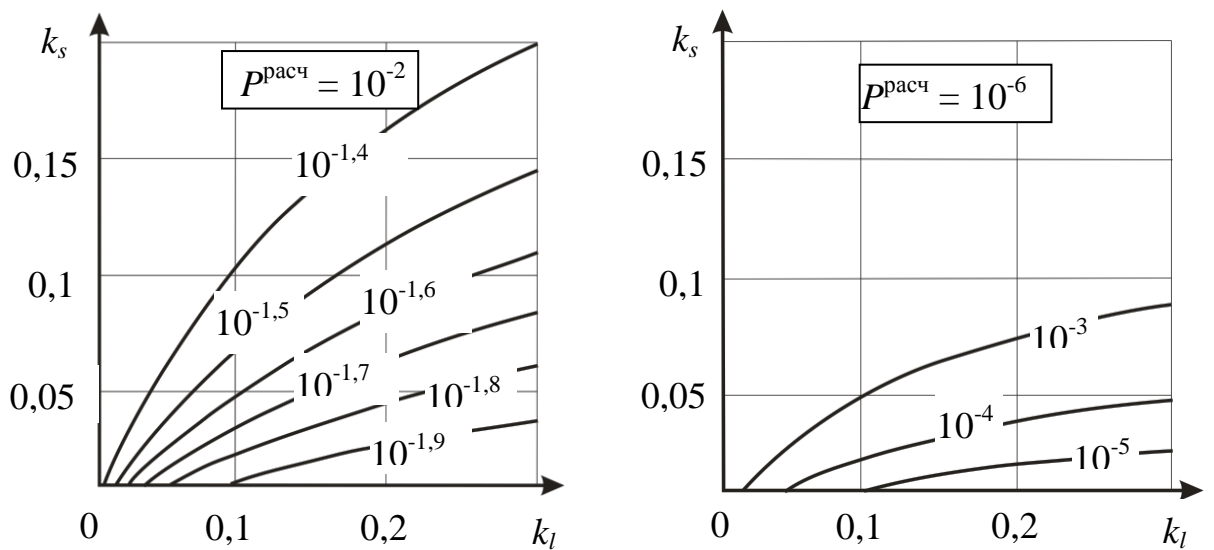


Рисунок 40 – Действительная вероятность отказа, посчитанная из предположения, что распределение прочности (закон Лапласа) ошибочно аппроксимирован нормальным законом. Распределение нагруженности – нормальный закон

При оценке значительных вероятностей погрешность вероятностного расчёта, определяемая принятием неверной статистической гипотезы, хоть и сопоставима по величине с расчётной вероятностью, но является приемлемой во всей области (k_l, k_s) , поэтому расчётная вероятность порядка 10^{-2} имеет частотный смысл (рисунки 38 – 40). Из рисунка 38 следует, что если законы распределения

нагруженности и прочности достоверно не известны, то результат вероятностного расчёта в области малых (10^{-6}) значений нельзя трактовать в частотном смысле. Если достоверно известен закон распределения параметра прочности (рисунок 39), то можно выделить области ($0,05 < k_s < 0,15$; $k_l < 0,1$) и ($k_s > 0,15$), в которых расчётная вероятность близка к действительной и отличается от неё меньше чем на порядок, и область ($k_s < 0,1$; $k_l > 0,1$), в которой отличия достигают нескольких порядков. Если достоверно известен закон распределения параметра нагруженности (рисунок 40), то область (k_l, k_s), в которой расчётная вероятность близка к действительной, мала ($k_s < 0,025$; $k_l > 0,1$), по сравнению с предыдущим случаем (рисунок 39).

Влияние ошибок, связанных с определением функции распределения параметра прочности, сильнее, чем ошибок, связанных с определением функции распределения параметра нагруженности.

5.4 Основные результаты и выводы

Рассмотрение вопроса о соизмеримости погрешности расчёта малой (порядка $10^{-4} - 10^{-6}$) вероятности со значением расчётной вероятности отказа, позволило выявить условия, при которых расчётная вероятность отказа не может трактоваться в частотном смысле, а результат вероятностного расчёта имеет относительный смысл:

1. Математические модели расчёта предельных состояний содержат ошибки схематизации. В детерминированных методиках подобные неточности компенсируются одним из множителей нормативного коэффициента запаса $n_{o,сх}$ (в принятых терминах).
2. Достоверно не известен ни один из законов распределения параметров нагруженности f_l и прочности f_s (рисунок 38).

Если достоверно известен один из законов, то можно выделить области коэффициентов вариации нагруженности k_l и прочности k_s , в которых расчётная и действительная вероятность отказа близки (рисунки 39 и 40).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

1. Выполненный анализ ряда научных публикаций и нормативных документов, регламентирующих методы оценки и предельные значения риска показал, что результат расчётов для маловероятных событий (в области значений менее 10^{-4}) сильно зависит от принимаемых в вероятностном расчёте непроверяемых статистических гипотез. При этом существующая ситуация, когда Нормы регламентируют частоту аварий в зависимости от тяжести последствий, но не регламентируют метод расчёта вероятности отказа элемента технической системы, является некорректной. Назначение допустимой вероятности отказа должно осуществляться в связи с методом вероятностного расчёта подобно тому, как в детерминированных методиках нормативный коэффициент запаса увязан с методом расчёта и набором гипотез.
2. По результатам проведённого анализа чувствительности погрешностей вероятностного расчёта, вызванных ошибками схематизации и ошибками, связанными с принятием статистических гипотез, от коэффициентов вариации параметров прочности и нагруженности, были установлены условия, при которых расчётную вероятность отказа нужно трактовать в относительном смысле, и условия, при которых она имеет частотный смысл.
3. Для ситуаций, в которых вычисляемым вероятностям отказов нельзя придать частотный смысл предложено понятие предельной расчётной вероятности отказа (ПРВО), зависящей от принимаемых в расчёте гипотез (в том числе и статистических). ПРВО, в отличие от допустимой вероятности, определяемой по социально-экономическим критериям, не имеет частотного смысла и служит лишь для разделения конструкций на «приемлемые» и «неприемлемые» подобно коэффициенту запаса в детерминированных методиках. Величину ПРВО предложено назначать, используя сопоставление результатов вероятностных расчётов с

результатами расчётов по детерминированным методикам и соответствующим им коэффициентам запаса, обоснованным практическим опытом. Назначение ПРВО таким способом обеспечивает создание конструкций по вероятностным методикам не опаснее, чем по апробированным детерминированным Нормам.

4. В рамках оговоренных предположений и допущений была получена связь вероятности разрушения от коэффициента запаса, коэффициентов вариации параметров прочности и нагруженности, параметра, характеризующего ширину доверительных интервалов случайных величин, а также видов законов распределения параметров нагруженности и прочности. Эта связь позволяет установить значение ПРВО для конкретных конструкций в связи с методами и гипотезами вероятностного расчёта.
5. Выполненный, в качестве методического примера, расчёт сварного тройника паропровода показал, что результаты и закономерности, полученные в численном эксперименте по назначению ПРВО для тройника, находятся в полном соответствии с результатами и закономерностями, полученными при анализе функциональной связи между вероятностью отказа и коэффициентом запаса.
6. В рамках принятых предположений и допущений, была предложена методика коррекции нормативного коэффициента запаса в условиях, когда коэффициенты вариации и функции распределений параметров нагруженности и прочности изменились. Предложенная методика основана на предположении, что равенство ПРВО в новых и прежних условиях, обеспечивает равноопасность конструкций. В случаях, когда расчётная вероятность близка к действительной, требуемый уровень безопасности может быть обеспечен определённым сочетанием коэффициентами запаса и вариации нагруженности и прочности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Абрамова, Л.С. К вопросу надежности транспортных систем /Л.С. Абрамова // Вестник Харьковского НАДУ. – 2009. – № 47. – С.139–142.
2. Алексеев, В.В. Логико-вероятностный подход к управлению риском и эффективностью в структурно-сложных системах / В.В. Алексеев, Е.Д. Соложенцев // Информационно-управляющие системы. – 2009. – № 6. – С.67–71.
3. Анохов, А.Е. Влияние длительной эксплуатации на свойства металлов баранов и котлов высокого давления / А.Е. Анохов, Е.А. Гринь, А.В. Зеленский, // Электрические станции. – 2009. – №10. – С. 15– 22.
4. Антипьев, В.Н. Гармонизация методических руководств по анализу риска с федеральными законами / В.Н. Антипьев // Проблемы анализа риска. – 2009. – Т. 6, № 3. – С. 28–44.
5. Аронов, И.З. Общая методология оценки риска причинения вреда и основные модели анализа риска / И.З. Аронов // Сертификация. – 2008. – № 2. – С. 5–10.
6. Балашов, Ю.В. О трещиностойкости сварных соединений барабанов из стали 22К / Ю.В. Балашов, Р.З. Шрон, В.В. Щапова // Электрические станции. – 2008. – № 7. – С. 36–40.
7. Барышов, С.Н. Оценка поврежденности, несущей способности и продлении ресурса технологического оборудования / С.Н. Барышов – М.: Недра, 2007. – 288 с.
8. Безопасность машин. Принципы оценки и определения риска: ГОСТ Р 51344–99. – Введ. 2000–06–30. – М.: Изд-во стандартов, 2000. – 19 с.

9. Безопасность оборудования. Снижение риска для здоровья от опасных веществ, выделяемых оборудованием. Часть 2. Методика выбора методов проверки: ГОСТ ИСО 14123-2-2001. – Введ. 2003–06–30. – Минск: Межгос. совет по стандартизации, метрологии и сертификации; М: Изд-во стандартов, сор. , 2003. – 11 с.
10. Бетоны. Правила контроля и оценки прочности: ГОСТ Р 53231–2010 – Взамен ГОСТ 18105–86; введ. 2012–09–01. – М.: Стандартиформ 2012. – 16 с.
11. Бойко, О.Г. Метод расчета надежности функциональных систем самолетов по статистическим материалам эксплуатантов / О.Г. Бойко, А.Г. Зосимов, Л.Г. Шаймарданов // Вестник СибГАУ. – 2007. – № 4. – С.118–119.
12. Бойко, О.Г. О соотношении интегральной, дифференциальной функций вероятностей отказов и вероятности отказа на произвольном отрезке времени в расчетах надежности агрегатов и сложных авиационных систем / О.Г. Бойко, Л.Г. Шаймарданов // Вестник СибГАУ. – 2010. – № 3. – С. 105–108.
13. Бойко, О.Г. Особенности анализа надежности функциональных систем самолетов / Бойко О.Г. Шаймарданов Л.Г.// Вестник СибГАУ. – 2007. – № 2. – С.63–68.
14. Бойко, О.Г. Правомерность использования интегральных функций распределения случайных величин в расчетах надежности функциональных систем / О.Г. Бойко // Вестник СибГАУ. – 2008. – № 4. – С. 109–110.
15. Бочкарев, А.Н. Проблемы и риски, комплексные методы обеспечения авиационной безопасности, противодействия актам незаконного вмешательства на объектах воздушного транспорта / А.Н. Бочкарев, Б.В. Зубков // Мир транспорта. – 2011. – № 2. – С. 130–136.

16. Бушинская, А.В. Описание процесса деградации тонкостенных трубопроводных систем с дефектами марковской моделью чистой гибели / А.В. Бушинская, С.А. Тимашев // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2010. – №5. – С. 120–126.
17. Быков, А.А. О методологии экономической оценки жизни среднестатистического человека (пояснительная записка) / А.А. Быков // Проблемы анализа риска. – 2007. – № 2. – С. 178–191.
18. Веревкин, А.П. Обоснование показателей надежности и построение систем защиты на основе допустимых рисков / А.П. Веревкин, А.В. Качкаев, Н.А. Тютюников // Территория нефтегаз – 2009. – № 9. – С. 14–19.
19. Ветошкин, А.Г. Техногенный риск и безопасность: учеб. пособие / А.Г. Ветошкин, К.Р. Таранцева. – Пенза: Изд-во Пенз. гос. ун-та, 2003. – 192 с.
20. Викентьев, А.А. О введении метрик на высказывания экспертов с вероятностями / А.А. Викентьев // Вестник СибГАУ. – 2010. – № 5. – С. 104–107.
21. Гетман, А.Ф. Ресурс эксплуатации сосудов и трубопроводов АЭС / А.Ф. Гетман – М.: Энергоатомиздат, 2000. – 427 с.
22. Гипич, Г.Н. Введение в теорию рисков / Г.Н. Гипич, Ю.М. Чинючин // Научный вестник МГТУ ГА. – 2010. – № 160. – С. 7–11.
23. Гладкова, И.А. Современное состояние и направление развития общего логико-вероятностного метода анализа систем / И.А. Гладкова, А.А. Мусаев // Труды / СПИИРАН. – СПб., 2010. – Вып. 12. – С. 75–96.
24. Голофаст, С.Л. К оценке распределения давления в газопроводе / С.Л. Голофаст, В.Н. Сызранцев, В.В. Черпаков // Известия высших учебных заведений. Машиностроение. – 2007. – №7. – С. 23–25.
25. Дмитриев, Ю.Г. Статистическое оценивание с учетом возможно неверных предположений о моделях / Ю.Г. Дмитриев, С.С. Тарима // Вестник ТомГУ. – 2009. – №3. – С. 87–99.

26. Доронин, С.В. Надежность, живучесть и безопасность сложных технических систем. /С.В. Доронин, А.М. Лепихин, В.В. Москвичев // Вычислительные технологии. – 2009. – Т. 14, № 6. – С. 58 – 70.
27. Дрозд, М.С. Определение механических свойств металлов без разрушения / М.С. Дрозд. – М., Металлургия, 1965. – 171 с.
28. Дубровин, А.А. Типизация деревьев событий при транспортировке железнодорожным транспортом опасных грузов / А.А. Дубровин // Проблемы анализа риска – 2008. – Т. 6, № 3. – С. 86–95.
29. Елизаров, Д.П. Паропроводы тепловых электростанций: (переходные режимы и некоторые вопросы эксплуатации) / Д.П. Елизаров – М.: Энергия, 1980. – 264 с.
30. Заенцев, И.В. Нейронные сети: основные модели: учебное пособие / Заенцев И.В. – Воронеж: ВГУ, 1999. – 76 с.
31. Замыцкий, О.Н. Риск возникновения отказа как характеристика надежности элемента конструктивной системы / О.Н. Замыцкий, В.А. Кабанов // Вестник ВолгГАСУ. Строительство и Архитектура. – 2009. – №13(32). – С. 53–56.
32. Заргарян, Е.В. Формализация параметров задач в условиях неопределенности с применением теории рисков / Е.В. Заргарян // Известия ЮФУ. Технические науки. Методы искусственного интеллекта. – 2011. – №2. – С.161–166.
33. Зубченко, А.С. Марочник сталей и сплавов / Зубченко А.С. – М.: Машиностроение, 2003. – 782 с.
34. Ивенина, Е.М. Выделение типовых расчетных ситуаций для определения катастроф / Е.М. Ивенина, И.Б. Ивенин, А.С. Куриленок // Научный вестник МГТУ ГА. Прикладная математика. Информатика. – 2009. – № 145. – С. 47–53.
35. Кандыба, Н.Е. Анализ повреждаемости парогенерирующего оборудования ТЭС / Н.Е. Кандыба, В.М. Кушнаренко, Е.П. Степанов // Вестник ОГУ. – 2003. – №6. – С. 177–182.

36. Колесников, Е.Ю. О методическом обеспечении оценки риска пожаровзрывоопасных объектов / Е.Ю. Колесников // Проблемы анализа риска. – 2008. – Т. 5, № 2. – С. 8–16.
37. Конторович, Т.С. Особенности прогрева паропроводов высокого давления перед паровой турбиной энергоблока ПГУ-80 Сочинской ТЭС / Т.С. Конторович, И.Ю. Радин // Энергетик. – 2010. – № 9. – С. 40–42.
38. Кочетов, Н.М. О методиках оценки потенциальной опасности при проектировании технологических процессов / Н.М. Кочетов // Проблемы анализа риска. – 2009. – Т. 6, № 2, С. 64–69.
39. Кузяков, О.Н. Система сбора и анализа данных с датчиков деформаций интегрального типа ... / О.Н. Кузяков, А.М. Марголин, В.Н. Сызранцев // вестник тюменского государственного университета. – 2010. – № 6. – С. 139–146.
40. Лемешко, Б.Ю. К применению непараметрических критериев согласия для проверки адекватности непараметрических моделей / Б.Ю. Лемешко, С.Н. Постовалов, А.В. Французов // Автометрия. – 2002. – №2. – С.3–14.
41. Лемешко, Б.Ю. Мощность критериев согласия при близких альтернативах / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко, С.Н. Постовалов // Измерительная техника. – 2007. – №2. – С. 22–27.
42. Лемешко, Б.Ю. О зависимости распределений статистик непараметрических критериев и их мощности от метода оценивания параметров / Б.Ю. Лемешко, С.Н. Постовалов // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. – 2001. – Т. 67, №7. – С.62–71.
43. Лемешко, Б.Ю. О правилах проверки согласия опытного распределения с теоретическим / Б.Ю. Лемешко, С.Н. Постовалов // Методы менеджмента качества. Надежность и контроль качества. – 1999. – №11. – С. 34–43.
44. Масленков, С.Б. Жаропрочные стали и сплавы. Справочник / Масленков С.Б. – М.: Металлургия, 1988. – 190 с.

45. Матвеев, Г.Н. Формирование информационных баз данных для оценки рисков возникновения авиапроисшествий в авиакомпаниях / Г.Н. Матвеев // Научный вестник МГТУ ГА. – 2010. – №154. – С. 129–135.
46. Махутов, Н.А. Научные основы и задачи по формированию системы оценки рисков / Н.А. Махутов // Проблемы анализа риска. – 2009. – Т. 6, № 3. – С. 82–91.
47. Махутов, Н.А. Оценка уязвимости технических систем и ее место в процедуре анализа риска / Н.А. Махутов, Д.О. Резников // Проблемы анализа риска. – 2008. – Т. 5, № 3. – С. 72–85.
48. Машканчев, И.В. Основы логико-вероятностной теории риска с группами несовместных событий / И.В. Машканчев, Е.Д. Соложенцев // Управление в социально-экономических системах. – 2008. – №2. – С. 50–57.
49. Менеджмент риска. Анализ риска технологических систем: ГОСТ Р 51901.1-2002. – Введ. 2003–08–31. – М.: Изд-во стандартов, 2003. – 28 с.
50. Металлы. Методы испытаний на усталость: ГОСТ 25.502–79. – Взамен ГОСТ 23026–78 и ГОСТ 2860–65; введ. 1981–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 1986. – 25 с.
51. Металлы. Методы испытания на растяжение: ГОСТ 1497–84. – Взамен ГОСТ 1497–73; введ. 1986–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 1997. – 24 с.
52. Металлы. Методы испытания на растяжение: ГОСТ 1497–84. Взамен ГОСТ 1497–73; введ. 1986–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 2008. – 24 с.
53. Методические указания по проведению анализа риска опасных производственных объектов: РД 03–418–01: утв. Госгортехнадзором России постановлением от 10.07.2001 №30: введ. в действие с 1.10.2001. – М.: НЦ ЭНАС, 2008. – 64 с. – ISBN 5–93586–092–9.
54. Мещерин, И.В. Управление рисками при реализации крупных морских газотранспортных проектов / И.В. Мещерин // Проблемы анализа риска. – 2008. – Т. 5, № 4. – С. 14–29.

55. Митрофанов, А.В. Методы управления состоянием технологического оборудования по критериям вероятности и риска отказа / А.В. Митрофанов. – М.: Недра, 2007. – 382 с.
56. Надежность в технике. Анализ видов, последствий и критичности отказов. Основные положения: ГОСТ 27.310–95. – Введ. 1997–01–01. – Минск: Межгос. совет по стандартизации, метрологии и сертификации; М.: Изд-во стандартов, сор. 1997. – 14 с.
57. Надежность в технике. Расчет надежности. Основные положения: ГОСТ 27.301-95. – Взамен ГОСТ 27.410–87; введ. – 1997–01–01.– Минск: Межгос. совет по стандартизации, метрологии и сертификации; М.: Изд-во стандартов, сор. 1997. – 12 с.
58. Нормы расчета на прочность оборудования и трубопроводов атомных энергетических установок: ПНАЭ Г–7–002–86. – Введ. 1987–07–01. – М.: Энергоатомиздат, 1989. – 525 с.
59. Нормы расчета на прочность стационарных котлов и трубопроводов пара и горячей воды: РД 10–249–98: утв. Госгортехнадзором России постановлением от 25.08.98 №50: введ. в действие с 25.08.1998. – СПб.: Изд-во ДЕАН, 2002. – 384 с. – ISBN 5–93630–189–3.
60. Нормы расчета на прочность трубопроводов тепловых сетей: РД 10–400–01: утв. Госгортехнадзором России постановлением от 14.02.01 №8: введ. в действие с 01.04.01. – СПб.: Изд-во ДЕАН, , 2002. – 80 с. –ISBN 5-93630-180-3.
61. Одерышев, А.В. Оценка риска: обзор существующих методик идентификации опасностей / А.В. Одерышев // Судовождение и безопасность на водном транспорте. – 2011. – №2. – С. 130–136.
62. Пожарная безопасность. Общие требования: ГОСТ 12.1.004–91. – Взамен ГОСТ 12.1.004–85; введ. 1992–06–30. – М.: Изд-во стандартов, 1991. – 68 с.

63. Полуян, Л.В. Оценка надежности и вероятности отказов тонкостенных трубопроводов, деградирующих во времени / Л.В. Полуян, С.А. Тимашев // Ученые записки Комсомольского-на-Амуре государственного технического университета. – 2012. – Т.1, № 9. – С. 15–23.
64. Полуян, Л.В. Марковская модель роста коррозионных эффектов и ее применение для управления целостностью трубопроводов / Л.В. Полуян // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2009. – №6. – С.105–111.
65. Правила безопасности для объектов, использующих сжиженные углеводородные газы: ПБ 12-609–03. – Взамен ПБ 12–368–00, ПБ 12-245-98; введ. 2003–05–27. – М.: ПИО ОБТ, 2003. – 42 с.
66. Правила устройства и безопасной эксплуатации трубопроводов пара и горячей воды: ПБ 10–573–03: утв. Госгортехнадзором России постановлением от 11.06.2003 №90: введ. в действие с 02.07.03. – СПб.: Изд-во ДЕАН, 2008. – 128 с. – ISBN 978–5–93630–658–7.
67. Правила устройства и безопасной эксплуатации трубопроводов пара и горячей воды для объектов использования атомной энергии: НП–045–03: утв. Госгортехнадзором России постановлением от 19.06.2003: введ. в действие с 01.10.2003. – М.: ЦентрЛитНефтеГаз, 2004. – 58 с.
68. Прокат сортовой и фасонный из стали углеродистой обыкновенного качества. Общие технические условия: ГОСТ 535–88. – Взамен ГОСТ 535–79, ГОСТ 380–71; введ. 1990–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 2003. – 10 с.
69. Прокат. Общие правила отбора проб, заготовок и образцов для механических и технологических испытаний: ГОСТ 7564–97. – Взамен ГОСТ 7564–73; введ. 1999–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 2004. – 15 с.
70. Расчеты и испытания на прочность. Методы механических испытаний металлов. Метод испытание на сжатие: ГОСТ 25.503–97. – Взамен ГОСТ 25.503–80; введ. 1999–06–30. – М.: Изд-во стандартов, 2005. – 27 с.

71. Расчеты и испытания на прочность. Методы расчета характеристик сопротивления усталости: ГОСТ 25.504-82. – Введ. 1983–06–30 – М.: Изд-во стандартов, 1983. – 55 с.
72. Ржаницын, А.Р. Расчет сооружений с учетом пластических свойств материалов / А.Р. Ржаницын. – М.: Стройиздат, 1954. – 287 с.
73. Ржаницын, А.Р. Теория расчета строительных конструкций на надежность / А.Р. Ржаницын. – М.: Стройиздат, 1978. – 239 с.
74. Российская Федерация. Законы. О безопасности: федер. закон: [принят Гос. Думой 28 декабря 2010 г.: одобрен Советом Федерации 15 декабря 2010 г.]. – [6-е изд.]. – М.: Ось-89, 2008. – 48 с. – ISBN 978-5-98534-855-2.
75. Российская федерация. Президент (1996; Б.Н. Ельцин). О Концепции перехода Российской Федерации к устойчивому развитию: указ Президента РФ от 1 апреля 1996 г. № 440 [электронный ресурс] // Президент России. Официальное интернет-представительство. URL: <http://document.kremlin.ru/doc.asp?ID=076616>.
76. Семенова, И.В. Вероятностная оценка стойкости лопаток компрессора ГТД к повреждению посторонними предметами / И.В. Семенова, М.Ш. Нихамкин // Вестник СамГАУ. – 2009. – № 3 (19). – С. 93–97.
77. Система стандартов безопасности труда. Пожарная безопасность технологических процессов. Общие требования. Методы контроля: ГОСТ Р 12.3.047–98. – Введ. 2000–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 2000. – 89 с.
78. Соболев, И.М. Численные методы Монте-Карло / И.М. Соболев И.М. – М.: Наука, 1973. – 312 с.
79. ССБТ. Взрывобезопасность. Общие требования: ГОСТ 12.1.010–76* (СТ СЭВ 3517–81). – Введ. 1978–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 1978. – 7 с.
80. Степнов, М.Н. Вероятностные методы оценки характеристик механических свойств / М.Н. Степнов. – Новосибирск: Наука, 2005. – 342 с.

81. Сурова, Л.В. Методы анализа риска и оценки техногенного риска / Л.В. Сурова, И.О. Юскевич // Вестник КазГЭУ. – 2010. – №4. – С.61–70.
82. Сызранцев, В.Н. Расчет прочностной надежности изделий на основе методов непараметрической статистики / В.Н. Сызранцев – Новосибирск: Наука, 2008. – 218 с.
83. Технический отчет. Расчет на прочность паропроводов высокого давления блока 200МВт Ст. №10 южноуральской ГРЭС // Предприятие «Уралтехэнерго», Свердловск, 1982.
84. Тихомиров, Н.П. Методы анализа и управления эколого-экономическими рисками: учеб. пособие / Н.П. Тихомиров. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003. – 350 с.
85. Ткалич, С.А. Определение доминирующих параметров риска в системах прогнозирования аварийных ситуаций /С.А. Ткалич // Вестник ВорГТУ. – 2010. – № 1. – С.81–84.
86. Туркин, В.А. Нормирование риска – шаг вперед / В.А. Туркин, Н.Н. Чура// Проблемы анализа риска. – 2008. – Т.5, № 3. – С. 102–103.
87. Угорский, А.Э. О параметрических методах температурно-временной экстраполяции предела длительной прочности / Угорский А.Э. // Проблемы прочности. – 1986. – №1. – С. 40–43.
88. Управление надежностью. Анализ риска технологических систем: ГОСТ Р 51901-2002. – Введ. 2003–09–01. – М.: Изд-во стандартов, 2003. – 27 с.
89. Фролов, К.В. Безопасность России. Анализ риска и проблем безопасности. Безопасность гражданского и оборонного комплексов и управление рисками. В 4 ч. Ч.1. / К.В. Фролов, Н.А. Махутов. – М.: МГФ «Знание», 2006. – 640 с. – ISBN 5–87633–075–2.
90. Фролов, К.В. Безопасность России. Анализ риска и проблем безопасности. Безопасность гражданского и оборонного комплексов и управление рисками. В 4 ч. Ч.2. / К.В. Фролов, Н.А. Махутов. – М.: МГФ «Знание», 2006. – 752 с. – ISBN 5–87633–075–2.

91. Хайкин, С. Нейронные сети: полный курс / С. Хайкин. – 2-е изд. – М.: Изд-во Вильямс, 2006. – 1104 с.
92. Хромченко, Ф.А. Ресурс сварных соединений паропроводов/ Хромченко Ф. А. – М: Машиностроение, 2002. – 352 с.
93. Хромченко. Ф. А. Эксплуатационные повреждения и ремонт тройниковых сварных соединений паропроводов из теплоустойчивых хромомолибденовых сталей. Часть 1 / Ф.А. Хромченко, // Сварщик. – 2000. – №4. – С. 17–20.
94. Цейтлин, Н.А. Из опыта аналитического статистика / Н.А. Цейтлин. – М.: Солар, 2007. – 912 с.
95. Чернявский, А.О. Оценка достоверности расчета малой вероятности разрушения для единичной конструкции / А.О. Чернявский, А.В. Шадчин // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2010. – № 4. – С.118-123.
96. Шаров, В.Д. О некоторых математических и логических ограничениях на использование матрицы риска в системе управления безопасностью полетов / В.Д. Шаров // Научный вестник МГТУ ГА. – 2009. – № 149, С.179–180.
97. Эльнатанов, А.И. Применение оценки риска при проектировании зданий и сооружений нефтеперерабатывающих и нефтехимических предприятий / А.И. Эльнатанов // Проблемы анализа риска. – 2008. – Т.5, № 2. – С.26–34.
98. Эсманский Р.К. Анализ пожарных рисков. Часть II: проблемы применения / С.Е. Якуш, Р.К. Эсманский // Проблемы анализа риска. – 2009. – Т.6, № 4. – С. 26–46.
99. Risk-Based Inspection: API 580. – Second edition. – Washington: API Publishing Services, 2009. – 96 p.
100. Aneziris, O.N. Technical modeling in integral risk assessment of chemical installations / O.N. Aneziris, I.A. Papazoglou // Journal of Loss Prevention in the Process Industries. – 2002. – V. 15, I. 6. – P. 545–554.

101. Anghel, C. I. Risk assessment for pipelines with active defects based on artificial intelligence methods / C.I. Anghel // *International Journal of Pressure Vessels and Piping*. – 2009. – V. 86, I. 7. – P.403–411.
102. Brennan, F. Reliability based design of novel offshore structures / F. Brennan , A. Kolios // *3rd International Conference on Integrity «Reliability and Failure»*. – Portugal, Porto, 2009. – P. 20–24.
103. Burdekin, F. M. General principles of the use of safety factors in design and assessment / F. M. Burdekin // *Engineering Failure Analysis*. – 2007. – V. 14, I. 3 – P. 420–433.
104. Chang, Y.-S. Failure probability assessment of wall-thinned nuclear pipes using probabilistic fracture mechanics / Y.-S. Chang, S.-M. Lee, // *Nuclear Engineering and Design*, 2006. – V.236, I.4. – P.350–358.
105. Ching, J. Equivalence between reliability and factor of safety / J. Ching // *Probabilistic Engineering Mechanics* , 2009. – 24 (2), P. 159-171.
106. Ching, J. Reliability-based design by adaptive quintile estimation / J. Ching // *4th International Workshop on Reliable Engineering Computing*. – Singapore, 2010. – P. 454 – 472. – ISBN: 978-981-08-5118-7.
107. Elishakoff, I. Fuzzy sets based interpretation of the safety factor / I. Elishakoff, B. Ferracuti // *Fuzzy sets and systems*. – 2006. – V.157, I.18. – P. 2495–2512.
108. Eurocode 3: Design of steel structures – Part1–1: General rules for buildings: BS EN 1993–1–1:2005. – London: British Standards, 2005. – 83 p.
109. Francis, M. Probabilistic analysis of weld cracks in center-cracked tension specimens / M. Francis, S. Rahman // *Computers & Structures*. – 2000. – №76. – P. 483–506.
110. General principles on reliability for structures: ISO 2394:1998. – International Organization for Standardization, 1998. – 73 p.
111. Guide on methods for assessing the acceptability of flaws in metallic structures: BS 7910:2005. – London: British Standards, 2005. – 306 p.

112. Kim, Y. J. A probabilistic integrity assessment of flaw in zirconium alloy pressure tube considering delayed hydride cracking / Y.J Kim, S.L. Kwak, J.S. Lee, Y.W. Park // *International Journal of Modern Physics B*. – 2003. – V.17, I. 08–09. – P. 1587–1593.
113. Lee, J.I. A new method for estimating human error probabilities: AHP-SLIM / J.I. Lee, K. S. Park // *Reliability Engineering & System Safety*. – 2008. – V. 93, I. 4. – P. 578–587.
114. Lee, W.K. Risk assessment modeling in aviation safety management / W.K. Lee // *Journal of Air Transport Management*. – 2006. – V. 12, I. 55 – P. 267–273.
115. Maddox, S.J. Engineering critical analyses to BS 7910 – the UK guide on methods for assessing the acceptability of flaws in metallic structures / S.J. Maddox, C.S. Wiesner, // *Pressure Vessels and Piping*. – 2000. – №77 – P. 883–893.
116. Moral, S. Imprecise probabilities for representing ignorance about a parameter / S. Moral // *International Journal of Approximate Reasoning*. – 2012. – V. 53, I. 3. – P. 347–362.
117. Morio, J. Non-parametric adaptive importance sampling for the probability estimation of a launcher impact position / J. Morio // *Reliability Engineering & System Safety* – 2011. – V. 96, I. 1. – P. 178–183.
118. Risk-Based Inspection Technology: API 581. – Second edition. – Washington: API Publishing Services, 2008. – 654 p.
119. Roos, E. Probabilistic safety assessment of components / E. Roos, G. Wackenhut // *International Journal of Pressure Vessels and Piping*. – 2011. – V. 88, I. 1. – P. 19–25.
120. Wilson, R. A comparison of the simplified probabilistic method in R6 with the partial safety factor approach / R. Wilson // *Engineering Failure Analysis*. – 2007. – P. 489–500.

ПРИЛОЖЕНИЕ А.

О СПОСОБАХ ОПРЕДЕЛЕНИЯ МАКСИМАЛЬНОЙ НАГРУЗКИ

Рассмотрим партию стержней круглого поперечного сечения (случайного радиуса R), нагруженных случайной растягивающей силой F . Вид закона распределения для R и F – нормальный ($m_R = 5$ мм, $\sigma_R = 0,5$ мм, $m_F = 10$ кН, $\sigma_F = 1$ кН). Доверительная вероятность для радиуса, нагрузки и действующих напряжений 99,97%. Нужно определить функцию плотности действующих напряжений и максимальные напряжения различными способами.

Так, согласно первому способу (максимальная нагрузка обеспечивается экстремальным сочетанием внешних воздействий и геометрических параметров конструкции), максимальное напряжение определяется по формуле:

$$\sigma_{max}^1 = \frac{F_{max}}{\pi R_{min}^2} = \frac{m_F + 3\sigma_F}{\pi(m_R - 3\sigma_R)^2} = \frac{1}{\pi} \frac{10 + 3 \cdot 1}{(5 - 3 \cdot 0,5)^2} 10^3 = 338 \text{ МПа.}$$

Для определения максимального напряжения по второму способу (максимальное напряжение связано с доверительной вероятностью) необходимо выразить функцию плотности распределения действующих напряжений (рисунок А.1):

$$f_{\sigma}(x) = \frac{1}{8\pi\sigma_F\sigma_R} \int_{-\infty}^{\infty} \sqrt{\frac{y}{\pi}} e^{-\left(\frac{m_F - xy}{\sqrt{2}\sigma_F}\right)^2} e^{-\left(\frac{m_R - \sqrt{\frac{y}{\pi}}}{\sqrt{2}\sigma_R}\right)^2} dy.$$

Минимальное значение определяется из условия:

$$\int_{\sigma_{max}^2}^{\infty} f_{\sigma}(x) dx = 1,5 \cdot 10^{-3};$$

$$\sigma_{max}^2 = 272 \text{ МПа.}$$

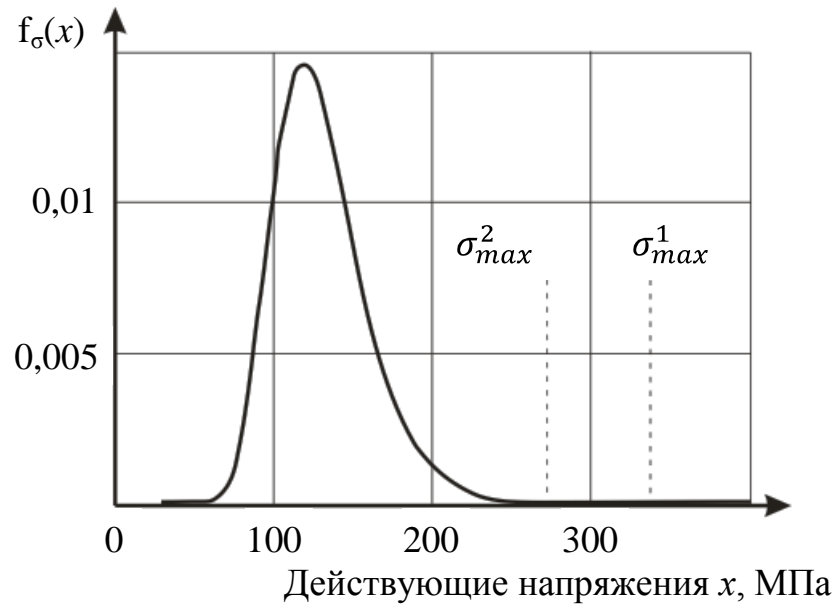


Рисунок А.1 – Иллюстрация к определению максимального действующего напряжения различными способами

В детерминированных методиках расчёта на прочность максимальное напряжение определяют первым способом. Если случайных факторов со значительными разбросами много (больше 2), то получающаяся оценка прочности консервативна, так как используется редкое сочетание неблагоприятных факторов.

ПРИЛОЖЕНИЕ Б.
РАСЧЁТ ТРОЙНИКА СОГЛАСНО ПНАЭ Г-7-002-86

Б.1 Определение допускаемого напряжения. Условие прочности

Номинальные допускаемые напряжения определяют по характеристикам материала при расчётной температуре.

Температура T_t равна:

- для углеродистых, легированных, кремнемарганцовистых и высокохромистых сталей 350°C;
- для коррозионно-стойких сталей аустенитного класса, жаропрочных хромомолибденованадиевых сталей и железноникелиевых сплавов 450°C.

Тройники, температура эксплуатации которых не превышает T_t называются низкотемпературными, иначе – высокотемпературными.

$$[\sigma] = \min \left\{ \frac{R_m^T}{2,6}, \frac{R_{p02}^T}{1,5} \right\} \quad \text{для низкотемпературных;} \quad (\text{Б.1})$$

$$[\sigma] = \min \left\{ \frac{R_m^T}{2,6}, \frac{R_{p02}^T}{1,5}, \frac{R_{mt}^T}{1,5} \right\} \quad \text{для высокотемпературных.}$$

где R_m^T – минимальное значение временного сопротивления при расчётной температуре;

R_{p02}^T – минимальное значение предела текучести при расчётной температуре;

R_{mt}^T – минимальный предел длительной прочности за время t при расчётной температуре.

Условия прочности представлены в таблице Б.1.

Таблица Б.1 – Условия прочности

Условие прочности	Нагрузки
Расчёт на статическую прочность	
Низкотемпературные тройники	
$(\sigma)_1 \leq [\sigma] = [\sigma]_m;$ $(\sigma)_2 \leq 1,3[\sigma] = [\sigma]_{bm}$	$P, N_i, i = 1, 2, 3$ $P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$
Высокотемпературные тройники	
$(\sigma)_1 \leq [\sigma] = [\sigma]_m$ $(\sigma)_2 \leq K_t[\sigma] = [\sigma]_{bm}; K_t = 1,25 - 0,25 \frac{(\sigma)_{mL}}{[\sigma]}; [\sigma] = \frac{R_{mL}^T}{n_{mt}}$	$P, N_i, i = 1, 2, 3$ $P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$
$(\sigma)_{mL}$	$P, N_i, i = 1, 2, 3$
Расчёт на циклическую прочность	
$(\sigma_{\alpha F})_K \leq [\sigma_{\alpha F}]$ $[\sigma_{\alpha F}]$ определяется по кривой долговечности	$P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$

Б.2 Определение приведённых напряжений

Исходными данными для определения приведённых напряжений являются значения напряжений σ_r , σ_φ , σ_z и τ в каждом из сечений тройника. Для тройникового соединения в [58] приводятся несколько способов определения σ_r , σ_φ , σ_z и τ . Первый – это определение напряжений по формулам предельного равновесия (безмоментной теории оболочек, без учёта концентрации напряжений), второй – «уточнённая методика» [58, С. 389].

Для каждой наиболее нагруженной области упругим расчётом определяются значения шести составляющих напряжений без учёта концентрации и принятой последовательности по времени режимов нагружения. В каждый момент времени для выбранных сечений определяются главные напряжения ($\sigma_i > \sigma_j > \sigma_k$).

В каждый момент времени, для выбранных сечений определяются приведённые напряжения по формулам:

$$\begin{cases} (\sigma)_{ij,l} = \sigma_{i,l} - \sigma_{j,l}; \\ (\sigma)_{jk,l} = \sigma_{j,l} - \sigma_{k,l}; \\ (\sigma)_{ik,l} = \sigma_{i,l} - \sigma_{k,l}. \end{cases} \quad (\text{Б.2})$$

Процесс изменения приведённых напряжений представляет собой ряд последовательных полуциклов, в пределах каждого полуцикла приведённое напряжение изменяется монотонно. Моменты времени, определяющие концы полуциклов, обозначаются $0, 1, 2, \dots, 1, \dots, m$.

В общем случае главные напряжения по сечению распределены не равномерно: можно выделить мембранную и изгибную составляющие $(\sigma_{mi}, \sigma_{mj}, \sigma_{mk}, \sigma_{bi}, \sigma_{bj}, \sigma_{bk})$.

Приведённые местные напряжения в конце l -го полуцикла определяют по формулам:

$$\begin{cases} (\sigma_L)_{ij,l} = K_{(\sigma)ij,l}[(\sigma)_{ij,l} - (\sigma)_{ij,l-1}] + (\sigma_L)_{ij,l-1}; \\ (\sigma_L)_{jk,l} = K_{(\sigma)jk,l}[(\sigma)_{jk,l} - (\sigma)_{jk,l-1}] + (\sigma_L)_{jk,l-1}; \\ (\sigma_L)_{ik,l} = K_{(\sigma)ik,l}[(\sigma)_{ik,l} - (\sigma)_{ik,l-1}] + (\sigma_L)_{ik,l-1}, \end{cases} \quad (\text{Б.3})$$

где $K_{(\sigma)ij,l}$, $K_{(\sigma)jk,l}$ и $K_{(\sigma)ik,l}$ – коэффициенты концентрации приведённых напряжений в полуцикле от $l-1$ до l .

Например, $K_{(\sigma)ij,l}$ рассчитывается по формуле:

$$\begin{aligned} K_{(\sigma)ij,l} = \frac{1}{[(\sigma)_{ij,l} - (\sigma)_{ij,l-1}]} & [(1 - \mu_\sigma)K_{\sigma,mi} + \mu_\sigma](\sigma_{mi,l} - \sigma_{mi,l-1}) + \\ & + [(1 - \mu_\sigma)K_{\sigma,bi} + \mu_\sigma](\sigma_{bi,l} - \sigma_{bi,l-1}) - \\ & - [(1 - \mu_\sigma)K_{\sigma,mj} + \mu_\sigma](\sigma_{mj,l} - \sigma_{mj,l-1}) - \\ & - [(1 - \mu_\sigma)K_{\sigma,bj} + \mu_\sigma](\sigma_{bj,l} - \sigma_{bj,l-1}), \end{aligned} \quad (\text{Б.4})$$

где $K_{\sigma,mi}$, $K_{\sigma,mj}$, $K_{\sigma,bi}$ и $K_{\sigma,bj}$ – теоретические коэффициенты концентрации мембранных и изгибных составляющих главных напряжений. Эти коэффициенты определяются экспериментально или по справочникам. Для упрощения расчёта, разрешается принять $\sigma_{mi} = \sigma_i$, $\sigma_{mj} = \sigma_j$, $\sigma_{bi} = 0$, $\sigma_{bj} = 0$, $K_{\sigma,bi} = K_{\sigma,mi}$, $K_{\sigma,bj} = K_{\sigma,mj}$; μ_σ – коэффициент, зависящий от стеснения деформации, если его значение неизвестно, вычисляются два значения коэффициента концентрации приведённых напряжений при $\mu_\sigma = 0$ и $\mu_\sigma = 0,3$ и берётся наибольшее значение.

Изменение какого-либо местного условного упруго приведённого напряжения $(\sigma_F)_l$ определяется с использованием графика соответствующего приведённого напряжения $(\sigma_L)_l$. На рисунке Б.1 изображён схематичный график

изменения местных приведённых напряжений для одного из сечений. Если до момента l напряжение $(\sigma_L)_l$ находилось в упругой области, то $(\sigma_F)_l = (\sigma_L)_l$, а если в упругопластической области и приобретает в этот момент наибольшее абсолютное значение среди всех предшествующих положительных и отрицательных напряжений (σ_L) , то $(\sigma_F)_l$ определяют по формуле:

$$(\sigma_F)_l = \text{sign}[(\sigma_L)_l - (\sigma_L)_h] (\xi R_{pe}^T)^{\frac{v-1}{v+1}} \times \left\{ \frac{1+v}{2} [(\sigma_L)_l - (\sigma_L)_h]^2 + \frac{1+v}{2} (\xi R_{pe}^T)^2 \right\}^{\frac{1}{1+v}} + (\sigma_F)_h, \quad (\text{Б.5})$$

где R_{pe}^T – предел пропорциональности при расчётной температуре;

$h < l$, h – индекс максимального напряжения;

v – показатель упрочнения;

ξ – некоторый коэффициент, зависящий от $|(\sigma_L)_l - (\sigma_L)_h|$.

Если до момента l , напряжение находилось в упругой области, а в момент l – в упругопластической, то момент l обозначают l_b , а показатель упрочнения v и предел пропорциональности R_{pe}^T вычисляют по нижеследующим формулам.

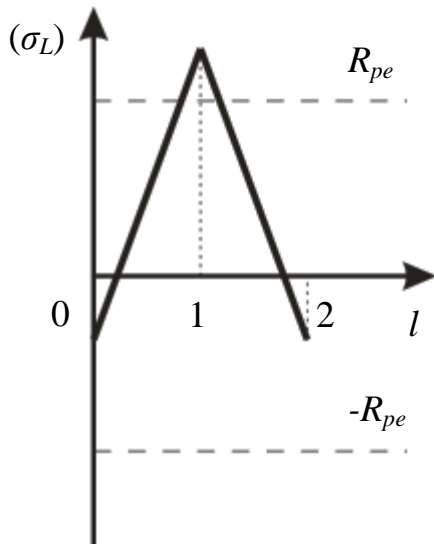


Рисунок Б.1 – График изменения местных приведённых

Для низкотемпературных тройников:

$$v = \frac{0,73 \lg \left[(1 + 1,4 \cdot 10^{-2} Z^T) \frac{R_m^T}{R_{p02}^T} \right]}{\lg \left[\frac{2,3 \lg \frac{100}{100 - Z^T}}{2 \cdot 10^{-3} + \frac{R_{p02}^T}{E^T}} \right]}, \quad (\text{Б.6})$$

$$R_{pe}^T = \left[\frac{R_{p02}^T}{2 \cdot 10^{-3} E^T + R_{p02}^T} \right]^{\frac{1}{1-v}}, \quad (\text{Б.7})$$

где Z^T – относительное сужение поперечного сечения образца при статическом разрушении при растяжении при расчётной температуре; E^T – модуль упругости при расчётной температуре.

Для высокотемпературных тройников:

R_{pe}^T определяется по изохорной кривой деформирования за время нагружения элемента в течение времени полуцикла;

$$v = \frac{\lg\left(\frac{\sigma^T}{R_{p02t}^T}\right)}{\lg\left(\frac{e^T}{e_{02t}^T}\right)}, \quad (\text{Б.8})$$

где σ^T и R_{p02t}^T предел текучести и напряжение, соответствующее упругопластической деформации, а e^T и e_{02t}^T соответствующие им деформации, причём $e^T \geq 2\%$.

Если до момента времени l хотя бы один раз была использована формула (Б.5), то для определения $(\sigma_F)_l$ рассматривают полуцикл $l_b \leq h \leq l$, причём

$$\text{если } |(\sigma_F)_l - (\sigma_L)_h| \leq 2R_{pe}^T, \text{ то } (\sigma_F)_l = (\sigma_L)_l - (\sigma_L)_h + (\sigma_F)_h,$$

$$\text{если } |(\sigma_F)_l - (\sigma_L)_h| > 2R_{pe}^T \text{ то расчёт по (Б.5), где } \xi = 2. \quad l=l_b.$$

При переменной в течение полуцикла температуре, вычисление значений R_{pe}^T , v проводится для максимальной и минимальной температуры по соответствующим значениям R_m^T , R_{p02}^T , E^T и Z^T . Значение R_{pe}^T принимается равным полусумме соответствующих значений. Допускается принимать $v = 0$, а $R_{pe}^T = R_{p02}^T$.

График (σ_F) от времени является исходными данными для расчёта на циклическую прочность.

Б.3 Расчёт на циклическую прочность

Коэффициент асимметрии определяется по формуле:

$$r = \begin{cases} \frac{(\sigma_F)_{max} - 2(\sigma_{aF})}{(\sigma_F)_{max}} \text{ если } (\sigma_F)_{max} < R_{p02}^{Tmin} \text{ и } 2(\sigma_{aF}) < [R_{p02}^{Tmin} + R_{p02}^{Tmax}]; \\ \frac{R_{p02}^{Tmin} - 2(\sigma_{aF})}{R_{p02}^{Tmin}} \text{ если } (\sigma_F)_{max} > R_{p02}^{Tmin} \text{ и } 2(\sigma_{aF}) < [R_{p02}^{Tmin} + R_{p02}^{Tmax}]; \\ -1 \text{ если } (\sigma_F)_{max} < R_{p02}^{Tmin}; \\ |(\sigma_F)_{max} - 2(\sigma_{aF})| > R_{p02}^{Tmin} \text{ и } 2(\sigma_{aF}) < [R_{p02}^{Tmin} + R_{p02}^{Tmax}]; \\ -\frac{R_{p02}^{Tmax}}{R_{p02}^{Tmin}} \text{ если } 2(\sigma_{aF}) \geq [R_{p02}^{Tmin} + R_{p02}^{Tmax}]. \end{cases} \quad (\text{Б.9})$$

Допускаемую амплитуду $[\sigma_{aF}]$ или допускаемое число циклов $[N_0]$ определяют в зависимости от материала. Для низкотемпературных тройников из стали с отношением $\frac{R_{p02}^T}{R_m^T} \leq 0,7$ при $[N_0] \leq 10^{12}$, $[\sigma_{aF}]$ определяют по формуле:

$$\begin{cases} [\sigma_{aF}] = \frac{E^T e_c^T}{n_\sigma (4[N_0])^m} + \frac{R_c^T}{n_\sigma \left[(4[N_0])^{m_e} + \frac{1+r}{1-r} \right]}; \\ [\sigma_{aF}] = \frac{E^T e_c^T}{(4n_N [N_0])^m} + \frac{R_c^T}{\left[(4n_N [N_0])^{m_e} + \frac{1+r}{1-r} \right]}, \end{cases} \quad (\text{Б.10})$$

где $n_\sigma = 2$ и $n_N = 10$ коэффициенты запаса прочности по напряжениям и числу циклов;

m, m_e – характеристики материала, определяются по справочным таблицам [58];

r – коэффициент асимметрии цикла;

$$R_c^T = R_m^T (1 + 1,4 \cdot 10^{-2} Z^T);$$

$$e_c^T = \begin{cases} 1,15 \lg \frac{100}{100 - Z_c^T} - \frac{(\sigma_F^*)_{\max} - R_{p02}^T}{2E^T} \text{ при } (\sigma_F^*)_{\max} > R_{p02}^T; \\ 1,15 \lg \frac{100}{100 - Z_c^T} \text{ при } (\sigma_F^*)_{\max} \leq R_{p02}^T, \end{cases}$$

$$Z_c^T = \min(Z^T, 50\%).$$

Характеристики E^T , Z^T и R_m^T принимаются равными минимальным значениям в интервале рабочих температур.

Если $[N_0] \leq 10^6$, то $[\sigma_{aF}]$ определяют по формуле:

$$\begin{cases} [\sigma_{aF}] = \frac{E^T e_c^T}{n_\sigma (4[N_0])^m} + \frac{R_{-1}^T}{n_\sigma \left[1 + \frac{R_{-1}^T}{R_m^T} \frac{1+r}{1-r} \right]}; \\ [\sigma_{aF}] = \frac{E^T e_c^T}{(4n_N [N_0])^m} + \frac{R_{-1}^T}{1 + \frac{R_{-1}^T}{R_m^T} \frac{1+r}{1-r}}, \end{cases} \quad (\text{Б.11})$$

где R_{-1}^T – характеристика материала.

Из двух значений $[N_0]$ или $[\sigma_{aF}]$, определённых по (Б.10) и (Б.11) выбирается наименьшее.

Для сталей перлитного класса при $[N_0] \leq 10^{12}$ и $\frac{R_{p02}^T}{R_m^T} > 0,7$, $[\sigma_{aF}]$ определяют по формуле:

$$[\sigma_{aF}] = \frac{B^T E^T e_m^T}{(4n_N [N_0])^{m_1}} \frac{1-r}{2} K_{(\sigma)}^2 + \frac{R_c^T}{(4n_N [N_0])^{m_e} + \frac{1+r}{1-r}} \quad (\text{Б.12})$$

$$\text{где } B^T = 0,16 \left(1 + \frac{1}{1 - \frac{R_{p02}^T}{R_m^T}} \right);$$

$$m_1 = \left(1,2 \frac{R_{p02}^T}{R_m^T} - 0,35 \right) \frac{1-r}{2};$$

$$e_m^T = 1,15 \lg \frac{100}{100 - Z_m^T};$$

$$Z_m^T = Z^T \frac{1 - \frac{R_{p02}^T}{R_m^T}}{1 + 1,4 \cdot 10^{-2} Z^T \frac{R_{p02}^T}{R_m^T}};$$

$K_{(\sigma)}$ – теоретический коэффициент концентрации приведённых напряжений.

Из трёх значений $[N_0]$ или $[\sigma_{aF}]$, определённых по формулам (Б.10), (Б.11) и (Б.12), выбирается минимальное.

Если $[N_0] \leq 10^6$, то вместо (Б.12) можно использовать формулу:

$$[\sigma_{aF}] = \frac{B^T E^T e_m^T}{(4n_N [N_0])^{m_1}} \frac{1-r}{2} K_{(\sigma)}^2 + \frac{R_{-1}^T}{1 + \frac{R_{-1}^T}{R_m^T} \frac{1+r}{1-r}}. \quad (\text{Б.13})$$

Допускаемую амплитуду напряжений для сварного соединения $[\sigma_{aF}]_s$, за исключением сварного соединения с неполным проплавлением определяют по формуле:

$$[\sigma_{aF}]_s = \varphi_s [\sigma_{aF}], \quad (\text{Б.14})$$

где $[\sigma_{aF}]$ – амплитуда допускаемых условных упругих напряжений, определяемая по расчётной кривой усталости или соответствующей формуле для основного материала при заданном числе циклов;

φ_s – коэффициент, зависящий от вида сварки и свариваемых материалов. Определяется по справочным таблицам [58].

Определение $[\sigma_{aF}]$ или $[N_0]$ для высокотемпературных тройников производится по тем же формулам, что и для низкотемпературных тройников (Б.10) и (Б.11), при этом следует принять:

$$R_c^T = \frac{R_{mt}^T}{1 - Z_t^T}, \quad e_c^T = e_{mt}^T = 1,15 \lg \frac{100}{100 - Z_{mt}^T}, \quad Z_{mt}^T = \frac{A_t^T}{100 + A_t^T}, \quad R_{-1}^T = R_{-1t}^T = 0,4 R_{mt}^T;$$

$$m = 0,5; \quad m_e = 0,132 \lg \frac{2,5}{1 - Z_t^T}.$$

Значение A_t^T и Z_t^T принимают по справочным таблицам [58].

Б.4 Порядок расчёта статической прочности тройника

1. С использованием «уточнённой методики» расчёта тройника, определяются значения напряжений σ_r , σ_φ , σ_z и τ для каждого сечения.
2. По (Б.3), определяются максимальные значения приведённых напряжений.
3. Сравнивается полученное значение с допускаемым напряжением (Б.1).

Б.5 Порядок расчёта циклической прочности тройника

1. С использованием «уточнённой методики» расчёта тройника и (Б.5), определяется максимальная амплитуда приведённых напряжений ($\sigma_{\alpha F}$).
2. Вычисляется значение допускаемой амплитуды приведённых напряжений $[\sigma_{\alpha F}]$, с использованием нижеизложенной методики.
3. Сравнивается ($\sigma_{\alpha F}$) и $[\sigma_{\alpha F}]$.

ПРИЛОЖЕНИЕ В.
РАСЧЁТ ТРОЙНИКА СОГЛАСНО РД-10-249-98

В.1 Определение допускаемого напряжения. Условие прочности

Все трубопроводы делятся на низкотемпературные и высокотемпературные.

Температура T_t равна:

- для углеродистых, низколегированных марганцовистых, хромомолибденовых и хромомолибденованадиевых сталей 370°C;
- для аустенитных сталей 450°C.

Если тройник работает при температуре среды в нём ниже, чем T_t , то он относится к низкотемпературным, иначе – к высокотемпературным.

Номинальные допускаемые напряжения следует принимать по таблицам [59]. Для материалов, не приведённых в таблицах [59], номинальное допускаемое напряжение определяется по таблице В.1.

Таблица В.1 – Определение номинального допускаемого напряжения $[\sigma]$, не зависящего от расчётного ресурса, или для расчётного ресурса 10^5 ч.

Материал	Формула
Углеродистая и теплоустойчивая сталь	$[\sigma] = \min \left\{ \frac{\sigma_B}{2,4}, \frac{\sigma_{0,2/t}}{1,5}, \frac{\sigma_{10^5/t}}{1,5}, \frac{\sigma_{1/10^5/t}}{1} \right\}$
Аустенитная хромоникелевая сталь	$[\sigma] = \min \left\{ \frac{\sigma_B}{3}, \frac{\sigma_{0,2/t}}{1,5}, \frac{\sigma_{10^5/t}}{1,5}, \frac{\sigma_{1/10^5/t}}{1} \right\}$

где σ_B – временное сопротивление разрыву при 20 °С; $\sigma_{0,2/t}$ – условный предел текучести при остаточной деформации 0,2% при расчётной температуре; $\sigma_{10^5/t}$ – условный предел длительной прочности при растяжении на ресурс 105 часов; $\sigma_{1/10^5/t}$ – условный предел длительной ползучести при растяжении, обуславливающий деформацию в 1% за 105 часов.

Условия прочности представлены в таблице В.2.

Таблица В.2 – Условия прочности

Условие прочности	Нагрузки
Расчёт на статическую прочность	
Низкотемпературные тройники	
$\sigma_{\text{Эф}} < 1,1[\sigma]$	$P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$
Высокотемпературные тройники	
$\sigma_{\text{Экв}} < 1,5[\sigma]$	$P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$
Расчёт на циклическую прочность	
$\sigma_{ai} \leq [\sigma_a]$ [σ_a] определяется по кривой долговечности	$P, N_i, M_{xi}, M_{yi}, M_{zi}, i = 1, 2, 3$

где P – внутреннее давление; N_i – нормальная сила в i -ом сечении; M_{xi} , M_{yi} , M_{zi} – изгибающие и крутящий моменты в i -ом сечении тройника.

В.2 Расчёт на статическую прочность. Низкотемпературные тройники

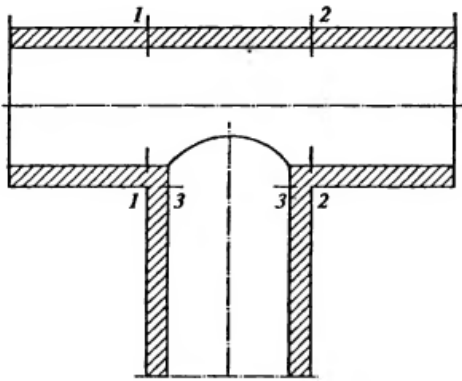


Рисунок В.1 – Расчётные сечения тройника

Силовые факторы и геометрические характеристики относятся к рассматриваемым сечениям (рисунок В.1).

$$\sigma_{\text{Эф}} = \sqrt{0,75\sigma_{np}^2 + \sigma_{zMN}^2 + 3\tau^2}, \quad (\text{В.1})$$

$$\text{где } \sigma_{np} = \frac{P[D_H - (s - c_1)]}{2\varphi_{ш}(s - c_1)};$$

$$\sigma_{zMN} = k_n \left(\frac{0,8\sqrt{M_x^2 + M_y^2}}{\varphi_{бу}W} + \frac{|N_z|}{F} \right); \quad (\text{В.2})$$

$$\tau = \frac{k_n M_z}{2W}; \quad (\text{В.3})$$

$\varphi_{ш}$ – коэффициент прочности при ослаблении сварными соединениями. Поскольку сварное соединение угловое, то $\varphi_{бу} = \varphi_{ш}$, его значение зависит от объёма ультразвукового контроля: если полный контроль, то $\varphi_{ш} = 0,8$, иначе $\varphi_{ш} = 0,6$;

k_n – коэффициент перегрузки, $k_n = 1,4$;

D_H – наружный диаметр сечения;

s – толщина стенки;

c_1 – технологическая прибавка к толщине стенки;

W – осевой момент сопротивления расчётного сечения при изгибе;

F – площадь расчётного сечения.

Для равнопроходного или почти равнопроходного тройника (отношение внутреннего диаметра корпуса к внутреннему диаметру штуцера не более 1,3), дополнительно к (В.1), эффективное напряжение вычисляют по формуле:

$$\sigma_{\text{эф}} = k_n \frac{\Omega \sqrt{M_x^2 + M_y^2}}{\Psi W}, \quad (\text{В.4})$$

где $\Omega = 0,93 \left(\frac{s}{r}\right)^{-0,755}$; r – средний радиус сечения; Ψ – коэффициент, зависящий от $\frac{\sigma_{\text{пр}}}{[\sigma]}$, определяется по графику в [59].

Из (В.1) и (В.4) выбирается наибольшее значение $\sigma_{\text{эф}}$ для каждого расчётного сечения.

В.3 Расчёт на статическую прочность. Высокотемпературные тройники

В стационарном режиме:

$$\sigma_{\text{экв}} = \sqrt{0,75\sigma_{\text{пр}}^2 + \sigma_{zMN}^2 + 3\tau^2}, \quad (\text{В.5})$$

где $\sigma_{\text{пр}}$ и τ вычисляются по формулам (20) и (22), а σ_{zMN} , определяется по формуле:

$$\sigma_{zMN} = k_n \left(\frac{\sqrt{M_x^2 + M_y^2}}{\varphi_{bu} W} + \frac{|N_z|}{F} \right). \quad (\text{В.6})$$

Для равнопроходного или почти равнопроходного тройника, эквивалентное напряжение определяется следующим образом:

$$\sigma_{\text{экв}} = \frac{1}{W} \sqrt{\left(0,6k_n \gamma_m \sqrt{M_x^2 + M_y^2} + W\sigma_{\text{пр}}\right)^2 + (k_n M_z)^2}, \quad (\text{В.7})$$

где $\gamma_m = 0,75\lambda \sum_{i=1}^5 A_i (1 - 4i^2)$;

$$A_1 = -\frac{1}{b}, A_2 = \frac{0,3125}{a_4} A_1, A_3 = \frac{0,4375}{a_3} A_2, A_4 = \frac{0,4687}{a_2} A_3, A_5 = \frac{0,4812}{a_1} A_4;$$

$$a_1 = 1,010 + 1633\lambda^2 + 99\omega, a_2 = 1,016 + 661\lambda^2 + 63\omega - \frac{0,2316}{a_1},$$

$$a_3 = 1,028 + 204\lambda^2 + 35\omega - \frac{0,2197}{a_2}, a_4 = 1,062 + 37,5\lambda^2 + 15\omega - \frac{0,1914}{a_3}$$

$$b = 0,125 + 1,5\lambda^2 + 3\omega - \frac{0,0977}{a_4}, \lambda = \frac{s}{r}, \omega = 1,82 \frac{P r}{E_p s}.$$

E_p – модуль упругости при рабочей температуре.

Их двух значений $\sigma_{экр}$, посчитанных по (В.5) и (В.7), выбирается максимальное.

Расчёт «холодного» состояния ведётся по тем же формулам, что и «горячего» (рабочего) состояния, с учётом $\sigma_{np} = 0$.

В критериях по достижению предельного состояния используется максимальное значение $\sigma_{экр}$ из расчётов для «горячего» и «холодного» состояний.

В.4 Расчёт на циклическую прочность

Допускаемая амплитуда эквивалентных напряжений определяется по кривым долговечности в [59]. Эти кривые откорректированы для учёта асимметрии цикла.

Для оценки допускаемой амплитуды переменных напряжений $[\sigma_a]$ при заданном числе циклов N или допускаемого числа циклов $[N]$, при заданной амплитуде напряжений σ_a используется принцип суммирования повреждений в виде:

$$\frac{N}{[N]} + \left(1,25 \frac{\sigma_c}{\sigma_{\tau/t}}\right)^m \leq D_c, \quad (\text{В.8})$$

где значение D_c определяется по графику в [58];

рекомендуется принимать $\sigma_{\tau/t} = 1,5[\sigma]$;

N – заданное число циклов;

$[N]$ – число циклов, определённое по кривой долговечности без учёта повреждений ползучести;

m – показатель степени в уравнении длительной прочности, рекомендуется принимать $m = 8$;

$$\sigma_c = K\sigma_{экр}, \quad (\text{В.9})$$

$$\text{где } K = \begin{cases} 1,4 & \text{при } \frac{\Delta\sigma_{ei}}{1,5[\sigma]_{max}+[\sigma]_{min}} \leq 1; \\ 1,5 & \text{при } \frac{\Delta\sigma_{ei}}{1,5[\sigma]_{max}+[\sigma]_{min}} > 1, \end{cases}$$

$\sigma_{эKB}$ определяется без учёта ослабления отверстиями,

$$\Delta\sigma_{ei} = E_t \left(\frac{\sigma_{ei,max}}{E_{max}} - \frac{\sigma_{ei,min}}{E_{min}} \right), \quad (\text{B.10})$$

где $\sigma_{ei,max}$ алгебраически максимальное эквивалентное напряжение в i -ом сечении ($i = 1 \dots 3$);

E_{max} – модуль упругости, в момент, когда достигаются $\sigma_{ei,max}$; $\sigma_{ei,min}$ алгебраически минимальное эквивалентное напряжение в i -ом сечении ($i = 1 \dots 3$);

E_{min} – модуль упругости, в момент, когда достигаются $\sigma_{ei,min}$;

E_t – модуль упругости при рабочей температуре.

Если $1,25 \frac{\sigma_c}{\sigma_{\tau/t}} \leq 0,5$, то повреждённость от ползучести не учитывается. Если

$1,25 \frac{\sigma_c}{\sigma_{\tau/t}} \geq 1$, то допускается не более 1000 циклов.

Амплитуда условно-упругих напряжений определяется следующим образом:

$$\sigma_{ai} = \begin{cases} \frac{0,5\Delta\sigma_{ei}}{\varphi_s} k_\sigma & \text{если } \Delta\sigma_{ei} \leq 2\sigma_{02/t}; \\ \frac{0,5}{\varphi_s} \sigma_{02/t} \left(1 + 0,25 \left(\frac{k_\sigma \Delta\sigma_{ei}}{\sigma_{02/t}} \right)^2 \right) & \text{если } \Delta\sigma_{ei} \geq 2\sigma_{02/t}. \end{cases} \quad (\text{B.11})$$

Из σ_{ai} выбирается максимальное значение.

Коэффициент концентрации напряжений k_σ определяется следующим образом:

$$k_\sigma = \max(k_m, k_i), \quad (\text{B.12})$$

где $k_i = \frac{1}{\varphi}$, $\varphi = \min(\varphi_d, \varphi_{ш})$.

$$k_m = \frac{\sqrt{(i_i M_x)^2 + (i_0 M_y)^2}}{\sqrt{M_x^2 + M_y^2}}, \quad (\text{B.13})$$

где M_x и M_y изгибающие моменты; i_0 – коэффициент концентрации напряжений изгиба при действии момента из плоскости тройника:

$$i_0 = \begin{cases} \frac{1,35}{\Omega^{2/3} \omega_p} & \text{при } \frac{d_a}{D_a} < 0,5; \\ \frac{0,9}{\Omega^{2/3} \omega_p} & \text{при } \frac{d_a}{D_a} > 0,5; \end{cases} \quad (\text{B.14})$$

$$\omega_p = 1 + 3,25 \frac{p}{E_t} \left(\frac{D_a - s}{2s} \right)^{5/2};$$

для тройников без укрепляющих накладок $\Omega = \frac{2s}{D_a - s}$;

i_i – коэффициент концентрации напряжений изгиба при действии момента в плоскости тройника: $i_i = 0,25 + 0,75 \cdot i_0$.

В.5 Порядок расчёта статической прочности тройника

1. В каждом сечении тройника определяется $\sigma_{\text{эф}}$ и $\sigma_{\text{экв}}$ по (В.1) и (В.5).
2. В каждом сечении проверяется критерий прочности по таблице В.1.

В.6 Порядок расчёта циклической прочности тройника

1. В каждом сечении определить коэффициент концентрации напряжений по (В.13).
2. По (В.11) определить амплитуду допускаемых напряжений.
3. По кривой усталости из [59], определить число циклов до разрушения.