



СУДОСТРОЕНИЕ

75 коп.

Л. В. Ефремов

КАЧЕСТВО  
И НАДЕЖНОСТЬ



Л. В. Ефремов

ПРАКТИКА  
ИНЖЕНЕРНОГО  
АНАЛИЗА  
НАДЕЖНОСТИ  
СУДОВОЙ  
ТЕХНИКИ

КАЧЕСТВО  
И НАДЕЖНОСТЬ



---

Л. В. Ефремов

**ПРАКТИКА  
ИНЖЕНЕРНОГО  
АНАЛИЗА  
НАДЕЖНОСТИ  
СУДОВОЙ  
ТЕХНИКИ**



ЛЕНИНГРАД  
«СУДОСТРОЕНИЕ»  
1980

ББК 39.45  
Е92  
УДК 629.12.06—192

**РЕДКОЛЛЕГИЯ СЕРИИ:**

**А. Г. ВАРЖАПЕТЯН**  
**В. П. КАМЕНСКИЙ**  
**С. В. КОРКОШ**  
**Р. В. КУЗЬМИН**  
(ответственный редактор)  
**Б. М. ЛЕВИН**  
**Г. Д. МОРОЗКИН**  
**В. А. ФРАНТАСЬЕВ**  
**Д. Т. ЧАПКИС**

**РЕЦЕНЗЕНТЫ:**

**д-р техн. наук**  
**проф.**  
**А. С. ПРОНИКОВ И**  
**канд. техн. наук**  
**К. Б. ПРОСКУРЯКОВ**

**НАУЧНЫЙ РЕДАКТОР**

**д-р техн. наук**  
**проф. А. Г. ВАРЖАПЕТЯН**

**Ефремов Л. В.**

**Е 92** Практика инженерного анализа надежности судовой техники. —Л.: Судостроение, 1980. 176 с., ил. (Качество и надежность).

В книге содержатся методические рекомендации по выполнению основных работ при оценке надежности судовой техники, начиная от сбора информации и кончая мероприятиями по повышению качества и увеличению эффективности использования судового оборудования. Показаны практические приемы расчета надежности с помощью настольной оргтехники (ЭВМ).

Книга рассчитана на специалистов, занимающихся технической эксплуатацией флота, а также на работников судоремонта, судостроительной и смежных отраслей промышленности. Она может быть полезна студентам и курсантам кораблестроительных вузов и других морских учебных заведений.

**Е 31805 — 037**  
**048(01)—80** 24 — 80 3605030000

**39.45**

© Издательство «Судостроение», 1980 г.

## ПРЕДИСЛОВИЕ

Для повышения эффективности использования судов большое значение имеет совершенствование практических методов исследования надежности судовой техники. Только на основе анализа надежности можно разработать мероприятия по повышению долговечности и безотказности деталей и узлов, обосновать межремонтные периоды, нормативы расхода сменно-запасных частей и объема ремонтов, оценить уровень безотказности изделий при государственной аттестации, сформулировать требования по надежности применительно к заданным условиям эксплуатации и решить многие другие важные задачи.

Проблемы изучения надежности давно вышли за рамки научных интересов узкой группы специалистов и перешли в сферу практической деятельности инженерно-технических работников проектных, ремонтных и эксплуатирующих организаций.

В предлагаемой вниманию читателей книге рассматриваются вопросы, связанные с анализом надежности судовой техники в процессе решения указанных выше задач. Основное внимание уделено судовым машинам и механизмам, эксплуатируемым в условиях действующих систем планово-предупредительных ремонтов и обслуживания (ППР и ППО). Это вызвано тем, что широко известные методы исследования надежности сложных систем, используемые, в частности, в радиоэлектронике, автоматике или электроэнергетике, не всегда пригодны для изделий машиностроения\*.

Любая сложная система автоматики или радиоэлектроники состоит из стандартных элементов (сопротивлений, конденсаторов,

\* Основы исследования надежности указанных систем изложены в трудах Б. М. Половко [32], И. А. Рябина [40], В. С. Сотскова [43] и др. Наиболее важные рекомендации по оценке технического состояния систем управления на основе анализа технической эффективности даны в монографии А. Г. Варжапетяна [5].

транзисторов и т. п.) с более или менее стабильными показателями безотказности. Поэтому проектировщик системы не занимается исследованиями процессов старения таких элементов. Его основная задача заключается в выборе оптимальных схемных решений с помощью анализа структурной надежности. Кроме того, при эксплуатации систем не приходится непосредственно сталкиваться с процессами старения элементов, поскольку в случае выхода из строя они просто заменяются запасными. Сроки профилактических осмотров аппаратуры обычно устанавливаются на основании контроля технической эффективности всей системы в целом по соответствующим выходным параметрам.

Совершенно иного подхода требует проектирование машин и механизмов. Задачей конструктора при этом является не столько взаимная компоновка элементов, сколько выбор таких конструктивно-технологических решений, которые обеспечивают быстрое и долговечное восстановление узлов и деталей. Для этого приходится выполнять расчеты на прочность, износостойкость, коррозионную стойкость и др. Раньше для подобных расчетов применялся детерминированный подход, но в последнее время все большее распространение получают вероятностные методы исследования\*.

Процессы старения деталей и узлов приводят к необходимости ремонта машин и механизмов, причем далеко не всегда степень повреждения детали можно оценить по выходным параметрам машины в целом. Поэтому возникает потребность в дефектации механизмов через заранее установленные промежутки времени, в соответствии с системой ППР и ППО. Номенклатура работ, требуемых в процессе ремонта, определяется с помощью норм износов, величин зазоров и других критериев технического состояния узлов, непосредственно характеризующих степень их повреждения.

Общий методологический подход к решению вопросов надежности машин с наибольшей полнотой сформулирован в монографии А. С. Проникова [34], где введены понятия фактических и потенциальных отказов и обоснованы способы расчета ресурсов деталей машин. Особенно важны для практики указания, что для повышения надежности машин в первую очередь необходимо изучать информацию о ремонтах.

Эффективность подобного подхода к изучению надежности машин подтверждается опытом многолетней работы автора данной книги по организации комплексных исследований надежности судового оборудования. В основу книги положены представления

\* В области усталостной прочности металлов вероятностные методы базируются на трудах В. В. Болотина [4], В. П. Когаева, С. В. Серенсена [41] и др. Эти методы получили практическое применение во многих отраслях промышленности и, в частности, в автомобилестроении [37], самолетостроении и др. Вопросы коррозионной стойкости трубопроводов в вероятностном аспекте подробно рассмотрены в работе [26].

о физике отказов и принципы изучения надежности машин, разработанные А. С. Прониковым [34]. Эти принципы получили здесь дальнейшее развитие применительно к судовой технике.

Назначенные ресурсы машин до ремонтов рекомендуется определять с помощью гамма-процентных ресурсов деталей для различных видов потенциальных отказов. При этом допустимая величина  $\gamma$ , рассматриваемая как вероятность того, что объект не достигнет предельного состояния (ГОСТ 13377—75), принимает разные значения для конкретных видов потенциальных отказов (в зависимости от степени их опасности). Показано, что достижение предельного состояния еще не означает отказа элемента машины, а лишь свидетельствует о необходимости профилактического восстановления данного элемента. Ввиду этого для ремонтируемых машин наряду с вероятностью отказа очень важным показателем является вероятность достижения предельного состояния. Допустимые значения этих показателей, как правило, не одинаковы.

Гамма-процентные ресурсы и вероятность достижения предельного состояния целесообразно определять с помощью моделей отказов, т. е. зависимостей этих показателей от характеристик состояния элемента. В предлагаемой методике используются модели отказов, основанные на логарифмически-нормальном распределении и распределении Вейбулла.

В случаях, когда невозможно определить характеристики процессов старения, параметры распределения вероятностей приходится устанавливать путем статистической обработки опытных данных. Для этого рекомендуется использовать справочник Я. Б. Шора и Ф. И. Кузьмина [52]. Для облегчения решения указанной задачи в книге все стандартные функции распределения вероятностей выражены через коэффициент вариации и относительные значения измеряемого признака (например, отношение времени или износа к их математическому ожиданию). Это позволило сравнить различные законы распределения и выбрать из них такой, который отличается наилучшими аппроксимирующими свойствами. Кроме того, удалось упростить методику оценки доверительных границ даже для тех случаев, когда закон распределения не задан, например при планировании наблюдений. Наиболее важным следствием из такого представления функций распределений явилась возможность установить зависимость между вероятностными характеристиками и характеристиками состояния рассматриваемого объекта. В формулы для квантилей распределения введены значения запасов надежности и запасов долговечности, которые характеризуют состояние элемента в рассматриваемый момент времени.

Принципиальное значение имеет анализ коэффициента вариации, входящего в функции распределений вероятностей. Этот параметр позволяет учитывать влияние качества изготовления, ремонта и эксплуатации на долговечность элемента: чем хуже качество, тем больше коэффициент вариации и тем меньше гамма-процентный ресурс. Таким способом удалось, например, объяснить необходи-

мость снижения ресурсов до повторных ремонтов и увеличения ресурсов в случае оснащения машины средствами автоматики.

Рассматриваемая методика позволяет не только прогнозировать ресурсы, но и решать очень важную обратную задачу: устанавливать необходимые запасы надежности и долговечности при заданных условиях эксплуатации, т. е. обеспечивать надежность элементов конструктивно-технологическими способами на стадии проектирования.

В книге рассмотрены также способы исследования фактической надежности изделия в целом по данным наблюдений в эксплуатации. В основе этих способов лежит расчет средних наработок и сроков службы до ремонта, наработок на отказ, коэффициентов готовности и других фактических показателей надежности. Это необходимо для оценки уровня фактической надежности, например, при государственной аттестации продукции. Рассмотрены и другие практически важные вопросы, такие как выбор номенклатуры показателей для изделий судовой техники различного назначения, способы расчета параметров распределений при различных образованиях выборочных совокупностей, определение видов работ при ремонтах с помощью характеристик надежности деталей и узлов и др.

Все рассмотренные способы анализа надежности иллюстрированы многочисленными примерами, что должно облегчить читателю усвоение приводимых рекомендаций.

Рукопись книги обсуждена на секции надежности ЦП НТО, которая рекомендовала книгу в качестве практического руководства для работников, занимающихся проблемами надежности судовой техники.

Отзывы и замечания читателей будут приняты с благодарностью. Их следует направлять по адресу: 191065, Ленинград, ул. Гоголя, 8, издательство «Судостроение».

## УСЛОВНЫЕ ОБОЗНАЧЕНИЯ

$A$ — постоянная уравнения регрессии	$f_p$ — плотность вероятности при равномерном распределении
$a$ — параметр масштаба	$\Phi(U_p)$ — нормированная функция плотности вероятности
$\alpha$ — показатель степени	$\Phi(t_y)_g$ — вероятность обнаружения потенциального отказа $g$ -го вида после наработки до ремонта $y$ -го вида
$\beta$ — доверительная вероятность	$G$ — нагрузка, сила реакции и т. п.
$B$ — коэффициент уравнения регрессии	$h$ — износ; изменение размера детали под воздействием процесса старения
$b$ — параметр формы распределения вероятностей	$h_{пр}$ — предельно допустимый износ, уровень предельного состояния
$C$ — параметр характеристики усталости	$i$ — номер члена выборки
$c$ — параметр равномерного распределения	$j$ — номер интервала разбиения
$d$ — параметр равномерного распределения	$K$ — коэффициент (с соответствующим индексом)
$\epsilon_\sigma$ — масштабный фактор при расчетах прочности	$K_r$ — коэффициент готовности
$F(X)$ — вероятность события при заданном $X$	$K_{т.и}$ — коэффициент технического использования
$F_0(U_p)$ — нормированная функция распределения	$K_{т.о}$ — коэффициент технического обслуживания
$F(t)$ — вероятность отказа за время $t$	
$F_{доп.о}$ — допустимая вероятность отказа	
$F_{доп.п}$ — допустимая вероятность достижения предельного состояния	
$f(X)$ — плотность вероятности распределения	
$f$ — средняя частота колебаний нагрузки	

$K_{o.н}$ — средний запас надежности	$N_o$ — суммарное число отказов (совершившихся событий)
$K_{o.д}$ — средний запас долговечности	$N_{\sigma}$ — суммарное число циклов изменения напряжений
$K_{50н}$ — медианный запас надежности	$n_j$ — число отказов (совершившихся событий) в интервале времени
$K_{50д}$ — медианный запас долговечности	$P_i$ — вероятность несовершившихся событий
$K_{50т.н}$ — требуемый медианный запас надежности	$P(X_j)$ — эмпирическая вероятность безотказной работы (или несовершившихся событий)
$K_{50т.д}$ — требуемый медианный запас долговечности	$P(t)$ — вероятность безотказной работы за время $t$
$K_{o.т.н}$ — требуемый средний запас надежности	$q$ — номер интервала относительно нулевого интервала при статистических расчетах
$K_{o.т.д}$ — требуемый средний запас долговечности	$X$ — измеряемый признак (независимая переменная)
$K_{пр}$ — запас прочности	$X_{ср}$ — средняя величина измеряемого признака
$ K(b)$ — коэффициент в функции распределения Вейбулла (гамма-функция)	$X_{\gamma}$ — гамма-процентная величина измеряемого признака
$H_{1i}$ и $H_{2i}$ — размеры детали при первом и втором замерах в $i$ -м интервале времени	$X_{в}$ и $X_{н}$ — верхняя и нижняя доверительные границы
$M_i$ и $M_{i+1}$ — номера месяцев, входящих в состав первой и второй даты измеряемого отрезка времени	$X_i$ — $i$ -й член выборки
$M$ — число интервалов разбиения шкалы измеряемого признака	$X_j$ — величина измеряемого признака для $j$ -го интервала
$m$ — показатель степени характеристики усталости металла и другого процесса старения	$Y$ — измеряемый признак (зависимая переменная)
$N$ — суммарное число случаев, отказов, объектов и т. п. при статистических расчетах	$y$ — номер вида ремонта
	$z_y$ — число ремонтов $y$ -го вида
	$z_{рем}$ и $z_{т.о}$ — число видов ремонтов и технических обслуживаний

## Глава 1. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ О НАДЕЖНОСТИ СУДОВОЙ ТЕХНИКИ

### 1. ЦЕЛИ И ЗАДАЧИ ИЗУЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ

Неожиданная потеря судном хода или управляемости, особенно при неблагоприятном стечении обстоятельств (во время шторма или при прохождении узкостей), может привести к крупной аварии и даже гибели судна. Поэтому обеспечение максимально возможной безотказности судовой техники при эксплуатации представляет собой важную задачу.

Современное судно является сложным инженерным сооружением, насыщенным разнообразным комплектующим оборудованием. Так, крупнотоннажный траулер (супертраулер) имеет энергетическую установку с двухмашинным дизель-редукторным агрегатом и винтом регулируемого шага (ВРШ), многочисленное электрооборудование, холодильную установку, технологическое и промысловое оборудование, системы различного назначения, радиопоисковую технику и др. Для поддержания всей этой многообразной техники в работоспособном состоянии требуются определенные затраты на техническое обслуживание и ремонты. Так, одни только плановые ремонты за весь срок службы супертраулера приводят к простоям общей продолжительностью до 25% эксплуатационного времени. Эти затраты могут значительно возрасти из-за недостаточной надежности судового оборудования или отсутствия запасных частей.

Таким образом, основная цель изучения надежности судовой техники — обеспечение безотказной работы, а также минимальных затрат времени и средств на техническое обслуживание и ремонты судна за установленный срок службы до его списания. Это предусматривает целенаправленное исследование надежности на всех этапах проектирования и эксплуатации любого изделия судовой техники путем решения ряда конкретных задач.

Рассмотрим наиболее важные задачи, которые приходится решать с помощью инженерных методов анализа надежности.

Первая задача заключается в определении элементов, надежность которых не удовлетворяет требованиям эксплуатации и снижает общий уровень надежности изделия. Задача решается путем сбора информации об отказах в эксплуатации с последующей разработкой конструктивно-технологических мероприятий по устранению причин отказов серийно изготавливаемых объектов. Этому способствует существующая система гарантийных обязательств поставщиков по устранению дефектов на основе предъявляемых рекламационных актов. Менее эффективно и оперативно устраняются дефекты изделий после истечения гарантийных сроков. Поэтому для решения первой задачи очень важно совершенствовать систему сбора информации о недостатках судовой техники и разработки согласованных между поставщиком и заказчиком решений по улучшению ее качества.

Вторая задача инженерного анализа надежности состоит в определении показателей безотказности, необходимых для оценки уровня качества при государственной аттестации изделий, с последующим составлением плана мероприятий по их совершенствованию. Для этого применяются сравнительно простые методы расчета показателей надежности. Главная проблема заключается в организации системы сбора данных об отказах, их накоплении и обработке в головных организациях министерств и ведомств — потребителей и поставщиков судов и изделий судовой техники.

Третья задача — разработка или корректировка нормативов периодичности и объема ремонтов, а также норм расхода запасных частей. Для решения этой задачи требуются более достоверные и точные исходные данные о надежности элементов, полученные не только во время эксплуатации, но и при дефектации изделий во время ремонтов. Поэтому число подконтрольных объектов приходится ограничивать на основе правил планирования наблюдений. Для обоснования нормативов необходимо совершенствовать методы инженерного анализа распределений долговечности элементов изделий.

Четвертая задача инженерного анализа надежности решается одновременно с тремя первыми; она заключается в совершенствовании требований по надежности и правил проектирования элементов изделий с учетом вероятностной природы возникновения отказов. Здесь, кроме изучения опыта эксплуатации, необходимы специальные исследования, направленные на обеспечение надежности конструктивными и технологическими методами (повышение прочности, износостойкости, коррозионной стойкости и т. п.). Эту задачу, как правило, решают научно-исследовательские организации поставщика, иногда совместно с заказчиком.

Пятая задача состоит в разработке методов прогнозирования надежности на стадии проектирования. В настоящее время еще не для всех видов отказов машин и механизмов разработаны инженерные методы прогнозирования надежности. Требуются специальные исследования в лабораторных и натурных условиях деталей

машин различного назначения для накопления достоверного статистического материала.

К шестой задаче можно отнести определение причин недостаточной надежности того или иного элемента изделия (детали или узла) и разработку технических мероприятий по их устранению. Причины низкой надежности выявляются расчетными и экспериментальными методами.

В состав работ по исследованию причин недостаточной надежности входит изучение вероятностных характеристик фактической долговечности рассматриваемой детали (узла). Для разработки рекомендаций по устранению причин отказов необходимо изучить передовую технологию и прогрессивные конструктивные решения. В некоторых случаях выполняются специальные лабораторные исследования новых материалов, конструкций и технологических процессов.

При исследовании надежности во время эксплуатации удается также получить исходные данные для решения еще одной важной задачи — определения объектов безразборной диагностики, с последующей разработкой средств и методов этого перспективного направления технического обслуживания и ремонта судовой техники.

Рассматривая задачи в области надежности, можно наметить два основных этапа инженерного анализа. На первом этапе устанавливается фактическая (хотя и не всегда точная) картина надежности и выявляются «слабые звенья» в системах, из которых состоят изделия судовой техники. На втором этапе производится более глубокое изучение надежности элементов изделий на основе анализа вероятностной и физической сущности отказов. Только с помощью методов, применяемых на втором этапе, может быть достигнута основная цель исследования надежности — обеспечение требуемого уровня безотказности, долговечности и ремонтпригодности как отдельных изделий, так и судна в целом.

Задачи, которые указаны выше, обычно решаются научно-исследовательскими и проектно-конструкторскими организациями применительно к любому обезличенному изделию. Однако большой экономический эффект можно получить и при изучении надежности каждого конкретного изделия в судовых условиях. С помощью сравнительно простых методов анализа работоспособности и износа деталей механизма судовой механики может быть подготовлено обоснованное предложение по продлению межремонтных ресурсов в одних случаях (при большом запасе надежности) или увеличению дополнительной поставки запасных частей — в других (при низкой надежности).

Умение анализировать данные о надежности может выручить судового специалиста при разборе причин аварийных случаев, если аварийный отказ произошел из-за конструктивных и технологических недостатков, а не из-за нарушения правил технической эксплуатации.

## 2. КЛАССИФИКАЦИЯ ИЗДЕЛИЙ СУДОВОЙ ТЕХНИКИ И ИХ ЭЛЕМЕНТОВ

Надежность каждого элемента судового оборудования (изделия) по-своему влияет на работоспособность судна в целом. Если, например, разрушение гребного винта или коленчатого вала главного двигателя приводит к аварийному ремонту судна, то перегоревшая лампа светильника в машинном отделении — легко устраняемая неисправность.

Имеются различия в методах технического обслуживания и ремонта изделий судовой техники. Одни изделия обслуживаются в рамках системы ППР и ППО, а другие — по мере возникновения отказов. Поэтому не может быть одинакового подхода к нормированию и анализу надежности разных видов судовой техники, чем и вызвана необходимость ее классификации.

Применительно к рассматриваемой в этой книге методике представляется целесообразным построить классификацию таким образом, чтобы в каждую классификационную группу входили изделия, одинаково влияющие на надежность и эффективность функционирования судна в целом.

Исходя из этого условия сначала разделим все судовое оборудование на две укрупненные функциональные группы. К *первой группе* отнесем оборудование, обеспечивающее основные функции судна как транспортного плавучего средства: корпус судна, главную энергетическую установку, электростанцию, радиооборудование и др. Ко *второй группе* отнесем оборудование, предназначенное для выполнения судном каких-либо специальных функций. Например, рыбопромысловое судно может иметь промысловое, технологическое и холодильное оборудование.

После такого укрупненного разделения всего оборудования можно приступить к классификации изделий судовой техники. В частности, судовые машины и механизмы и другое механическое оборудование предлагается подразделить на четыре класса. К *первому классу* отнесем изделия, техническое обслуживание и ремонты которых должны выполняться одновременно с работами по техническому обслуживанию и ремонту судна в целом. В этот класс попадают корпус, рулевое устройство, гребной винт, гребной вал, дейдвудные подшипники и другие элементы судна. Если произойдет отказ изделия первого класса, то для его восстановления потребуется выводить из эксплуатации все судно. С другой стороны, от надежности изделий первого класса прежде всего зависят сроки технического обслуживания (в частности, доковых работ) и ремонта судна в целом.

Во *второй класс* включим изделия, плановые ремонты которых должны совмещаться с плановыми ремонтами судна, а плановое техническое обслуживание выполняться в межремонтные периоды эксплуатации судна. К этому классу относятся не менее ответственные изделия — главный двигатель, главный редуктор, подшип-

ники валопровода, парогенератор и т. п. Изделия второго класса отличаются от изделий первого класса тем, что во время эксплуатации плановые работы по их техническому обслуживанию выполняются силами экипажа. Это значит, что не всякий отказ изделия второго класса может повлечь за собой ремонт всего судна. Лишь отказы деталей, которые должны восстанавливаться во время ремонта (например, коленчатый вал главного двигателя), окажут воздействие на работоспособность судна в целом, так как потребуются вывод его из эксплуатации для аварийного ремонта. Если же откажет элемент, восстановление которого должно выполняться при техническом обслуживании, то с этой работой вполне справится экипаж судна. Так, судовой механик затратит не более часа на замену форсунки главного двигателя, плановое обслуживание которой тоже выполняется в море.

В *третий класс* включим изделия, которые также имеют плановую систему технического обслуживания и ремонтов, но эти работы могут выполняться в межремонтный период эксплуатации судна силами судового экипажа. К этому классу относится большинство вспомогательных механизмов небольших размеров — насосы, электромоторы и электродвигатели, сепараторы, компрессоры и т. п. Наличие плановой системы технического обслуживания и ремонтов свидетельствует о том, насколько ответственны эти изделия. В то же время возможность выполнения ремонтов на борту судна показывает, что даже серьезный отказ в принципе не приводит к аварийной ситуации для всего судна.

К *четвертому классу* относятся изделия, которые ремонтируются или заменяются только при возникновении отказов. Плановая система ремонтов и технического обслуживания для таких изделий не предусмотрена. К этому классу изделий можно отнести многие элементы судовой автоматики, дельные вещи или изделия бытового обихода. Для таких изделий плановая система не нужна именно потому, что выход их из строя в любой момент времени не скажется на выполнении судном его основных функций.

Изделия четвертого класса можно подразделить еще на две группы: восстанавливаемые и невосстанавливаемые. Невосстанавливаемые изделия — это изделия, которые должны заменяться в случае первого отказа: например, электрическую лампочку, если перегорит нить накала, остается только заменить.

Аналогичный принцип положен в основу классификации отдельных элементов изделий судовых машин и механизмов. Для сложных изделий первого, второго и третьего классов предлагается такая классификация.

К элементам *первой категории* отнесем все детали и узлы, первое плановое освидетельствование которых должно выполняться при капитальном ремонте изделия или которые должны служить без ремонта до списания изделия. Очевидно, что в первую категорию войдут все наиболее ответственные детали, для ремонта которых потребуется полная разборка изделия.



К элементам *второй категории* можно отнести те детали и узлы, первое плановое освидетельствование которых должно выполняться во время среднего (или равноценного ему) ремонта. Здесь требуется лишь частичная разборка изделия, а следовательно, в случае отказа время простоя в ремонте будет значительно меньше, чем при отказе элемента первой категории.

К *третьей категории* можно отнести элементы, первое освидетельствование которых может выполняться при техническом обслуживании. Обычно для восстановления элементов третьей категории не требуется разбирать (полностью или частично) корпус изделия, в крайнем случае могут вскрываться штатные лючки или демонтироваться наружные узлы. Для восстановления изделий третьей категории требуется еще меньше времени, чем для восстановления изделий второй категории.

Возьмем для примера какой-нибудь судовой механизм. У двигателя внутреннего сгорания к элементам первой категории можно отнести корпус и фундаментную раму, коленчатый вал, цилиндрические крышки и цилиндрические втулки и др. Все эти элементы должны либо служить до списания двигателя, либо проходить первый контроль при капитальном ремонте. Ко второй категории можно отнести поршневые кольца, подшипники, впускные и выпускные клапаны и т. п. Для осмотра этих деталей не надо разбирать весь двигатель, достаточно снять крышки цилиндров и штатные лючки картера. К третьей категории относятся детали и узлы топливной аппаратуры, для ремонта которых не требуется разборка корпуса двигателя.

### 3. КРИТЕРИИ НАДЕЖНОСТИ

**Классификация отказов элементов.** Согласно ГОСТ 13377—75, *отказ* — это событие, заключающееся в нарушении работоспособности. При изучении надежности систем, состоящих из стандартных невосстанавливаемых элементов (конденсаторов, сопротивлений, транзисторов и т. п.), такое определение отказа является исчерпывающим и не нуждается в разъяснениях.

Однако для машин и механизмов, работоспособность которых приходится не только восстанавливать при возникновении отказов, но и поддерживать путем выполнения плановых ремонтов и технического обслуживания (профилактики), содержание понятия отказа усложняется.

При дефектации машины перед ремонтом выявляются различные повреждения, дефекты и случаи достижения предельно допустимых износов и зазоров. Эти явления нельзя смешивать с отказами, возникающими при эксплуатации, поскольку мы не можем знать наработки до тех отказов, которые могли бы произойти, если бы не было планового ремонта. Это обусловило необходимость ввести дополнительный термин, охватывающий все случаи достижения предельных состояний элементов, обнаруживаемые при

дефектации машин и механизмов. Проф. А. С. Проников предложил назвать подобные «несостоявшиеся» отказы *потенциальными* [34], что совпадает по смыслу с понятием «предупреждаемые отказы», используемым при изучении надежности оборудования судов промыслового флота [18].

Отказы, которые в действительности возникают в эксплуатации и вызывают внеплановые простои машин, проф. А. С. Проников называет *фактическими* отказами [34], а в методической документации по надежности оборудования флота рыбной промышленности [18] они названы *явными* отказами.

Как показывает опыт работы на судах флота рыбной промышленности, разделение отказов на потенциальные и фактические облегчает задачу сбора, систематизации и обработки информации о надежности судового оборудования. Информация о фактических отказах регистрируется судовыми специалистами при нахождении судна в море, а затем направляется в центральную картотеку. Для получения информации о потенциальных отказах, необходимо обрабатывать ремонтную документацию и проводить контрольные обмеры деталей во время дефектации механизмов на судоремонтных предприятиях или судах. Имеются различия и в методах обработки информации о потенциальных и фактических отказах (см. гл. 3 и 4).

Понятие о потенциальном отказе имеет принципиальное значение для инженерного анализа долговечности и ремонтпригодности машин и механизмов. Только путем изучения потенциальных отказов можно объективно оценивать и нормировать ресурсы до ремонтов, определять трудоемкость работ и затраты на сменно-запасные части при ремонтах, а также решать обратную задачу — находить конструктивные варианты, обеспечивающие безотказную работу в течение назначенного срока службы машины.

Иная роль отводится в методике анализа надежности машин и механизмов фактическим отказам. С помощью сведений о фактических отказах оценивается уровень безотказности изделий в межремонтные периоды эксплуатации, так как при наличии системы ППР и ППО возникновение отказов должно рассматриваться как неправомерное явление.

Многие виды потенциальных отказов развиваются под воздействием естественных процессов старения, которые неизбежно должны привести к ремонту или списанию машины. Поэтому подобные потенциальные отказы названы в работе [34] и методической документации флота рыбной промышленности [18] *допустимыми* отказами; они должны приниматься в расчет при определении ресурсов машин до плановых ремонтов на стадии проектирования.

Как известно, не всегда удается создать новую машину, которая не имела бы тех или иных конструктивных недостатков. В процессе эксплуатации или при дефектации многих машин выявляются различные дефекты, т. е. потенциальные или фактические отказы, которых можно было бы избежать за счет соответствующих конструктивных или технологических решений. В работе

[34] такие потенциальные отказы называются недопустимыми; задача конструктора машины или механизма заключается в том, чтобы такой отказ не проявился раньше сроков ремонта или списания элемента, установленных с учетом допустимого отказа.

Деление потенциальных отказов на допустимые и недопустимые облегчает нормирование значений *вероятности достижения предельного состояния*.

При анализе надежности машин и механизмов необходимо учитывать физическую природу возникновения отказов. С этой точки зрения отказы принято разделять на *внезапные* и *постепенные* (ГОСТ 13377—75). Однако довольно часто постепенные отказы проявляются неожиданно, так же, как и внезапные. Поэтому представляется целесообразным показать основное различие между ними.

Постепенные отказы возникают из-за развития с большей или меньшей скоростью процессов старения элементов машины. Это приводит либо к естественному старению машины в целом за установленный срок службы, либо к появлению преждевременных недопустимых отказов.

Внезапные отказы происходят вследствие резкого увеличения внешних воздействий на деталь машины и не связаны с процессами старения. Условия возникновения внезапных отказов подобны обстоятельствам возникновения травм у людей. Так же, как в случае получения человеком травмы, вероятность возникновения внезапного отказа в любой момент времени (т. е. интенсивность отказов) не зависит от возраста объекта. Например, поломка лопасти гребного винта из-за удара о твердый предмет одинаково вероятна как во время приемно-сдаточных испытаний судна, так и после десяти лет эксплуатации.

По-иному проявляются во времени постепенные отказы: интенсивность этих отказов возрастает. Обработка статистических данных о поломках лопастей гребного винта большого морозильного траулера показала, например, что в интервале 4—6 тыс. ч работы на 100 гребных винтов приходилось две лопасти с трещинами в комле,<sup>а</sup> а в интервале 18—20 тыс. ч работы число таких лопастей возросло до 12. Причиной разрушения лопастей оказались усталостные напряжения в комле, возникшие вследствие неудачного конструктивного решения и неправильного выбора материала.

Причины отказов также принято разделять на конструкционные, производственные и эксплуатационные (ГОСТ 13377—75). Следует отметить, что на практике решить вопрос о причине отказа зачастую бывает нелегко, поскольку каждая из сторон (проектная организация или завод-изготовитель и судовладелец) защищает свои интересы, а причины отказа чаще всего взаимосвязаны. В общем случае причины отказа кроются в возникшем несоответствии между конструктивно-технологическими свойствами объекта и условиями его эксплуатации. При небольших запасах прочности малейшее отклонение от расчетных условий эксплуатации может при-

вести к отказу. При значительных запасах прочности отказа не произойдет в любых, даже самых неблагоприятных условиях.

**Характеристики изменения технического состояния.** Для практики инженерного анализа надежности наряду с понятиями об отказах важное значение имеют понятия о ресурсе и предельном состоянии. Эти понятия связаны между собой таким определением (ГОСТ 13377—75): «Ресурс — это наработка от начала эксплуатации или ее возобновления после среднего или капитального ремонта до наступления предельного состояния».

Отсюда следует, что для определения ресурса необходимо, во-первых, получить зависимость изменения технического состояния объекта во времени, а во-вторых — установить критерий или признак, характеризующий предельное состояние. Тогда ресурс можно определить по моменту времени, когда техническое состояние, постепенно ухудшаясь, совпадет с предельным состоянием.

Таким путем можно установить ресурсы элементов машины при каждом виде потенциального отказа, а затем с их помощью найти ресурс до ремонта машины в целом.

В основе предлагаемых в этой книге методов расчета ресурсов положены современные представления о физической природе потенциальных отказов машин и, в частности, представления о техническом состоянии изделия.

В своей монографии [34] проф. А. С. Проников раскрывает механизм образования отказа и показывает, как формируется техническое состояние элементов машин под воздействием разнообразных процессов старения: изнашивания, коррозии, эрозии, усталостного разрушения металлов, наростообразования и т. п. Внешне подобные процессы проявляются в виде соответствующих повреждений. Так, изнашивание характеризуется износом, коррозия — коррозионными разрушениями поверхности, усталость металла — трещинами, наростообразование — увеличением слоя отложений и т. д. В свою очередь от степени повреждения зависят те или иные выходные параметры машины или ее элементов, т. е. контролируемые признаки, которые характеризуют уровень технического состояния в любой момент времени. Допустимые пределы изменения выходных параметров, необходимые для оценки уровня технического состояния, соответствуют понятию о предельном состоянии.

В общем случае техническое состояние сложной машины оценивается не одним, а многими выходными параметрами, которые можно на основе рекомендаций работы [34] разделить на несколько групп.

В *первую группу* входят выходные параметры, характеризующие изменение эффективности работы машины в целом под воздействием одновременно действующих процессов старения. Например, общее ухудшение технического состояния главного двигателя можно обнаружить по увеличению температуры выпускных газов, расхода топлива и смазки при работе на номинальной мощности вследствие износа топливной аппаратуры, подшипников, деталей цилиндри-

поршневой группы, а также нагарообразования на поршне и выпускном коллекторе. Однако те же параметры могут изменяться и под воздействием обрастания корпуса и гребного винта. Взаимосвязи между подобными выходными параметрами и процессами старения обычно неоднозначны и случайны, а выявление их представляет весьма сложную задачу. Поэтому выходные параметры первой группы на практике используют лишь для общей оценки технического состояния машины, а не для прогнозирования надежности отдельных деталей.

Ко *второй группе* можно отнести выходные параметры, контроль которых удастся осуществить только с помощью специальной аппаратуры. В эту группу входят такие параметры, как уровни шума, уровни вибрации, спектральный состав масла и т. п. Эти параметры косвенно отражают протекание тех или иных процессов старения машины, однако взаимосвязь между ними достаточно сложна и требует специального изучения. В большинстве случаев зависимость между выходным параметром второй группы и тем или иным процессом старения значительно искажается другими сопутствующими процессами старения или процессами того же вида, происходящими в других узлах машины.

Например, об увеличении зазора между поршнем и втулкой по мере изнашивания можно судить по изменению уровня вибрации корпуса двигателя. Однако высокой точности и достоверности оценки зазора не всегда удается достигнуть, поскольку функция уровня вибрации от зазора будет иметь случайный характер из-за рассеивания упруго-массовых характеристик у различных двигателей и искажения выходного сигнала помехами от вибрации соседних цилиндров.

При исследовании других процессов старения возможна более тесная корреляционная связь с выходным параметром. Так, об изнашивании подшипников машины можно судить по увеличению количества продуктов износа в масле. В этом случае будет оцениваться техническое состояние сразу всех подшипников.

Таким образом, выходные параметры второй группы целесообразно использовать для общей оценки текущего состояния машины, но полное представление о техническом состоянии конкретных узлов и деталей по ним можно получить далеко не всегда.

К *третьей группе* относятся выходные параметры, которые характеризуют степень повреждения конкретных узлов машины и которые можно измерять с помощью штатных контрольно-измерительных приборов. Например, о засорении элементов фильтра можно судить по увеличению давления масла перед фильтром, увеличение зазора между уплотнением и валом приводит к повышению протечек воды через уплотнение. В таких случаях между процессом старения (степенью повреждения) и выходным параметром существует более простая и чаще всего прямая зависимость. Обычно выходные параметры третьей группы характерны для деталей и

узлов, срок службы которых лимитирует периодичность технического обслуживания машины.

Выходные параметры *четвертой группы* непосредственно отражают техническое состояние узлов машины и определяются путем измерения степени повреждения этих узлов. Например, износ пар трения подшипника можно выявить по изменению зазора путем измерений щупом или с помощью радиального перемещения вала относительно подшипника. Как правило, для этой цели приходится частично разбирать машину и во всяком случае временно выводить ее из работы.

*Пятая группа* включает выходные параметры, характеризующие степень повреждения деталей на определенных участках поверхности. Эти параметры можно проконтролировать только непосредственным осмотром и определением степени повреждений. Например, износ зеркала цилиндров определяется путем измерения диаметра цилиндра во время проведения двух смежных ремонтов машины. Процесс коррозионного разрушения можно проследить по изменению глубины коррозии. Выходные параметры пятой группы можно контролировать только при нахождении узлов машины в разобранном виде. Между тем именно эти параметры наиболее объективно отражают протекание процессов старения и уровень технического состояния деталей и узлов.

К *шестой группе* относятся выходные параметры, которые характеризуют процессы старения, недоступные для контроля во время эксплуатации. Речь идет прежде всего о степени усталости металлов, которая оценивается значениями разрушающих напряжений после накопления определенного числа циклов изменения нагрузки. Эти напряжения можно установить только путем разрушения образцов детали в лабораторных условиях. О достижении предельно допустимых напряжений у конкретной детали свидетельствует появление на ее поверхности трещин, что представляет собой очень опасное явление. Однако предугадать момент их появления на основании предшествующих осмотров не представляется возможным, это можно осуществить только расчетным путем.

Для прогнозирования ресурсов и сроков службы до ремонтов и для обеспечения высокой безотказности машин первостепенное значение имеет изучение выходных параметров четвертой, пятой и шестой групп, поскольку их изменение не может быть обнаружено иначе, как путем разборки механизма (при эксплуатации). Актуальность изучения выходных параметров указанных групп обусловлена также тем, что остальные выходные параметры формируются под влиянием (более или менее сложным) указанных.

Основное внимание в настоящей работе уделяется выходным параметрам, которые непосредственно отражают развитие того или иного процесса старения и приводят к появлению потенциальных отказов.

Для прогнозирования и обеспечения надежности деталей и узлов машины необходимо изучать зависимости изменения указан-

ных выходных параметров от времени. Эти зависимости в общем случае целесообразно назвать характеристиками процесса старения, а в частных случаях такие зависимости будем называть, например, характеристикой изнашивания, характеристикой нарастания зазора, характеристикой усталости и т. п. Отметим, что любая характеристика процесса старения в свою очередь является частным случаем зависимости изменения технического состояния объекта от времени, т. е. временной зависимости изменения выходного параметра.

**Схема образования потенциального отказа.** На рис. 1 показана принципиальная схема образования потенциального отказа из-за

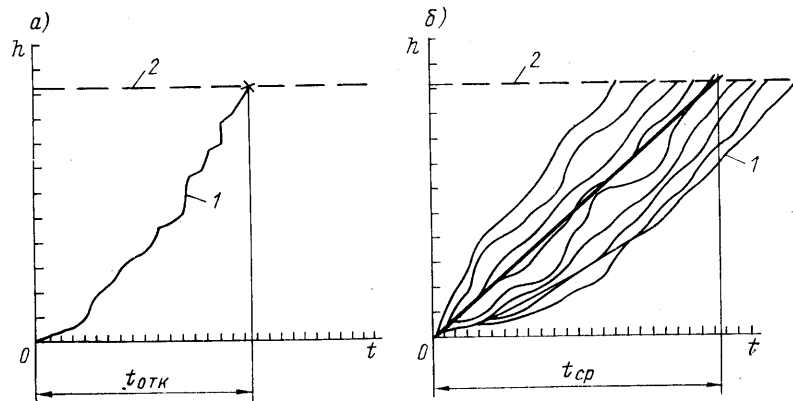


Рис. 1. Схема образования постепенного отказа одного объекта (а) и множества однородных объектов (б)  
 $t_{отк}$  — наработка до отказа;  $t_{ср}$  — средняя наработка до отказа

изнашивания подшипника. Возрастающая ломаная линия 1 обозначает процесс изнашивания (линия изнашивания), а горизонтальная прямая линия 2 — предельно допустимый износ (линия предельно допустимого износа). Точка пересечения этих линий соответствует *фактическому ресурсу* исследуемого объекта.

Линия изнашивания на рис. 1 построена только для одного конкретного подшипника путем периодического измерения глубины истертого слоя через определенные промежутки времени (например, через месяц). Рассматриваемый график для одного объекта не представляет большого интереса для практики, поскольку он отражает уже прошедший период эксплуатации. Чтобы заблаговременно установить ресурс элемента изделия, необходимо исследовать не один, а много одинаковых объектов.

Очевидно, что линии изнашивания для разных объектов не совпадут, поскольку эти объекты различались не только качеством материала и размерами (в пределах технологических допусков), но и условиями эксплуатации. В частности, имеют значение режимы работы, климатические условия, наработка за год и даже трудовая

дисциплина обслуживающего персонала. Поэтому мы получим на графике некоторое семейство кривых изнашивания, что говорит о вероятностной природе этого процесса, как, впрочем, и любого процесса старения. Методы математической статистики (см. с. 99) позволяют провести среднюю линию, которая будет проходить через точки математических ожиданий износа при различных наработках. Построение такой средней линии или обоснование ее формулы имеет большое практическое значение. В частности, по точке пересечения средней линии изнашивания с линией предельного износа можно установить средний ресурс объекта. Например, средняя линия изнашивания набора дейдвудного подшипника из древеснослоистого пластика характеризуется формулой

$$t = I_0 h,$$

где  $I_0$  — средняя износостойкость узла трения, тыс. ч/мм;  $h$  — рассматриваемый износ, мм;  $t$  — наработка, в течение которой узел изнашивается на величину  $h$ , тыс. ч.

*Износостойкость* является случайной величиной, рассеивание которой относительно среднего значения  $I_0$  характеризуется коэффициентом вариации.

Предельно допустимое изменение зазора в дейдвудном подшипнике можно оценить по формуле

$$h_{пр} = 0,012D, \quad (1)$$

где  $D$  — диаметр гребного вала, мм.

Путем обработки статистических данных о износостойкости подшипников большого числа дейдвудных устройств было установлено, что  $I_0 = 5,1$  тыс. ч/мм при коэффициенте вариации  $V_i = 0,54$ . Для гребного вала диаметром 320 мм имеем предельно допустимый износ  $h_{пр} = 0,012 \cdot 320 = 3,84$  мм, а средний ресурс  $t_{ср} = 3,84 \cdot 5,1 = 19,584$  тыс. ч. При этом наблюдается рассеивание ресурсов отдельно взятых дейдвудных подшипников относительно среднего ресурса, которое оценивается  $V_t = 0,54$ .

Если бы замена набора подшипников осуществлялась в момент достижения предельно допустимого износа, то средний ресурс достаточно полно характеризовал бы надежность объекта, и с его помощью можно было бы решать такие практические задачи, как, например, нормирование расхода запасных частей для всего флота в целом. Приведенный пример позволяет уточнить понятие о характеристике процесса старения. Характеристикой процесса старения можно назвать зависимость изменения математического ожидания его выходного параметра от времени.

**Гамма-процентный ресурс элемента.** Предположим, что средний ресурс дейдвудного подшипника 19,6 тыс. ч принят за норму периодичности его освидетельствования. Это значит, что после такой наработки мы обязаны поставить судно в док, демонтировать гребной вал и обмерить подшипник. Изучив результаты таких обмеров на большом количестве судов, увидим, что более 50% подшипников

имели износ свыше предельно допустимого. Из графика на рис. 2 следует, что износ некоторых подшипников может превысить допустимый износ в несколько раз. Едва ли можно признать нормальной и безопасной для мореплавания ситуацию, когда норма предельного износа превышена на каждом втором объекте. При этом

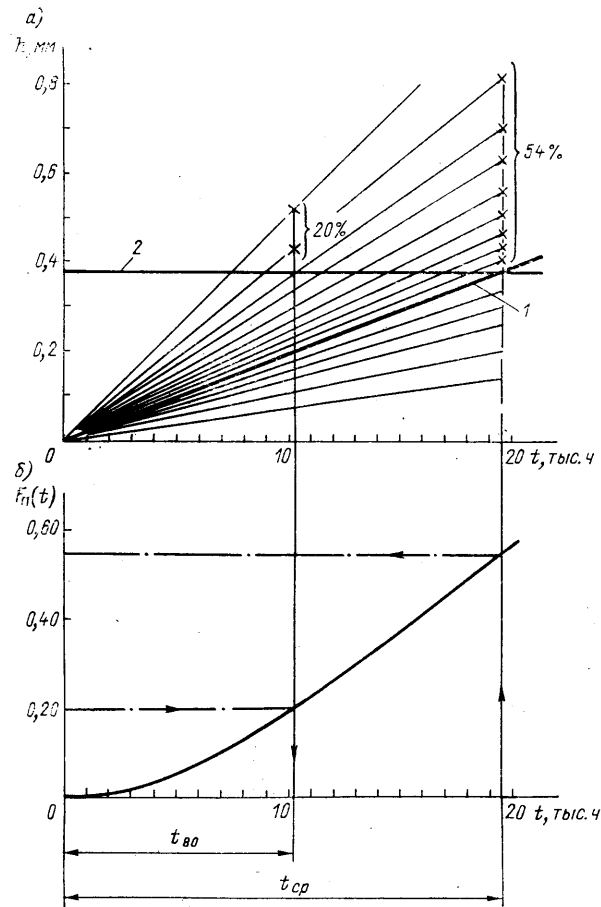


Рис. 2. Рассеивание износостойкости дейдвудного подшипника (а) и распределение вероятности достижения предельного состояния (б)  
 1 — линия изнашивания; 2 — линия предельного износа

не исключены аварийные случаи из-за отказов дейдвудного устройства.

Чтобы снизить вероятность отказов в межремонтный период эксплуатации подобных ответственных объектов, необходимо назначать нормативные ресурсы не по среднему, а по так называемому

гамма-процентному ресурсу элементов  $t_\gamma$ . Согласно ГОСТ 13377—75 гамма-процентный ресурс — это наработка, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с заданной вероятностью  $\gamma$ .

Из этого определения следует, что величину  $\gamma$  можно было бы назвать вероятностью недостижения предельного состояния. Очевидно, что противоположное событие называется *вероятностью достижения предельного состояния*; ее предлагается обозначить  $F_n(t)$ . При этом

$$\gamma = 100 [1 - F_n(t)], \quad (2)$$

так как  $F_n(t)$  принято выражать в долях единицы.

При определении  $F_n(t)$  и  $\gamma$  уже недостаточно знать значение среднего ресурса. Необходимо учитывать рассеивание значений ресурсов конкретных объектов относительно среднего значения, для чего следует получить расчетным или экспериментальным путем распределение вероятности достижения предельного состояния. В дальнейшем такое распределение будем называть *функцией распределения долговечности*. С помощью этой функции можно определить как гамма-процентный ресурс, так и вероятность достижения предельного состояния. Например, 80%-ный ресурс определяется по кривой на рис. 2, б для  $F_n(t) = 0,2$ ; он в данном случае составил 10,174 тыс. ч. Вероятность же достижения предельного состояния за 15 тыс. ч по той же кривой получалась равной 0,377.

Таким образом, если мы назначим нормативный ресурс изделия по 80%-ному ресурсу его элемента, то 20% изделий к моменту ремонта через 10 174 ч уже достигнут предельного состояния, а при 95%-ном ресурсе, равном 4755 ч, — 5% элементов.

**Физическая сущность понятия предельного состояния.** В инженерных расчетах чаще всего используются 50%-, 80% - и 95%-ный ресурсы машин, т. е. допустимая вероятность достижения предельного состояния может изменяться от 0,5 до 0,05. Поэтому иногда считают, что использование в качестве норматива таких значений  $\gamma$  может привести к недопустимо большой вероятности отказа.

В действительности это утверждение нельзя признать правильным, прежде всего потому, что имеется принципиальное различие в понятиях «вероятность достижения предельного состояния» и «вероятность отказа». Иначе говоря, достижение предельного состояния необязательно означает возникновение отказа в эксплуатации; причина здесь кроется в самом понятии предельного состояния и методах его определения.

Согласно ГОСТ 13377—75 под предельным состоянием объекта понимается такое состояние, при котором его дальнейшая эксплуатация должна быть прекращена из-за нарушения требований безопасности, неустраняемого выхода заданных параметров за установленные пределы, снижения эффективности эксплуатации ниже допустимой или необходимости проведения среднего или капитального

ремонта. При этом признаки (критерии) предельного состояния устанавливаются нормативно-технической документацией.

При определении критериев предельного состояния целесообразно учитывать, что изменение технического состояния элементов может иметь последствия двух видов: снижение несущей способности деталей или снижение эффективности машины, т. е. ухудшение выходных параметров первой, второй и третьей групп. В общем случае критерии предельного состояния могут устанавливаться на основе анализа как несущей способности, так и выходного параметра.

При установлении критериев предельного состояния по выходным параметрам неизбежен субъективный подход. Если предложить какой-либо группе специалистов определить износы, которые они считают предельно допустимыми, то их ответы наверняка будут значительно различаться; мы получим ряд случайных величин со своим математическим ожиданием и дисперсией. При таком подходе (назовем его экспертным) критерий предельного состояния будет иметь вероятностную природу. Тот же результат получим и при более строгом обосновании критериев предельного состояния с учетом экономических, эргономических, эстетических и любых других факторов, поскольку каждый из этих факторов также имеет вероятностную природу.

Обратимся к наиболее опасным процессам старения, приводящим к потере несущей способности деталей машин. Эти процессы обычно можно описывать одной из двух моделей потенциального отказа — прочностной или износосовой. Прочностная модель описывает изменение (уменьшение) разрушающих напряжений до значений действующих напряжений. При рассмотрении износосовой модели исследуют изменение износа до предельного значения. Для прогнозирования ресурсов и для контроля технического состояния необходимо всегда, когда это возможно, использовать износосовую модель, а предельно допустимый износ устанавливать с помощью допускаемых напряжений. Если же построить износосовую модель не представляется возможным, то приходится для прогнозирования ресурса применять прочностную модель. Однако тогда не удастся контролировать протекание этого процесса в эксплуатации.

Рассмотрим несколько примеров, иллюстрирующих особенности установления предельного состояния для указанных процессов старения. Представим себе трубу с начальными диаметрами  $D$  (внешний) и  $d$  (внутренний), по которой под рабочим давлением  $G$  прокачивается абразивная жидкость, изнашивающая стенки трубы, со скоростью  $v$ . Очевидно, что по мере изнашивания толщина стенки будет уменьшаться в соответствии с простой формулой

$$h = vt,$$

где  $t$  — текущее время, тыс. ч;  $h$  — износ стенки на сторону за время  $t$ , мм.

В свою очередь уменьшение толщины стенки будет приводить к уменьшению предельного давления  $G_{пр}$ , при котором полностью исчерпывается несущая способность трубы и образуется свищ. Согласно [45]

$$G_{пр} = \frac{\sigma_T}{\sqrt{3}} \ln \frac{D}{d(t)} = \frac{\sigma_T}{\sqrt{3}} \ln \frac{D}{d + 2vt}, \quad (3)$$

где  $\sigma_T$  — предел текучести материала, МПа;  $d(t)$  — внутренний диаметр трубы в заданный момент времени, мм.

Прочностная модель рассматриваемого процесса старения показана на рис. 3, где плавно убывающая линия 1 обозначает предель-

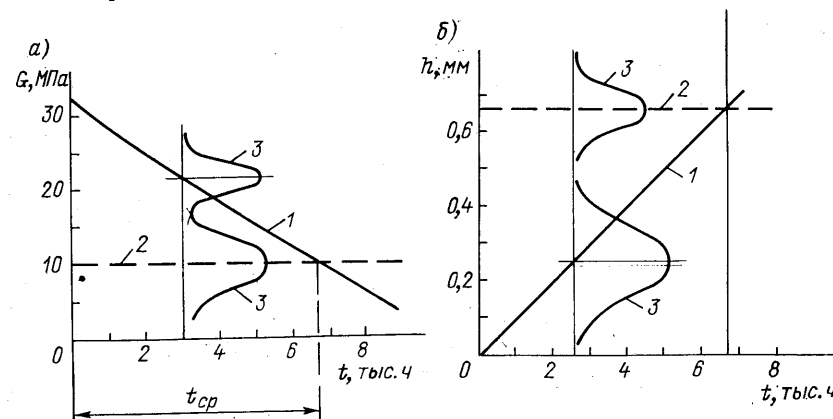


Рис. 3. Модели изнашивания трубы абразивной жидкостью: а — прочностная модель; б — износосовая модель

ное давление (несущую способность), а прямая 2 — рабочее давление  $G$  при эксплуатации. Обе линии проходят через точки математического ожидания предельного и рабочего давления. Вероятностный характер рабочего давления в трубе объясняется тем, что при эксплуатации различных труб невозможно создать абсолютно одинаковые режимы работы потока воды. Вероятностная же природа предельного давления непосредственно вытекает из формулы (3), так как все параметры, входящие в эту формулу, представляют собой случайные величины.

Однако подобная прочностная модель неудобна для практики, поскольку мы не можем контролировать величину  $G_{пр}$ : для этого надо было бы через определенные промежутки времени испытывать трубы на разрыв, что невозможно.

Значительно проще для рассматриваемого процесса старения использовать износосовую модель, т. е. зависимость фактического износа  $h$  от времени (линия 1 на рис. 3, б). Предельный износ (линия 2) вычисляется по формуле

$$h_{пр} = \frac{D}{2} \left[ \exp \left( -\sqrt{3} \frac{G}{\sigma_T} \right) - \frac{d}{D} \right]. \quad (4)$$

Величины фактического износа и предельного состояния также имеют вероятностную природу. Фактический износ имеет рассеивание из-за случайного изменения скорости износа, а предельное состояние — из-за того, что все компоненты формулы (4) также случайны. При этом наибольшую дисперсию имеет рабочее давление  $G$ .

Характерным видом процесса старения, который можно описать только прочностной моделью, является процесс усталостного разрушения металлов. На рис. 4 в логарифмических координатах построена модель разрушающих напряжений в зависимости от числа циклов изменения нагрузки. Очевидно, что обе исследуемые величины являются случайными.

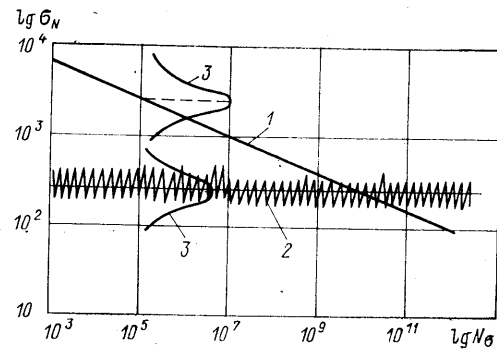


Рис. 4. Модель усталостного разрушения металла

1 — кривая предела усталости; 2 — среднее значение действующих напряжений; 3 — рассеивание случайных величин

ного состояния. Очевидно, что в общем случае случайная величина, характеризующая уровень предельного состояния, имеет свое математическое ожидание и коэффициент вариации. Уровень предельного состояния, соответствующий его математическому ожиданию, можно назвать *критическим* [18]. При достижении критического уровня вероятность возникновения фактического отказа очень велика — более 50%.

Поэтому в качестве норматива приходится выбирать значение, которое в несколько раз меньше критического уровня. Эту величину предлагается назвать *назначенным уровнем предельного состояния* [18].

Законы теории вероятностей позволяют доказать, что при достижении назначенного уровня вероятность отказа объекта будет значительно меньше, чем при достижении критического предельного состояния.

Если предположить, что случайные значения уровня предельного состояния распределены по нормальному закону, а назначенный уровень предельного состояния в  $k = 2$  раза отличается от критического, то при максимальном для данного случая коэффициенте

Если рассмотреть любой другой процесс старения, получим аналогичные результаты. Разумеется, характер и численные значения экспериментальных зависимостей будут самые разнообразные, но основной вывод останется неизменным: *параметры, характеризующие предельное состояние, являются случайными величинами.*

Это заключение имеет важное значение для уяснения сущности предельного

вариации  $V = 0,333$  получим следующие значения вероятности отказа:

$$F_{\text{отк}} = 1 - F_0\left(\frac{1 - \frac{1}{K}}{V}\right) = 1 - F_0\left(\frac{1 - \frac{1}{2}}{0,333}\right) = 0,067. \quad (5)$$

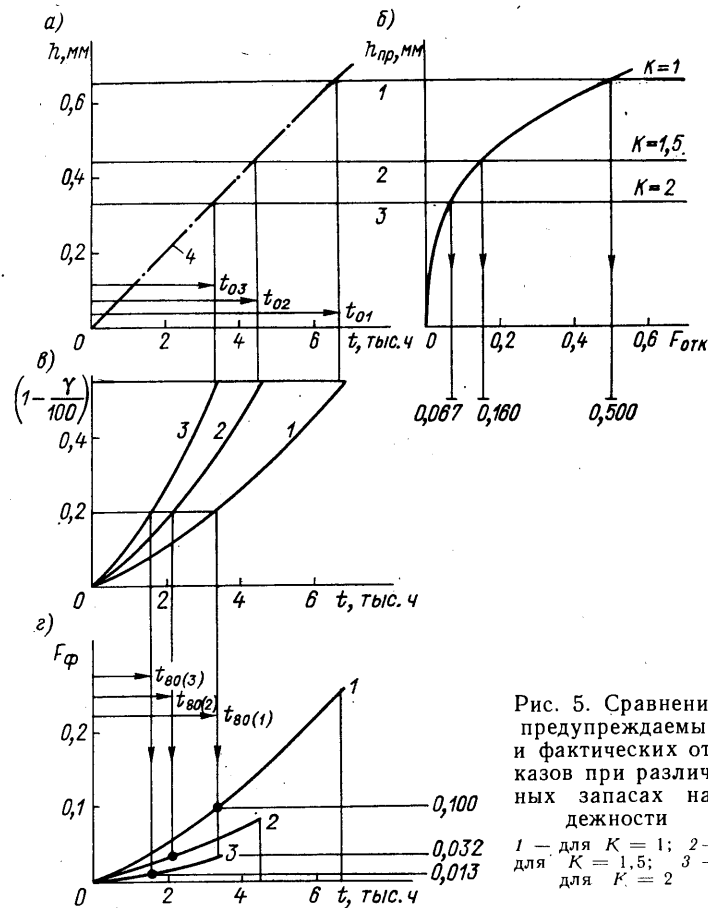


Рис. 5. Сравнение предупреждаемых и фактических отказов при различных запасах надежности

1 — для  $K = 1$ ; 2 — для  $K = 1,5$ ; 3 — для  $K = 2$

Здесь  $F_0(Z)$  — значение интегральной функции нормированного нормального распределения, которое определяется по таблицам работы [52].

Такова будет вероятность отказа, если к заданному моменту все изделия выборочной совокупности достигнут предельного состояния. Однако при наработке, равной гамма-процентному ресурсу, назначенного уровня предельного состояния достигнут не все, а только  $(100 - \gamma)\%$  изделий — например, 20%. Это значит, что

фактическая вероятность отказов  $F_{\phi}$  будет еще меньше, поскольку она определяется по формуле

$$F_{\phi} = F_{\text{отк}} \left( 1 - \frac{\gamma}{100} \right).$$

Тогда при 80%-ном ресурсе  $F_{\phi} = F_{\text{отк}} \cdot 0,2 = 0,067 \cdot 0,2 = 0,013$ .

Результаты анализа вероятности отказов при определении назначенного ресурса с учетом гамма-процентного ресурса иллюстрируются графиками на рис. 5,  $a-z$ , где сравниваются средние ресурсы  $t_0$ , гамма-процентные ресурсы  $t_{\gamma}$ , вероятности отказов  $(1 - \gamma/100)$  и фактическая вероятность отказов  $F_{\phi}$  при трех значениях запаса надежности ( $k = 1$ ,  $k = 2$  и  $k = 1,5$ ).

Итак, благодаря введению в предельное состояние запаса надежности достижение назначенного уровня предельного состояния соответствует весьма небольшой вероятности возникновения отказа в эксплуатации.

На практике пока еще не всегда сознательно применяют рассмотренные понятия о запасе надежности и учитывают вероятностную природу процессов старения и предельного состояния. Но опыт эксплуатации многочисленной и разнообразной судовой техники показывает, что запасы надежности обычно заложены в предельное состояние. Во всяком случае отказы из-за износных и других контролируемых процессов старения встречаются чрезвычайно редко; обычно приходится сталкиваться с недопустимыми постепенными неконтролируемыми отказами, например с усталостными разрушениями. Неправомомерность возникновения таких отказов в эксплуатации лишний раз подтверждает необходимость гарантировать высокую безотказность изделия за счет обеспечения гамма-процентных ресурсов и увеличения запаса надежности. С другой стороны, вероятностная природа предельного состояния свидетельствует о наличии резерва повышения долговечности изделия за счет изучения и корректировки критериев предельного состояния.

#### 4. ПОКАЗАТЕЛИ НАДЕЖНОСТИ

В основе анализа надежности изделия судовой техники лежит оценка с помощью соответствующих показателей, регламентированных ГОСТ 13377—75, уровня его безотказности, долговечности, ремонтпригодности и сохраняемости. Выбор минимальной, но достаточной для решения практических задач номенклатуры показателей надежности имеет большое значение как для проектирования, так и для эксплуатации машин, механизмов, приборов и других изделий. От правильного выбора номенклатуры этих показателей во многом зависит снижение затрат на техническое обслуживание и ремонты, а также эффективность борьбы за повышение качества судов в целом. Поэтому при выборе номенклатуры показате-

телей надежности следует учитывать интересы потребителя, например морского, речного и рыбопромыслового флотов.

Количество и перечень показателей, включаемых в номенклатуру, целесообразно устанавливать с учетом ряда факторов: назначения изделия; стратегии ремонтов и технического обслуживания (плановые, по потребности, при возникновении отказов и т. п.); влияния безотказности изделия на безопасность мореплавания судна или на самочувствие экипажа; возможности регистрации наработки в судовой документации; особенности системы сбора информации и др.

Для примера рассмотрим рекомендации, которые использовались при разработке требований к надежности судов и судового оборудования флота рыбной промышленности.

Наиболее сложная номенклатура показателей надежности принимается для машин и механизмов, которые в течение своего срока службы должны проходить ремонты и техническое обслуживание нескольких видов. В этом случае применяют все группы показателей: долговечности, безотказности, ремонтпригодности и комплексные.

**Показатели долговечности машин и механизмов.** Для рассматриваемых ремонтируемых изделий первостепенное значение имеют показатели долговечности, к которым относятся срок службы и ресурсы до ремонтов и списания. В ГОСТ 13377—75 рекомендуются средние, назначенные и гамма-процентные ресурсы, но не указаны условия применения каждого из них. На практике существуют различные мнения о правилах выбора показателей долговечности; поставщики различного оборудования по-разному решают этот вопрос. Например, известны рекомендации применять для ВРШ и других движителей средние ресурсы, тогда как для судовых дизелей согласно ГОСТ 10150—73 следует применять назначенные ресурсы до различных видов ремонта. Заметим, что гребной винт и дизель при установке на судне образуют единую систему — силовую (пропульсивную) установку. Поэтому подобное несоответствие в выборе вида ресурса нельзя признать нормальным явлением. Следовательно, возникает необходимость разобраться, в каких случаях надо применять средний ресурс, а в каких — назначенный или гамма-процентный.

При разработке требований к надежности судового оборудования, устанавливаемого на судах флота рыбной промышленности, использовались следующие соображения. Если машина или механизм предназначены для работы в условиях планово-предупредительной системы ремонтов и обслуживания, то потребитель должен быть уверен, что любой образец этой машины в заданных условиях эксплуатации безотказно отработает установленные в нормативно-технической документации (НТД) ресурсы. Очевидно, это утверждение не должно вызывать возражений, тем более, что при авариях машин превышение установленных в НТД ресурсов рассматривается органами технадзора как грубое нарушение правил экс-



плуатации, и судовые механики несут строгое наказание. Поэтому для таких машин и механизмов следует применять только назначенные ресурсы в соответствии с ГОСТ 13377—75.

В случае применения для рассматриваемых машин понятия «средний ресурс» значения фактических ресурсов могут быть как больше, так и меньше средних значений. При этом более 50% изделий заведомо не выработают среднего ресурса, но ответственности за это неблагоприятное для судовладельца явление поставщик изделия не будет нести. Эксплуатирующая организация при использовании среднего ресурса лишается права предъявлять какие-либо претензии в связи с преждевременным выходом из строя наиболее ответственных деталей машины. Такое положение наносит большой вред, так как устраняется основной фактор, стимулирующий повышение качества машин и механизмов.

Как будет показано, назначенные ресурсы могут быть обоснованы двумя способами. Первый способ (см. гл. 3) основан на изучении потенциальных отказов и определении гамма-процентных ресурсов элементов машин. Назначенный ресурс считается подтвержденным, если гамма-процентный ресурс всех деталей будет больше назначенного. Второй способ (см. гл. 4) заключается в определении средней фактической наработки изделия до ремонта и установлении показателей, характеризующих уровень безотказности изделия и его элементов. Средняя наработка до ремонта принимается за назначенный ресурс до этого ремонта, если уровень безотказности изделий за этот период не выйдет за установленные пределы.

Показатель «средний ресурс до ремонта» можно применять для тех изделий судовой техники, сроки ремонта которых не зависят от сроков ремонта судна в целом и определяются либо на основании безразборной диагностики технического состояния для всех без исключения процессов старения, либо в связи с возникновением отказов. При этом для оценки фактических ресурсов до ремонтов и технического обслуживания желательно знать коэффициент вариации наработки до предельного состояния. Поэтому при выборе показателя долговечности подобных изделий следует отдать предпочтение не среднему, а гамма-процентному ресурсу. С помощью этого показателя можно одновременно судить и о безотказности изделия, поскольку понятия о потенциальном и фактическом отказах в этом случае совпадают. Такой показатель, в частности, применяется для оценки долговечности элементов систем автоматики.

Существуют также два следующих способа определения средних и гамма-процентных ресурсов рассматриваемых изделий. Первый способ заключается в определении фактических значений среднего и гамма-процентного ресурса с помощью опытного распределения фактических наработок до ремонтов и технического обслуживания. Второй способ предусматривает предварительное установление распределений долговечности для каждого процесса старения, с по-

следующим получением суперпозиции из этих распределений. Отметим, что решить эту задачу без применения ЭВМ практически невозможно.

Наряду с ресурсами, в перечень показателей долговечности (ГОСТ 13377—75) входят сроки службы до ремонтов и списания. Сроки службы целесообразно применять для судна в целом и его элементов, а также для тех изделий, для которых не предусмотрена регистрация наработки в судовой документации. В частности, этими показателями целесообразно оценивать долговечность изделий, когда их техническое состояние ухудшается не столько во время выполнения рабочих операций, сколько под влиянием естественных (природных) процессов старения: коррозии, испарения, загрязнения, химических превращений и т. п.

**Показатели безотказности.** Поскольку система ППР и ППО предназначена для предотвращения отказов во время эксплуатации, уровень безотказности лучше всего характеризуется фактическими отказами: чем меньше таких отказов и убытков от них, тем выше уровень безотказности изделий.

Существует мнение, что единственными показателями безотказности для рассматриваемых изделий являются наработка на отказ и вероятность безотказной работы. Это утверждение не вызывало бы возражений, если бы у сложного ремонтируемого изделия наблюдались отказы только одного вида. В действительности, однако, дело обстоит иначе. Например, опыт эксплуатации судовых дизелей показывает, что у них возникают отказы разных видов: выход из строя топливной аппаратуры, подплавление подшипников, пропуск газов из-под крышки цилиндров, поломка тахометра и даже разрушение коленчатого вала. Все эти отказы не равноценны; так, если трубку высокого давления можно заменить за полчаса, то ремонт двигателя из-за поломки коленчатого вала потребует больше недели.

Таким образом, наработка на отказ характеризует некоторый средний уровень безотказности за отчетный период наблюдения и несет в себе мало информации о последствиях отказов сложной машины. По тем же причинам вероятность безотказной работы не всегда объективно отражает уровень безотказности машин в целом. Когда говорят о вероятности безотказной работы, имеют в виду цифры 0,999; 0,90 или в крайнем случае 0,8. Между тем за период между ремонтами и техническим обслуживанием различного рода вероятность безотказной работы принимает значительно меньшие значения. Например, при наработке на отказ дизеля 500 ч вероятность безотказной работы за 650 ч (периодичность технического обслуживания) составит всего  $P = \exp(-650/500) = 0,272$ , а за 5000 ч —  $P = \exp(-5000/500) = 0,000045$ . Однако это еще не значит, что изделие имеет низкую надежность. Вполне закономерно заменять два раза в месяц элементы фильтра или распылитель форсунки, но совершенно недопустима поломка коленчатого вала даже один раз за пять лет.

Показатель вероятности безотказной работы необходимо применять для тех изделий судовой техники, к которым предъявляются повышенные требования безотказности за время (обычно непродолжительное) выполнения ответственной рабочей операции. Это относится, в частности, к спасательным и пожарным средствам, грузоподъемным устройствам и т. п. Показатель вероятности безотказной работы необходим также для оценки уровня надежности деталей и узлов сложных изделий с учетом последствия отказа [34].

Наиболее информативным показателем, характеризующим уровень безотказности любых изделий судовой техники, и прежде всего ремонтируемых, является *коэффициент готовности* (комплексный показатель), который учитывает относительно время суммарных простоев из-за отказов в эксплуатации, т. е. последствия отказов. Интересно отметить, что этот показатель не так чувствителен к качеству сбора информации, как, например, наработка на отказ, поскольку на его значение в большей мере влияют отказы, характеризующиеся наибольшим временем восстановления. Проиллюстрируем это следующим примером. Один из двигателей внутреннего сгорания имел коэффициент готовности 0,9926 и наработку на отказ 670 ч. После того как из таблицы, в которой рассчитывались эти показатели, исключили сведения об отказах топливной аппаратуры, наработка на отказ увеличилась до 1580 ч, а коэффициент готовности практически не изменился (0,99295), так как время восстановления топливной аппаратуры, несмотря на большое количество ее отказов, составило всего 5% суммарного времени простоев из-за отказов.

Это свойство коэффициента готовности имеет очень большое значение для практики, поскольку трудно ожидать, что при сборе информации будут учтены все без исключения отказы. Однако полнота сведений об отказах наиболее ответственных деталей и узлов обычно гарантирована.

**Показатели ремонтпригодности.** Очевидно, что показатели ремонтпригодности должны выбираться только для восстанавливаемых изделий.

ГОСТ 13377—75 рекомендует два показателя ремонтпригодности: *вероятность восстановления в заданное время* и *среднее время восстановления*. Для судовой техники чаще всего ограничиваются вторым показателем, который наиболее полно характеризует ремонтпригодность изделий, если они проходят ремонты или техническое обслуживание во время нахождения судна в море.

Для изделий, ремонтируемых во время общего ремонта судна, определить этот показатель практически невозможно, поскольку время ремонта изделия значительно перекрывается временем простоя судна в ремонте, а составные части изделия восстанавливаются в различных цехах судоремонтного предприятия.

Поэтому ремонтпригодность в таких случаях более правильно оценивать с помощью показателей: *трудоемкость технического обслуживания* и *трудоемкость ремонта* (по видам ремонтов и тех-

нического обслуживания). Для их определения необходимо устанавливать перечни работ при каждом ремонте (техническом обслуживании) и использовать нормы времени на выполнение этих работ.

Другой способ расчета трудоемкости ремонтов и технического обслуживания заключается в обработке статистической информации о фактических объемах ремонта, получаемых из отчетной документации.

**Комплексные показатели надежности.** Для судна в целом наиболее важными комплексными показателями надежности являются *коэффициент технического использования* и *удельная суммарная трудоемкость ремонтов и технического обслуживания*. Кроме того, для оценки последствий аварийных отказов на флоте рыбной промышленности, например, используется коэффициент готовности.

Для восстанавливаемых изделий, которые ремонтируются только в судовых условиях, целесообразно применять те же показатели, что и для судна в целом. Однако если машина или механизм ремонтируется во время планового ремонта судна, то коэффициент технического использования определить трудно, поскольку время ремонта механизма перекрывается ремонтным временем простоя судна. Для таких механизмов и машин можно предложить другой показатель — *коэффициент технического обслуживания*, равный отношению суммарного времени на техническое обслуживание в судовых условиях к суммарной наработке за один и тот же период эксплуатации.

Наиболее полно такие изделия характеризуют комплексные показатели: *удельная суммарная трудоемкость ремонтов* и *удельная суммарная трудоемкость технического обслуживания*.

В номенклатуру показателей надежности всех изделий рекомендуется включать коэффициент готовности, который, как уже было сказано, необходим для оценки последствий отказов в эксплуатации.

Выбирая комплексные показатели надежности, следует иметь в виду, что они объективно отражают надежность объекта лишь в том случае, если рассматриваются затраты за весь срок службы изделия до списания.

Удельную суммарную стоимость ремонтов и технического обслуживания применять также целесообразно. Однако использование этого показателя затрудняется значительным разбросом стоимости ремонтов на различных ремонтных предприятиях, и особенно стоимости запасных частей.

**Таблица для определения показателей надежности.** На основе приведенных выше обоснований предлагается таблица-определитель (табл. 1), которая позволяет устанавливать номенклатуру показателей надежности для любых изделий судовой техники. В таблице приняты следующие сокращения для обозначения сроков ремонта: ППР — сроки ремонта изделия, определяемые в соответствии с системой планово-предупредительных ремонтов; ППО —



Показатели *первой группы* определяются с помощью данных о фактических отказах. К этим показателям относятся наработка на отказ и вероятность безотказной работы. При этом вероятность безотказной работы должна определяться за время, равное назначенному ресурсу до того вида ремонта, при котором исследуемый элемент должен проходить первую ревизию.

*Вторая группа* содержит два равнозначных показателя, которые определяются с помощью распределения долговечности деталей для потенциальных отказов различных видов. В эту группу входят гамма-процентный ресурс и вероятность достижения предельного состояния. Последний показатель следует определять за время, равное назначенному ресурсу до соответствующего вида ремонта, при котором элемент должен проходить первую ревизию.

Кроме рассмотренных вероятностных показателей надежности, при изучении потенциальных отказов необходимо применять некоторые показатели, характеризующие физическую природу отказов, которые можно назвать *показателями обеспечения надежности*. К ним относятся запас надежности и запас долговечности.

Применительно к предлагаемой нами методике показатели обеспечения надежности определяются следующим образом.

*Запас надежности* — это отношение уровня предельного состояния к математическому ожиданию величины, характеризующей текущее состояние (степень повреждения) элемента в рассматриваемый момент времени. Например, запасом надежности при изнашивании подшипника будет отношение предельно допустимого износа к математическому ожиданию текущего износа после заданной наработки.

*Запас долговечности* — это отношение математического ожидания наработки до предельного состояния к наработке в рассматриваемый момент времени.

На основе этих определений удается получить зависимость вероятности достижения предельного состояния или гамма-процентного ресурса от запаса надежности и долговечности (модели отказов), что открывает большие возможности для прогнозирования и обеспечения надежности на стадии проектирования.

## 5. НОРМЫ НАДЕЖНОСТИ ИЗДЕЛИЙ СУДОВОЙ ТЕХНИКИ

Для оценки уровня надежности изделий судовой техники и обоснования нормативов ремонтов необходимы критерии, характеризующие допустимые или требуемые значения показателей надежности, которые можно назвать нормами надежности.

**Нормы надежности для судна в целом.** Требуемые сроки службы судна до списания на стадии проектирования целесообразно назначать на основании норм амортизационных отчислений Госплана СССР. В зависимости от размеров судна нормативные сроки службы до списания могут приниматься равными 18, 23 или 24 года.

Требуемые сроки службы судна до основных видов ремонта зависят от принятой организации эксплуатации в каждой отрасли промышленности. Например, суда флота рыбной промышленности принято ставить в большой ремонт через 5—6 лет, а малые ремонты выполнять через 1—2 года. Однако по мере совершенствования судов и форм их технической эксплуатации ремонтно-эксплуатационные циклы могут изменяться. Необходимо стремиться к тому, чтобы довести срок службы судна до заводского ремонта до четырех, а затем и до восьми лет. При этом не исключаются доковые освидетельствования и ремонты через один-два года (в зависимости от условий эксплуатации). Кроме крупных заводских ремонтов принято выполнять межрейсовое техническое обслуживание, периодичность которого зависит от продолжительности рейсов и от нормативных ресурсов изделий судовой техники первого и второго классов (прежде всего гребного и рулевого устройств и главных двигателей).

Ввиду того что сроки и объемы ремонтов могут изменяться в зависимости от принятой организации эксплуатации, надежность судна целесообразно также оценивать с помощью комплексного показателя — *коэффициента технического использования*.

Для крупнотоннажных транспортных судов этот показатель имеет наибольшие значения: 0,85—0,9. Коэффициент технического использования большинства средне- и крупнотоннажных судов промыслового флота составляет в среднем 0,75, а малотоннажных — 0,7. Это объясняется насыщенностью таких судов энергоемким промысловым, технологическим и холодильным оборудованием, а также сложностью другой судовой техники (многомашинные дизель-редукторные агрегаты, винты регулируемого шага, поисковая техника и т. п.). Кроме того, суда промыслового флота эксплуатируются в более тяжелых условиях, что объясняется спецификой их производственной деятельности.

Уровень безотказности судна в целом рекомендуется оценивать с помощью коэффициента готовности, с учетом только отказов третьего и четвертого классов или аварийных отказов по техническим причинам. По опыту эксплуатации судов флота рыбной промышленности коэффициент готовности не должен превышать 0,995, что соответствует 1,5 суткам простоя в год (в среднем на каждое судно).

**Нормы надежности для машин и механизмов.** Назначенные и средние ресурсы и сроки службы машин и механизмов не должны быть ниже значений, достигнутых на лучших изделиях-аналогах. Норму рекомендуется устанавливать путем анализа технических условий на поставку и другой конструкторской и эксплуатационной документации. Если ресурсы и сроки службы устанавливаются впервые, можно руководствоваться следующим. Назначенные сроки службы и ресурсы до списания должны соответствовать срокам службы судна до списания или до одного из капитальных ремонтов (больших или малых). Исходя из этого можно рекомендо-

вать такие варианты требуемых сроков службы изделий до списания (не менее): 24, 12 и 6 лет; 24, 8 и 4 года; 18, 9 и 4,5 года; 18, 6 и 3 года.

За требуемый срок службы до списания можно выбрать одно из приведенных значений с учетом достигнутого уровня долговечности аналогичных изделий и типов судов, на которые предполагается их устанавливать.

Для машин, которые могут устанавливаться на суда любого назначения, рекомендуется принимать срок службы до списания 24, 12 или в крайнем случае 6 лет. Однако если объект предназначен только для судов конкретного типа (например, гребной винт фиксированного или регулируемого шага, рулевое устройство, валопровод и т. п.), то срок службы объекта до списания должен быть равным или кратным сроку службы до списания этого судна. Недопустимо, например, принимать срок службы ВРШ до списания равным 20 лет, если ВРШ устанавливается на судно со сроком службы 23 года.

Требуемый ресурс до списания определяется по формуле

$$t_{\text{сп}} = t_r T_{\text{сп}} = 365 K_{\text{т.н}} K_{\text{г}} t_c T_{\text{сп}}, \quad (6)$$

где  $t_r$  — средняя наработка за календарный год, ч;  $T_{\text{сп}}$  — требуемый срок службы до списания, лет;  $K_{\text{т.н}}$  и  $K_{\text{г}}$  — коэффициенты технического использования и готовности судна (допустимые);  $t_c$  — средняя наработка изделия за сутки эксплуатации, ч/сут.

Требуемые ресурсы до капитального и среднего ремонтов рекомендуется выбирать исходя из предположения, что за срок службы до списания должен быть произведен один или два капитальных ремонта, а в период между капитальными — один или два средних ремонта. Тогда требуемый ресурс до капитального ремонта

$$t_{\text{к.р}} = \frac{t_{\text{сп}}}{z_{\text{к.р}} + 1}, \quad (7)$$

а требуемый ресурс до среднего ремонта

$$t_{\text{с.р}} = \frac{t_{\text{к.р}}}{z_{\text{с.к}} + 1} = \frac{t_{\text{сп}}}{(z_{\text{к.р}} + 1)(z_{\text{с.к}} + 1)}, \quad (8)$$

где  $z_{\text{к.р}}$ ,  $z_{\text{с.к}}$  — число капитальных ремонтов до списания и число средних ремонтов между очередными капитальными.

Общее число средних ремонтов за срок службы до списания

$$z_{\text{с.р}} = (z_{\text{к.р}} + 1) z_{\text{с.к}}. \quad (9)$$

Принято считать, что после выполнения капитального ремонта послеремонтный ресурс уменьшается на 10—20%. Однако для первоначального анализа надежности это обстоятельство целесообразно не учитывать, поскольку снижение качества изделия после ремонта обычно компенсируется рассмотренным выше запасом надежности,

заложенным в назначенный уровень предельного состояния. Кроме того, на практике для изделий судовой техники характерна более равномерная периодичность ремонтов, поскольку она подчинена ремонтному циклу судна в целом, и факторы старения изделий будут влиять лишь на увеличение объема ремонтов.

Для изделий второго класса наряду с плановыми ремонтами предусматривается техническое обслуживание, которое выполняется экипажем судна. Допустимое значение назначенного ресурса непрерывной работы до первого технического обслуживания, требующего остановки изделия, обычно должно быть не меньше месячной наработки.

Требования к ресурсам и срокам службы изделий не имеют смысла без одновременного указания допустимой безотказности изделий. Исходя из опыта изучения надежности изделий, входящих в состав судового оборудования промысловых судов, можно (при отсутствии других, более обоснованных данных) выбирать следующий допустимый коэффициент готовности с учетом требуемого уровня безотказности изделия:

для высшего уровня	.....	не менее 0,998
» высокого	»	0,995—0,998
» среднего	»	0,990—0,995
» низкого	»	менее 0,990

Напомним, что при оценке коэффициента готовности должны учитываться только фактические отказы, т. е. отказы, приводящие к внеплановым простоям, не предусмотренным правилами технической эксплуатации.

Общее представление о надежности изделия можно получить с помощью значений *удельной суммарной трудоемкости* технического обслуживания и ремонтов. Для каждого конкретного изделия эти показатели не должны превышать соответствующие показатели лучших изделий-аналогов. При отсутствии сведений об изделиях-аналогах допустимую удельную суммарную трудоемкость ремонтов в первом приближении предлагается оценивать исходя из норм амортизационных отчислений по формуле

$$\omega_{\text{доп}} = \frac{KW_{\text{изг}}}{t_{\text{сп}}},$$

где  $K$  — коэффициент, выбираемый в зависимости от трудоемкости и числа ремонтов ( $K = 1,5 \div 2$ );  $W_{\text{изг}}$  — трудоемкость изготовления изделия, чел-ч;  $t_{\text{сп}}$  — нормативный ресурс или срок службы до списания, тыс. ч или лет.

С помощью показателя  $\omega_{\text{доп}}$  можно сравнивать только ремонтно-пригодность изделий с одинаковыми характеристиками. Для большей универсальности рекомендуется наработку до списания (т. е. назначенный ресурс) выражать не в часах, а в условно-выработан-

ной продукции или энергии. Тогда удельная суммарная трудоемкость ремонтов может быть определена по формуле

$$\omega_{\text{доп } G} = \frac{KW_{\text{изг}}}{t_{\text{сп}}G_{\text{ном}}},$$

где  $G_{\text{ном}}$  — расчетная (паспортная, номинальная) мощность или производительность (в соответствующих единицах измерения).

В большинстве случаев удается найти относительную трудоемкость ремонтов, если собрать сведения о фактической трудоемкости ремонтов изделий одинакового назначения, но различной производительности. Иногда лучшая корреляционная связь получается между трудоемкостью изготовления или ремонтов и основными размерами изделия. Так, для гребных винтов получена зависимость между стоимостью или трудоемкостью изготовления и квадратом диаметра гребного винта [16].

По данным немецких специалистов [53], можно получить зависимость трудоемкости ремонтов дизелей от объема их цилиндров. Нахождение подобных зависимостей является актуальной задачей исследователей различных отраслей промышленности, поставляющих изделия для судостроения. Для ее решения нужно прежде всего получить ряд суммарных трудоемкостей ремонтов для однотипных изделий при различной производительности (мощности) или при различных основных размерах, а затем выполнить корреляционный анализ зависимости между ними.

Для оценки надежности изделий применяется также гамма-процентный ресурс или вероятность безотказной работы за наработку, равную назначенному ресурсу. В документации на элементы автоматики часто указывается, что вероятность безотказной работы, например, за 2000 ч должна быть не менее 0,90. При этом имеются в виду отказы, подчиняющиеся экспоненциальному закону распределения. Если для элементов автоматики (или другого неремонтируемого изделия) задан гамма-процентный ресурс  $t_{\gamma}$  при допустимой вероятности безотказной работы  $\gamma$ , то допустимая средняя наработка до отказа определяется по формуле

$$t_{\text{ср}} = \frac{t_{\gamma}}{\ln \frac{100}{\gamma}}.$$

Например, при  $\gamma = 90\%$  и  $t_{\gamma} = 2000$  ч имеем

$$t_{\text{ср}} = \frac{2000}{\ln \frac{100}{90}} = 18\,982,5 \approx 19\,000 \text{ ч},$$

что почти в 10 раз превышает гамма-процентный ресурс.

**Нормы надежности для элементов изделия.** Важным показателем безотказности элементов изделий является вероятность достижения предельного состояния. На основании литературных источников

[11], [16], [39], [41] можно рекомендовать следующие допустимые значения вероятности достижения предельного состояния  $F_{\text{доп. п}}$  (для потенциальных отказов элементов, лимитирующих долговечность изделий до ремонтов рассматриваемого вида):

0,05 — для недопустимых потенциальных отказов (например, усталостные трещины в ответственных деталях);

0,20 — для основных предупреждаемых отказов износостойкого вида (износ в узлах трения, коррозионный износ и т. п.);

0,50 — для неосновных предупреждаемых отказов (изменение формы поверхности из-за неравномерного изнашивания, риски, царапины и т. п.).

Приведенные допустимые вероятности достижения предельного состояния не должны быть превышены при наработке, равной требуемому назначенному ресурсу детали  $t_{\text{тр}}$ . Это условие можно выразить следующим неравенством:

$$F_{\text{п}}(t_{\text{тр}}) \leq F_{\text{доп. п}}, \quad (10)$$

где  $F_{\text{п}}(t_{\text{тр}})$  — фактическая вероятность достижения предельного состояния за наработку, равную требуемому назначенному ресурсу до соответствующего вида ремонта или до списания.

Так, вероятность достижения предельного износа за нормативный ресурс дейдвудного подшипника до среднего ремонта (докования) не должна превышать 0,2, а надежность гребного вала не может быть признана достаточной, если за срок службы до списания судна вероятность трещинообразования превышает 0,05.

Задачу по оценке долговечности элементов изделия можно решить и по-другому: путем сравнения их гамма-процентных ресурсов  $t_{\gamma}$  с требуемым нормативным ресурсом  $t_{\text{тр}}$ . Выбор величины  $\gamma$  выполняется также в зависимости от степени опасности отказа, причем

$$\gamma = 100(1 - F_{\text{доп. п}}). \quad (11)$$

Тогда условие обеспечения надежности детали для рассматриваемого вида отказа можно представить таким неравенством:

$$t_{\gamma} \geq t_{\text{тр}}. \quad (12)$$

Например, если 80%-ный ресурс дейдвудного подшипника по износу окажется меньше назначенного ресурса до среднего ремонта 15 тыс. ч, такой подшипник не может быть признан достаточно надежным, и возникнет необходимость в уменьшении ресурса до этого вида ремонта или в повышении износостойкости подшипника. Можно также говорить о низкой надежности гребного вала, если 95%-ный ресурс по трещинообразованию окажется меньше, чем назначенный срок службы до списания (например, 120 тыс. ч).

Мы уже отмечали большое различие в понятиях «вероятность отказа» и «вероятность достижения предельного состояния». Норма для вероятности отказа (или для вероятности безотказной работы)

должна быть значительно жестче, чем для вероятности достижения предельного состояния. При возникновении отказа нарушается работоспособность машины с более или менее тяжелыми последствиями, а достижение назначенного уровня предельного состояния означает лишь необходимость выполнения тех или иных работ в плановом ремонте.

В работе [34] приведены общие нормы для допустимой вероятности безотказной работы в зависимости от классов надежности, учитывающих последствия отказов. Используя эти рекомендации, можно (при отсутствии других, более обоснованных предложений)

Таблица 2

Сумма цифр	Класс надежности	Последствия отказа для судна
3—4	Третий	Аварийный ремонт судна с выводом его из эксплуатации
5	Второй	Временное прекращение функционирования группы оборудования или судна без вывода его из эксплуатации
6 и более	Первый	Непродолжительная остановка изделия без вывода из строя какой-либо группы оборудования судна

второй класс — отказ приводит к временному прекращению функционирования какой-либо группы оборудования или судна без вывода его из эксплуатации;

третий класс — отказ приводит к аварийному ремонту судна с выводом его из эксплуатации;

четвертый класс — отказ приводит к гибели судна в целом.

Для приближенной оценки класса надежности рекомендуется следующий способ, учитывающий классификацию оборудования, изделий и элементов изделий судовой техники. Чтобы определить класс надежности судна в условиях отказа элемента изделия, предлагается подсчитать сумму цифр, обозначающих группу оборудования, класс изделия и категорию элемента изделия. Рассмотрим три конкретных примера.

**Пример 1.** Заклинило гребной вал в дейдвудном подшипнике из капролона (это случается иногда при неправильно выбранных зазорах). В данном случае мы имеем дело с оборудованием первой группы (цифра 1), изделием первого класса (цифра 1) и элементом второй категории (цифра 2). В результате сложения получаем сумму цифр, равную 4.

определить допустимую вероятность безотказной работы с помощью следующих классов надежности изделий судовой техники:

нулевой класс — отказ не приводит к прекращению функционирования изделия и не отражается на работоспособности группы оборудования и судна в целом;

первый класс — отказ приводит к непродолжительной остановке изделия без прекращения функционирования какой-либо группы оборудования или системы;

**Пример 2.** Сгорел мотор траловой лебедки. На этот раз элемент первой категории (цифра 1) входит в состав изделия первого класса (цифра 1), которое относится к оборудованию второй группы (цифра 2). В данном случае также получили сумму, равную 4.

**Пример 3.** Вышла из строя форсунка вспомогательного двигателя. Имеем элемент третьей категории (цифра 3), изделие второго класса (цифра 2) и оборудование первой группы (цифра 1). В сумме получаем 6.

Класс надежности с помощью полученной суммы цифр можно определить по табл. 2.

Таким образом, в первом и втором примерах мы имели отказы третьего класса (сумма цифр 4), в третьем примере — отказы первого класса (сумма цифр 6). Такая классификация вполне правомерна: восстановление действующего устройства и траловой лебедки приходится выполнять лишь в заводских условиях, т. е. необходим аварийный ремонт; в то же время для замены форсунки двигателя не пришлось даже останавливать электростанцию.

В зависимости от класса надежности элемента изделия (при рассмотрении одного вида отказов) допустимые вероятности безотказной работы  $P_{\text{доп.о}}$  и вероятности отказа  $F_{\text{доп.о}}$  составят [34]:

Класс надежности	$P_{\text{доп.о}}$	$F_{\text{доп.о}}$
Нулевой . . . . .	$\leq 0,9000$	$\geq 0,1000$
Первый . . . . .	$\geq 0,9000$	$\leq 0,1000$
Второй . . . . .	$\geq 0,9900$	$\leq 0,0100$
Третий . . . . .	$\geq 0,9990$	$\leq 0,0010$
Четвертый . . . . .	$\geq 0,9999$	$\leq 0,0001$
Пятый . . . . .	1,0000	0,0000

Безотказность элемента изделия оценивается с помощью фактической вероятности безотказной работы  $P(t_{\text{тр}})$ , определенной за время, равное требуемому назначенному ресурсу до соответствующего вида ремонта или списания (для ремонтируемых машин и механизмов постоянного действия) или времени выполнения ответственной рабочей операции (для изделий кратковременного действия). При этом должно выполняться условие

$$P(t_{\text{тр}}) \geq P_{\text{доп.о}} \quad (13)$$

Требуемый ресурс детали принимается равным назначенному ресурсу изделия до ремонта, при котором эта деталь должна впервые проходить дефектацию или до списания изделия, если деталь должна служить без ремонта.

## Глава 2. МЕТОДИКА СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ О НАДЕЖНОСТИ

### 6. ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ О МЕТОДАХ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ

Прежде чем приступить к рассмотрению технических приемов статистических и вероятностных вычислений, попытаемся хотя бы укрупненно классифицировать методы статистической обработки информации о случайных величинах.

К первой группе методов можно отнести простейшие вычисления средних значений наработки между какими-либо событиями, если известны суммарная наработка всех подконтрольных изделий и число рассматриваемых событий (отказов, ремонтов, мероприятий по техническому обслуживанию и т. д.) за период наблюдения. В этом случае нас интересует лишь фактическое среднее значение для рассматриваемого периода наблюдения, и поэтому оценка достоверности его расчета не всегда обязательна.

Ко второй группе относятся методы расчетов средней величины какого-либо измеряемого признака  $X$ , если известны все случайные величины  $X_1, X_2, X_3, X_4, \dots, X_N$ , характеризующие совершившиеся события. При этом должна быть получена оценка достоверности и точности расчета среднего значения для принятия решения о возможности распространения полученного результата на любой объект рассматриваемого типа. Для оценки достоверности и точности вычисления приходится применять законы распределения, что обычно и представляет наибольшие трудности. В данной работе на основе сопоставления различных законов распределений приведены рекомендации, позволяющие значительно уменьшить трудоемкость оценки доверительных границ.

К третьей, наиболее сложной группе относятся методы нахождения распределения вероятностей случайных величин, что необходимо для оценки средней наработки до отказа, если за период наблюдения вышла из строя только часть изделий, а также для расчета гамма-процентных ресурсов или вероятности достижения предельного состояния.

В данной главе рассматривается методология статистической обработки информации любых случайных величин (не только времени). Поэтому все методы изложены в общем виде применительно к измеряемому признаку  $X$ , под которым в конкретных случаях следует понимать соответствующий показатель (наработка до отказа, скорость износа, мощность двигателя и т. п.).

Для выполнения вероятностных и статистических расчетов наиболее рациональны настольные ЭКВМ — электронные клавишные вычислительные машины, которые позволяют значительно повысить точность вычислений, уменьшить объем, трудоемкость и продолжительность работы. Отечественная промышленность выпу-

скает большой ассортимент ЭКВМ. Для поставленной цели необходима машина, предназначенная для выполнения четырех арифметических действий, непосредственного вычисления натуральных и десятичных логарифмов и антилогарифмов, тригонометрических и обратных тригонометрических функций, корней, степеней и обратных величин для любых действительных чисел. Кроме того, машина должна иметь не менее одного регистра памяти (кроме рабочего) и быть способной выполнять в указанном регистре сложение и вычитание чисел и квадратов чисел. В памяти подобной машины желательно иметь постоянные  $\pi$  и  $e$  (основание натурального логарифма).

Указанные действия выполняют многие ЭКВМ отечественного и зарубежного производства, в том числе портативные («карманные»). Каждая машина снабжена инструкцией, которая позволяет очень быстро освоить практические приемы работы. Можно рекомендовать использовать при статистических расчетах ЭКВМ «Электроника БЗ.18», «Электроника БЗ.21», «Электроника СЗ-1» и другие машины с такими же возможностями.

### 7. ВЫБОРОЧНЫЕ СОВОКУПНОСТИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН И ИХ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ

**Средняя величина и коэффициент вариации.** Из рассмотрения физической сущности отказов следует, что под влиянием различных факторов надежность элементов изделий имеет вероятностную природу. Это означает, что совокупность величин, характеризующих тот или иной показатель надежности, имеет некоторое рассеивание относительно своего математического ожидания  $X_{cp}$ .

При инженерном анализе надежности принято с определенной степенью достоверности принимать за математическое ожидание рассматриваемой выборки среднюю величину исследуемого признака  $X$ . Если мы имеем однородную выборку объемом  $N$ , все члены которой  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  характеризуют только совершившиеся события, то средняя величина определяется очень просто:

$$X_{cp} = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} X_i}{N} \quad (14)$$

Но мы уже видели, что случайные величины имеют рассеивание относительно  $X_{cp}$ , причем мерой рассеивания служат дисперсия

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} (X_i - X_{cp})^2}{N - 1} = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} X_i^2 - NX_{cp}^2}{N - 1} \quad (15)$$



среднеквадратичное отклонение

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=N} X_i^2 - NX_{cp}^2}{N-1}} \quad (16)$$

или коэффициент вариации

$$V_x = \frac{S}{X_{cp}} = \frac{1}{X_{cp}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=N} X_i^2 - NX_{cp}^2}{N-1}} \quad (17)$$

Напомним, что совокупность случайных величин, отражающих определенный признак и характеризующихся своим математическим ожиданием и дисперсией, называется выборочной совокупностью, или выборкой.

Средняя величина  $X_{cp}$  и коэффициент вариации  $V_x$  измеряемого признака  $X$  в случае небольшого объема выборки ( $N < 30$  при ручном счете и  $N < 100$  при расчете на ЭКВМ) или в случае применения ЭЦВМ определяются непосредственно по формулам (14) — (17). Расчеты  $X_{cp}$  и  $V_x$  рекомендуется выполнять в табличной форме (табл. 3) или на ЭКВМ. С помощью данных табл. 3 находим:  $X_{cp} = 23,33$  и  $V_x = 0,207$ .

Таблица 3

$i$	$X_i$	$X_i^2$
1	25,31	640,5961
2	22,06	486,6436
3	19,19	368,2561
4	27,44	752,9536
5	15,99	255,6801
6	26,02	677,0400
7	30,56	933,9136
8	16,37	267,9769
9	23,72	562,6384
10	28,00	784,0000
11	18,68	347,4496
12	26,60	707,5600
$N = 12$	$\sum_{i=1}^{i=N} X_i = 279,94$	$\sum_{i=1}^{i=N} X_i^2 = 6786,2$

При большом объеме выборки предложенный расчет статистических параметров трудоемок. Ниже предлагается способ, значительно упрощающий эту операцию. Расчет выполняется по унифицированной форме (рис. 6) и основан на построении эмпирического распределения вероятностей случайной величины.

Эмпирическое распределение при постоянной и полностью завершенной выборке. Математическое ожидание и дисперсия (или ее относительная величина — коэффициент вариации) являются основными, но не единственными характеристиками выборки. Более полной характеристикой выборки следует считать распределение вероятностей, которое может быть представлено в графическом или аналитическом виде.

На рис. 7 для примера даны распределения сроков службы подшипников судового дизеля 4NVD24.

Если выборка задана рядом величин, характеризующих полностью совершившиеся события, то для нахождения эмпирических распределений вероятностей поступают следующим образом.

Размах выборки  $X_{min} - X_{max}$  делят на  $M$  равных интервалов величиной  $\Delta X$ :

$$\Delta X = \frac{X_{max} - X_{min}}{M}, \quad (18)$$

при этом

$$M \approx 5 \lg N. \quad (19)$$

Для каждого  $j$ -го интервала  $\Delta X_j$ , который характеризуется средней величиной

$$X_j = \left(j - \frac{1}{2}\right) \Delta X,$$

подсчитывают число  $n_j$  значений  $X_j$ , попавших в этот интервал. Тогда эмпирическая плотность вероятности для каждого значения составит

$$f(X_j) = \frac{n_j}{N \Delta X}. \quad (20)$$

Пример графической зависимости  $f(X_j)$  от  $X_j$  дан на рис. 7 сплошной линией (кривая 2).

Величина  $n_j/N$  представляет собой относительную частоту совершившихся событий в  $j$ -м интервале. Накопленная частота тех же событий  $F(X_j)$  для середины  $j$ -го интервала соответствует эмпирической вероятности совершившихся событий (например, отказов) и определяется по формуле

$$F(X_j) = \frac{N_j}{N} = \Delta X \left[ \sum_{i=1}^{i=j-1} f(X_{i-1}) + \frac{1}{2} f(X_j) \right], \quad (21)$$

где  $N_j = n_1 + n_2 + n_3 + \dots + \frac{1}{2} n_j$ .

Эмпирическая вероятность несовершившихся событий, например вероятность безотказной работы  $P(X_j)$ , взаимосвязана с вероятностью отказов следующим образом:

$$P(X_j) = 1 - F(X_j). \quad (22)$$

№ п/п	Границы интервала X	X <sub>j</sub>	Абсолютная частота		q	qn <sub>j</sub>	q <sup>2</sup> n <sub>j</sub>	f(X <sub>j</sub> )	F(X <sub>j</sub> )
			Штриховые отметки	n <sub>j</sub>					
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	50-60	55		4	-4	-16	64	0,0016	0,008
	60-70	65		19	-3	-57	171	0,00763	0,054
	70-80	75		45	-2	-90	180	0,0181	0,183
	80-90	85		51	-1	-51	51	0,0205	0,376
	90-100	95		52	0	0	0	0,0209	0,583
	100-110	105		30	1	30	30	0,012	0,747
	110-120	115		19	2	38	76	0,0076	0,845
	120-130	125		12	3	36	108	0,0046	0,907
	130-140	135		9	4	36	144	0,0036	0,949
	140-150	145		1	5	5	25	0,0004	0,969
	150-160	155		4	6	24	144	0,0016	0,979
	160-170	165		3	7	21	147	0,0012	0,993
10	95	249	2490	249	-24	1140			0,993
Шаг ΔX	X <sub>0</sub> при q=0	N	ΔX·N	Σn <sub>j</sub>	L	Q			F <sub>3</sub> (X <sub>j</sub> )

Рис. 6. Табличная форма статистической обработки информации

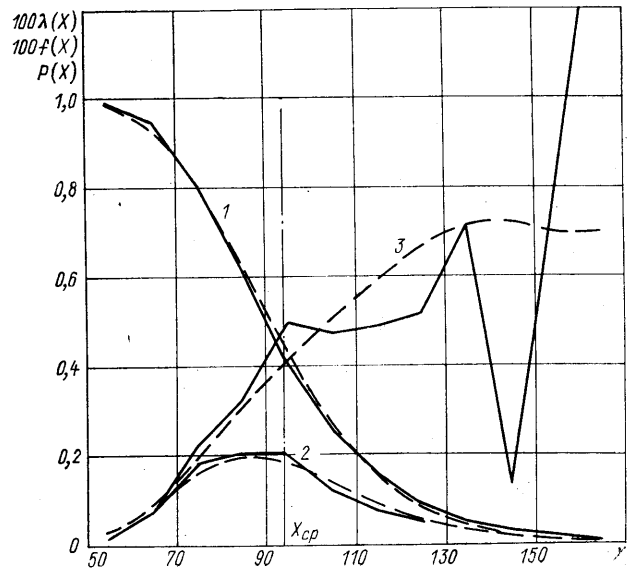


Рис. 7. Опытные (—) и расчетные (---) распределения вероятностей  $P(X)$  (1), плотности вероятности  $f(X)$  (2) и интенсивности отказов  $\lambda(X)$  (3)

На рис. 7 (кривая 1) приведена зависимость  $P(X_j)$ , которая может быть названа *эмпирическим распределением вероятности безотказной работы*, если величина  $X$  представляет собой наработку до отказа.

Еще одним важным показателем является *эмпирическая интенсивность отказов* (или других совершившихся событий)

$$\lambda(X_j) = \frac{n_j}{(N - N_j) \Delta X} \quad (23)$$

Распределение эмпирической интенсивности отказов также показано на рис. 7 (кривая 3).

Если выборка задана в виде распределения, то среднее значение и дисперсия рассчитываются по формулам:

$$X_{cp} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{j=M} n_j X_j = \frac{\Delta X}{N} \sum_{j=1}^{j=M} n_j \left(j - \frac{1}{2}\right); \quad (24)$$

$$S = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^{j=M} n_j (X_j - X_{cp})^2 = \frac{\Delta X^2}{N-1} \left[ \sum_{j=1}^{j=M} n_j \left(j - \frac{1}{2}\right)^2 - \frac{N}{\Delta X} X_{cp}^2 \right]. \quad (25)$$

Рассмотрим пример расчета эмпирического распределения случайной величины  $X$ , приведенный в таблице на рис. 6. Находим число интервалов, на которое следует разбить диапазон изменения случайной величины:  $M = 5 \lg 249 = 5 \cdot 2,3962 = 11,98 \approx 12$ , а затем определяем шаг разбиения:  $\Delta X = \frac{170 - 50}{12} = 10$ .

Полученные значения  $\Delta X$  и  $M$  округляем до удобной для вычисления величины. Границы интервалов занося в графу 2; в графе 3 записываем значение середины каждого интервала  $X_j$  ( $j$  — номер интервала).

Для каждого интервала подсчитываем абсолютную частоту  $n_j$  появления  $X_j$  в границах рассматриваемого интервала. Для облегчения подсчета  $n_j$  используем сетку графы 4, куда заносятся штриховые отметки (по пять отметок в клетке). Если имеются значения  $X_j$ , точно совпадающие с пограничными, то следует половину таких значений относить к предыдущему интервалу, а половину к последующему. Результаты подсчета по интервалам записываем в графу 5.

В графе 6 производится новая нумерация интервалов  $q$ . Для облегчения вычислений за нулевой ( $q = 0$ ) принимаем любой интервал в средней части распределения. Номера интервалов, расположенные в графе 6 выше нуля, являются отрицательными, а ниже нуля — положительными.

В графу 7 занося произведение  $qn_j$ , а в графу 8  $q^2 n_j$ .

С помощью граф 7 и 8 вычисляем вспомогательные параметры:

$$L = \sum_{j=1}^{j=M} qn_j = -24; \quad (26)$$

$$Q = \sum_{j=1}^{j=M} q^2 n_j = 1140. \quad (27)$$

После этого определяем  $X_{cp}$ ,  $S^2$  и  $V_x$  по формулам:

$$X_{cp} = X_0 + \frac{\Delta X}{N} L = 95 - \frac{10}{249} \cdot 24 = 94,04; \quad (28)$$

$$S_x^2 = \frac{\Delta X^2}{N-1} \left( Q - \frac{L^2}{N} \right) = 458,74; \quad (29)$$

$$S_x = \sqrt{S_x^2} = 21,42;$$

$$V_x = \frac{S_x}{X_{cp}} = 0,228,$$

где  $X_0$  — середина интервала в средней части распределения, выбираемая при  $q = 0$ .

В графы 9 и 10 вписываются результаты расчета плотности вероятности  $f(X_j)$  и вероятности  $F(X_j)$  по формулам (10) и (11).

При изучении наработок до отказа возможны случаи, когда к моменту обработки информации из  $N$  поставленных одновременно под наблюдение объектов отказали не все, а только часть  $N_o$ , т. е. за время наблюдения  $t$  достигнута вероятность отказов  $F(t) = N_o/N < 1$ . Построение эмпирического распределения в таких случаях выполняется так же, как и при полностью завершенной выборке  $F(t) = 1$ , но определить среднюю величину и коэффициент вариации для такой выборки уже труднее. Для этого надо знать закон распределения и с его помощью установить параметры распределения одним из рассмотренных в п. 11 методов.

Эмпирическое распределение при переменной выборке. Следует подчеркнуть, что до сих пор речь шла только о выборках объектов с одинаковым возрастным составом. Такие выборки могут быть получены либо путем одновременной постановки всех изделий под наблюдение, либо за счет того, что при анализе надежности из рассмотрения будут исключены еще не отказавшие изделия, наработка которых составляет меньше часов, чем продолжительность наблюдения.

Поскольку чаще всего изделия поступают в эксплуатацию не одновременно и детали изделий по мере отказов заменяются, часто приходится использовать эмпирические распределения с переменной во времени выборкой. При этом сумма отказавших и еще не отказавших изделий уменьшается во времени (перед этим мы рассматривали выборки, когда такая сумма остается все время постоянной).

Покажем, как правильно построить такое распределение. Характерная ошибка, которую допускают многие исследователи, заключается в попытках получить для переменной выборки распределение вероятностей отказов в соответствии с формулой

$$F(X_j) = \frac{\sum_{i=1}^{j=M} n_i}{N_{oj} + N_{жj}}, \quad (30)$$

где  $\sum_{i=1}^{j=M} n_i$  — суммарное число отказавших изделий к середине  $j$ -го интервала;  $N_{oj}$  — суммарное число отказавших объектов за все время испытаний;  $N_{жj}$  — суммарное число существующих к середине  $j$ -го интервала объектов, которые не имели отказов.

В несостоятельности этого способа можно убедиться, если представить, что в самом начале наблюдений (в первом интервале) произошел всего один отказ, после чего отказов уже не было ( $N_{oj} = 1$ ), но число неотказавших объектов от интервала к интервалу изменяется от 25 до 0. Согласно формуле (30), величина  $F(X_j)$  будет при этом возрастать от 1/25 до 1, несмотря на то что число отказов не увеличивалось. Таким образом, мы получили результат, который практически не имеет отношения к надежности рассматриваемого изделия.

Для переменной выборки правильнее строить только распределение интенсивности отказов с помощью формулы

$$\lambda(X_j) = \frac{n_j}{N_{жj} \Delta X} = \frac{n_j}{\left[ (N_{ж} + N_o) + \frac{1}{2} (n_j + n_{жj}) - \sum_1^j (n_j + n_{жj}) \right] \Delta X}, \quad (31)$$

где  $N_{жj}$  — число неотказавших объектов к середине  $j$ -го интервала;  $N_o$  — суммарное число отказавших объектов за весь период наблюдения;  $N_{ж}$  — суммарное число объектов, которые не отказали за весь период наблюдения;  $n_j$  — число отказавших объектов в  $j$ -м интервале;  $n_{жj}$  — число неотказавших объектов, наработка которых окончилась в  $j$ -м интервале.

При образовании эмпирического распределения интенсивности отказов ширину интервалов следует выбирать с таким расчетом, чтобы ни одно из значений  $\lambda(X_j)$  не было равно нулю.

Получение такого эмпирического распределения выполняется в табличной форме. Покажем это на примере.

Исходными данными для построения распределения служат две выборки. Первая выборка состоит из наработок отказавших объектов, например: 2,2; 2,3; 2,4; 2,5; 2,6; 2,7; 3,1; 3,2; 3,3; 3,4; 3,4; 4,1; 4,2; 4,3; 4,6; 5,1; 5,3; 6,8; 7,1, а вторая — из наработок неотказавших объектов, например: 2,6; 2,5; 2,5; 3,6; 4,8; 4,8; 4,9; 4,2; 5,5; 5,8; 5,9; 7,2; 8,7; 10,7. Так же, как при постоянной вы-

борке, рассматриваемый ряд чисел разбиваем на интервалы; в данном случае ширину интервала можно принять равной 1 тыс. ч. После этого определяем для каждого интервала величину  $\lambda (X_j)$  так, как показано в табл. 4.

Таблица 4

$i$	Границы интервала, тыс. ч	Середина интервала, тыс. ч	$n_j$	$n_{жj}$	$\sum_1^j (n_j + n_{жj})$	$\frac{(n_j + n_{жj})}{2}$	$N_{жj}$	$\lambda (X_j)$
1	2—3	2,5	6	3	9	4,5	28,5	0,2105
2	3—4	3,5	5	1	15	3	21,0	0,2381
3	4—5	4,5	4	4	23	4	14,0	0,2857
4	5—6	5,5	2	3	28	2,5	7,5	0,2666
5	6—7	6,5	1	0	29	0,5	4,5	0,2222
6	7—8	7,5	1	1	31	1,0	3,0	0,3333

$\Delta X = 1$  тыс. ч;  $N_o = 19$ ;  $N_{ж} = 14$ ;  $N_o + N_{ж} = 33$

Расчет средних величин и коэффициента вариации для полученного распределения выполняем с помощью параметров распределения Вейбулла по методу, изложенному в п. 11.

### 8. ЗАКОНЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Если рассматриваемая выборка отвечает условию однородности, принято считать, что эмпирическое распределение является отражением одного из стандартных законов распределения.

Методика инженерного анализа надежности, предлагаемая в данной книге, базируется на применении законов одно- и двухпараметрических распределений, таких как экспоненциальное, распределение Рэлея, нормальное, логарифмически-нормальное, распределение Вейбулла, гамма-распределение и равномерное распределение. Любое из двухпараметрических распределений может быть выражено через математическое ожидание  $X_{cp}$  и коэффициент вариации  $V_x$ , т. е. через основные статистические характеристики выборки [13]. Поэтому при прогнозировании надежности на стадии проектирования имеется возможность переносить результаты исследования для данной выборки на новые объекты. Средняя величина  $X_{cp}$  однозначно определяет параметр масштаба  $a$  любого распределения, а коэффициент вариации  $V_x$  — параметр формы того же распределения  $b$ . На практике часто приходится применять и однопараметрические распределения — экспоненциальное и Рэлея, которые являются частными случаями распределения Вейбулла (при коэффициенте вариации  $V_x = 1$  и  $V_x = 0,523$  соответственно), а также однопараметрическое равномерное распределение.

Кроме того, в литературе рекомендуются трехпараметрические распределения, имеющие наряду с названными третий параметр положения. Введение этого параметра в любое из двухпараметрических распределений позволяет с большим согласием аппроксимировать эмпирические распределения. Однако при этом теряется основной смысл выбора законов распределения с целью прогнозирования надежности, так как коэффициент вариации уже не будет взаимосвязан с каким-либо одним параметром распределения.

Рассмотрим более подробно некоторые из двух- и однопараметрических законов распределения вероятностей, используемые нами в дальнейшем.

**Нормальное распределение.** Нормальное распределение (или распределение Гаусса) является основополагающим законом в теории вероятностей. На практике функции нормального распределения вычисляют с помощью квантилей нормального распределения

$$U_{\gamma} = \frac{1 - \frac{X}{a}}{b}, \quad (32)$$

каждому значению которых соответствует величина вероятности безотказной работы

$$P(X) = F_o(U_{\gamma}) = F_o\left(\frac{1 - \frac{X}{a}}{b}\right), \quad (33)$$

выбираемая по таблицам работы [52].

В отличие от других распределений нормальное распределение является симметричным. Поэтому справедливо соотношение

$$F(X) = 1 - P(X) = F_o(-U_{\gamma}) = F_o\left(\frac{\frac{X}{a} - 1}{b}\right). \quad (34)$$

Аналогично определяется плотность вероятности:

$$f(X) = \frac{1}{ab} \varphi_o(U_{\gamma}) = \frac{1}{X_{cp} V_x} \varphi_o(U_{\gamma}). \quad (35)$$

При этом

$$\varphi_o(-U_{\gamma}) = \varphi_o(U_{\gamma}).$$

Если в распоряжении расчетчика не имеется таблиц [52], то для определения  $F_o(U_{\gamma})$  и  $\varphi_o(U_{\gamma})$  можно воспользоваться функциональными шкалами, приведенными на рис. 8 и 9.

Наиболее распространенные значения квантилей нормального распределения даны в табл. 5.

При нормальном законе  $a = X_{cp}$  и  $b = V_x$ .

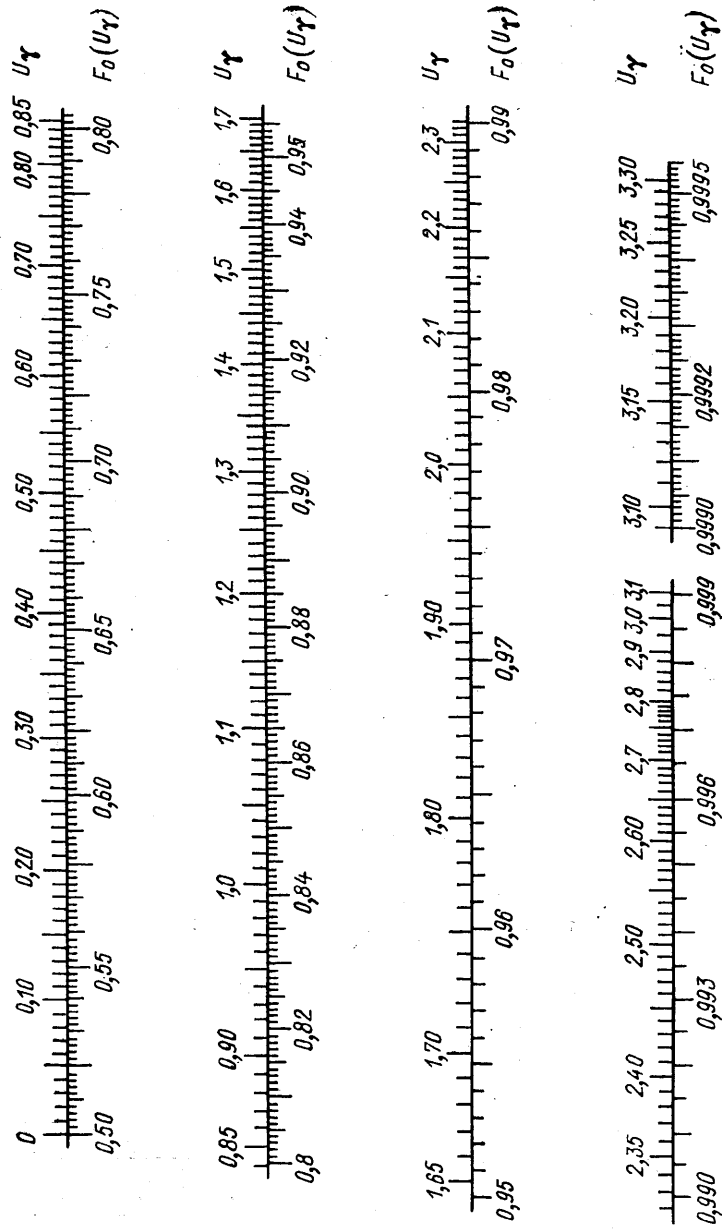
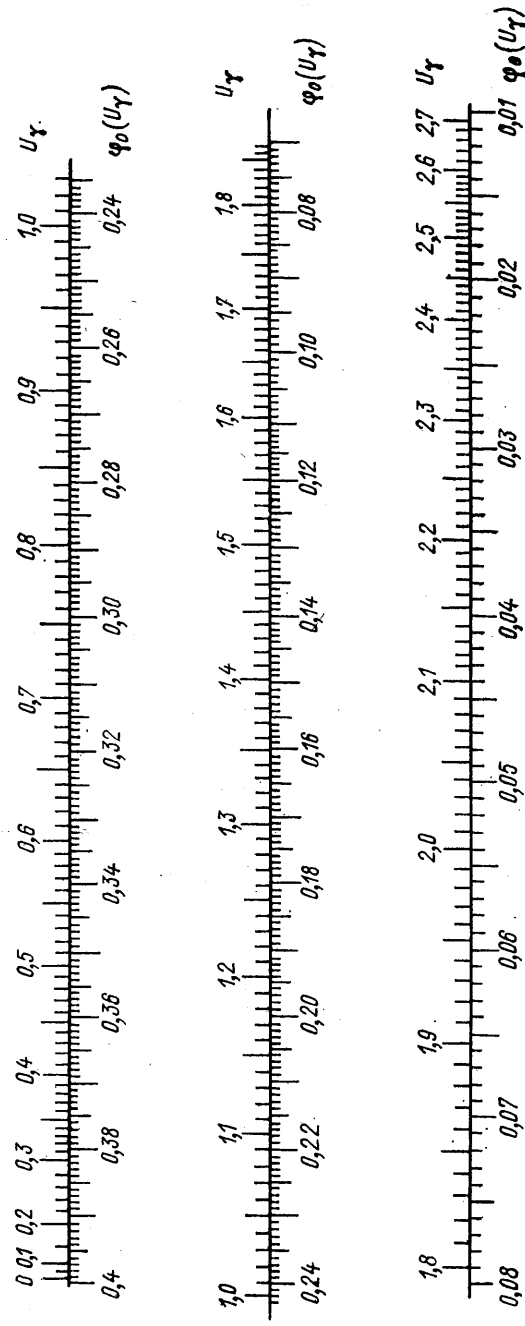
Рис. 8. Зависимость  $F_0(U_\gamma)$  для нормального распределенияРис. 9. Зависимость  $\varphi_0(U_\gamma)$  для нормального распределения

Таблица 5

$P(X)$	$U_\gamma$	$P(X)$	$U_\gamma$
0,005	-2,5760	0,500	0,0000
0,010	-2,3260	0,700	0,5244
0,050	-1,6450	0,800	0,8416
0,100	-1,2820	0,850	1,0360
0,150	-1,0360	0,900	1,2820
0,200	-0,8416	0,950	1,6450
0,250	-0,6745	0,990	2,3200
0,300	-0,5244	0,995	2,5760

Для примера рассмотрим нормальное распределение с параметрами  $a = X_{\text{ср}} = 125$  и  $b = V_x = 0,25$ . Квантиль такого распределения выражается формулой

$$U_\gamma = \frac{1 - \frac{X}{125}}{0,25} = 4(1 - 0,008X),$$

а вероятность безотказной работы, вероятность отказа и плотность вероятности — соответственно зависимостями (33), (34) и (35).

При этом

$$f(X) = \frac{1}{0,25 \cdot 125} \varphi_0(U_\gamma) = 0,032 \varphi_0(U_\gamma);$$

$$\lambda(X) = \frac{f(X)}{P(X)}. \quad (36)$$

Покажем, как вычислять указанные функции при заданном значении  $X = 75$ . Определим вероятность безотказной работы. Для этого сначала вычислим квантиль

$$U_\gamma = \frac{1 - \frac{75}{125}}{0,25} = 1,6.$$

С помощью полученного значения и функциональной шкалы на рис. 8 находим  $P(X) = 0,945$ .

Аналогично определяем плотность вероятности. На рис. 9 для  $U_\gamma = 1,6$  находим  $\varphi_0^*(U_\gamma) = 0,111$ ; тогда  $f(X) = 0,032 \cdot 0,111 = 0,003552$ .

Теперь легко найти интенсивность отказов:

$$\lambda(X) = \frac{0,003552}{0,945} = 0,0037587.$$

Если рассчитать таким же образом ряд значений рассматриваемых функций, можно построить их графические зависимости от  $X$  (рис. 10).

В случае нормального распределения гамма-процентный ресурс определяется по следующей формуле:

$$X_\gamma = a(1 - bU_\gamma) = X_{\text{ср}}(1 - V_x U_\gamma), \quad (37)$$

где  $U_\gamma$  — квантиль нормального распределения при заданном  $\gamma = 100P(X)$ .

Последней формулой пользуются следующим образом. Например, нам надо найти 80%-ный ресурс при  $X_{\text{ср}} = 125$  и  $V_x = 0,25$ .

Для этого сначала необходимо установить  $U_\gamma$  для  $P(X) = 0,8$  (по работе [52], по табл. 5 или по графику на рис. 8). В данном случае  $U_\gamma = 0,8416$  (эту величину желательно запомнить, так как ее придется часто использовать в расчетах надежности). Тогда  $X_{80} = 125 \times (1 - 0,25 \cdot 0,8416) = 98,7$ .

При нормальном законе распределения параметр масштаба  $a = X_{\text{ср}}$  соответствует величине  $X$ , при которой вероятность безотказной работы  $P(X) = 0,5$ .

Следует отметить, что нормальное распределение обычно принимают для  $V_x \leq \frac{1}{3}$ . Дело в том, что при этом законе вероятность безотказной работы в точности не равна единице при  $X = 0$ , но близка к ней при малых значениях  $V_x$ . Так, при  $V_x = \frac{1}{3}$  имеем  $U_\gamma = 3$  и  $P(X) = 0,99865$ . При больших значениях  $V_x$  вероятность безотказной работы уже настолько отличается от единицы при  $X = 0$ , что функцией нормального распределения нельзя пользоваться. Так, при  $V_x = 0,6$  и  $X = 0$  имеем  $P(X) = 0,9554$ .

**Логарифмически-нормальное распределение.** Если рассматривается распределение не самого значения  $X$ , а его логарифма, то из нормального получается логарифмически-нормальное распределение, которое широко применяется при расчетах надежности. В этом случае плотность вероятности вычисляется по формуле

$$f(X) = \frac{1}{Xb} \varphi_0(U_\gamma), \quad (38)$$

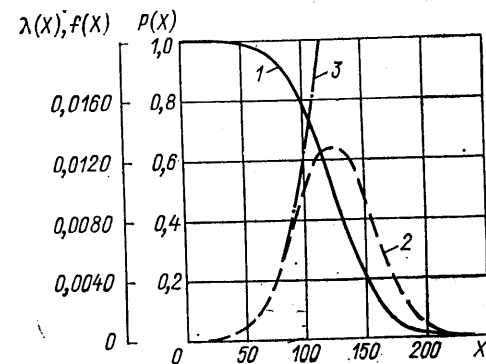


Рис. 10. Функции нормального распределения при  $X_{\text{ср}} = 125$  и  $V_x = 0,25$   
1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$

а для интегральных функций распределения справедливы зависимости

$$P(X) = F_0(U_\gamma); \quad (39)$$

$$F(X) = F_0(-U_\gamma). \quad (40)$$

При этом квантиль логарифмически-нормального распределения

$$U_\gamma = \frac{\ln \frac{a}{X}}{b}, \quad (41)$$

а его параметры следующим образом связаны с математическим ожиданием  $X_{cp}$  и коэффициентом вариации  $V_x$ :

$$b = \sqrt{\ln(1 + V_x^2)}; \quad (42)$$

$$a = X_{cp} \exp\left(-\frac{b^2}{2}\right). \quad (43)$$

Нормированные функции  $F_0(U_\gamma)$  и  $\Phi_0(U_\gamma)$  определяются точно так же, как при нормальном законе распределения, т. е. с помощью таблиц 1.1 и 1.2 работы [52], по графику на рис. 8 или по табл. 5.

При логарифмически-нормальном распределении параметр  $a$  соответствует  $X$ , при котором  $P(X) = 0,5$ , а математическое ожидание  $X_{cp}$  соответствует  $U_\gamma = -0,5 b$ . Так, при  $b = 0,2$  имеем  $U_\gamma = -0,125$  и  $P(X) = 0,45$ .

Логарифмически-нормальное распределение существует при любом положительном значении параметра  $b$ .

Для примера рассмотрим логарифмически-нормальное распределение при  $V_x = 0,55$  и  $X_{cp} = 30$ .

Сначала определим параметры распределения:

$$b = \sqrt{\ln(1 + 0,55^2)} = 0,514;$$

$$a = 30 \exp(-0,5 \cdot 0,514^2) = 26,286.$$

Следовательно, квантиль рассматриваемого распределения

$$U_\gamma = \frac{\ln \frac{26,286}{X}}{0,514}.$$

При  $X = 15$  имеем

$$U_\gamma = \frac{\ln \frac{26,286}{15}}{0,514} = 1,0914.$$

С помощью функциональных шкал на рис. 8 и 9 находим:

$$P(X) = F_0(1,0914) = 0,862;$$

$$f(X) = \frac{\Phi_0(1,0914)}{15 \cdot 0,514} = \frac{0,22}{7,71} = 0,0285.$$

Тогда интенсивность отказов составит

$$\lambda(X) = \frac{f(X)}{P(X)} = \frac{0,0285}{0,862} = 0,0331.$$

Графики рассматриваемой функции даны на рис. 11.

Гамма-процентный ресурс при логарифмически-нормальном распределении определяется по формуле

$$X_\gamma = X_{cp} \exp[-(U_\gamma b + 0,5b^2)] = a \exp[-U_\gamma b]. \quad (44)$$

Например, 95%-ный ресурс составит

$$X_{95} = 30 \exp[-(1,645 \cdot 0,514 + 0,5 \cdot 0,514^2)] = 11,286.$$

**Распределение Вейбулла.** Распределение Вейбулла задается интегральной функцией распределения вида

$$P(X) = \exp\left[-\left(\frac{X}{a}\right)^b\right] \quad (45)$$

и характеризуется степенной функцией распределения интенсивности отказов

$$\lambda(X) = \frac{b}{a} \left(\frac{X}{a}\right)^{b-1}. \quad (46)$$

Отсюда следует функция распределения плотности вероятности:

$$f(X) = \frac{b}{a} \left(\frac{X}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{X}{a}\right)^b\right]. \quad (47)$$

Параметр формы  $b$  выражается через коэффициент вариации  $V_x$  с помощью гамма-функции [52]. Аппроксимация табулированной зависимости  $b = f(V_x)$  позволила получить следующие формулы для расчета  $b$  и  $V_x$ .

В случае  $b = 0,8 \div 4$  или  $V_x = 1,2 \div 0,23$  имеем

$$b = \frac{0,953}{V_x - 0,047}; \quad (48)$$

$$V_x = \frac{0,953}{b} + 0,047. \quad (49)$$

При  $b > 4$  и  $V_x < 0,23$  справедливы формулы

$$b = 1,037V_x^{-1,07}; \quad (50)$$

$$V_x = 1,035b^{-0,936}. \quad (51)$$

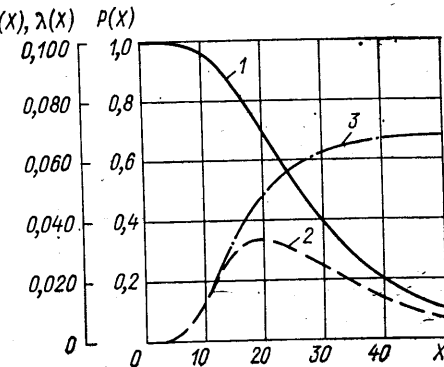


Рис. 11. Функции логарифмически-нормального распределения при  $X_{cp} = 30$  и  $V_x = 0,55$

1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$

Параметр масштаба находим по формуле

$$a = \frac{X_{cp}}{K(b)}, \quad (52)$$

где  $K(b)$  — коэффициент, зависящий от гамма-функции и определяемый по табл. 6. В сравнении с другими книгами по надежности указанная таблица составлена для более широкого диапазона  $b$  и  $V_x$ .

При распределении Вейбулла параметр масштаба  $a$  соответствует значению  $X$ , при котором  $P(X) = 0,368$ . Распределение Вейбулла применяется при любом коэффициенте вариации, но для практики наибольшее значение имеет диапазон  $V_x = 0 \div 1,0$ .

Рассмотрим распределение Вейбулла при  $V_x = 0,45$  и  $X_{cp} = 18$ . Сначала определим параметр

$$b = \frac{0,953}{0,45 - 0,047} = 2,365.$$

При этом коэффициент  $K(b) = 0,887$  (см. табл. 6). Тогда параметр масштаба

$$a = \frac{18}{0,887} = 20,293$$

Таблица 6

$b$	$K(b)$	$V_x$	$b$	$K(b)$	$V_x$
0,8	1,130	1,260	3,1	0,895	0,354
0,9	1,050	1,110	3,2	0,896	0,343
1,0	1,000	1,000	3,3	0,897	0,335
1,1	0,965	0,910	3,4	0,898	0,326
1,2	0,941	0,837	3,5	0,900	0,316
1,3	0,924	0,775	3,6	0,901	0,310
1,4	0,911	0,723	3,7	0,902	0,302
1,5	0,903	0,678	3,8	0,903	0,297
1,6	0,897	0,640	3,9	0,905	0,288
1,7	0,892	0,605	4,0	0,906	0,281
1,8	0,889	0,575	4,5	0,913	0,253
1,9	0,887	0,547	5,0	0,918	0,230
2,0	0,886	0,523	6,0	0,928	0,194
2,1	0,886	0,498	7,0	0,935	0,168
2,2	0,886	0,480	8,0	0,942	0,148
2,3	0,886	0,471	9,0	0,947	0,132
2,4	0,887	0,444	10,0	0,951	0,120
2,5	0,887	0,428	12,0	0,960	0,102
2,6	0,888	0,413	14,0	0,964	0,088
2,7	0,889	0,398	16,0	0,969	0,077
2,8	0,890	0,386	18,0	0,971	0,069
2,9	0,8915	0,375	20,0	0,974	0,0625
3,0	0,893	0,365	25,0	0,978	0,0510

Теперь остается только записать формулы для рассматриваемого случая:

$$P(X) = \exp \left[ - \left( \frac{X}{20,293} \right)^{2,365} \right];$$

$$\lambda(X) = \frac{2,365}{20,293} \left( \frac{X}{20,293} \right)^{1,365} = 0,1165 \left( \frac{X}{20,293} \right)^{1,365};$$

$$f(X) = \lambda(X) P(X).$$

Вычислим указанные функции для  $X = 35$ :

$$P(X) = \exp \left[ - \left( \frac{35}{20,293} \right)^{2,365} \right] = 0,0265;$$

$$\lambda(X) = 0,1165 \left( \frac{35}{20,293} \right)^{1,365} = 0,245;$$

$$f(X) = 0,0265 \cdot 0,245 = 0,0065.$$

Для расчета гамма-процентного ресурса при распределении Вейбулла используется формула

$$X_v = a \left( \ln \frac{1}{P(X)} \right)^{\frac{1}{b}} = \frac{X_{cp}}{K(b)} \left( \ln \frac{1}{P(X)} \right)^{\frac{1}{b}}. \quad (53)$$

Например, при  $a = 20,293$  и  $b = 2,365$  получим следующее значение 80%-ного ресурса:

$$X_v = 20,293 \left( \ln \frac{1}{0,80} \right)^{\frac{1}{2,365}} = 10,762.$$

На рис. 12 даны графические зависимости рассмотренных распределений для закона Вейбулла.

Экспоненциальное распределение и распределение Рэлея. Распределение Вейбулла переходит в экспоненциальное распределение при  $b = 1$  и в распределение Рэлея при  $b = 2$ . Для экспоненциального распределения  $a = X_{cp}$  и  $V_x = 1$ . В случае распределения Рэлея имеем:  $V_x = 0,523$ ;  $K(b) = 2/\sqrt{\pi} = 0,8862$ ;  $a = 2/\sqrt{\pi} X_{cp} = 1,128 X_{cp}$ .

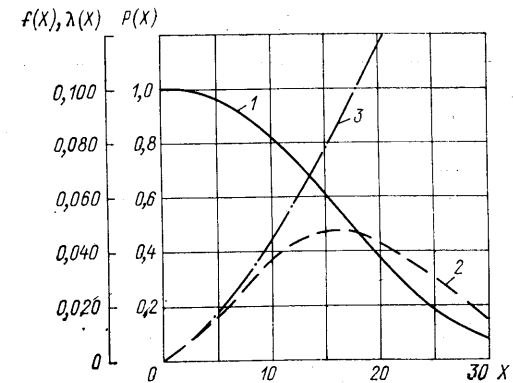


Рис. 12. Функции распределения Вейбулла при  $X_{cp} = 18$  и  $V_x = 0,45$

1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$



Основные функции распределения для рассматриваемых законов даны в табл. 7. Из таблицы следует, что экспоненциальное распределение характеризуется постоянством интенсивности отказов:

$$\lambda(X) = \lambda_0 = \frac{1}{X_{cp}}. \quad (54)$$

Этим свойством объясняется широкое применение экспоненциального закона или изучения фактических отказов.

Таблица 7

Функция	Распределение	
	экспоненциальное	Рэля
$P(X)$	$\exp\left[-\frac{X}{X_{cp}}\right]$	$\exp\left[-\frac{\pi}{4}\left(\frac{X}{X_{cp}}\right)^2\right]$
$\lambda(X)$	$\frac{1}{X_{cp}}$	$\frac{\pi}{2X_{cp}^2}X$
$f(X)$	$\frac{1}{X_{cp}}\exp\left[-\frac{X}{X_{cp}}\right]$	$\frac{\pi X}{2X_{cp}^2}\exp\left[-\frac{\pi}{4}\left(\frac{X}{X_{cp}}\right)^2\right]$

Отличительной особенностью распределения Рэля является то, что интенсивность отказов прямо пропорциональна независимой переменной. Учитывая это свойство и достаточно распространенное для многих видов отказов значение  $V_x = 0,523$ , распределения Рэля в большинстве случаев используют для изучения постепенных отказов.

Математическое ожидание  $X_{cp}$  при экспоненциальном распределении соответствует  $P(X_{cp}) = 0,368$ , а при распределении Рэля  $P(X_{cp}) = 0,456$ .

Рассмотрим экспоненциальное распределение и распределение Рэля при  $X_{cp} = 3500$ . Для распределения Рэля

$$P(X) = \exp\left[-\left(\frac{X}{3949,33}\right)^2\right];$$

$$\lambda(X) = \frac{\pi}{2 \cdot 3500^2} X = 0,128 \cdot 10^{-6} X;$$

$$f(X) = 0,128 \cdot 10^{-6} \exp\left[-\left(\frac{X}{3949,33}\right)^2\right].$$

При экспоненциальном распределении имеем:

$$P(X) = \exp\left[-\frac{X}{3500}\right];$$

$$\lambda_0 = \frac{1}{3500} = 0,2857 \cdot 10^{-3};$$

$$f(X) = 0,2857 \cdot 10^{-3} \exp\left[-\frac{X}{3500}\right].$$

Например, для  $X = 1800$  вероятность безотказной работы при экспоненциальном распределении составит

$$P(X) = \exp\left[-\frac{1800}{3500}\right] = 0,5979,$$

а при распределении Рэля

$$P(X) = \exp\left[-\left(\frac{1800}{3949,33}\right)^2\right] = 0,8124.$$

Из примеров видно большое различие этих двух распределений, несмотря на то что в том и другом случае  $X_{cp} = 3500$ . Это различие обусловлено в первую очередь тем, что коэффициенты вариации для этих законов заметно различаются (1 и 0,523).

Графические зависимости для рассматриваемых распределений вероятностей даны на рис. 13 и 14.

В заключение приведем формулы для расчета гамма-процентных ресурсов:

— при экспоненциальном распределении

$$X_v = X_{cp} \ln \frac{1}{P(X)}; \quad (55)$$

— при распределении Рэля

$$X_v = \frac{2}{\sqrt{\pi}} X_{cp} \sqrt{\ln \frac{1}{P(X)}} = a \sqrt{\ln \frac{1}{P(X)}}. \quad (56)$$

Например, 80%-ный ресурс при  $X_{cp} = 3500$  составит 781 при экспоненциальном распределении и 1865,6 при распределении Рэля.

**Распределение Бернштейна и обратное нормальное распределение.** Распределение Бернштейна задается квантилем нормального распределения  $U_v$ , рассчитываемым по формуле

$$U_v = \frac{G_{cp} - v_{cp}X}{\sqrt{S_G^2 + (S_v X)^2}}, \quad (57)$$

где  $G_{cp}$  и  $v_{cp}$  — математические ожидания случайных измеряемых признаков  $G$  и  $v$ ;  $S_G$  и  $S_v$  — среднеквадратичные отклонения этих признаков.

Если  $G_{cp} = v_{cp} X_{cp}$ , то после несложных преобразований тот же квантиль можно выразить так:

$$U_v = \frac{1 - \frac{X}{X_{cp}}}{b}, \quad (58)$$

где  $b$  — параметр формы распределения, который в свою очередь определяется по формуле

$$b = \sqrt{V_G^2 + \left(\frac{X}{X_{cp}}\right)^2 V_v^2}, \quad (59)$$

где  $V_G$  и  $V_v$  — коэффициенты вариации для  $G$  и  $v$ .

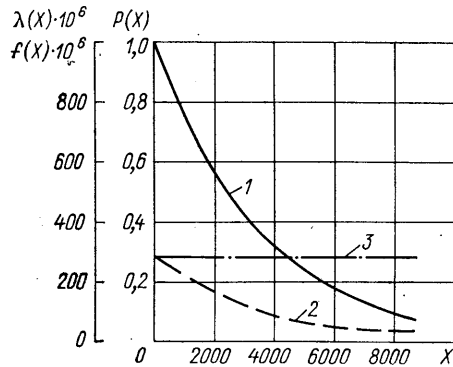


Рис. 13. Функции экспоненциального распределения при  $X_{cp} = 3500$   
1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$

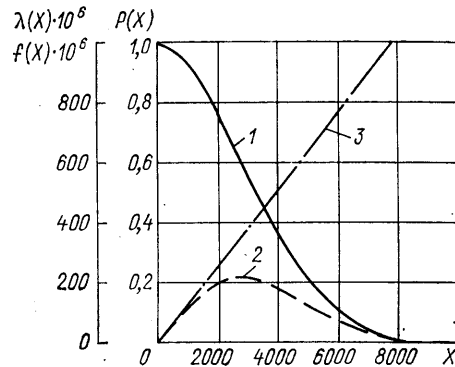


Рис. 14. Функции распределения Рэлея при  $X_{cp} = 3500$   
1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$

Отличительной особенностью распределения Бернштейна является то, что параметр формы  $b$  (т. е. эквивалентный коэффициент вариации) зависит от текущего значения  $X$ . Это обстоятельство не позволяет получить точной зависимости для расчета  $X_{cp}$ , что делает такое распределение весьма неудобным для практического использования.

Частным случаем распределения Бернштейна является нормальное распределение (при  $v_{cp} = \text{const}$  и  $V_v = 0$ ) и обратное нормальное распределение (при  $V_G = 0$ ). Для обратного нормального распределения имеем

$$U_v = \frac{1 - \frac{X}{X_{cp}}}{\frac{X}{X_{cp}} V_v}. \quad (60)$$

Отметим, что нормальное распределение симметрично относительно  $X_{cp}$ , но в общем случае распределение Бернштейна не яв-

ляется симметричным. Наибольшей асимметрией по сравнению с любым другим распределением (при одинаковых коэффициентах вариации) отличается обратное нормальное распределение.

Установлены следующие формулы для расчета гамма-процентных ресурсов. При распределении Бернштейна

$$X_v = \frac{1 - \sqrt{(1 - U_v^2 V_G^2)(1 - U_v^2 V_v^2)}}{1 - U_v^2 V_v^2} X_{cp}, \quad (61)$$

а при обратном нормальном распределении

$$X_v = \frac{1}{1 + U_v V_v} X_{cp}. \quad (62)$$

В связи с отмеченными недостатками в настоящей работе применение распределения Бернштейна и обратного нормального распределения ограничено, хотя они и базируются на физической модели некоторых видов отказов.

**Равномерное распределение.** Это распределение отличается от рассмотренных тем, что вероятность безотказной работы достигает нуля при фиксированном значении  $X = d$ , а не при  $X = \infty$  [44]. Равномерное распределение существует в границах  $d \geq X \geq c$  и характеризуется постоянством плотности вероятности. Как и все другие распределения, равномерное распределение в этой работе выражено через математическое ожидание  $X_{cp}$  и коэффициент вариации  $V_x$ . Поскольку в данном случае параметр формы  $b = V_x$ , а параметр масштаба  $a = X_{cp}$ , мы не будем вводить в формулы параметры  $a$  и  $b$ .

Плотность вероятности выражается зависимостью

$$f(X) = f_p = \frac{1}{d - c} = \frac{1}{2X_{cp} V_x \sqrt{3}}. \quad (63)$$

Остальные функции равномерного распределения имеют следующий вид:

$$P(X) = \frac{d - X}{d - c} = 0,5 + \frac{1 - \frac{X}{X_{cp}}}{2V_x \sqrt{3}}; \quad (64)$$

$$F(X) = \frac{X - c}{d - c} = 0,5 + \frac{\frac{X}{X_{cp}} - 1}{2V_x \sqrt{3}}; \quad (65)$$

$$\lambda(X) = \frac{1}{d - X} = \frac{1}{X_{cp} \left(1 + V_x \sqrt{3} - \frac{X}{X_{cp}}\right)}. \quad (66)$$

Справедливы следующие соотношения между границами существования функций равномерного распределения  $c$  и  $d$  и статистическими характеристиками выборки  $V_x$  и  $X_{cp}$ :

— при  $P(X) = 1$

$$c = X_{cp} (1 - V_x \sqrt{3}); \quad (67)$$

— при  $P(X) = 0$

$$d = X_{cp} (1 + V_x \sqrt{3}). \quad (68)$$

Отсюда следует:

$$V_x = \frac{1}{\sqrt{3}} \frac{d-c}{d+c}; \quad (69)$$

$$X_{cp} = \frac{c+d}{2}. \quad (70)$$

Гамма-процентный ресурс при равномерном распределении

$$X_v = d - (d-c) P(X) = \{1 + 2V_x \sqrt{3} [0,5 - P(X)]\}. \quad (71)$$

Из приведенных зависимостей видно, что для равномерного распределения характерно следующее: постоянство плотности вероятности в границах от  $c$  до  $d$ , прямая зависимость вероятности отказов от  $X$  в тех же границах и возрастание интенсивности отказов от  $f_p$  до бесконечности при изменении  $X$  от  $c$  до  $d$ .

Отметим, что коэффициент вариации может изменяться от нуля до  $\frac{1}{\sqrt{3}} \approx 0,577$ . В частности, случаю  $V_x = 0,577$  соответствует однопараметрическое равномерное распределение при  $c = 0$ , и тогда:

$$P(X) = 1 - \frac{X}{2X_{cp}}; \quad (72)$$

$$F(X) = \frac{X}{2X_{cp}}; \quad (73)$$

$$f_p = \frac{1}{2X_{cp}}; \quad (74)$$

$$\lambda(X) = \frac{1}{X_{cp} \left(2 - \frac{X}{X_{cp}}\right)}; \quad (75)$$

$$X_v = 2[1 - P(X)] X_{cp}; \quad (76)$$

$$d = 2X_{cp}. \quad (77)$$

Рассмотрим равномерное распределение для выборки с параметрами  $X_{cp} = 15$  и  $V_x = 0,30$ . Тогда

$$c = 15(1 - 0,3\sqrt{3}) = 7,205;$$

$$d = 15(1 + 0,3\sqrt{3}) = 22,795.$$

Отсюда находим:

$$f_p = \frac{1}{22,795 - 7,205} = \frac{1}{2 \cdot 0,3 \cdot 15 \sqrt{3}} = 0,064 15;$$

$$P(X) = 0,064 15 (22,795 - X) = 0,5 + \frac{1 - \frac{X}{15}}{1,039 2};$$

$$F(X) = 0,064 15 (X - 7,205) =$$

$$= 0,5 + \frac{\frac{X}{15} - 1}{1,039 2};$$

$$\lambda(X) = \frac{1}{22,795 - X} = \frac{1}{15 \left(1,52 - \frac{X}{15}\right)}.$$

Например, при  $X = 7,5$   $P(X) = 0,981 1$ ,  $F(X) = 0,018 8$ ,  $\lambda(X) = 0,065 38$ .

Графические зависимости рассмотренных функций даны на рис. 15.

Мы рассмотрели основные распределения вероятностей, которые в дальнейшем будут использованы в книге. Из двухпараметрических распределений не было показано лишь гамма-распределение, которое мало отличается от распределения Вейбулла (при одинаковых коэффициентах вариации), но является дискретным (т. е. справедливо для целых значений параметра формы  $b = 1/\sqrt{V}$ ).

В случае необходимости использования гамма-распределения рекомендуем обратиться к работе [52].

## 9. РАСЧЕТ СРЕДНИХ ЗНАЧЕНИЙ И ОЦЕНКА ИХ ДОСТОВЕРНОСТИ

**Абсолютные и относительные границы.** Если бы все члены выборки имели одинаковую величину  $X_1 = X_2 = X_3 = X_4 = \dots = X_N$ , то имело бы место  $X_{cp} = X_N$  и коэффициент вариации был бы равен нулю ( $V_x = 0$ ).

При такой ситуации нам достаточно было бы иметь одно-два числа, чтобы с очень большой достоверностью оценить  $X_{cp}$ . Но на практике с подобными случаями приходится встречаться крайне редко, и чаще всего коэффициент вариации изменяется от 0,2 до 1,0.

$f(X), \lambda(X), P(X)$

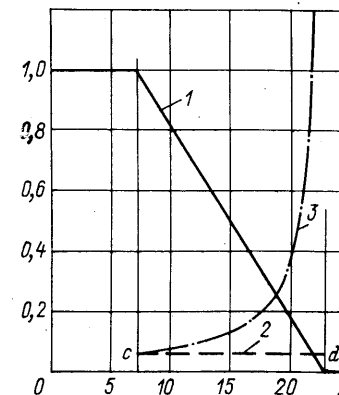


Рис. 15. Функции равномерного распределения при  $X_{cp} = 15$  и  $V_x = 0,30$

1 — вероятность безотказной работы  $P(X)$ ; 2 — плотность вероятности  $f(X)$ ; 3 — интенсивность отказов  $\lambda(X)$

Вот почему в ответственных случаях необходимо выполнять оценку достоверности расчета  $X_{\text{ср}}$ .

Напомним, что достоверность и точность расчета средней величины оценивается с помощью доверительных границ (нижней  $X_{\text{н}}$  и верхней  $X_{\text{в}}$ ) при заданной доверительной вероятности  $\beta$  [52]. Задача сводится к оценке интервала  $X_{\text{н}} - X_{\text{в}}$ , в котором находится  $X_{\text{ср}}$  с вероятностью  $\beta$ . В этой работе мы будем использовать только односторонние доверительные границы [52].

Результаты расчета  $X_{\text{н}}$  и  $X_{\text{в}}$  зависят не только от коэффициента вариации  $V_x$  и объема  $N$ , но и от закона распределения. Поэтому традиционные методы предусматривают предварительное установление эмпирического распределения вероятностей, с помощью которого по критериям согласия выбирается закон распределения (для чего надо перебрать и проверить все известные законы). Только после этого выполняется расчет доверительных границ.

Для уменьшения трудоемкости оценки достоверности расчета  $X_{\text{ср}}$  рекомендуется следующее.

Во-первых, предлагается определять не абсолютные, а относительные доверительные границы:

нижнюю

$$\frac{X_{\text{н}}}{X_{\text{ср}}} = 1 - \delta_{\text{н}} \quad (78)$$

и верхнюю

$$\frac{X_{\text{в}}}{X_{\text{ср}}} = 1 + \delta_{\text{в}} \quad (79)$$

при одном условно выбранном значении доверительной вероятности  $\beta$  (например,  $\beta = 0,8$ ).

Во-вторых, рекомендуется не определять законы распределения, а рассчитать доверительные границы для каждого из них по сравнительно простым зависимостям (табл. 8) и принять за окончательный результат наибольшие значения  $(1 + \delta_{\text{в}})$  и наименьшие значения  $(1 - \delta_{\text{н}})$ .

Достоверность расчета  $X_{\text{ср}}$  можно считать достаточной, если  $(1 + \delta_{\text{в}}) > 1,1$  и  $(1 - \delta_{\text{н}}) < 0,9$ .

В формулу для доверительных границ при нормальном законе распределения входит коэффициент Стьюдента  $t_{\beta}$ , определяемый по табл. 9.

Формула для гамма-распределения наиболее проста, в нее входит квантиль нормального распределения  $U_{\gamma}$ , выбираемый по табл. 5 для заданного  $\beta$  (при  $\beta = 0,8$   $U_{\gamma} = 0,842$ ). Квантиль нормального распределения входит также в формулу для определения относительных доверительных границ при логарифмически-нормальном распределении.

В основу определения доверительных границ при распределении Вейбулла положены коэффициенты  $r_1$  и  $r_3$ , зависящие от распределения  $\chi^2$ , которые можно определить по табл. 10.

Распределение	Формулы для расчета доверительных относительных границ	
	верхней $1 + \delta_{\text{в}}$	нижней $1 - \delta_{\text{н}}$
Нормальное	$1 + t_{\beta} \frac{V_x}{\sqrt{N}}$	$1 - t_{\beta} \frac{V_x}{\sqrt{N}}$
Гамма-распределение	$1 + U_{\gamma} \frac{V_x}{\sqrt{N}}$	$1 - U_{\gamma} \frac{V_x}{\sqrt{N}}$
Логарифмически-нормальное	$\exp \left[ \frac{U_{\gamma}}{\sqrt{N}} \times \sqrt{\ln(1 + V_x^2)} \times \sqrt{1 + \frac{1}{2} \ln(1 + V_x^2)} \right]$	$\exp \left[ - \left( \frac{U_{\gamma}}{\sqrt{N}} \times \sqrt{\ln(1 + V_x^2)} \times \sqrt{1 + \frac{1}{2} \ln(1 + V_x^2)} \right) \right]$
Распределение Вейбулла	$\frac{1}{r_1^b}$	$\frac{1}{r_3^b}$

Формулы, соответствующие распределению Вейбулла, пригодны и для расчета доверительных границ при экспоненциальном распределении ( $b = 1$ ) и при распределении Рэлея ( $b = 2$ ).

**Анализ доверительных границ при разных законах распределения.** Формулы для относительных доверительных границ, приведенные в табл. 8, выражены через коэффициент вариации  $V_x$ . Это позволяет выполнить их сравнительный анализ и на этой основе не только обосновать данные выше рекомендации, но и еще больше упростить методику оценки  $(1 + \delta_{\text{в}})$  и  $(1 - \delta_{\text{н}})$ , а также расчет минимального числа объектов при планировании испытаний на надежность (см. п. 16).

Результаты исследования приведены на рис. 16, где построены зависимости  $(1 + \delta_{\text{в}})$  и  $(1 - \delta_{\text{н}})$  от  $V_x$  при нескольких значениях объема выборки  $N$ . Эти графики позволяют заключить, что при больших объемах выборки ( $N > 20$ ) относительные доверительные границы мало различаются. Заметное различие в доверительных границах наблюдается лишь при сравнительно небольших ( $N < 20$ ) и особенно при малых объемах выборки ( $N \leq 5$ ). При этом верхняя и нижняя границы ведут себя по-разному.

Для верхней доверительной границы характерны следующие закономерности. При  $V_x < 0,3$  некоторое превышение над остальными кривыми имеет кривая нормального закона распределения,

Полученные результаты позволяют во всех случаях определять нижнюю доверительную границу по нормальному распределению, а верхнюю — по нормальному распределению при  $V_x < 0,3$  и по распределению Вейбулла при  $V_x > 0,3$ .

**Проверка крайних членов на принадлежность к выборке.** Крайние члены выборки могут сильно исказить значения  $X_{cp}$  и  $V_x$ , если они расположены сравнительно далеко от основной группы чисел, входящих в выборку.

Возьмем для примера такой ряд чисел: 2, 3, 4, 4, 5, 5, 5, 6, 6, 7, 8, 9, 40. Даже не зная теории вероятностей, можно предположить, что число 40 оказалось в этой выборке случайно. Поэтому его следует отбросить. Если этого не сделать, получим  $X_{cp} = 8$  и  $V_x = 1,22$ , в то время как при отброшенном числе 40 имеем  $X_{cp} = 5,33$  и  $V_x = 0,378$ .

Имеются достаточно корректные (хотя и трудоемкие) методы проверки гипотезы о принадлежности крайних членов к рассматриваемой выборке. В литературе процедура такой проверки называется по-разному: отсев выбегов, проверка выскакивающих величин, проверка выборки на однородность и др. Можно рекомендовать следующие простые способы проверки крайних членов на отсев.

Сначала нужно рассчитать среднюю величину  $X'_{cp}$ , коэффициент вариации  $V'_x$  и доверительные границы  $X'_n$  и  $X'_b$  (при  $\beta = 0,8$  и нормальном законе распределения) для выборки с отброшенным крайним членом (например, числом 40). В нашем примере имеем  $X'_{cp} = 5,33$ ;  $V'_x = 0,378$ ;  $X'_b = 5,84$  и  $X'_n = 4,82$ . Затем следует определить среднюю величину  $X_{cp}$  и доверительные границы  $X_b$  и  $X_n$  для исходной выборки (без отброшенного крайнего члена) и сравнить ее с доверительными границами  $X'_b$  и  $X'_n$ . В рассматриваемом примере мы должны сравнить числа  $X_{cp} = 8$  и  $X_b = 10,36$  с верхней доверительной границей  $X'_b = 5,84$ .

Если средняя величина для исходной выборки окажется за пределами доверительных границ  $X'_n$  и  $X'_b$ , а их значение изменится более чем на 10%, то гипотеза о непринадлежности крайнего члена к данной выборке принимается, и это число должно быть отброшено, что мы и имеем в нашем примере ( $8 > 5,84$ ). В противном случае гипотеза отвергается, и последний член  $X_N$  должен быть оставлен в выборке.

Например, число 9 принадлежит к новой выборке (после отбрасывания числа 40), поскольку при его отбрасывании получены доверительные границы 5,45—4,54, куда попадает число  $X_{cp} = 5,33$ . Аналогичный результат получаем при исключении из новой выборки первого крайнего члена 2: в этом случае доверительные границы получаются равными 5,16—6,11, т. е.  $X_{cp} = 5,33$  лежит внутри этого интервала.

Рассмотрим еще один пример. На этот раз будем иметь дело с выборкой чисел при сравнительно большом коэффициенте вариации: 1, 1, 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 4, 4, 4, 5, 5, 5, 6, 6, 7,

7, 8, 8, 9, 10, 40, 50 и 100 (число членов  $N = 31$ ). Чтобы получить однородную выборку, будем последовательно отбрасывать последние члены  $X_N$ , определять верхний доверительный интервал для оставшейся группы чисел  $N - 1$  и сравнивать среднее значение чисел для выборки, которая была до отбрасывания. Результаты вычислений сведены в таблицу (табл. 11). Из таблицы видно, что три последних числа не принадлежат к рассматриваемой выборке, поскольку  $X_{cp-1} = 9,77 > X_{b-2} = 8,48$ ;  $X_{cp-2} = 6,77 > X_{b-3} = 6,48$  и  $X_{cp-3} = 5,28 > X_{b-4} = 4,64$ . Выборка становится однородной при  $N = 28$  и  $X_{28} = 10$  (четвертая строка таблицы), поскольку  $X_{cp-4} = 4,04 < X_{b-5} = 4,40$ , а

$$100 \left( 1 - \frac{X_{b-5}}{X_{b-4}} \right) = 100 \left( 1 - \frac{4,40}{4,64} \right) = 5,17\% < 10\%.$$

Таким образом, для определения объема однородной выборки нужно последовательно отбрасывать крайние члены до тех пор, пока не будет отвергнута гипотеза о непринадлежности этих членов к рассматриваемой выборке.

Таблица 11

Номер варианта $i$	Объем выборки $N_i$	Последний член $X_{Ni}$	$X_{cp} i$	$V_{xi}$	$X'_{bi}$
1	31	100	9,77	2,04	12,84
2	30	50	6,77	1,64	8,48
3	29	40	5,28	1,44	6,48
4	28	10	4,04	0,93	4,64
5	27	9	3,81	0,95	4,40

Отметим, что на практике не всегда удается избежать субъективности в определении числа крайних членов выборки, проверяемых на отсев. В только что рассмотренном примере можно было бы сразу принять решение о проверке на отсев трех последних членов, поскольку третье число с конца (40) сравнительно далеко отстоит от четвертого числа с конца (10). Может оказаться, что при исследовании двух последних чисел гипотеза о непринадлежности к выборке не подтверждается. Так, если бы вместо числа 100 стояло число 55, то при любой методике проверки на отсев можно было бы прийти к ошибочному выводу о том, что ни одного числа отбрасывать не нужно.

**Объединение нескольких выборок в одну общую выборку.** Рассмотренная задача проверки принадлежности крайних членов к исследуемой выборке является частным случаем более общей задачи проверки однородности нескольких выборок и возможности их объединения в одну общую выборку. Эта задача решается с помощью специальных критериев, таких как  $\chi^2$ ,  $\omega^2$  и др. [52].

Однако не всегда подобное объединение выборок правомерно выполнять на указанной формальной основе; все зависит от цели исследования.

Приведем следующую аналогию: средняя плотность населения значительно различается по республикам нашей страны. Однако это не исключает возможности и целесообразности рассчитывать среднюю плотность населения для страны в целом с помощью данных о плотности населения в отдельных республиках, несмотря на то что с математической точки зрения здесь рассматриваются неоднородные выборки. Другой пример: можно объединять заявки на поставку запасных частей в единую для всей отрасли ведомость, хотя по отдельным заявителям норма расхода запасных частей может быть различной и неоднородной.

Рассмотрим три выборочные совокупности значений скоростей изнашивания для дейдвудных подшипников гребных валов больших морозильных траулеров. Было установлено, что средняя скорость изнашивания для судов, приписанных к одному порту, составила  $X_{c1} = 0,15$  мм/тыс. ч при коэффициенте вариации  $V_1 = 0,49$ ; для судов, приписанных к другому порту,  $X_{c2} = 0,18$  мм/тыс. ч при коэффициенте вариации  $V_2 = 0,55$  и для судов, приписанных к третьему порту,  $X_{c3} = 0,22$  мм/тыс. ч при коэффициенте вариации  $V_3 = 0,53$ . Объемы выборочных совокупностей соответственно составили:  $n_1 = 27$ ,  $n_2 = 45$  и  $n_3 = 15$ . С помощью этих данных можно определить как ресурсы дейдвудных подшипников для каждого бассейна, так и отраслевой норматив ресурса, необходимый для планирования расхода запасных частей в масштабе того или иного министерства. Естественно, что средние значения скорости изнашивания и коэффициента вариации будут отличаться от своих составляющих.

Объем  $n_0$ , среднее значение  $X_{cp}$  и коэффициент вариации  $V_0$  объединенной выборки определяются с помощью данных об объемах  $n_j$ , средних значениях  $X_{cj}$  и коэффициентах вариации  $V_j$  для каждой  $j$ -й составляющей выборки по следующим зависимостям:

$$n_0 = \sum_{j=1}^{j=M} n_j; \quad (81)$$

$$X_{cp} = \frac{\sum_{j=1}^{j=M} X_{cj} n_j}{n_0} = \sum_{j=1}^{j=M} X_{cj} g_j; \quad (82)$$

$$V_0 = \frac{1}{X_{cp}} \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{j=M} X_{cj}^2 V_j^2 (n_j - 1)}{n_0 - 1}}; \quad (83)$$

где  $M$  — число выборок, входящих в объединенную выборку;  $g_j$  — удельный вес  $j$ -го режима, причем  $g_j = \frac{n_j}{n_0}$ .

В рассматриваемом примере имеем такие результаты:

$$n_0 = 27 + 45 + 15 = 87;$$

$$X_{cp} = \frac{0,15 \cdot 27 + 0,18 \cdot 45 + 0,22 \cdot 15}{87} = 0,1776;$$

$$V_0 = \sqrt{\frac{0,84^2 \cdot 0,49^2 (27-1) + 0,01^2 \cdot 0,55^2 \cdot (45-1) + 1,24^2 \cdot 0,53^2 (15-1)}{87-1}} = 0,535.$$

Вообще говоря, любая выборочная совокупность случайных чисел по своей вероятностной природе всегда неоднородна. Члены выборки только в том случае можно назвать однородными, если все они равны между собой, а  $V_0 = 0$ . Чем меньше их однородность, тем больше будут дисперсия и коэффициент вариации.

**Общий порядок расчета средней величины измеряемого признака.** Мы рассмотрели основные элементы расчета и оценки достоверности средней величины для полностью определенной выборки, т. е. выборки, все члены которой характеризуют только совершившиеся события.

Используя приведенные данные, можно рекомендовать следующий общий порядок расчета средней величины (в максимальном объеме):

- 1) все члены выборки расположить в порядке их возрастания:  $X_1 < X_2 < X_3 < X_4 < \dots < X_{N-1} < X_N$ ;
- 2) если выборка имеет большой объем ( $N > 30$  при ручном счете и  $N > 100$  при расчете на ЭКВМ), провести группировку данных и получить эмпирическое распределение по приведенной выше методике;
- 3) проверить крайние члены выборки на отсев и определить среднюю величину для «очищенной» выборки;
- 4) оценить достоверность расчета средней величины для доверительной вероятности  $\beta = 0,8$  путем расчета доверительных границ.

Проиллюстрируем указанный порядок конкретным примером расчета износостойкости (тыс. ч/мм) дейдвудного подшипника судна по данным измерений во время ремонтов (объем выборки  $N = 33$ ).

1. Составим ряд величин выборки в порядке возрастания: 0,2; 1,2; 1,6; 2,0; 2,1; 2,1; 2,2; 2,3; 2,3; 2,3; 2,3; 2,5; 2,5; 2,5; 2,6; 2,6; 2,7; 2,7; 2,7; 2,8; 2,8; 3,2; 3,3; 3,4; 3,7; 3,9; 4,1; 4,5; 4,6; 5,2; 5,6; 5,8; 10,3.

2. Поскольку расчет выполняется на ЭКВМ, группировку членов и построение эмпирического распределения вероятностей выполнять не будем.

3. Проверим на отсев первый (0,2) и последний (10,3) члены выборки. Для этого рассчитаем средние величины  $X_{cp1}$  и  $X_{cp2}$ ,  $V_1$  и  $V_2$ ,  $X_{н1}$  и  $X_{н2}$ ,  $X_{н1}$  и  $X_{н2}$  для двух вариантов выборок. Первый вариант — объем выборки  $N_1 = 33$  при  $X_1 = 0,2$  и  $X_{33} = 10,3$ .

Второй вариант — объем выборки  $N_2 = 31$  при  $X_1 = 1,2$  и  $X_{31} = 5,8$ . В результате расчета на ЭКВМ получены следующие данные:

— для первого варианта  $X_{ср1} = 3,17$ ,  $V_1 = 0,554$ ;  $X_{в1} = 3,43$  и  $X_{н1} = 2,91$ ;

— для второго варианта  $X_{ср2} = 3,04$ ;  $V_2 = 0,345$ ;  $X_{в2} = 3,21$  и  $X_{н2} = 2,88$ .

Сопоставление этих данных показывает, что  $X_{ср1} = 3,17$  попадает в доверительный интервал  $X_{в2} = 3,21$  до  $X_{н2} = 2,88$ , а доверительные границы различаются не более чем на 10%. Действительно,

$$\left(1 - \frac{X_{в-2}}{X_{в-1}}\right) 100 = \left(1 - \frac{3,21}{3,43}\right) 100 = 6,55 < 10\%.$$

Таким образом, гипотеза о непринадлежности рассматриваемых членов к выборке не подтвердилась, поэтому за окончательный результат можно принять выборку из 33 членов ( $X_1 = 1, 2$  и  $X_{33} = 10,3$ ), у которой  $X_{ср} = 3,17$  и  $V_x = 0,554$ .

4. Оцениваем относительные доверительные границы. Нижнюю доверительную границу определяем по формуле для нормального закона распределения. После определения по табл. 9 коэффициента  $t_{\beta} = 0,855$  для  $N = 33$  рассчитываем

$$1 - \delta_n = 1 - t_{\beta} \frac{V_x}{\sqrt{N}} = 1 - 0,855 \frac{0,554}{\sqrt{33}} = 0,917 > 0,900.$$

Поскольку  $V_x = 0,554 > 0,3$ , верхнюю доверительную границу определяем для закона Вейбулла, параметр формы которого предварительно рассчитываем по формуле (48):

$$b = \frac{0,953}{V_x - 0,047} = 1,88.$$

Выбрав по табл. 10 коэффициент  $r_1 = 1,18$  для  $N = 33$ , находим

$$1 + \delta_n = r_1^{b-1} = 1,18^{1,88-1} = 1,092 < 1,1.$$

Следовательно, расчет средней скорости изнашивания сделан с достаточной точностью и достоверностью. При этом значение средней скорости изнашивания 3,07 с вероятностью 0,8 находится в доверительном интервале от  $0,917 \cdot 3,07 = 2,81$  до  $1,092 \cdot 3,07 = 3,35$ .

#### 10. КОРРЕЛЯЦИОННЫЙ АНАЛИЗ И МЕТОД НАИМЕНЬШИХ КВАДРАТОВ

Корреляционный анализ и метод наименьших квадратов приходится применять для решения многих задач, связанных с надежностью: определения параметров распределения по эмпирическим данным, построения математических моделей отказов, изучения зависимостей износов от времени и т. д.

В данной работе корреляционный анализ выполняется с целью установления зависимости вида

$$Y = A + BX. \quad (84)$$

между двумя измеряемыми признаками  $X$  и  $Y$  по заданным случайным их значениям:  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  и  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  и для проверки тесноты корреляционной связи между ними по коэффициенту корреляции  $r_{xy}$ .

Величина  $r_{xy}$  может изменяться от  $-1$  до  $0$  и от  $0$  до  $+1$ . Корреляционная связь считается хорошей при  $|r_{xy}| = 0,8 \div 1,0$ , удовлетворительной при  $|r_{xy}| = 0,5 \div 0,8$ , слабой при  $|r_{xy}| = 0,3 \div 0,5$  и очень слабой при  $|r_{xy}| = 0,1 \div 0,3$ . При  $|r_{xy}| = 0 \div 0,1$  можно считать, что корреляционная связь отсутствует.

Таблица 12

$i$	$X_i$	$Y_i$	$X_i^2$	$Y_i^2$	$X_i Y_i$
1	0,8	1,7	0,64	2,89	1,36
2	2,3	4,2	5,29	17,64	9,66
3	6,6	15,1	43,56	228,01	99,66
4	8,0	15,8	64,00	249,64	126,40
5	10,3	21,0	106,90	441,00	216,30
6	15,0	28,0	225,00	784,00	420,00
7	18,0	38,0	324,00	1 444,00	684,00
8	22,0	40,0	484,00	1 600,00	880,00
9	35,0	71,0	1 225,00	5 041,00	2 485,00
10	41,0	78,0	1 681,00	6 084,00	3 198,00
11	50,0	105,0	2 500,00	11 025,00	5 250,00
12	55,0	100,0	3 025,00	10 000,00	5 500,00
13	74,0	160,0	5 476,00	25 600,00	11 840,00
14	105,0	210,0	11 025,00	44 100,00	22 050,00
15	160,0	300,0	25 600,00	90 000,00	28 000,00
Сумма	603,0	1187,8	51 735,39	196 617,18	100 760,38

Коэффициенты  $A$ ,  $B$  и  $r_{xy}$  рассчитываем с помощью табл. 12 в соответствии с приведенным в ней примером в такой последовательности.

Заполняем столбцы таблицы значениями  $i$ ,  $X_i$ ,  $Y_i$ ,  $X_i^2$ ,  $Y_i^2$  и  $X_i Y_i$ . Определяем суммы значений:  $\sum_1^N X_i = 603$ ,  $\sum_1^N Y_i = 1187,8$ ,  $\sum_1^N X_i^2 = 51 785,39$ ,  $\sum_1^N Y_i^2 = 196 617,18$ ,  $\sum_1^N X_i Y_i = 100 760,38$ .

Определяем средние значения  $X_{cp}$  и  $Y_{cp}$  по формулам:

$$Y_{cp} = \frac{\sum_1^N Y_i}{N} = \frac{1187,8}{15} = 79,187; \quad (85)$$

$$X_{cp} = \frac{\sum_1^N X_i}{X} = \frac{603}{15} = 40,2. \quad (86)$$

Определяем вспомогательные показатели:

$$S_x = \sum_1^N X_i^2 - NX_{cp}^2 = 51\,785,3 - 15 \cdot 40,2^2 = 27\,544,79; \quad (87)$$

$$S_y = \sum_1^N Y_i^2 - NY_{cp}^2 = 196\,617,18 - 15 \cdot 79,187^2 = 102\,559,26; \quad (88)$$

$$S_{xy} = \sum_1^N X_i Y_i - NX_{cp} Y_{cp} = 100\,760,38 - 15 \cdot 40,2 \cdot 79,187 = 53\,010,83. \quad (89)$$

Определяем коэффициент корреляции

$$r_{xy} = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_x S_y}} = \frac{53\,010,83}{\sqrt{27\,544,79 \cdot 102\,559,26}} = 0,9975. \quad (90)$$

Определяем коэффициент

$$B_x = \frac{S_{xy}}{S_x} = \frac{53\,010,83}{27\,544,75} = 1,9245. \quad (91)$$

и постоянную

$$A_x = Y_{cp} - B_x X_{cp} = 79,187 - 1,9245 \cdot 40,2 = 1,82. \quad (92)$$

Если уравнение является необратимым, т. е. если с его помощью определяется только  $Y$  по  $X$ , окончательно принимаем  $B = B_x = 1,9245$ ;  $A = A_x = 1,82$ . Если уравнение обратимо, то необходимо определить средние значения  $A$  и  $B$  по формулам

$$B = \frac{B_x}{|r_{xy}|} = \frac{1,9245}{0,9974} \approx 1,9255; \quad (93)$$

$$A = Y_{cp} - B X_{cp} = 79,187 - 1,9255 \cdot 40,2 = 1,62. \quad (94)$$

Таким образом, в рассматриваемом примере в случае необратимости функции имеем

$$Y = 1,82 + 1,925X,$$

а в случае обратимости функции

$$Y = 1,62 + 1,93X.$$

Средние абсолютные  $\Delta_y$  и  $\Delta_x$  и относительную  $\delta_y$  погрешности формул можно рассчитать по следующим зависимостям:

$$\Delta_y = \sqrt{\frac{S_y (1 - r_{xy}^2)}{N - 1}} = B \Delta_x; \quad (95)$$

$$\Delta_x = \sqrt{\frac{S_x (1 - r_{xy}^2)}{N - 1}}; \quad (96)$$

$$\delta_y = 100 \frac{\Delta_y}{Y_{cp}}. \quad (97)$$

Например, в рассматриваемом случае

$$\Delta_y = \sqrt{\frac{102\,559,26 \cdot (1 - 0,9974^2)}{15 - 1}} = 5,96;$$

$$\Delta_x = \sqrt{\frac{27\,544,6 (1 - 0,9974^2)}{15 - 1}} = 3,088;$$

$$\delta_y = \frac{5,96}{79,19} \cdot 100 = 7,53\%.$$

Если величина  $A$  мала ( $A \ll \Delta_y$ ), целесообразно упростить корреляционную зависимость, приняв  $A = 0$ . Тогда

$$B_1 = \frac{Y_{cp}}{X_{cp}} = \frac{79,187}{40,2} = 1,97 \quad (98)$$

и уравнение примет вид

$$Y = B_1 X = 1,97X. \quad (99)$$

Погрешность этой формулы рассчитываем с помощью следующих зависимостей:

$$\Delta_1 = \sqrt{\frac{S_x - 2B_1 S_{xy} + B_1^2 S_y}{N - 1}}; \quad (100)$$

$$\delta_1 = 100 \frac{\Delta_1}{Y_{cp}}. \quad (101)$$

Например,

$$\Delta_1 = \sqrt{\frac{102\,559,26 - 2 \cdot 1,97 \cdot 53\,010,83 + 1,97^2 \cdot 27\,544,7}{15 - 1}} = 6,29;$$

$$\delta_1 = \frac{100 \cdot 6,29}{79,187} = 7,95\%.$$

Таким образом, упрощение привело лишь к незначительному увеличению погрешности формул, т. е. такое упрощение оправдано.



Рассмотренный метод линейной корреляции может быть применен и для получения некоторых нелинейных зависимостей. С этой целью зависимость нелинейного вида приводим к линейному за счет того, что рассматриваем не сами независимые переменные, а некоторые из функций, подобранные таким образом, чтобы получилось уравнение вида

$$\Psi(Y) = A + B\Psi(X). \quad (102)$$

К такому приему, в частности, мы прибегнем для спрямления функций распределения при различных законах.

#### 11. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ И ВЫБОР ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФОРМАЛЬНЫМИ МЕТОДАМИ

Два подхода к определению параметров распределений. Для изучения надежности судовой техники большое значение имеет определение параметров распределений на основе вероятностных моделей отказов, составленных с учетом физической сущности процессов старения. Это позволяет не только исследовать надежность конкретных изделий, но и прогнозировать ее на стадии проектирования. Поэтому определению параметров распределений с помощью моделей отказов в данной работе уделяется особое внимание (см. п. 13).

В то же время указанный подход не исключает применения при инженерном анализе надежности и традиционных формальных методов определения параметров с помощью эмпирических распределений вероятностей (накопленных частот), о построении которых мы говорили выше. Существует ряд таких формальных методов, выбор которых зависит от цели исследования, способа образования выборочной совокупности и качества исходных данных, формирующих эмпирическое распределение. Рассмотрим подобные формальные методы и покажем, где и когда желательно применять каждый из них\*.

**Однопараметрические распределения.** Рассмотрим сначала определение параметров однопараметрических распределений: экспоненциального, Рэлея, равномерного (при  $c = 0$ ). Точнее говоря, мы будем определять только один параметр — математическое ожидание  $X_{cp}$ , поскольку указанные законы распределения существуют при вполне определенных и известных коэффициентах вариации.

При формальных методах определения однопараметрических распределений необходимо прежде всего решить, с каким из распределений мы имеем дело. Для этого надо обратить внимание на

\* Отметим, что здесь приведены далеко не все возможные методы определения параметров распределений. Например, метод максимума правдоподобия в книге не рассматривается, так как он подробно изложен в ГОСТ 17509—72.

коэффициент вариации и проанализировать форму кривой эмпирических распределений, плотности вероятности и интенсивности отказов.

Если коэффициент вариации близок к единице, кривая распределения плотности вероятности убывает со временем, а интенсивность отказов колеблется около некоторой горизонтальной прямой, то можно сделать предположение о наличии экспоненциального распределения. Оно заметно отличается от распределения Рэлея и равномерного распределения при  $c = 0$ . Последние два распределения имеют больше общего, так как их коэффициенты вариации (0,523 и 0,577) сравнительно мало различаются. Поэтому решающее значение будет иметь сравнение кривых распределений. При распределении Рэлея кривая плотности вероятности имеет скошенную в левую сторону колоколообразную форму, а при равномерном распределении — прямоугольную форму с горизонтальным участком. Интенсивность отказов при распределении Рэлея изображается возрастающей прямой линией, исходящей из начала координат, а при равномерном распределении — возрастающей параболой, уходящей в бесконечность. Кроме того, при равномерном распределении вероятность отказов изображается наклонной прямой линией, а при распределении Рэлея — зигзагообразной кривой.

Большое значение при выборе закона распределения имеет учет физической сущности рассматриваемых отказов по рекомендациям, изложенным в п. 13.

После того как выбран закон распределения, можно приступить к расчету его параметров одним из следующих способов.

**Первый способ.** Применяется только для экспоненциального закона при интервальной оценке наработки на отказ, если известны суммарная наработка всех  $N$  изделий за период наблюдения  $\sum_{i=1}^{i=N} X_i$  и суммарное число отказов за тот же период

$$\sum_{i=1}^{i=N} n_i.$$

Тогда

$$X_{cp} = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} X_i}{\sum_{i=1}^{i=N} n_i}. \quad (103)$$

Например, три двигателя за период наблюдения имели наработку  $X_1 = 2700$  ч,  $X_2 = 3600$  ч,  $X_3 = 1250$  ч при числе отказов  $n_1 = 11$ ,  $n_2 = 17$  и  $n_3 = 5$ .

Тогда

$$X_{cp} = \frac{2700 + 3600 + 1250}{11 + 17 + 5} = 228,8 \text{ ч.}$$

Важно отметить, что несмотря на простоту этот метод является вполне корректным, так как здесь учитываются как отказавшие, так и еще не отказавшие элементы изделия.

Второй способ. Применяется для определения средней наработки до отказа при постоянных оконченных выборках и заключается в непосредственном расчете средней арифметической величины по формуле (14). Тогда при экспоненциальном и равномерном распределении  $a = X_p$ , а при распределении Рэлея

Таблица 13

$$a = \frac{2X_{cp}}{\sqrt{\pi}} \quad (104)$$

Третий способ. Применяется в случае, если достоверной величиной является накопленная частота (эмпирическая вероятность отказов)  $F(X_j)$  за время  $X_j$ , хотя форма кривой распределения в промежутке от 0 до  $X_j$  вызывает сомнение. Это обычно бывает тогда, когда произошедшие в эксплуатации отказы (повреждения) обнаруживаются во время плановых ремонтов судна. В таких случаях вопрос о законе распределения решается с учетом физической сущности отказов. Итак, мы должны знать вероятность отказов:

$$F(X_j) = \frac{N_o}{N} \quad (105)$$

где  $N_o$  — суммарное число отказавших изделий за время  $X_j$ ;  $N$  — число одновременно поставленных под наблюдение изделий (при этом все неотказавшие изделия в количестве  $N_{ж} = N - N_o$  имеют наработку  $X_j$ ).

Тогда среднюю наработку до отказа можно определить по формулам табл. 13.

Например, если за 1200 ч из 15 изделий вышло из строя пять, то при экспоненциальном распределении

$$X_{cp} = \frac{1200}{\ln \frac{15}{15-5}} = 2960 \text{ ч,}$$

при распределении Рэлея

$$X_{cp} = \frac{1200 \sqrt{\pi}}{2 \sqrt{\ln \frac{15}{15-5}}} = 1670 \text{ ч,}$$

при равномерном распределении

$$X_{cp} = \frac{1200 \cdot 15}{2 \cdot 5} = 1800 \text{ ч.}$$

Четвертый способ. Применяется для постоянных оконченных [достигнуто  $F(X)=1$ ] и неоконченных [ $F(X)<1$ ] выборок, когда все члены выборки достоверны. Исходными данными служат эмпирические значения вероятности отказов  $F(X_j)$  для каждого  $j$ -го интервала. Определение  $X_{cp}$  выполняем в два этапа. Сначала для каждого  $j$ -го интервала рассчитываем средние значения  $X_{cpj}$  по формулам табл. 13, а затем вычисляем среднюю наработку до отказа

$$X_{cp} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^{i=M} X_{cpj} \quad (106)$$

и коэффициент вариации

$$V_j = \frac{1}{X_{cp}} \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{i=M} X_{cpj}^2 - M X_{cp}^2}{M-1}} \quad (107)$$

Такие вычисления целесообразно выполнить для каждого вида распределения. За искомое распределение следует принять то, при котором  $V_j$  имеет наименьшее значение. При этом необходимо соблюдение условия  $V_j < 0,1$ , в противном случае следует отбросить гипотезу о принадлежности эмпирического распределения к однопараметрическому и перейти к изучению двухпараметрических распределений.

Для примера возьмем следующее эмпирическое распределение:

$X_j$	.....	2	4	6	8	10	12
$F(X_j)$	.....	0,15	0,32	0,42	0,63	0,71	0,89

Результаты вычисления  $X_{cpj}$  по формулам табл. 13 сведены в табл. 14. С помощью данных этой таблицы определим, что для экспоненциального распределения  $X_{cp} = 9,28$  и  $V_j = 0,359$ , для распределения Рэлея  $X_{cp} = 6,588$  и  $V_j = 0,196$  и для равномерного распределения  $X_{cp} = 6,70$  и  $V_j = 0,053$ . Рассмотрение этих результатов приводит к выводу, что лучше всего подходит равномерное распределение с параметром  $a = X_{cp} = 6,7$ . Поэтому

$$F(X) = \frac{X}{2 \cdot 6,7} = 0,0746X.$$

Таблица 14

Распределение	Значения $X_{cp}$ при $j$					
	1	2	3	4	5	6
Экспоненциальное	12,31	10,37	14,68	8,04	8,08	5,43
Рэлея	4,40	5,71	7,20	7,11	7,96	7,15
Равномерное	6,67	6,25	7,14	6,34	7,04	6,74

Это распределение позволяет получить  $F(X) = 1$  при  $X = d = 2X_{cp} = 13,4$ .

Пятый способ. Этот способ аналогичен четвертому с тем различием, что за исходные данные принимаются эмпирические значения интенсивности отказов  $\lambda(X_j)$ .

Таблица 15

Распределение	Формула
Экспоненциальное	$X_{cpj} = \frac{1}{\lambda(X_j)}$
Рэлея	$X_{cpj} = \sqrt{\frac{\pi}{2} \cdot \frac{X_i}{\lambda(X_j)}}$
Равномерное при $c = 0$	$X_{cpj} = 0,5 \left( \frac{1}{\lambda(X_j)} + X_j \right)$

Поэтому его рекомендуется применять для переменных выборок. Расчеты выполняем в той же последовательности. Сначала вычисляем средние значения  $X_{cpj}$  для каждого  $j$ -го интервала по формулам табл. 15, затем среднее значение  $X_{cp}$  по формуле (85) и коэффициент вариации  $V_j$  по формуле (86). После этого принимаем решение о законе распределения и величине  $X_{cp}$  по рекомендациям, данным при рассмотрении четвертого способа.

Выполним вычисление для следующего распределения интенсивности отказов:

$X_j$ . . . . .	2	4	6	8	10	12
$\lambda(X_j)$ . . . . .	0,028	0,08	0,10	0,13	0,15	0,19

Используя формулы табл. 15, получаем ряд значений  $X_{cpj}$  для каждого закона распределения (табл. 16). С помощью полученного ряда находим средние значения  $X_{cp}$  и коэффициента вариации  $V_j$ ; при экспоненциальном распределении  $X_{cp} = 13,67$ ,  $V_j = 0,842$ , при распределении Рэлея  $X_{cp} = 10,092$ ,  $V_j = 0,032$  и, наконец, при равномерном распределении  $X_{cp} = 10,33$ ,  $V_j = 0,413$ . Эти результаты показывают, что в данном случае наблюдается хорошее согласие эмпирического распределения с распределением Рэлея

при

$$a = \frac{2}{\sqrt{\pi}} X_{cp} = 11,39.$$

Таблица 16

Распределение	Значения $X_{cpj}$ при $j$					
	1	2	3	4	5	6
Экспоненциальное	35,71	16,67	10,00	7,69	6,67	5,26
Рэлея	10,59	10,23	9,71	9,83	10,23	9,96
Равномерное	18,86	10,33	8,00	7,85	8,33	8,63

Это значит, что функция распределения вероятности безотказной работы

$$P(X) = \exp \left[ - \left( \frac{X}{11,39} \right)^2 \right]$$

и функция интенсивности отказов

$$\lambda(X) = \frac{2}{11,39} \left( \frac{X}{11,39} \right) = 0,0154X.$$

Мы рассмотрели три однопараметрических распределения, которые являются частными случаями двухпараметрических распределений. Параметр однопараметрического распределения может быть определен в результате исследования двухпараметрического распределения, если окажется, что коэффициент вариации близок к единице (экспоненциальное распределение), равен 0,523 (распределение Рэлея) или 0,577 (равномерное распределение при  $c = 0$ ).

**Двухпараметрические распределения.** Рассмотрим несколько наиболее простых способов определения параметров двухпараметрических распределений, которые хорошо зарекомендовали себя на практике.

**Первый способ.** Первый способ заключается в определении параметров распределения по эмпирическим значениям  $X_{cp}$  и  $V_x$  с помощью (67) и (68) — для равномерного распределения, (42) и (43) — для логарифмически-нормального распределения (48) и (52) — для распределения Вейбулла.

При нормальном распределении  $a = X_{cp}$  и  $b = V_x$ . Например, если установлено, что  $V_x = 0,228$  и  $X_{cp} = 94$ , а эмпирическое распределение подчиняется логарифмически-нормальному закону, то

$$b = \sqrt{\ln(1 + 0,228^2)} = 0,225;$$

$$a = 94 \exp \left[ \frac{-0,225^2}{2} \right] = 91,65.$$

Распределение	Формула для расчета параметра $b$	Формула для расчета параметра $a$
Нормальное	$\frac{1 - \frac{X_1}{X_2}}{U_{\gamma 1} - \frac{X_1}{X_2} U_{\gamma 2}}$	$\frac{X_2}{1 - U_{\gamma 2} b}$
Логарифмически-нормальное	$\frac{\ln \frac{X_2}{X_1}}{U_{\gamma 1} - U_{\gamma 2}}$	$X_2 \exp(U_{\gamma 2} b)$
Вейбулла	$\frac{\ln \left( \frac{1}{\ln \frac{1}{1 - F(X_2)}} \right)}{\ln \left( \frac{1}{\ln \frac{1}{1 - F(X_1)}} \right) \cdot \frac{X_1}{X_2}}$	$\frac{X_2}{\left[ \ln \frac{1}{1 - F(X)} \right] \frac{1}{b}}$
Равномерное	$\frac{1}{2\sqrt{3}} \cdot \frac{1 - \frac{X_1}{a}}{0,5 - F(X_1)}$	$\frac{[0,5 - F(X_1)] X_2 - [0,5 - F(X_2)] X_1}{F(X_2) - F(X_1)}$

Пара-метр	Формулы для распределений		
	нормального	логарифмически-нормального	Вейбулла
$b$	$\frac{1 - \frac{75}{110}}{-0,841 - \frac{75}{110}(-0,841)} = 0,225$	$\frac{\frac{110}{\ln \frac{110}{75}}}{0,842 - (-0,842)} = 0,2277$	$\frac{\frac{1}{\ln \frac{1}{1-0,8}}}{\ln \frac{1}{\ln \frac{1}{1-0,2}}} = \frac{110}{\ln \frac{110}{75}} = 5,16$
$a$	$\frac{110}{1 - (-0,8416) \cdot 0,225} = 92,5$	$110 \exp(-0,8416 \cdot 0,2277) = 90,82$	$\frac{110}{\left[ \ln \left( \frac{1}{1-0,8} \right) \right]^{1/5,16}} = 100,3$
$V_x$	$b = 0,225$	$\sqrt{\exp 0,2277^2} - 1 = 0,2307$	$1,035 \cdot 5,16^{-0,936} = 0,223$
$X_{\text{ср}}$	$a = 92,5$	$90,2 \exp \frac{0,2277^2}{2} = 93,2$	$\frac{(0,5 - 0,3) 110 - (0,5 - 0,8) 75}{0,8 - 0,2} = 92,5$ $b = 0,182$ $a = 92,5$

Логарифмически-нормальное распределение вероятности с такими параметрами показано на рис. 7 штриховой линией.

При этих же исходных данных параметры для распределения Вейбулла составят  $b = 1,037 \cdot 0,228^{-1,07} = 5,05 \approx 5$ ,  $a = 94/0,916 = 102,62$ ; для нормального распределения  $b = V_x = 0,228$ ,  $a = X_{cp} = 94$  и для равномерного распределения  $c = 94 (1 - 0,228\sqrt{3}) = 56,88$  и  $d = 94 (1 + 0,228\sqrt{3}) = 131,12$ .

Распределению Рэлея и экспоненциальному распределению такие параметры не могут соответствовать, поскольку коэффициент вариации значительно меньше 0,523 и 1,00.

Второй способ. Этот способ, называемый методом разделяющих разбиений, предназначен для изучения потенциальных отказов, которые обнаруживаются при плановых ремонтах. Для определения параметров распределения по второму способу необходимо иметь данные о накопленных частотах  $F(X_1)$  и  $F(X_2)$  при двух значениях  $X_1$  и  $X_2$ . Параметры распределения определяют путем решения системы двух уравнений с двумя неизвестными, что приводит к простым формулам, которые можно взять из табл. 17 для каждого рассматриваемого распределения. Применение этих формул показано в табл. 18 для одного и того же примера: при  $X_1 = 75$   $F(X_1) = 0,2$ , а при  $X_2 = 110$   $F(X_2) = 0,8$ .

Наряду с рассмотренными способами имеются другие, основанные на «спрямлении» какой-либо функции распределения вероятностей. Один из таких способов заключается в применении вероятностных бумаг [52]. Преимущество его — особая наглядность. Однако проведение прямой между точками «на глаз» вносит некоторую субъективность в полученные результаты.

Третий способ. Более объективные результаты можно получить третьим способом — методом наименьших квадратов, путем установления параметров уравнения регрессии вида

$$Y = A + BZ. \quad (108)$$

Если параметры распределения устанавливаются по эмпирической кривой распределения вероятностей безотказной работы  $P(X)$ , то для приведения рассматриваемого распределения к линейному виду (108) следует пользоваться данными табл. 19.

Чтобы определить параметры распределения, необходимо с помощью опытных значений  $X_i$  и  $P(X_i)$  по формулам табл. 19 определить  $Z_i$  и  $Y_i$ . Затем, используя метод наименьших квадратов, рассчитать постоянные  $A$  и  $B$ , а также коэффициент корреляции  $r_{zy}$ . После этого по формулам табл. 13 вычисляем параметры  $a$  и  $b$ , что позволяет записать функции распределения и найти среднее значение  $X_{cp}$  и коэффициент вариации  $V_x$ .

Покажем, как это делается для всех видов распределений применительно к одной и той же выборке (см. табл. на рис. 6). Расчеты  $Z_i$  и  $Y_i$ , а также вычисления сумм  $\sum_1^N Z_i$ ,  $\sum_1^N Y_i$ ,  $\sum_1^N Z_i^2$ ,  $\sum_1^N Y_i^2$ ,

Таблица 19

Распределение	$Y$	$Z$	$B$
Нормальное	$U_Y$	$X$	$\frac{1}{ab}$
Логарифмически-нормальное	$U_Y$	$\ln X$	$-\frac{1}{b}$
Вейбулла	$\ln \frac{1}{\ln \frac{1}{P(X)}}$	$\ln X$	$-b$
Равномерное	$P(X)$	$X$	$\frac{-1}{2ab\sqrt{3}}$

Продолжение табл. 19

Распределение	$A$	$b$	$a$
Нормальное	$\frac{1}{b}$	$\frac{1}{A}$	$-\frac{A}{B}$
Логарифмически-нормальное	$\frac{\ln d}{b}$	$-\frac{1}{B}$	$\exp\left(-\frac{A}{B}\right)$
Вейбулла	$b \ln a$	$-B$	$\exp\left(-\frac{A}{B}\right)$
Равномерное	$0,5 + \frac{1}{2b\sqrt{3}}$	$\frac{1}{\left(A - \frac{1}{2}\right) 2\sqrt{3}}$	$\frac{-1}{2Bb\sqrt{3}}$

$\sum_1^N X_i Y_i$  выполнены в табл. 20 — для нормального, в табл. 21 — для логарифмически-нормального, в табл. 22 — для распределения Вейбулла и в табл. 23 — для равномерного распределения.

Дальнейшие вычисления вспомогательных и основных величин для каждого вида распределений даны в сводной таблице (табл. 24).

Интересно отметить, что полученные значения  $X_{cp}$  и  $V_x$  не очень существенно отличаются друг от друга и от опытных значений  $X_{cp} = 94$  и  $V_x = 0,224$ . Однако логарифмически-нормальный за-

Таблица 20

$i$	$Z_i = X_i$	$P(X_i)$	$Y_i = U_{\gamma i}$	$Z_i^2$	$Y_i^2$	$X_i Y_i$
1	55	0,992	2,4090	3025	5,803281	132,4950
2	65	0,946	1,6070	4225	2,582449	104,4550
3	75	0,818	0,9078	5625	0,824100	68,0850
4	85	0,625	0,3186	7225	0,101506	27,0810
5	95	0,418	-0,2070	9025	0,042849	-19,6650
6	105	0,253	-0,6651	11025	0,442358	-69,8355
7	115	0,155	-1,0150	13225	1,030225	-116,7250
8	125	0,092	-1,3290	15625	1,766241	-166,1250
9	135	0,050	-1,6450	18225	2,706025	-222,0750
10	145	0,030	-1,8810	21025	3,538161	-272,7450
Сумма	1000	—	-1,4997	108250	18,837195	-535,0545

Таблица 21

$i$	$X_i$	$P(X_i)$	$Z_i$	$Y_i = U_{\gamma i}$	$Z_i^2$	$Y_i^2$	$Z_i Y_i$
1	55	0,992	4,0070	2,4090	16,058	5,8030	9,653
2	65	0,946	4,1740	1,6070	17,425	2,5820	6,708
3	75	0,818	4,3175	0,9078	18,641	0,8241	3,919
4	85	0,625	4,4426	0,3186	19,737	0,1015	1,415
5	95	0,4175	4,5540	-0,2121	20,735	0,0450	-0,966
6	105	0,2530	4,6540	-0,6651	21,660	0,4420	-3,095
7	115	0,1550	4,7450	-1,0150	22,514	1,0300	-4,816
8	125	0,0920	4,8280	-1,3290	23,313	1,7660	-6,416
9	135	0,0500	4,9050	-1,6450	24,060	2,7060	-8,069
10	145	0,0300	4,9770	-1,8810	24,770	3,5380	-9,362
Сумма	—	—	45,6050	-1,5048	208,916	18,8390	-11,029

кон все же оказался в наилучшем согласии с опытными данными (если судить по  $X_{cp}$  и  $V_x$ ), хотя коэффициент корреляции  $r_{xy}$  имеет наибольшее значение при нормальном законе.

Второй и третий способы можно применять как для оконченных [при достигнутом  $F(X) = 1$ ], так и для неоконченных [ $F(X) < 1$ ] постоянных выборок, но эти способы не подходят для переменных выборок.

Четвертый способ. В случае переменных выборок рекомендуется использовать четвертый способ, в основу которого также положен корреляционный анализ уравнения регрессии вида (108), но в качестве исходных данных используются интенсивности

Таблица 22

$i$	$X_i$	$P(X_i)$	$Z_i$	$Y_i$	$Z_i^2$	$Y_i^2$	$Z_i X_i$
1	55	0,9920	4,0070	4,82432	16,058	23,2740	19,3300
2	65	0,9460	4,1740	2,89110	17,425	8,3580	12,0670
3	75	0,8180	4,3175	1,60500	18,641	2,2650	6,9290
4	85	0,6250	4,4426	0,75500	19,737	0,5700	3,3540
5	95	0,4175	4,5540	0,13500	20,738	0,0182	0,6148
6	105	0,2530	4,6540	-0,31800	21,660	0,1010	-1,4800
7	115	0,1550	4,7450	-0,77140	22,514	0,5950	-3,6600
8	125	0,0920	4,8280	-0,86960	23,313	0,7560	-4,1980
9	135	0,0500	4,9050	-1,09700	24,060	1,2030	-5,3810
10	145	0,0300	4,9770	-1,25500	24,770	1,5750	-6,2460
Сумма	—	—	45,6050	5,89992	208,916	39,0242	21,33

Таблица 23

$i$	$Z_i = X_i$	$Y_i = P(X_i)$	$Z_i^2$	$Y_i^2$	$Z_i Y_i$
1	55	0,9920	3025	0,984	54,5600
2	65	0,9460	4225	0,895	61,4900
3	75	0,8180	5625	0,669	61,3500
4	85	0,6250	7225	0,391	53,1250
5	95	0,4175	9025	0,144	39,6625
6	105	0,2530	11025	0,064	26,5650
7	115	0,1550	13225	0,024	17,8250
8	125	0,0920	15625	0,0084	11,5000
9	135	0,0500	18225	0,0025	6,7500
10	145	0,0300	21025	0,0009	4,3500
Сумма	1000	4,3785	108250	3,213	337,1775

отказов  $\lambda(X)$ , определенные по рекомендациям п. 9. Наиболее удобным для решения указанной задачи является распределение Вейбулла, для которого справедливы следующие зависимости для переменных и постоянных величин уравнения регрессии:

$$Y = \lg \lambda(X); \quad (109)$$

$$Z = \lg X; \quad (110)$$

$$b = B + 1; \quad (111)$$

$$a = \left( \frac{b}{10^A} \right)^{\frac{1}{b}}. \quad (112)$$

Таблица 24

Величина	Формулы для	
	нормального	логарифмически-нормального
$Z_{cp}$	$\frac{1000}{10} = 100$	$\frac{45,605}{10} = 4,56$
$Y_{cp}$	$\frac{-1,4997}{10} = -0,15$	$\frac{-1,5048}{10} = -0,1505$
$S_x$	$108\,250 - 10 \cdot 100^2 = 8250$	$208,9 - 10 \cdot 4,56^2 = 0,98$
$S_y$	$18,84 - 10 \cdot (-0,15)^2 = 18,61$	$18,84 - 10 \cdot (-0,1505)^2 = 18,61$
$S_{zy}$	$-535 - 10 \cdot 100 \cdot (-0,15) = -385$	$-11,029 - 10 \cdot 4,56 \cdot (-0,1505) = -4,17$
$r_{xy}$	$\frac{-385}{\sqrt{8250 \cdot 18,6}} = -0,9827$	$\frac{-4,17}{\sqrt{0,98 \cdot 18,61}} = -0,9755$
$B$	$\frac{-385}{8250 \cdot 0,9826} = -0,04599$	$\frac{-4,17}{0,98 \cdot 0,9755} = -4,36$
$A$	$-0,15 - (-0,0460) \cdot 100 = 4,45$	$-0,1505 - (-4,36) \cdot 4,56 = 19,73$
$b$	$\frac{1}{A} = \frac{1}{4,45} = 0,225$	$\frac{-1}{-B} = \frac{-1}{4,36} = 0,229$
$a$	$\frac{-A}{-B} = \frac{-4,45}{-0,046} = 96,74$	$\exp \left[ -\frac{19,73}{-4,36} \right] = 92,33$
$P(X)$	$U_\gamma = \frac{1 - \frac{X}{96,74}}{0,225}$	$U_\gamma = \frac{\ln \frac{92,33}{X}}{0,229}$
$X_\gamma$	$96,74 (1 - 0,225) U_\gamma$	$92,33 \exp(-0,229 U_\gamma)$
$V_x$	$b = 0,225$	$\sqrt{\exp 0,229^2 - 1} = 0,234$
$X_{cp}$	$a = 96,84$	$92,33 \exp \frac{0,229^2}{2} = 94,8$

Примечание. При равномерном распределении вычислялись вспомогательные величины:  $c = a(1 - b\sqrt{3}) = 95,06 (1 - 0,242\sqrt{3}) = 55,21$ ;  $d = a(1 + b\sqrt{3}) =$

$$P(X) = \frac{d-X}{d-c}; \quad X_\gamma = d - (d-c) P(X).$$

распределений	
Вейбулла	равномерного
$\frac{1}{10} \cdot 45,605 = 4,56$	$\frac{1000}{10} = 100$
$\frac{5,8999}{10} = 0,59$	$\frac{4,38}{10} = 0,438$
$208,9 - 10 \cdot 4,56^2 = 0,98$	$108\,250 - 10 \cdot 100^2 = 8250$
$39,02 - 10 \cdot 0,56^2 = 35,76$	$3,213 - 10 \cdot 0,438^2 = 1,296$
$21,38 - 10 \cdot 4,56 \cdot 0,59 = -5,57$	$337,18 - 10 \cdot 100 \cdot 0,438 = -100,67$
$\frac{-5,57}{\sqrt{0,98 \cdot 35,76}} = -0,9410$	$\frac{-100,67}{\sqrt{8250 \cdot 1,296}} = -0,9736$
$\frac{-5,57}{0,98 \cdot 0,9410} = -6,04$	$\frac{-100,67}{8250 \cdot 0,9736} = -0,0125$
$0,59 - (-6,04) \cdot 4,56 = 28,13$	$0,438 - (-0,0125) \cdot 100 = 1,69$
$-B = 6,04$	$\frac{1}{(A-0,5)2\sqrt{3}} = \frac{1}{(1,69-0,5)2\sqrt{3}} = 0,242$
$\exp \frac{28,13}{6,04} = 105,35$	$-\frac{1}{2bB\sqrt{3}} = \frac{-1}{2(-0,0125)0,242\sqrt{3}} = 95,06$
$\exp \left[ -\left( \frac{X}{105,35} \right)^{6,04} \right]$	$\frac{134,9 - X}{79,69}$
$105,35 \left( \ln \frac{1}{P(X)} \right)^{\frac{1}{6,04}}$	$134,9 - 76,69 P(X)$
По табл. 6 — $V_x = 0,194$	$b = 0,242$
$0,928 \cdot 105,35 = 97,8$ $K(b) = 0,928$ — по табл. 6	$a = 95,06$

могательные величины:

$$95,06 (1 + 0,242\sqrt{3}) = 134,9;$$

Рассмотрим пример определения параметров распределения Вейбулла четвертым способом для эмпирического распределения, приведенного в табл. 25. Опуская промежуточные расчеты, находим коэффициент корреляции

$$r_{zy} = \frac{S_{zy}}{\sqrt{S_y S_z}} = \frac{0,00281}{\sqrt{0,15758 \cdot 0,0111}} = 0,672$$

Таблица 25

$i$	$X_i$	$\lambda(X_i)$	$Z_i = \lg X_i$	$Y_i = \lg \lambda(X_i)$	$Z_i^2$	$Y_i^2$	$Z_i Y_i$	$\lambda(X)$
1	2,5	0,182	0,3979	-0,7400	0,1588	0,5476	-0,2944	0,187
2	3,5	0,208	0,5441	-0,6819	0,2960	0,4650	-0,3710	0,199
3	4,5	0,222	0,6532	-0,6536	0,4266	0,4272	-0,4269	0,207
4	5,5	0,200	0,7404	-0,6990	0,5485	0,4886	-0,5175	0,215
5	6,5	0,200	0,8129	-0,6990	0,6608	0,4886	-0,5682	0,221
6	7,5	0,250	0,8751	-0,6021	0,7658	0,3625	-0,5269	0,227
Сумма	—	—	4,0235	-4,0755	2,8557	2,7794	-2,7049	—

коэффициенты  $B$  и  $A$ :

$$B = \frac{0,00281}{0,15758} = 0,178;$$

$$A = -0,67925 - 0,6706 \cdot 0,178 = -0,7986.$$

С помощью этих данных находим параметры распределения Вейбулла:

$$b = B + 1 = 0,178 + 1 = 1,178;$$

$$a = \left(\frac{b}{10^A}\right)^{\frac{1}{b}} = \left(\frac{1,178}{10^{-0,7986}}\right)^{\frac{1}{1,178}} = 5,474.$$

Этим параметрам соответствуют:

$$V_x = \frac{0,953}{1,178} + 0,047 = 0,856;$$

$$X_{cp} = K(b)a = 0,95 \cdot 5,474 = 5,2$$

и следующие функции:

$$P(X) = \exp\left[-\left(\frac{X}{5,474}\right)^{1,178}\right];$$

$$\lambda(X) = \frac{1,178}{5,474} \left(\frac{X}{5,474}\right)^{0,178} = 0,215 \left(\frac{X}{5,474}\right)^{0,178}.$$

Результаты расчета по последней формуле также приведены в табл. 25, что позволяет сравнить их с исходными данными.

Таковы некоторые из возможных путей определения параметров распределений при формальном использовании эмпирических распределений. Разумеется, возможны и другие методы, например метод максимума правдоподобия, на котором основан ГОСТ 17509—72. Однако, какие бы методы ни применялись, следует всегда помнить о качестве исходных данных и способе образования выборочной совокупности.

**Выбор закона распределения.** После того как определены параметры эмпирического распределения, необходимо принять решение о том, какой из законов находится в наилучшем согласии с эмпирическим распределением. Если мы уверены в достоверности всех членов выборки, а сама выборка постоянна и однородна, то формальная проверка согласия опытного и теоретического распределений может выполняться по критериям Колмогорова и  $\chi^2$  при объеме выборки  $N > 100$  и по критерию  $\omega^2$  — при  $N > 50$  (ГОСТ 11006—74).

Наряду с упомянутыми, на практике применяются и другие, более простые методы, которые могут служить как для окончательного выбора закона распределения, так и для отсева заведомо неподходящих законов с целью уменьшения трудоемкости вычислений при последующем использовании критериев  $\chi^2$  и особенно  $\omega^2$ .

При выборе метода проверки согласия целесообразно учитывать назначение исследования, качество первичных данных и метод определения параметров распределения. Проще всего устанавливать закон распределения путем сравнения средних значений  $X_{cp}$  и коэффициентов вариации  $V_x$ , полученных для различных законов распределений, с опытным значением  $X_{cp,э}$  и  $V_{x,э}$ . Очевидно, что за искомым следует принять тот закон, для которого  $X_{cp}$  и  $V_x$  меньше всего отличаются от  $X_{cp,э}$  и  $V_{x,э}$ .

При этом согласие можно считать хорошим, если величины различаются между собой не более чем на 10%. Так, в примере расчета параметров распределений третьим способом было установлено, что для дальнейших исследований необходимо принять логарифмически-нормальный закон.

Бывают ситуации, когда нельзя воспользоваться средним значением и коэффициентом вариации. Например, если параметры определяются с помощью средних величин (первым способом) или если мы имеем дело с неоконченной выборкой, т. е. если не достигнута  $F(X) = 1$ , судить о согласии можно по коэффициенту корреляции  $r_{xy}$ , который получается при расчете параметров распределения методом наименьших квадратов (третий способ). Следует принять то распределение, при котором значение  $r_{xy}$  получается наибольшим. Согласие считается очень хорошим при  $r_{xy} > 0,9$ , хорошим при  $r_{xy} = 0,7 \div 0,9$  и удовлетворительным при  $r_{xy} = 0,5 \div 0,7$ . Однако этот способ нельзя считать особо точным инструментом для проверки согласия, поскольку «выравнивание» функций распре-



Таблица 9

Число степеней свободы $N$	Коэффициент Стьюдента $t_{\beta}$ при доверительной вероятности		
	$\beta = 0,80$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
6	0,906	1,440	1,943
8	0,889	1,397	1,860
10	0,879	1,372	1,812
12	0,873	1,356	1,782
14	0,868	1,345	1,761
16	0,865	1,337	1,746
18	0,862	1,330	1,734
20	0,860	1,325	1,725
25	0,856	1,316	1,708
30	0,854	1,310	1,697
40	0,851	1,303	1,684
60	0,845	1,289	1,658
120	0,845	1,289	1,658
1000	0,842	1,282	1,645

Таблица 10

Число степеней свободы $N$	Коэффициенты $r_1$ и $r_3$ при доверительной вероятности					
	$\beta = 0,80$		$\beta = 0,90$		$\beta = 0,95$	
	$r_1$	$r_3$	$r_1$	$r_3$	$r_1$	$r_3$
6	1,54	0,76	1,90	0,65	2,29	0,57
8	1,43	0,73	1,72	0,68	2,01	0,61
10	1,37	0,80	1,61	0,70	1,83	0,64
15	1,28	0,83	1,46	0,74	1,62	0,68
20	1,24	0,85	1,37	0,77	1,51	0,72
30	1,18	0,87	1,29	0,80	1,39	0,76
40	1,16	0,88	1,24	0,83	1,32	0,78
50	1,14	0,89	1,21	0,84	1,28	0,80
100	1,09	0,92	1,14	0,88	1,19	0,86
200	1,06	0,94	1,10	0,92	1,13	0,89
500	1,04	0,95	1,06	0,94	1,08	0,93
1000	1,03	0,97	1,04	0,96	1,05	0,95

а при  $V_x > 0,3$  то же можно сказать о кривой распределения Вейбулла. При этом максимальные значения верхней доверительной границы наблюдаются в случае экспоненциального распределения.

Нижняя доверительная граница во всех случаях имеет наименьшее значение для нормального закона распределения. Нормальному закону соответствуют наибольшие по сравнению с другими законами значения относительных доверительных интервалов:

$$\frac{X_B - X_H}{X_{cp}} = 1 + \delta_B - 1 + \delta_H = \delta_B + \delta_H. \quad (80)$$

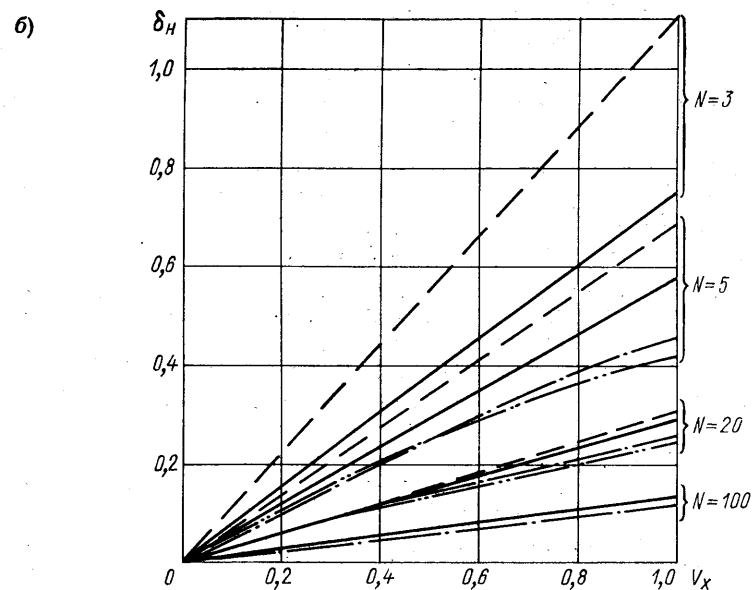
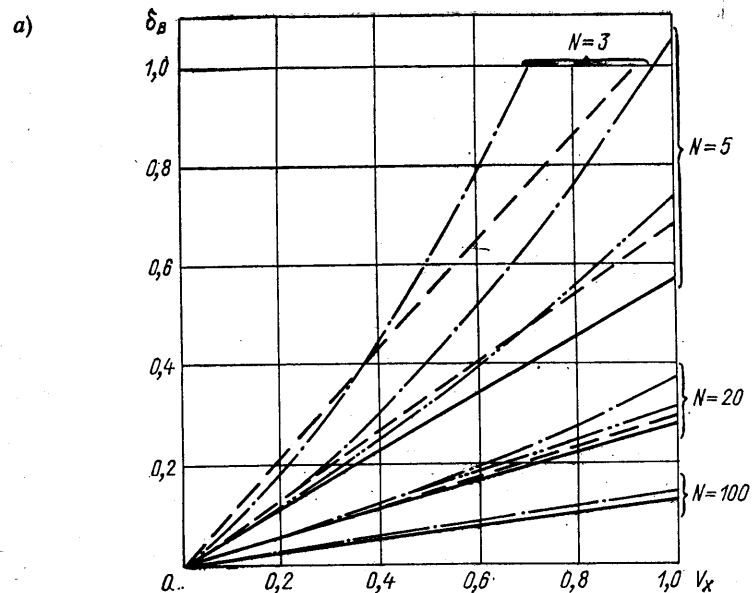


Рис. 16. Сравнение относительных доверительных границ — нижней (а) и верхней (б) при различных распределениях

— — — нормальное распределение; ————— гамма-распределение; — · — · — логарифмически-нормальное распределение; - - - - - распределение Вейбулла

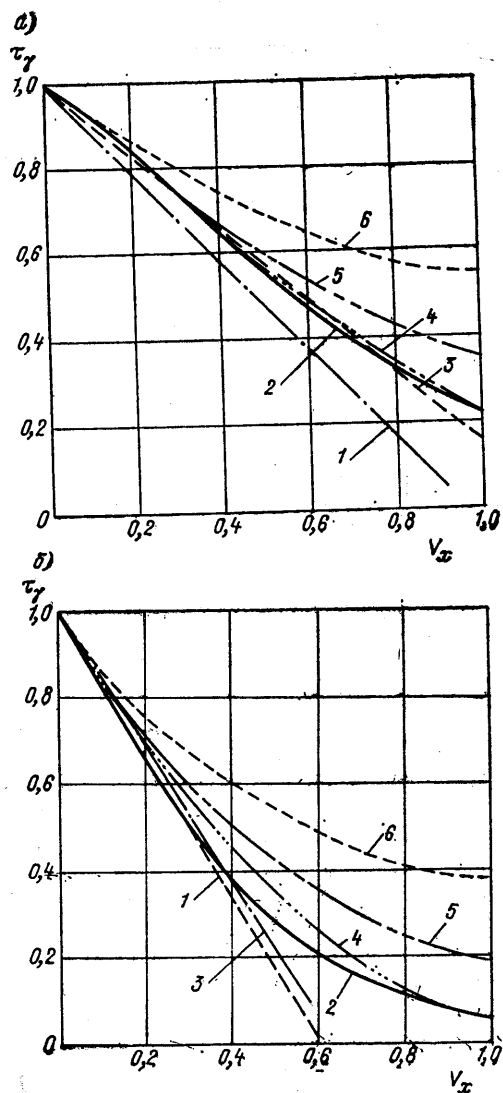


Рис. 17. Сравнение относительных гамма-процентных ресурсов при различных распределениях: а — для  $\beta = 0,8$ ; б — для  $\beta = 0,95$

1 — равномерное распределение; 2 — распределение Вейбулла; 3 — нормальное распределение; 4 — гамма-распределение; 5 — логарифмически-нормальное распределение; 6 — обратное нормальное распределение.

лений для разных законов производится в различных координатах. Поэтому всегда, когда возможно, закон распределения следует выбирать по  $X_{cp}$  и  $V_x$ , а окончательное решение принимать по рекомендациям ГОСТ 11006—74.

При выборе распределения очень важное значение имеет практический опыт исследователя, а также возможность применения простейших экспресс-методов для предварительной оценки принимаемого решения. Например, для предварительного отсева заведомо непригодных распределений можно вычислить гамма-процентные (95- и 80%-ные) ресурсы для каждого закона и сравнить их с опытной величиной. Этот прием основан на том, что в большинстве случаев нас интересует только левая часть распределения при установлении гамма-процентных ресурсов или вероятности безотказной работы.

## 12. ВЫБОР ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ С НАИЛУЧШИМИ АППРОКСИМИРУЮЩИМИ СВОЙСТВАМИ

Все рассмотренные методы выбора закона распределения допустимо применять лишь тогда, когда исходная информация может быть задана в виде эмпирического распределения, выборочная совокупность по-

стоянна во времени и все ее члены достоверны. Но часто эти условия не соблюдаются. В подобных случаях закон распределения нельзя выбрать по критериям согласия, и его следует задавать исходя из физической сущности (модели) отказа [8].

Для тех случаев, когда обоснование модели отказа еще не сделано, целесообразно использовать такой закон, который можно было бы применять вместо любого другого без риска недопустимого снижения надежности.

Для решения этой задачи рассмотрим гамма-процентные ресурсы, рассчитанные при одинаковых коэффициентах вариации для безразмерной системы времени

$$\tau = \frac{t}{t_0}, \quad (113)$$

где  $t$  — текущее время;  $t_0$  — математическое ожидание наработки до предельного состояния или отказа.

Таблица 26

Распределение	P (τ)	Значение τ <sub>γ</sub> при V <sub>x</sub> , равном					
		0,120	0,229	0,354	0,500	0,796	1,000
Вейбулла	0,50	1,015	1,015	0,990	0,945	0,885	0,693
	0,80	0,910	0,812	0,689	0,565	0,340	0,223
	0,95	0,785	0,610	0,438	0,278	0,143	0,052
Нормальное	0,50	1,000	1,000	1,000	—	—	—
	0,80	0,899	0,808	0,703	—	—	—
	0,95	0,802	0,624	0,447	—	—	—
Логарифмически-нормальное	0,50	0,993	0,974	0,942	0,897	0,816	0,680
	0,80	0,898	0,806	0,706	0,602	0,478	0,352
	0,95	0,815	0,697	0,535	0,413	0,285	0,182
Гамма-распределение	0,50	0,995	0,893	0,950	0,918	0,839	0,693
	0,80	0,898	0,809	0,697	0,574	0,412	0,223
	0,95	0,812	0,663	0,498	0,342	0,178	0,052
Обратное нормальное	0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	0,80	0,908	0,838	0,770	0,703	0,599	0,543
	0,95	0,835	0,726	0,632	0,549	0,433	0,378
Равномерное	0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	—	—
	0,80	0,875	0,762	0,632	0,480	—	—
	0,95	0,813	0,643	0,448	0,220	—	—

Результаты расчета безразмерного гамма-процентного ресурса  $t_v$  при трех вероятностях безотказной работы (0,5; 0,8 и 0,95) для всех законов распределений приведены в табл. 26 и на рис. 17. Можно убедиться, что наибольшие гамма-процентные ресурсы получаются при обратном нормальном распределении. Потому этим распределением опасно заменять какое-либо другое распределение, поскольку фактическая надежность может оказаться ниже расчетной.

Наименьшие гамма-процентные ресурсы получаются в диапазоне вероятностей 0,07—0,5 (рис. 18) при равномерном распределении. Однако в связи с тем, что равномерное распределение не отражает физической сущности отказов и имеет место при  $V \leq 0,577$ , его не рекомендуется использовать в качестве аппроксимирующего при изучении долговечности и безотказности элементов изделий. Это распределение можно применять для оценки средних сроков службы, ресурсов и трудоемкости ремонтов изделия в целом, если в качестве исходных приняты фактические величины (без учета действительной надежности элементов изделий).

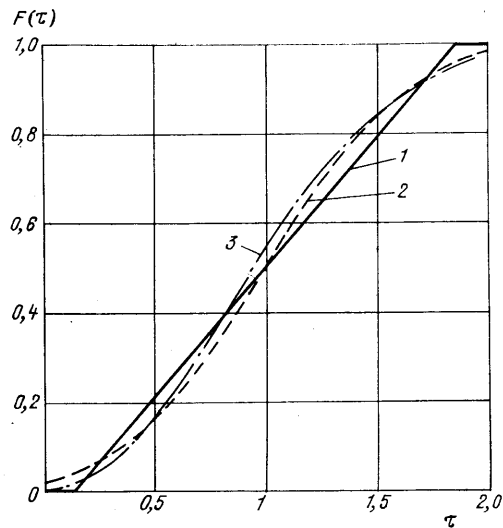


Рис. 18. Сравнение вероятности отказов при различных распределениях

1 — равномерное распределение; 2 — нормальное распределение; 3 — распределение Вейбулла

Кроме того, равномерное распределение удобно применять для быстрой оценки средней величины и коэффициента вариации в первом приближении по формулам (51) и (52) с помощью крайних членов выборки  $c$  и  $d$ .

Например, для выборки 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 и 13 имеем  $c = 3$  и  $d = 13$ .

Тогда

$$X_{\text{ср}} = \frac{c+d}{2} = \frac{3+13}{2} = 8;$$

$$V_x = \frac{1}{\sqrt{3}} \cdot \frac{d-c}{d+c} = \frac{13-3}{13+2} \cdot \frac{1}{\sqrt{3}} = 0,361,$$

в то время как точные значения  $X_{\text{ср}} = 8$  и  $V_x = 0,41$ .

Теперь сравним нормальное, логарифмически-нормальное, гамма-распределение и распределение Вейбулла. Данные табл. 26

и рис. 17 позволяют сделать однозначный вывод, что наилучшими аппроксимирующими свойствами обладает распределение Вейбулла. Это распределение практически совпадает с нормальным при  $V < 0,33$  (область применения нормального распределения), а распределение Рэлея и экспоненциальное являются его частными случаями. В то же время при распределении Вейбулла гамма-процентные ресурсы для любого коэффициента вариации несколько меньше, чем при логарифмически-нормальном и гамма-распределении, что обеспечивает некоторый вполне допустимый запас надежности.

Таким образом, распределение Вейбулла можно применять во всех случаях, когда закон распределения неизвестен, без риска недопустимого снижения надежности.

### 13. ВЫБОР ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НА ОСНОВЕ ИЗУЧЕНИЯ ФИЗИЧЕСКОЙ ПРИРОДЫ ОТКАЗОВ

**Общий принцип построения модели отказов.** При изучении процессов старения, приводящих к отказам конкретного элемента машины, законы распределения желательно устанавливать на основе модели отказа, т. е. зависимости вероятности достижения предельного состояния от некоторых параметров, характеризующих состояние объекта после наработки  $t$ .

Для построения модели отказа необходимо, во-первых, знать зависимости изменений математических ожиданий фактического  $h$  и предельного  $h_{\text{пр}}$  состояний от времени  $t$  (см. п. 4). Во-вторых, необходимы данные о законе и параметрах распределения фактического и предельного состояний. В-третьих, нужно знать систему ремонтов и технического обслуживания рассматриваемой машины.

Проще всего устанавливать модели потенциальных отказов для изделий, работающих по системам ППР и ППО, когда изделия принудительно выводятся из эксплуатации для ремонта в установленные нормативные сроки. Тогда при разборке и дефектации будут обнаруживаться элементы, которые уже превысили назначенный уровень предельного состояния. Поэтому к рассматриваемому моменту времени вероятность достижения предельного состояния будет соответствовать накопленной частоте отказов за предремонтный период эксплуатации.

При указанной системе ремонтов можно воспользоваться приводимым ниже принципом построения модели отказов.

Рассмотрим условие, при котором уровень фактического состояния превысит уровень предельного состояния после заданной наработки  $t$  с вероятностью  $F(t)$ . При нормальном законе распределения это условие можно записать с помощью квантиля

$$U_v = \frac{h_{\text{пр}} - h}{\sqrt{s_{\text{пр}}^2 + s^2}}, \quad (114)$$

где  $S$  и  $S_{\text{пр}}$  — среднеквадратичные отклонения уровней фактического и предельного состояния объекта в рассматриваемый момент времени.

Теперь вместо  $h_{\text{пр}}$  и  $h$  можно подставить их функции от времени и получить таким образом искомую модель отказа. В работе [34] дана модель отказа вида (55), основанная на указанном принципе.

На практике условие (114) можно применить в том случае, если функции  $h_{\text{пр}}$  и  $h$  линейны и распределены по нормальному закону. Однако эти условия не всегда соблюдаются, так как характеристики процесса старения либо нелинейны, либо имеют значительный коэффициент вариации и не подчиняются нормальному распределению.

Для возможности использования условия (114) в данной работе предложено рассматривать некоторые функции от  $h_{\text{пр}}$  и  $h$ , подобранные таким образом, чтобы они были линейны в соответствующих координатах.

**Модель потенциального отказа со степенной характеристикой процесса старения.** Рассмотрим, как поставленная выше задача решается для процесса старения со степенной характеристикой вида

$$h = h_{\text{пр}} \left( \frac{t}{t_{50}} \right)^{\frac{1}{m}}, \quad (115)$$

где  $t_{50}$  — медианная наработка до предельного состояния;  $m$  — параметр характеристики процесса старения.

В условиях значительного рассеивания износа (степени повреждения) подобной степенной функцией можно аппроксимировать усталостные разрушения металлов  $m = (-2) \div (-10)$ , коррозионные и эрозионные разрушения ( $m \approx 1$ ), изнашивание пар трения ( $m \approx 1$ ).

Параметры уравнения (115) определяются путем корреляционного анализа уравнения регрессии вида (84), в котором переменные  $Y = \ln h$  и  $X = \ln t$ , а постоянные  $B = 1/m$  и  $A = \ln h_{\text{пр}}/t^{1/m}$ .

Определение постоянных  $A$  и  $B$  выполняется по методу наименьших квадратов. Поэтому вероятность того, что  $Y < Y_0$ , можно установить по квантилю нормального распределения

$$U_{\gamma} = \frac{Y_p - Y}{b_{\ln h}} = \frac{\ln \frac{h_{\text{пр}}}{h}}{b_{\ln h}} = \frac{\ln \frac{t_{50}}{t}}{b_{\ln t}}, \quad (116)$$

где  $b_{\ln h}$  и  $b_{\ln t}$  — параметры формы распределения, равные среднеквадратичным отклонениям логарифмов износа (старения)  $h$  и наработки  $t$ , причем

$$b_{\ln t} = m b_{\ln h}. \quad (117)$$

В итоге мы получили модель, которая характеризуется логарифмически-нормальным распределением. При этом показатель

формы  $b_{\ln h}$  связан с коэффициентом вариации износа  $V_h$  соотношением (42).

Для практики большое значение имеет то обстоятельство, что коэффициент вариации отражает степень нестабильности факторов, определяющих качество изготовления, эксплуатации и ремонта. При известных коэффициентах вариации для каждого фактора  $V_1, V_2, V_3, V_4 \dots$  общее среднеквадратичное отклонение  $b_{\ln h}$  определяется по формуле

$$b_{\ln h} = \sqrt{\ln(1+V_1^2)(1+V_2^2)(1+V_3^2)(1+V_4^2) \dots} \quad (118)$$

Последнее выражение позволяет количественно оценивать влияние условий эксплуатации, изготовления и ремонта на надежность объекта.

Формула (116) содержит отношения предельного износа  $h_{\text{пр}}$  к текущему износу  $h$  и медианной наработки  $t_{50}$  к текущей наработке  $t$ , которые можно с полным основанием назвать запасом надежности  $K_{50 \text{ н}}$  и запасом долговечности  $K_{50 \text{ д}}$ :

$$K_{50 \text{ н}} = \frac{h_{\text{пр}}}{h}; \quad (119)$$

$$K_{50 \text{ д}} = \frac{t_{50}}{t}. \quad (120)$$

Тогда модель потенциального отказа со степенной характеристикой процесса старения приводится к следующему простому виду:

$$U_{\gamma} = \frac{\ln K_{50 \text{ н}}}{b_{\ln h}} = \frac{\ln K_{50 \text{ д}}}{b_{\ln t}} = \frac{\ln K_{50 \text{ д}}^{1/m}}{b_{\ln h}}, \quad (121)$$

откуда вытекают формулы для расчета:

— требуемого запаса надежности

$$K_{50 \text{ т. н}} = \frac{h_{\text{пр}}}{h_{\gamma}} = \exp U_{\gamma} b_{\ln h}, \quad (122)$$

где  $h_{\gamma}$  — медианный износ при заданном гамма-процентном ресурсе;

— требуемого запаса долговечности

$$K_{50 \text{ т. д}} = \frac{t_{50}}{t_{\gamma}} = K_{50 \text{ т. н}}^m = \exp U_{\gamma} b_{\ln h} m, \quad (123)$$

и гамма-процентного ресурса

$$t_{\gamma} = \frac{t_{50}}{K_{50 \text{ т. д}}} = \frac{t_{50}}{K_{50 \text{ т. н}}^m} = t_{50} \exp(-U_{\gamma} b_{\ln h} m). \quad (124)$$

Полученная модель имеет ряд преимуществ по сравнению с широко распространенной в литературе [39] моделью, которая характеризуется распределением Бернштейна. Предлагаемая модель учитывает асимметрию распределения параметров предельного и

текущего состояния, а общий параметр формы этого распределения не зависит от времени и однозначно определяет условия эксплуатации, изготовления и ремонта.

**Модель потенциального отказа с линейной характеристикой процесса старения.** При линейной характеристике процесса старения ( $m = 1$ ) целесообразно использовать не медианные, а средние значения износа  $h$  и наработки  $t_{cp}$ , поскольку отпадает необходимость логарифмирования исследуемых величин.

При указанных условиях рассматриваемую модель будут описывать следующие зависимости:

— характеристика изнашивания

$$h = v_0 t = \frac{h_{np}}{t_{cp}} t, \quad (125)$$

где  $v_0$  — средняя скорость изнашивания;  $t_{cp}$  — математическое ожидание наработки до предельного состояния;

— фактический запас надежности и долговечности (при линейной характеристике эти понятия совпадают)

$$K_{o. n} = K_{o. d} = \frac{h_{np}}{h} = \frac{t_{cp}}{t}; \quad (126)$$

— квантиль распределения

$$U_\gamma = \frac{\ln K_{o. d}}{b_v} - 0,5b_v = \frac{\ln \frac{h_{np}}{v_0 t}}{b_v} - 0,5b_v, \quad (127)$$

где  $b_v$  — параметр формы распределения, зависящий от коэффициента вариации скорости изнашивания  $V_v$  [см. формулу (42)];

— требуемый запас надежности и долговечности

$$K_{o. n} = \exp(U_\gamma b_v + 0,5b_v^2); \quad (128)$$

— гамма-процентный ресурс

$$t_\gamma = \frac{t_{cp}}{K_{o. n}} = t_{cp} \exp[-(U_\gamma b_v + 0,5b_v^2)]. \quad (129)$$

При линейной характеристике процесса старения модель отказа можно построить на основе иного принципа. Для этого характеристику процесса старения целесообразно записать в виде

$$t_{cp} = I_o h_{np}, \quad (130)$$

где  $I_o$  — математическое ожидание износостойкости.

Из формулы видно, что поскольку  $h_{np} = \text{const}$ , то распределение наработки до предельного состояния будет подчиняться тому же закону, которому подчиняется распределение износостойкости. В частности, при использовании логарифмически-нормального распределения мы получаем уже рассмотренные формулы (116)—(124). Различие будет только в том, что вместо коэффициента вариации  $V_v$

в формулы следует подставлять коэффициент вариации износостойкости  $V_n$ .

Практика показывает, что чаще всего эмпирическое распределение износостойкости находится в наилучшем согласии с распределением Вейбулла. В этом случае характеристики надежности можно рассчитывать по следующим формулам:

— вероятность достижения предельного состояния

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{K(b)t}{t_{cp}}\right)^{b_n}\right] = 1 - \exp\left[-\left(\frac{K(b)}{K_{o.т.н}}\right)^{b_n}\right]; \quad (131)$$

— требуемый запас надежности

$$K_{o.т.н} = K(b) \left[\ln \frac{100}{\gamma}\right]^{-\frac{1}{b_n}}; \quad (132)$$

— гамма-процентный ресурс

$$t_\gamma = \frac{t_{cp}}{K_{o.т.н}} = \frac{t_{cp}}{K(b)} \left(\ln \frac{\gamma}{100}\right)^{\frac{1}{b_n}}. \quad (133)$$

Входящий в эти формулы параметр распределения  $b_n$  однозначно связан с коэффициентом вариации износостойкости  $V_n$  зависимостями (48)—(51).

**Модель постепенного фактического отказа элемента.** Рассмотренные выше модели отказов основаны на предположении, что достижение предельного состояния еще не означает фактического отказа и после этого события машина продолжает работать до момента планового осмотра. Только в этом случае можно считать, что вероятность достижения предельного состояния соответствует накопленной к данному моменту времени частоте отказов. Если же объект выходит из строя и заменяется в момент достижения предельного состояния, то определяемая указанным способом вероятность отказа будет соответствовать интенсивности отказов  $\lambda(t)$  в рассматриваемый момент времени, а выражение для вероятности безотказной работы значительно усложнится:

$$P(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(t) dt\right]. \quad (134)$$

Из этого тождества следует, что для изделий, восстанавливаемых из-за возникновения постепенного отказа, распределение вероятности безотказной работы в общем случае не будет подчиняться ни одному из стандартных законов. Поэтому при изучении постепенных отказов элемента целесообразно использовать закон распределения Вейбулла ввиду его наилучших аппроксимирующих свойств.

**Модель внезапных отказов.** Внезапные отказы характеризуются постоянством интенсивности отказов  $\lambda(t) = \lambda_o = \text{const}$ . Это свойство можно объяснить с помощью следующей модели (рис. 19).

Математические ожидания действующей  $G_{cp}$  и допустимой  $G_p$  нагрузок не изменяются во времени и могут быть изображены двумя параллельными прямыми. Поэтому вероятность отказа  $F(K)$  за каждый цикл нагрузки будет постоянной. Рассматривая график

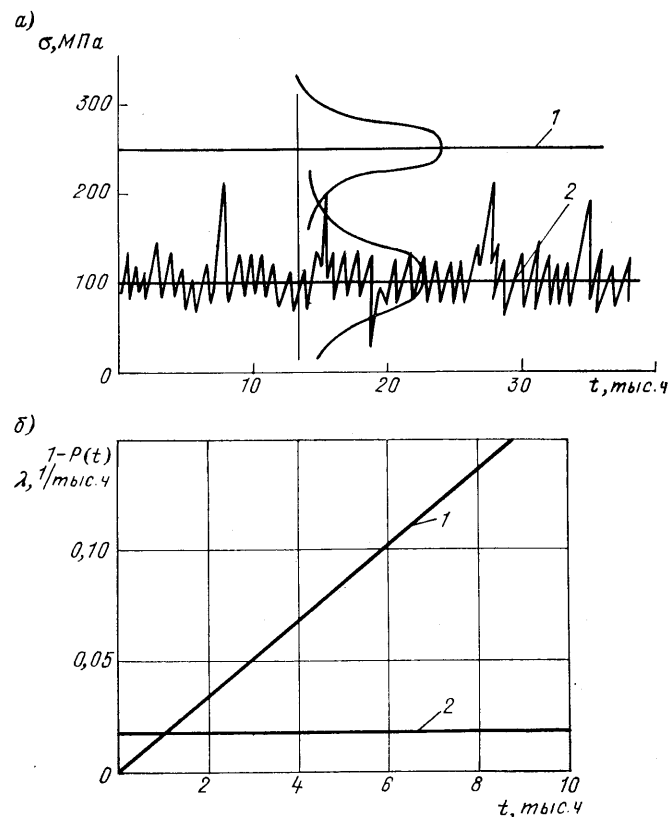


Рис. 19. Модель внезапного отказа

*a* — предельные и фактические напряжения

1 — предельные напряжения; 2 — математическое ожидание фактических напряжений

*б* — распределение вероятности отказа

1 — вероятность отказа; 2 — интенсивность отказов

нагрузок в логарифмических координатах, получаем выражение для квантиля

$$U_{\gamma} = \frac{\ln \frac{G_p}{G_{cp}}}{b} - 0,5b = \frac{\ln K_{np}}{b} - 0,5b, \quad (135)$$

где  $K_{np} = G_p/G_{cp}$  — запас прочности;

$$b = \sqrt{\ln(1 + V_p^2)(1 + V_{cp}^2)}, \quad (136)$$

где  $b$  — эквивалентный коэффициент вариации, зависящий от коэффициента вариации действующей  $V_{cp}$  и допустимой  $V_p$  нагрузок. Тогда

$$F(K) = 1 - F_0(U_{\gamma}). \quad (137)$$

Такова вероятность отказа при одном цикле нагрузки. Если средняя частота фактической нагрузки составляет  $f$  циклов за единицу времени, то интенсивность отказов

$$\lambda_0 = fF(K), \quad (138)$$

а вероятность безотказной работы (неразрушения) за время  $t$

$$P(t) = \exp \left[ - \int_0^t \lambda_0 dt \right] = \exp [-\lambda_0 t]. \quad (139)$$

Рассмотренная модель не только подтверждает соответствие фактических отказов экспоненциальному закону распределения, но и позволяет определить требуемый запас прочности элемента машины по формуле (122), причем квантиль  $U_{\gamma}$  выбирается по таблицам работы [52] или по графику на рис. 8 для вероятности

$$F(K) = \frac{1}{ft} \ln \frac{1}{P(t)}. \quad (140)$$

**Применение экспоненциального закона распределения при изучении потоков отказов.** Фактические отказы по своей физической природе могут быть как внезапными, так и постепенными. При изучении безотказности изделия в целом поток его отказов следует рассматривать как сумму потоков отказов разных видов. Поскольку по мере восстановления изделий образуются потоки отказавших элементов различного возрастного состава, то суммарный поток в конечном итоге стабилизируется и становится простейшим, что позволяет использовать для его изучения экспоненциальный закон распределения.

#### 14. ОПРЕДЕЛЕНИЕ МИНИМАЛЬНОГО ЧИСЛА ОБЪЕКТОВ ПРИ ПЛАНИРОВАНИИ ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ

Минимальное число  $N$  объектов наблюдений при известном законе распределения определяется по ГОСТ 17510—79. Однако перед началом испытаний, как правило, никаких предположений о законе распределения не имеется. Для таких случаев можно воспользоваться результатами исследований доверительных границ при различных распределениях, приведенных в п. 9 и работе [19], а также принять во внимание, что в ГОСТ 17510—79 минимальное число  $N$  объектов наблюдений принято определять с помощью формул для верхней доверительной границы. На этом основании, если неизвестен закон распределения, предлагается использовать нормальное распределение для коэффициента вариации  $V \leq 0,3$  и распределение Вейбулла для коэффициента вариаций  $V > 0,3$ .

При изучении показателей безотказности (наработка на отказ, коэффициент готовности и др.) допускается принимать доверительную вероятность  $\beta = 0,8$ , относительную ошибку  $\delta = 0,2$  и экспоненциальное распределение. Если рассматриваются неремонтируемые объекты, то при указанных условиях получаем  $N = 27$  ед. При изучении ремонтируемых изделий их минимальное число можно находить из условия

$$\left[ \sum_{i=1}^N t_i \right]_{\min} \geq 30t_0, \quad (141)$$

где  $t_i$  — наработка  $i$ -го подконтрольного изделия, ч;  $t_0$  — предполагаемая наработка на отказ, ч.

Условие (141) означает, что достоверность оценки безотказности изделия будет достаточной, если в период эксплуатации за суммарную наработку  $\sum_{i=1}^N t_i$  возникнет не менее 30 отказов. Это позволяет находить как число подконтрольных объектов, так и продолжительность испытаний на надежность. Так, располагая данными о числе объектов  $N$  и наработке на отказ  $t_0$ , можно определить минимальную продолжительность наблюдений

$$t_{\min} \geq \frac{30t_0}{N}. \quad (142)$$

Например, при  $t_0 = 500$  ч и  $N = 2$  необходимо, чтобы каждое изделие работало

$$t_{\min} \geq \frac{30 \cdot 500}{2} = 7500 \text{ ч,}$$

а для шести изделий достаточно  $t_{\min} \geq 2500$  ч.

Если мы ограничены продолжительностью испытаний  $t_{\min}$ , то число подконтрольных ремонтируемых объектов

$$N \geq \frac{30t_0}{t_{\min}}. \quad (143)$$

Например, для  $t_{\min} = 6000$  ч (годовая наработка) получаем  $N = 2,5$ , т. е. под наблюдение следует поставить не менее трех изделий.

При отсутствии обоснованных предположений о  $t_0$  продолжительность наблюдений за безотказностью должна соответствовать ресурсу до первого заводского ремонта судна, но составлять не менее трех лет. При этом текущая оценка безотказности судов и их оборудования производится ежегодно.

При планировании наблюдений с целью расчета показателей долговечности и ремонтпригодности зачастую бывает неизвестен не только закон распределения, но и коэффициент вариации. Для выхода из затруднительного положения в подобных ситуациях предлагается пользоваться ориентировочными данными, приведенными в табл. 27.

Таблица 27

Исследуемая величина	$V_x$	$\delta$	Число $N$ при значениях $\beta$		
			$\beta = 0,8$	$\beta = 0,9$	$\beta = 0,95$
Ресурс до планового ремонта в соответствии с графиками ППР и ППО	0,3—0,4	0,1	8	20	30
		0,2	3	6	16
Продолжительность и объем ремонта в соответствии с графиками ППР и ППО	0,3—0,4	0,1	8	20	30
		0,2	3	6	16
Скорость износа или износостойкость	0,5—0,6	0,1	25	50	85
		0,2	9	17	26
Нарботка до всех видов потенциальных отказов, обнаруженных при плановых ремонтах	0,3—0,7	0,1	25	50	85
		0,2	9	17	26
Нарботка на отказ	1,0	0,1	80	200	300
		0,2	27	55	90

### Глава 3. АНАЛИЗ НАДЕЖНОСТИ МАШИН И МЕХАНИЗМОВ С УЧЕТОМ ПОТЕНЦИАЛЬНЫХ ОТКАЗОВ ЭЛЕМЕНТОВ

#### 15. ОБЩИЙ ПОРЯДОК АНАЛИЗА ПОТЕНЦИАЛЬНЫХ ОТКАЗОВ

Наибольшего эффекта от анализа надежности изделий можно ожидать в том случае, если в результате будут приняты технические решения, обеспечивающие допустимую вероятность безотказной работы  $P_{\text{доп.о}}$  за требуемый ресурс  $t_{\text{тр}}$  для отказа каждого вида, т. е. выполнение условия (13).

Для достижения этой цели с наименьшими затратами времени и средств первостепенное значение имеет анализ потенциальных отказов, в основе которого лежит сравнение гамма-процентного ресурса  $t_\gamma$  с требуемым ресурсом  $t_{\text{тр}}$ . При  $t_\gamma \geq t_{\text{тр}}$  можно считать,

что за время  $t_{тр}$  отказов рассматриваемого вида не возникнет. В противном случае ( $t_{γ} < t_{тр}$ ) безотказная работа элемента изделия не может быть гарантирована.

Исходя из указанного принципа рекомендуется следующий общий порядок определения и анализа потенциальных отказов элементов.

Прежде всего необходимо получить исходные данные для последующего определения характеристик процесса старения и параметров функции распределения долговечности. Для существующих элементов исходные данные получают во время эксплуатации или специальных испытаний. Для вновь проектируемых элементов используются данные об изделиях-прототипах или обобщенные результаты экспериментальных исследований образцов подобных объектов (например, изучения усталостной прочности металлов).

Затем определяются характеристики процесса старения и параметры распределения долговечности. Эти характеристики и параметры вычисляются рассмотренными выше методами математической статистики, если исходные данные получены экспериментальным путем.

На стадии проектирования для той же цели используются расчетные модели отказов с учетом условий эксплуатации и конструктивно-технологических особенностей элемента.

Следующий этап исследования заключается в определении гамма-процентного ресурса элемента и сравнении его с требуемым ресурсом. На этом основании делают заключение о надежности элемента с учетом рассматриваемого вида потенциального отказа и принимают решение о целесообразности дальнейшего анализа этого отказа. Если  $t_{γ} \geq t_{тр}$ , то надежность элемента может считаться обеспеченной, и на этом анализ заканчивается. В противном случае ( $t_{γ} < t_{тр}$ ) анализ следует продолжить.

Анализ надежности приходится продолжать и тогда, когда  $t_{γ} \geq t_{тр}$ , но имеются опытные данные, указывающие на то, что  $P(t_{тр}) < P_{доп. 0}$ .

Заключительный этап анализа потенциальных отказов состоит в определении фактического  $K_{50 н}$  (или  $K_{о. н}$ ) и требуемого  $K_{50 т. н}$  (или  $K_{о. т. н}$ ) запасов надежности и составлении плана мероприятий по увеличению запаса надежности до требуемого уровня. Дальнейшее повышение износостойкости, прочности, коррозионной стойкости и других показателей надежности достигается конструкторскими и технологическими методами.

В данной главе рассматриваются способы нахождения параметров распределения долговечности для потенциальных отказов, основанные на изучении моделей отказов. Если не имеется возможности определять характеристики процесса старения, то следует использовать формальные методы выбора и определения параметров распределения. Примеры применения этих методов были даны в гл. 2.

## 16. АНАЛИЗ ПОТЕНЦИАЛЬНЫХ ОТКАЗОВ СО СТЕПЕННОЙ И ЛИНЕЙНОЙ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ ПРОЦЕССОВ СТАРЕНИЯ

**Общие замечания.** Большинство потенциальных отказов износогового типа (изнашивание, коррозионные, эрозионные и другие виды постепенного разрушения поверхности деталей) могут быть аппроксимированы степенной функцией вида (115) или линейной функцией вида (125), несмотря на то что теоретические характеристики этих процессов в общем случае представляют собой более сложные функции [34, 18]. Такое упрощение модели отказов оправдано значительным рассеиванием износа из-за неоднородности качества изготовления, условий эксплуатации и режимов использования рассматриваемых элементов. Это и позволяет выполнять указанные аппроксимации без существенного увеличения погрешности расчетов.

Рассмотрим несколько примеров определения и анализа потенциальных отказов с помощью моделей, соответствующих логарифмически-нормальному распределению и распределению Вейбулла.

Выбор способа определения характеристик процесса старения и параметров распределения зависит от источников получения информации и от степени ее достоверности. Например, если информация об износах выявляется путем обмеров подконтрольных элементов через определенные промежутки времени, то предпочтение следует отдать корреляционному анализу зависимости между износом и временем в логарифмических координатах.

В случае получения информации из ремонтной документации, которая составлялась в прошедшие годы, такой способ удастся применить далеко не всегда, так как не для всех деталей имеются сведения об износах за весь срок их службы. В случае отсутствия этих сведений характеристика изнашивания может быть получена на основе линейной функции по данным измерений на различных этапах эксплуатации.

На стадии проектирования характеристику процесса старения и параметры распределения предлагается определять расчетным путем с учетом предполагаемых условий эксплуатации и качества изготовления элемента, а также его конструктивных особенностей.

**Анализ потенциальных отказов со степенной характеристикой процесса старения по опытным данным.** Если в процессе эксплуатации или испытаний изделия имеется возможность фиксировать изменение состояния объекта (например, износ)  $h_1, h_2, h_3 \dots h_i \dots \dots h_N$  после соответствующих наработок  $t_1, t_2, t_3 \dots t_i \dots t_N$ , то рекомендуется в первую очередь попытаться получить искомую характеристику процесса старения в виде степенной функции (115), в которую для удобства дальнейшего анализа целесообразно ввести параметр

$$C = \frac{h_{нр}}{t_{50}^m} \quad (144)$$



Тогда степенная функция для процесса старения примет вид

$$h = Ct^{\frac{1}{m}}, \quad (145)$$

для которого характерна логарифмически-нормальная модель потенциального отказа.

Постоянные  $C$  и  $m$  будем определять методом наименьших квадратов. Для этого сначала следует взять логарифмы чисел  $h_i$  и  $t_i$  и получить таким образом ряд парных значений:

$$\left. \begin{aligned} Y_i &= \lg h_1, \lg h_2, \lg h_3 \dots \lg h_i \dots \lg h_N; \\ X_i &= \lg t_1, \lg t_2, \lg t_3 \dots \lg t_i \dots \lg t_N. \end{aligned} \right\} \quad (146)$$

С помощью этих случайных величин необходимо найти постоянные  $A$  и  $B$ , коэффициент корреляции  $r_{xy}$  и погрешность  $\Delta_{\lg h}$  для уравнения регрессии вида (84). Эти данные позволяют вычислить параметры характеристики процесса старения

$$C = 10^A, \quad (147)$$

$$m = B^{-1} \quad (148)$$

и параметры функции распределения:

$$t_{50} = \left( \frac{h_{\text{нр}}}{C} \right)^m; \quad (149)$$

$$b_{\ln h} = 2,3 \Delta_{\lg h}; \quad (150)$$

$$b_{\ln t} = m b_{\ln h}. \quad (151)$$

Задавшись по рекомендациям п. 5 допустимым значением  $\gamma$ , следует определить требуемые запасы надежности и долговечности с помощью формул (122) и (123). После этого определяется гамма-процентный ресурс по формуле (124).

**Пример.** Требуется оценить возможность первого освидетельствования цилиндровой втулки при капитальном ремонте дизеля через 40 тыс. ч с учетом износа зеркала цилиндра и с помощью данных об измерениях износа, приведенных в табл. 28. Известно, что предельный износ  $h_{\text{нр}} = 1$  мм.

Для решения поставленной задачи в первую очередь определяем логарифмы исследуемых признаков  $X_i = \lg t_i$  и  $Y_i = \lg h_i$ ,

которые приведены в табл. 28. Там же подсчитаны суммы  $\sum_1^N X_i =$

$$= 8,947; \quad \sum_1^N Y_i = -10,093; \quad \sum_1^N X_i^2 = 8,9615; \quad \sum_1^N Y_i^2 = 10,99 \quad \text{и}$$

$$\sum_1^N X_i Y_i = -5,237.$$

Таблица 28

$i$	$t_i$ , тыс. ч	$h_i$ , мм	$X_i = \lg t_i$	$Y_i = \lg h_i$	$X_i^2$	$Y_i^2$	$X_i Y_i$
1	0,5	0,01	-0,301 0	-2,000	0,090 6	4,000	0,602 0
2	1,2	0,05	0,079 2	-1,300	0,006 3	1,690	-0,103 0
3	3,6	0,07	0,556 0	-1,155	0,309 1	1,334	-0,642 2
4	4,4	0,10	0,643 0	-1,000	0,413 4	1,000	-0,643
5	6,2	0,12	0,792 0	-0,921	0,627 3	0,848	-0,729 4
6	6,4	0,20	0,806 0	-0,699	0,649	0,488	-0,563 4
7	7,8	0,21	0,892 0	-0,678	0,795 7	0,459 7	-0,604 8
8	8,3	0,45	0,919 0	-0,347	0,844 6	0,120 4	-0,318 9
9	10,0	0,20	1,000	-0,699	1,000 0	0,488 6	-0,699 00
10	15,0	0,35	1,176 0	-0,456	1,382 9	0,207 9	-0,536 2
11	15,0	0,44	1,176 0	-0,356	1,382 9	0,126 7	-0,418 6
12	16,1	0,33	1,207 0	-0,481	1,456 8	0,231 4	-0,580 6
Сумма	—	—	8,947 2	-10,093	8,961 5	10,99	-5,237

Затем находим вспомогательные величины:

$$X_{\text{ср}} = \frac{8,947}{12} = 0,745 5;$$

$$Y_{\text{ср}} = \frac{-10,093}{12} = -0,841 1;$$

$$S_x = 8,961 5 - 12 \cdot 0,745 5^2 = 2,292;$$

$$S_y = 10,99 - 12 (-0,841 1)^2 = 2,500 6;$$

$$S_{xy} = 5,237 - 12 \cdot 0,745 5 (-0,841 1) = 2,287.$$

Таким образом, получены необходимые данные для следующих вычислений:

$$r_{xy} = \frac{2,287}{\sqrt{2,292 \cdot 2,500 6}} = 0,955 3;$$

$$\Delta_{\lg h} = \sqrt{\frac{2,500 6 (1 - 0,955 3^2)}{12 - 1}} = 0,135;$$

$$\Delta_{\lg t} = \sqrt{\frac{2,292 (1 - 0,955 3^2)}{12 - 1}} = 0,129;$$

$$B = \frac{2,287}{2,292 \cdot 0,955 3} = 1,044;$$

$$A = -0,841 1 - 1,044 \cdot 0,745 5 = -1,62.$$

Полученные результаты, во-первых, указывают на достаточную достоверность определения уравнения регрессии (так как  $r_{xy} > 0,9$ ), а во-вторых, позволяют определить искомые параметры:

$$m = \frac{1}{1,044} = 0,958;$$

$$C = 10^{-1,62} = 0,024.$$

Следовательно, искомая характеристика изнашивания имеет вид

$$h = 0,024t^{1,044},$$

а параметры функции распределения составляют.

$$t_{50} = \left(\frac{1}{0,024}\right)^{0,958} = 35,62 \text{ тыс. ч};$$

$$b_{\ln h} = 2,3 \cdot 0,135 = 0,311;$$

$$b_{\ln t} = 0,311 \cdot 0,956 = 0,298.$$

Теперь необходимо определить требуемые запасы надежности и долговечности для  $\gamma = 80\%$ :

$$K_{50 \text{ т. н}} = \exp(0,842 \cdot 0,311) = 1,3;$$

$$K_{50 \text{ т. д}} = \exp(0,842 \cdot 0,298) = 1,285.$$

Тогда 80%-ный ресурс

$$t_{80} = t_{\gamma} = \frac{35,62}{1,282} = 27,72 \text{ тыс. ч}.$$

Сопоставляя полученное значение с требуемым ресурсом 40 тыс. ч, видим, что условие (12) оказалось невыполненным, и на этом основании делаем заключение о недостаточной надежности цилиндрической втулки.

**Анализ потенциальных отказов с линейной характеристикой процесса старения по опытным данным.** При сборе информации об обмерах деталей в прошедшие годы не всегда имеется возможность получить серию значений износа за время от начала эксплуатации (испытаний) до момента обработки информации. В лучшем случае удается получить данные обмеров деталей  $H_{1i}$  и  $H_{2i}$  при определенном числе  $N$  очередных ремонтов после наработок  $t_{1i}$  и  $t_{2i}$  соответственно. Это позволяет вычислить среднюю износостойкость в интервалах времени от  $t_{1i}$  до  $t_{2i}$ :

$$I_i = \frac{t_{2i} - t_{1i}}{H_{2i} - H_{1i}}. \quad (152)$$

Методика расчета параметров распределения сводится к следующему. Определяем среднюю износостойкость  $I_0$  по формуле

$$I_0 = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} I_i}{N} \quad (153)$$

и ее коэффициент вариации  $V_x$  по формуле (17).

Поскольку износостойкость распределяется по тому же закону, что и наработка до предельного состояния, то коэффициент вариации наработки  $V_t$  равен коэффициенту вариации износостойкости  $V_{I_i}$ , а математическое ожидание наработки до предельного состояния определяется по формуле (130).

С помощью полученных значений  $t_{ep}$  и  $V_t$  определяем параметры функции распределения долговечности. В случае использования распределения Вейбулла сначала следует определить параметр формы  $b_n$  и коэффициент  $K(b)$  по табл. 6, а затем вычислить параметр масштаба  $a_i$  по формуле (52).

Таким образом, получим характеристику процесса старения вида (125) и функцию распределения Вейбулла вида (45).

Перед тем как приступить к анализу рассматриваемого потенциального отказа, следует вычислить требуемый запас надежности (при линейной характеристике он равен запасу долговечности) по формуле (132) и гамма-процентный ресурс по формуле (133). Теперь можно сравнить полученный гамма-процентный ресурс с требуемым и на этом основании сделать заключение о степени опасности рассматриваемого отказа.

**Пример.** В табл. 29 приведены результаты парных измерений зазоров в действующем подшипнике рыболовного траулера для ряда смежных ремонтов. Там же приведены значения износостойкости  $I_i$  для промежутков времени между этими ремонтами. Известно, что предельно допустимый зазор составляет 4 мм. Необходимо проверить возможность освидетельствования этого подшипника в доке через 10 тыс. ч работы энергетической установки, что соответствует двум годам эксплуатации судна.

Таблица 29

$i$	$t_{1i}$ , тыс. ч	$t_{2i}$ , тыс. ч	$H_{1i}$ , мм	$H_{2i}$ , мм	$t_{2i} - t_{1i}$ , тыс. ч	$H_{2i} - H_{1i}$ , мм	$I_i$ , тыс. ч/мм
1	0	10,35	1,8	4,10	10,35	2,30	4,50
2	7,20	15,60	1,6	3,25	8,40	1,65	5,09
3	3,80	9,40	1,7	2,10	3,60	0,40	14,00
4	12,10	18,40	2,1	4,70	6,30	2,60	2,42
5	18,40	24,25	1,5	2,90	5,85	1,40	4,18
6	24,25	29,25	1,6	3,10	5,00	1,50	3,33
7	28,30	35,50	3,1	4,31	7,20	1,21	5,95
8	2,50	6,80	1,5	4,00	4,30	2,50	1,72
9	0	7,05	1,4	2,90	7,05	1,50	4,70

Перед тем как определить  $I_0$  и  $V_n$ , необходимо осуществить проверку на отсев крайних членов выборки по методике п. 9. В данном случае из выборки было исключено число 14. Для оставшейся выборки получили  $I_0 = 3,99$  тыс. ч/мм и  $V_n = 0,353$ . Тогда коэффициент вариации наработки  $V_t = V_n = 0,353$ , а математическое ожидание наработки до предельного состояния  $t_{cp} = 4 \cdot 3,99 = 19,56$  тыс. ч.

Итак, характеристика износа дейдвудного подшипника выражается уравнением  $t = 3,99h$ .

С помощью табл. 6 находим параметр формы распределения  $b = 3,1$  и коэффициент  $K(b) = 0,895$  при  $V_t = 0,353$ . Параметр масштаба искомой функции распределения составит  $a_t = t_{cp} : K(b) = 19,56 : 0,896 = 21,85$ . Тогда сама функция распределения долговечности примет вид

$$P(t) = \exp \left[ - \left( \frac{t}{21,85} \right)^{3,1} \right].$$

Поскольку изнашивание дейдвудного подшипника можно отнести к основному допустимому отказу с назначенным уровнем предельного состояния, принимаем  $\gamma = 80\%$ . В этом случае требуемый запас надежности

$$K_{o.t.n} = \frac{0,895}{\left( \ln \frac{100}{80} \right)^{1/3,1}} = 1,451,$$

а гамма-процентный ресурс (при  $\gamma = 80\%$ )

$$t_\gamma = t_{80} = \frac{19,56}{1,451} = 13,47 \text{ тыс. ч.}$$

Полученное значение превышает требуемый ресурс 10 тыс. ч, что подтверждает достаточную надежность подшипника с учетом только рассматриваемого потенциального отказа — изнашивания.

**Определение параметров распределения при линейной характеристике процесса старения на стадии проектирования.** На стадии проектирования сведений о фактической износостойкости рассматриваемого изделия обычно не имеется. В этих условиях допустимо оценить  $I_0$  по данным об изделии-прототипе с помощью формулы

$$I_0 = \rho I_0' \frac{G' V_{пер}'}{G V_{пер}}, \quad (154)$$

где  $I_0'$  — средняя износостойкость изделия-прототипа, тыс. ч/мм;  $G$  и  $G'$  — удельные давления сопрягаемых поверхностей у рассматриваемого изделия и изделия-прототипа, МПа;  $V_{пер}$  и  $V_{пер}'$  — скорости относительного перемещения тех же поверхностей у рассматриваемого изделия и изделия-прототипа, м/с;  $\rho$  — коэффи-

циент, учитывающий свойства материалов пар трения. Значение  $\rho$  может быть определено как отношение

$$\rho = \frac{v_{o.n}'}{v_{o.n}}, \quad (155)$$

где  $v_{o.n}'$  и  $v_{o.n}$  — средние скорости износа пар трения, изготовленных из материала-прототипа и исследуемого материала.

Значения  $v_{o.n}'$  и  $v_{o.n}$  могут быть определены на износовой машине или по данным эксплуатации в одинаковых условиях. После этого следует определить среднюю наработку до предельного состояния по формуле (130).

Для некоторых изделий имеются более точные методы определения среднего ресурса элементов. Так, для коррозионного износа судовых трубопроводов средний ресурс определяется с учетом свойств материала трубы и покрытий, средней скорости прокачиваемой жидкости, режима работы трубопровода и конструктивных особенностей трубы.

Определим средний ресурс дейдвудного подшипника по данным табл. 30. Износостойкость рассматриваемого узла составит

$$I_0 = \frac{0,24}{0,24} \cdot 5,2 \cdot \frac{0,4 \cdot 3,19}{0,3 \cdot 3,67} = 6,03 \text{ тыс. ч./мм,}$$

Таблица 30

Показатель	Значение показателя	
	для рассматриваемого узла	для узла-прототипа
Диаметр гребного вала, мм	350,00	420,00
Частота вращения $n_{вр}$ , об/мин	200,00	145,00
Износостойкость $I_0$ , тыс. ч/мм	—	5,20
Удельное давление $G$ , МПа	0,30	0,40
Скорость перемещения $V_{пер}$ , м/с	3,67	3,19
Скорость изнашивания $v_{cp}$ , мм/тыс. ч	0,24	0,24

Предельно допустимый износ определяется по формуле (1)

$$h_{пр} = 0,012D = 0,012 \cdot 350 = 4,2 \text{ мм,}$$

тогда средний ресурс

$$t_{cp} = 6,03 \cdot 4,2 = 25,3 \text{ тыс. ч.}$$

Теперь остается решить вопрос о параметрах распределения. Выше было показано, что для отказов с линейной характеристикой процесса старения целесообразно использовать закон Вейбулла. Параметр формы  $b$  этого распределения желательно устанавливать

по данным об изделии-прототипе. В случае отсутствия данных о параметре  $b$  его можно установить для предполагаемого уровня стабильности условий эксплуатации по табл. 31. В этой же таблице даны требуемые запасы надежности  $K_{о.т.н}$  при  $\gamma = 0,5, 0,8$  и  $0,95$ . В условиях эксплуатации судовой техники на судах флота рыбной промышленности чаще всего коэффициент вариации износостойкости  $V_n = 0,5 \div 0,6$ , что соответствует параметру распределения Вейбулла  $b = 2$  (средний уровень стабильности факторов). На этом основании при невозможности оценить уровень стабильности факторов можно принимать  $b = 2$ .

Таблица 31

Вид постепенного отказа	Уровень стабильности факторов	Коэффициент вариации	Коэффициент $K_{т.н.}$ при значениях		
			$\gamma = 0,5$	$\gamma = 0,8$	$\gamma = 0,95$
Со степенной характеристикой	Высший	0—0,05	1,001	1,044	1,087
	Высокий	0,05—0,15	1,005	1,093	1,185
	Средний	0,15—0,30	1,020	1,208	1,418
	Низкий	0,30—0,50	1,083	1,517	2,092
	Очень низкий	0,50—0,80	1,277	2,304	4,048
С линейной характеристикой	Высший	0,20—0,30	1,000	1,319	1,905
	Высокий	0,30—0,40	1,010	1,473	2,690
	Средний	0,50—0,60	1,064	1,876	3,921
	Низкий	0,70—0,80	1,205	2,833	8,547
	Очень низкий	0,80—1,00	1,443	4,484	19,608

Изнашивание действующего подшипника является основным допустимым отказом. Поэтому выбираем  $\gamma = 80\%$ . Тогда для среднего уровня стабильности ( $b = 2$ ) и  $\gamma = 80\%$  по табл. 31 находим  $K_{о.т.н} = 1,876$ ; этому соответствует гамма-процентный ресурс  $t_\gamma = 25,3 : 1,876 = 13,49$  тыс. ч, что больше требуемого ресурса 10 тыс. ч. Поэтому надежность рассматриваемого узла по изнашиванию можно считать приемлемой для заданных условий эксплуатации. Если бы перед нами стояла задача обеспечить надежную работу этого же подшипника в течение 20 тыс. ч, то средний ресурс должен был бы быть увеличен до  $20 \cdot 1,876 = 37,52$  тыс. ч. Этого можно достигнуть, например, за счет применения более износостойкого антифрикционного материала.

#### 17. АНАЛИЗ ПОТЕНЦИАЛЬНЫХ ОТКАЗОВ ИЗ-ЗА УСТАЛОСТНЫХ РАЗРУШЕНИЙ МЕТАЛЛОВ

**Основные положения методики.** Согласно специальной литературе по усталостной прочности и несущей способности деталей машин ([41], [51] и др.) наибольшее распространение получили три способа аппроксимации характеристик усталости.

Первый способ состоит в исследовании зависимости разрушающих напряжений  $\sigma_N$  от числа циклов  $N_\sigma$  в полулогарифмических координатах. В этом случае

$$N_\sigma \cdot 10^{m_1 \sigma_N} = C_1, \quad (156)$$

где  $m_1$  и  $C_1$  — постоянные характеристики усталости.

Второй способ предложен Вейбуллом, который рекомендовал такую зависимость:

$$N_\sigma (\sigma_N - \sigma_0)^{m_2} = C_2, \quad (157)$$

где  $\sigma_0$ ,  $m_2$  и  $C_2$  — постоянные характеристики усталости.

Третий способ заключается в изучении зависимости  $\sigma_N$  от  $N_\sigma$  в логарифмических координатах, когда

$$N_\sigma \sigma_N^m = C, \quad (158)$$

где  $m$  и  $C$  — постоянные характеристики усталости.

Приведенные зависимости представляют собой монотонно убывающие функции. Принято считать, что при уменьшении напряжений до некоторого уровня  $\sigma_6$  образец уже не должен разрушиться при любом сколь угодно большом числе циклов. Напряжения  $\sigma_6$  называются пределом усталости; они определяются по характеристике усталости для базового числа циклов  $N_6$  (например,  $10^7$ ) и принимаются  $\sigma_6 = \text{const}$  при  $N > N_6$ .

Опыт показывает, что понятие предела усталости имеет условный смысл. Дело в том, что во многих случаях кривая разрушающих напряжений не переходит в горизонтальную прямую  $\sigma_6 = \text{const}$  при  $N_\sigma > N_6$ , а продолжает идти вниз. В частности, это наблюдается у деталей, изготовленных из цветных металлов, а также работающих в агрессивных средах и при высокой температуре. Кроме того, далеко не для всех деталей машин предел усталости подтвержден испытаниями при большом числе циклов ( $N_6 = 10^7 \div 10^9$ ). Обычно  $\sigma_6$  принимают равным разрушающим напряжениям при базовом числе циклов  $N_6$ . Исходя из такого положения представляется целесообразным использовать характеристику усталости для любого числа циклов, в том числе при  $N_\sigma > N_6$ , как это принято, например, при расчете на усталостную прочность гребных валов, подшипников качения и других деталей. Такое допущение оправдано тем, что оно не только не сопряжено с риском снижения фактической прочности детали, но, напротив, обеспечивает некоторый запас надежности по сравнению со случаем  $\sigma_6 = \text{const}$  при  $N_\sigma > N_6$ .

В практических расчетах наибольшее распространение получил третий способ аппроксимации характеристики усталости по формуле (158). В данной работе методика анализа усталостных разрушений также основана на указанной зависимости, что объясняется следующими соображениями. Во-первых, из-за рассеивания характеристик усталости при одном и том же числе циклов все три

вида аппроксимации дают примерно одинаковую точность расчета усталостных напряжений. Во-вторых, выражение (158) можно привести к формуле

$$\sigma_N = \left( \frac{C}{N_\sigma} \right)^{\frac{1}{m}}, \quad (159)$$

которая является частным случаем степенной функции вида (115), позволяющей использовать для построения модели отказа логарифмически-нормальный закон распределения.

Обычно за  $\sigma_N$  принимают напряжения, при которых на поверхности детали появляются первые волосяные трещины усталости. Поэтому такие напряжения можно рассматривать как назначенное предельное состояние для заданного числа  $N_\sigma$ .

Другой особенностью характеристики усталости является ее вероятностный характер. Поэтому характеристика усталости представляет собой зависимость медианы разрушающих напряжений  $\sigma_N$  от числа циклов  $N_\sigma$ , рассеивание которых оценивается среднеквадратичным отклонением натурального логарифма напряжений  $b_{\ln \sigma_N}$ , связанным с коэффициентом вариации разрушающих напряжений  $V_{\sigma_N}$  формулой

$$V_{\sigma_N} = \sqrt{\exp b_{\ln \sigma_N}^2 - 1}. \quad (160)$$

Если деталь работает при постоянных частоте  $f$  и амплитуде фактических напряжений  $\sigma_\phi$ , то медианный ресурс этой детали будет равен наработке, при которой медиана разрушающих напряжений  $\sigma_N$  станет равной медиане фактических напряжений  $\sigma_\phi$ . Отсюда получаем формулы для расчета медианной наработки до предельного состояния как в циклах

$$N_{\sigma_{50}} = \frac{C}{\sigma_\phi^m}, \quad (161)$$

так и в часах работы:

$$t_{50} = \frac{C}{3600 f \sigma_\phi^m}, \quad (162)$$

где  $f$  — средняя частота фактических напряжений, Гц.

Формула получена для запаса надежности  $K_{50 \text{ н}} = \sigma_N : \sigma_\phi = 1$ , когда вероятность безотказной работы  $\gamma = 50\%$ . Чтобы можно было оценить  $\gamma$  при  $N_\sigma < N_{50}$ , напомним о понятиях запаса надежности и долговечности:

$$K_{50 \text{ н}} = \frac{\sigma_N}{\sigma_\phi}; \quad (163)$$

$$K_{50 \text{ д}} = \frac{N_{50}}{N} = \frac{t_{50}}{t} = K_{50 \text{ н}}^m. \quad (164)$$

Для оценки вероятности безотказной работы, или гамма-процентного ресурса, необходимо также учитывать рассеивание фактических напряжений с помощью коэффициента вариации  $V_{\sigma_\phi}$ . Эквивалентное среднеквадратичное отклонение натурального логарифма напряжений можно определить по формуле

$$b_{\ln \sigma} = \sqrt{\ln(1 + V_{\sigma_N}^2) (1 + V_{\sigma_\phi}^2)}, \quad (165)$$

а среднеквадратичное отклонение натурального логарифма наработки до предельного состояния — по формуле

$$b_{\ln t} = m b_{\ln \sigma}. \quad (166)$$

Величины  $b_{\ln \sigma}$  и  $b_{\ln t}$  представляют собой параметры формы логарифмически-нормального распределения, квантиль которой можно записать в таком простом виде:

$$U_\gamma = \frac{\ln K_{50 \text{ н}}}{b_{\ln \sigma}} = \frac{\ln K_{50 \text{ д}}}{b_{\ln t}}. \quad (167)$$

Отсюда следуют формулы для расчета требуемого медианного запаса надежности и долговечности:

$$K_{50 \text{ т. н}} = \exp U_\gamma b_{\ln \sigma}; \quad (168)$$

$$K_{50 \text{ т. д}} = \exp U_\gamma b_{\ln t} = K_{50 \text{ т. н}}^m. \quad (169)$$

Тогда гамма-процентный ресурс можно определить по формуле

$$t_\gamma = \frac{t_{50}}{K_{50 \text{ т. д}}} = t_{50} \exp[-U_\gamma b_{\ln t}]. \quad (170)$$

Значительно более сложна методика определения усталостной долговечности для деталей, которые в течение своего срока службы работают в смешанных условиях эксплуатации при различных сочетаниях нагрузки. В общем виде эта задача базируется на линейной гипотезе накопления повреждений, согласно которой отказ детали наступит при условии

$$\frac{1}{C} \int_{\sigma_1}^{\sigma_2} \sigma^m f(\sigma) d\sigma \approx \frac{1}{C} \sum_{i=1}^{i=K} \sigma_i^m N_i \approx \alpha, \quad (171)$$

где  $f(\sigma)$  — плотность распределения напряжений;  $\sigma_i$  — фактические напряжения при работе на  $i$ -м режиме (при  $N_i = \text{const}$ );  $N_i$  — накопленное число циклов при работе на  $i$ -м режиме;  $\alpha$  — допустимая мера накопленных повреждений, которая в практических расчетах принимается  $\alpha = 1$ .

Решается эта задача для деталей различных изделий по-разному, в зависимости от физической природы возникновения напряжений, возможности их оценки экспериментальными методами в натуральных условиях, особенностей эксплуатации объекта конечного назначения и от других факторов ([1], [34], [37] и др.).

При исследовании усталостной прочности какой-либо детали необходимо строго придерживаться принятой для данного случая методики. Если же такая методика еще не разработана, то в первом приближении рекомендуется метод, основанный на том, что совокупность действующих напряжений заменяется эквивалентными (медианными) напряжениями и их дисперсией, возникающей из-за работы на различных режимах. Поэтому появляется возможность применить для определения показателей долговечности и безотказности уже рассмотренные зависимости, используемые для деталей, работающих на постоянном стабильном режиме.

**Способы расчета характеристик усталости.** Основные способы расчета характеристик усталости даны в работах [31], [41], [54]. Один из способов определения постоянных  $m$  и  $C$  заключается в решении уравнения регрессии вида (84) методом наименьших квадратов по результатам серии испытаний образцов на усталостную прочность. Такие испытания должны проводиться на специальных стендах известными методами (см. [51]).

В результате испытаний получают ряд разрушающих напряжений  $\sigma_{Ni}$  при соответствующих им наработках  $N_{\sigma i}$ .

Если принять  $X_i = \lg \sigma_{Ni}$  и  $Y_i = \lg N_{\sigma i}$ , а затем определить с их помощью постоянные  $A$  и  $B$  уравнения регрессии, то искомые параметры можно найти по формулам (147) и (148).

Одновременно необходимо рассчитать коэффициент корреляции  $r_{xy}$  и среднеквадратичное отклонение логарифма напряжений  $\Delta_x$  (см. п. 10). По коэффициенту корреляции оцениваем достоверность полученного уравнения регрессии, а с помощью  $\Delta_x$  определяем среднеквадратичное отклонение натурального логарифма напряжений

$$b_{\ln \sigma} = 2,3\Delta_x \quad (172)$$

и коэффициент вариации разрушающих напряжений по формуле (160).

Рассмотрим применение этого способа на примере. В результате испытаний клапанных пружин дизеля на усталостную прочность был получен ряд значений разрушающих напряжений  $\tau_{Ni}$  при соответствующих наработках  $N_{\tau i}$  (в циклах), который приведен в табл. 32.

Для получения характеристики усталости пружин в таблице определены  $X_i = \lg \tau_{Ni}$ , и  $Y_i = \lg N_{\tau i}$ . Там же подсчитаны на ЭКВМ суммы  $\sum_1^9 X_i$ ,  $\sum_1^9 Y_i$ ,  $\sum_1^9 X_i^2$ ,  $\sum_1^9 Y_i^2$  и  $\sum_1^9 X_i Y_i$ . Это позволило определить вспомогательные величины  $X_{cp} = 1,9888$ ;  $Y_{cp} = 4,9684$ ;  $S_x = 0,088679$ ;  $S_y = 8,32471$ ;  $S_{xy} = 0,8124$ .

Тогда коэффициент корреляции

$$r_{xy} = \frac{-0,8124}{\sqrt{0,088679 \cdot 8,32471}} = -0,9455.$$

$i$	$\tau_{Ni}$ , МПа	$N_{\tau i}$ , циклы	$X_i = \lg \tau_{Ni}$	$Y_i = \lg N_{\tau i}$
1	122	$4,5 \cdot 10^3$	2,08636	3,653213
2	124	$7,5 \cdot 10^3$	2,093422	3,875061
3	114	$2,8 \cdot 10^4$	2,056905	4,447158
4	99	$3,8 \cdot 10^4$	1,995635	4,579784
5	104	$6,5 \cdot 10^4$	2,017033	4,812914
6	117	$7,5 \cdot 10^4$	2,068186	4,875061
7	84	$3,6 \cdot 10^5$	1,924279	5,556303
8	71	$1,5 \cdot 10^6$	1,851259	6,176091
9	64	$5,5 \cdot 10^6$	1,806180	6,740363

Результаты расчета:  $\sum_1^9 X_i = 17,899259$ ;  $\sum_1^9 Y_i = 44,716$ ;  
 $\sum_1^9 X_i^2 = 35,6868$ ;  $\sum_1^9 Y_i^2 = 230,493$ ;  $\sum_1^9 X_i Y_i = 88,11086$ .

Поскольку  $|r_{xy}| > 0,9$ , можно сделать заключение о достаточной достоверности определения корреляционной зависимости.

Затем вычисляем коэффициент уравнения регрессии по формуле (93):

$$B = \frac{-0,8124}{0,088679 \cdot 0,9455} = -9,69$$

и постоянную  $A$

$$A = 4,969 - (-9,69) \cdot 1,9888 = 24,24.$$

Таким образом, в логарифмическом выражении формула характеристики усталости имеет следующий вид:

$$\lg N_{\tau} = 24,24 - 9,61 \lg \tau_N.$$

С помощью  $A$  и  $B$  находим постоянные характеристики усталости по формулам (147) и (148):

$$C = 10^A = 10^{24,24} = 1,74 \cdot 10^{24};$$

$$m = -B = 9,69.$$

Следовательно, характеристика усталости будет иметь такой вид:

$$N_{\tau} = 1,74 \cdot 10^{24} \tau_N^{-9,69}.$$

Погрешность определения уравнения регрессии можно рассчитать по формуле (96):

$$\Delta_{\lg \tau_N} = \sqrt{\frac{0,088679(1 - 0,9455)^2}{9}} = 0,03232.$$

Тогда среднеквадратичное отклонение логарифма разрушающих напряжений от своего математического ожидания составит

$$b_{\ln \tau_N} = 0,03232 \cdot 2,3 = 0,0744,$$

что соответствует коэффициенту вариации напряжений

$$V_{\tau_N} = \sqrt{\exp 0,0744^2 - 1} = 0,0745.$$

Если нет возможности провести испытание образцов на усталость, то сведения о характеристиках усталости приходится получать из литературных источников для аналогичных деталей. В частности, в литературе можно найти данные о пределе усталости при симметричном цикле напряжений  $\sigma_{-1}$  и базовом числе циклов  $N_6$ , а также о показателе  $m$ . Очевидно, что показатель  $C$  будет равен

$$C = \sigma_{-1}^m N_6.$$

Например, в статье [29] для гребных валов с прессовым креплением винта, упрочненных накаткой, рекомендуется применять  $m = 14$  и  $\sigma_{-1} = 115$  МПа, а для валов без накатки  $m = 8$  и  $\sigma_{-1} = 4$  МПа при  $N_6 = 10^9$ . Нетрудно определить, что в первом случае  $C = 7,08 \cdot 10^{37}$ , а во втором  $C = 6,55 \cdot 10^{21}$ .

Иногда в литературе приводятся графики характеристик усталости. В этом случае рекомендуется снять с графика координаты двух отдаленных одна от другой точек  $\sigma_1 - N_{\sigma_1}$  и  $\sigma_2 - N_{\sigma_2}$  а затем определить

$$m = \frac{\lg N_{\sigma_2} - \lg N_{\sigma_1}}{\lg \sigma_1 - \lg \sigma_2} \quad (173)$$

и

$$C = \sigma_1^m N_1. \quad (174)$$

В крайнем случае, когда никаких сведений о характеристике усталости не имеется, можно применить обобщенные результаты испытаний на усталость.

В работе [37], посвященной прочности и надежности автомобилей, даются приближенные формулы для расчетов  $m$  и  $C$ :

$$m = 35 \frac{\sigma_{-1д}}{\sigma_{в.д}}, \quad (175)$$

где  $\sigma_{-1д}$  и  $\sigma_{в.д}$  — предел усталости и выносливости детали, МПа. При этом

$$\sigma_{-1д} = \frac{\beta \varepsilon_{\sigma}}{K_{\sigma}} \sigma_{-1}, \quad (176)$$

где  $\sigma_{-1}$  — предел усталости материала образца, МПа;  $\beta$  — коэффициент, учитывающий упрочнение поверхности ( $\beta = 1,0 \div 1,7$ );  $\varepsilon_{\sigma}$  — масштабный фактор (для крупных деталей  $\varepsilon_{\sigma} = 0,6 \div 0,65$ );

$K_{\sigma}$  — эффективный коэффициент концентрации напряжений, определяемый по рекомендациям специальной литературы в зависимости от вида концентратора и от материала детали.

Величина  $K_{\sigma}$  обычно может принимать значения от 1,0 до 3,5.

Предел выносливости детали зависит также от масштабного фактора  $\varepsilon_{в}$ , который для углеродистой стали изменяется от 0,9 до 1:

$$\sigma_{в.д} \approx \sigma_{в} \varepsilon_{в} \approx 0,95 \sigma_{в}. \quad (177)$$

Используя приближенную зависимость  $\sigma_{-1} \approx 0,5 \sigma_{в}$ , можно выразить показатель  $m$  через коэффициенты концентрации  $K_{\sigma}$

$$m = 11 \frac{\beta}{K_{\sigma}}. \quad (178)$$

Из формулы (178) видно, что показатель  $m$  тем меньше, чем больше  $K_{\sigma}$ , т. е. чем хуже состояние поверхности детали и условия ее работы. Этими факторами, по-видимому, объясняется влияние коррозионного и эрозионного разрушения поверхности деталей на показатель  $m$ , который резко снижается при работе детали в агрессивных и быстродвижущихся средах. По той же причине можно ожидать уменьшения  $m$ , если в процессе эксплуатации на поверхности детали возникают царапины, риски и другие подобные повреждения.

В книге [37] дано также выражение для оценки параметра  $C$  (для  $\sigma_{-1}$ , МПа)

$$\lg C = 4,71 + 2,60m. \quad (179)$$

Для примера определим параметры кривой усталости для  $K_{\sigma} = 2,2$  и  $\beta = 1$ :  $m = 11 \frac{1}{2,2} = 5$ ;  $\lg C = 4,71 + 2,60 \cdot 5 = 17,71$ , что соответствует  $C = 5,13 \cdot 10^{17}$ .

По данным той же работы, наиболее вероятные значения  $m = 5$  и  $C = 5,15 \cdot 10^{17}$ . Минимальное  $m = 2,5$  ( $C = 2,62 \cdot 10^{11}$ ), а максимальное  $m = 9,9$  ( $C = 2,82 \cdot 10^{30}$ ).

Наиболее вероятное значение параметра  $b_{\ln \sigma}$ , если судить по специальной литературе, составляет 0,1.

Рассмотренные обобщенные сведения о характеристике усталости позволяют приближенно оценивать значения  $m$  и  $C$  по данным наблюдений в эксплуатации. Если коэффициент вариации наработки до обнаружения усталостных трещин составит  $V_t$  и при этом будут известны средние напряжения  $\sigma_{\phi}$  и коэффициент вариации этих напряжений  $V_{\sigma}$ , то показатель

$$m = \sqrt{\frac{\ln(1 + V_t^2)}{\ln(1 + V_{\sigma}^2)}}, \quad (180)$$

а постоянная  $C = 3600 f t_{ср} \sigma_{\phi}^m$ .

Так, изменения напряжений под буртом цилиндрической втулки одного из двигателей были обусловлены значительными температурными деформациями при пусках и остановках двигателя. При этом оказалось, что  $\sigma_{\phi} = 360$  МПа и  $V_{\sigma} = 0,10$ . Среднюю частоту изменения нагрузки получаем исходя из того, что в эксплуатации производится в среднем два пуска двигателя в сутки. Тогда

$$f = \frac{2}{3600 \cdot 24} = 0,231 \cdot 10^{-4} \text{ Гц.}$$

С помощью этих данных находим:

$$m = \sqrt{\frac{\ln(1 + 0,196^2)}{\ln(1 + 0,100^2)}} = 1,95 \approx 2;$$

$$C = 3600 \cdot 0,23 \cdot 10^{-4} \cdot 15000 \cdot 360^2 = 2,62 \cdot 10^2.$$

**Способы расчета характеристик фактических напряжений (нагрузок).** Рассмотрим приближенные способы расчета фактических напряжений. К основным характеристикам фактических напряжений (или других нагрузок) относятся: средняя частота изменения нагрузки  $f$  за весь срок службы детали  $t$ , средние  $\sigma_0$  и медианные  $\sigma_{50}$  фактические напряжения и коэффициент вариации фактических напряжений  $V_{\sigma\phi}$ .

Среднюю частоту  $f$  и средние напряжения  $\sigma_0$  следует определять с помощью режимов работы изделия и результатов тензометрирования рассматриваемой детали. По данным тензометрирования детали на различных режимах должна быть получена зависимость амплитуды напряжений  $\sigma_y$  от показателя, характеризующего  $y$ -й режим, например от частоты нагрузки  $f_y$ . При определении амплитуды  $\sigma_y$  необходимо рассчитывать коэффициент вариации для этого режима  $V_y$ .

Путем изучения условий эксплуатации необходимо также установить удельный вес продолжительности работы изделия на каждом  $y$ -м режиме  $g_y$ . Результаты расчета  $g_y$ ,  $f_y$ ,  $\sigma_y$  и  $V_y$  целесообразно свести в таблицу (табл. 33).

Таблица 33

$y$	Режим работы	$g_y$	$f_y$ , гц	$\sigma_y$ , МПа	$V_y$	$K_{fy}$	$K_y$
1	Полный ход	$g_1$	$f_1$	$\sigma_1$	$V_1$	$K_{f1}$	$K_1$
2	Средний ход	$g_2$	$f_2$	$\sigma_2$	$V_2$	$K_{f2}$	$K_2$
3	Малый ход	$g_3$	$f_3$	$\sigma_3$	$V_3$	$K_{f3}$	$K_3$
4	Ход с тралом	$g_4$	$f_4$	$\sigma_4$	$V_4$	$K_{f4}$	$K_4$
5	Реверсы	$g_5$	$f_5$	$\sigma_5$	$V_5$	$K_{f5}$	$K_5$

Расчет средней частоты рекомендуется выполнять по формуле

$$f = \sum_{y=1}^{y=M} f_y g_y. \quad (181)$$

После расчета  $f$  можно определить коэффициент

$$K_{fy} = \frac{f_y}{f}. \quad (182)$$

Тогда средняя амплитуда напряжений может быть найдена следующим образом:

$$\sigma_0 = \sum_{y=1}^{y=M} \sigma_y g_y K_{fy}. \quad (183)$$

Для упрощения расчета коэффициента вариации найдем коэффициент

$$K_y = \frac{\sigma_y}{\sigma_0}. \quad (184)$$

После этого можно вычислить эквивалентный коэффициент вариации напряжений

$$V_{\sigma\phi} = \sqrt{\sum_{y=1}^{y=M} K_y^2 V_y^2 K_{fy} g_y}. \quad (185)$$

Чтобы определить медианные напряжения  $\sigma_{\phi}$ , следует предварительно оценить среднеквадратичное отклонение натурального логарифма напряжений

$$b_{\ln \sigma_{\phi}} = \sqrt{\ln(1 + V_{\sigma\phi}^2)}, \quad (186)$$

а затем найти значение  $\sigma_{\phi}$  по формуле

$$\sigma_{\phi} = \sigma_0 \exp\left[-\frac{b_{\ln \sigma_{\phi}}^2}{2}\right]. \quad (187)$$

Таблица 34

$y$	Режим работы	$g_y$	$f_y$ , гц	$\sigma_y$ , МПа	$V_y$	$K_{fy}$	$K_y$
1	Полный ход	0,35	6,00	27	0,1	1,200	1,166
2	Средний ход	0,15	4,83	20	0,1	0,967	0,864
3	Малый ход	0,05	3,00	13	0,1	0,600	0,562
4	Ход с тралом	0,45	4,50	22	0,2	0,900	0,950

Рассмотрим пример. На основании тензометрирования и изучения режимов работы гребного вала получены исходные данные, приведенные в табл. 34. Требуется определить среднюю частоту  $f$ , средние напряжения  $\sigma_0$ , медианные напряжения  $\sigma_{\phi}$  и их коэффициент вариации  $V_{\sigma\phi}$ . Расчет ведем по рекомендованной методике.

Средняя частота изменения нагрузки

$$f = 6 \cdot 0,35 + 4,83 \cdot 0,15 + 3 \cdot 0,05 + 4,5 \cdot 0,45 = 5 \text{ Гц.}$$



Результаты расчета  $K_{fy}$  по формуле (182) записываем в табл. 35. Средняя амплитуда напряжений  $\sigma_0$  по формуле (183), коэффициент  $K_y$  по формуле (184) и коэффициент вариации  $V_{\sigma_\phi}$  определены в табл. 35.

С помощью полученных в табл. 35 сумм находим  $\sigma_0 = 2,354$  и  $V_{\sigma_\phi} = 0,147$ . Тогда

$$b_{\ln \sigma_\phi} = \sqrt{\ln(1 + 0,147^2)} = 0,146;$$

$$\sigma_\phi = 23,54 \exp\left(-\frac{0,146^2}{2}\right) = 23,3$$

Таблица 35

$y$	$\sigma_y g_y K_{fy}$	$K_y^2 V_y^2 K_{fy} g_y$
1	11,34	0,00571
2	2,90	0,00108
3	0,39	0,00009
4	8,91	0,01462
Сумма	2,354	0,02150

**Примеры анализа потенциальных отказов из-за усталостных разрушений.** После того как установлены характеристики усталости и фактических напряжений, можно приступить к определению параметров распределения и гамма-процентного ресурса по формулам (165)–(170). Покажем, как это делается, на двух примерах.

**Пример 1.** Требуется определить 95%-ный ресурс клапанной пружины дизеля, изготовленной из стали, которая имеет такие характеристики усталости:  $m = 9,69$ ;  $C = 1,74 \cdot 10^{24}$  и  $V_{\tau_N} = 0,0745$ . Известно также, что средние эксплуатационные напряжения  $\tau_0 = 37$  МПа при коэффициенте вариации 0,12, а средняя частота вращения  $f = 14$  Гц.

**Решение.** Сначала находим параметр формы распределения

$$b_{\ln \tau} = \sqrt{\ln(1 + 0,0745^2) \ln(1 + 0,12^2)} = 0,141.$$

Перед тем как определить медианный ресурс, уточним медианные фактические напряжения. Для этого найдем величину  $b_{\ln \tau_\phi} =$

$$= \sqrt{\ln(1 + 0,12^2)} = 0,12 \text{ и по ней определим } \tau_\phi =$$

$$= 37 \exp\left(-\frac{0,12^2}{2}\right) = 36,7.$$

По формуле (162) находим медианный ресурс:

$$t_{50} = \frac{1,74 \cdot 10^{24}}{3600 \cdot 14 \cdot 36,7^{9,69}} = 23\,795,5 \text{ ч.}$$

Затем вычисляем требуемый запас долговечности (для  $\gamma = 95\%$ )  $K_{50 \text{ т. д}} = \exp(0,141 \cdot 1,645 \cdot 9,69) = 9,464$  и определяем искомый 95%-ный ресурс  $t_{95} = 23\,795,5 : 9,464 = 25\,14,3$ .

Таким образом, пружины должны проходить проверку через 2500 ч работы двигателя. Если средний ремонт двигателя будет выполняться через 3000 ч, можно сделать заключение о недостаточной прочности клапанных пружин, так как к этому времени вероятность появления трещин превысит 5%.

**Пример 2.** Фактические нагрузки на гребной вал характеризуются такими параметрами:  $f = 5$  Гц;  $\sigma_\phi = 23,3$  МПа,  $V_{\sigma_\phi} = 0,147$ . Необходимо проверить, обеспечивается ли требуемый ресурс гребного вала  $t_{тр} = 110\,000$  ч, если кривая усталости характеризуется параметрами  $C = 1,46 \cdot 10^{17}$  и  $m = 6$  при  $V_{\sigma_N} = 0,1$ . Расчет ведем в указанной выше последовательности.

**Решение.** При  $V_{\sigma_N} = 0,1$  параметр формы логарифмически-нормального распределения

$$b_{\ln \sigma} = \sqrt{\ln(1 + 0,1^2) \ln(1 + 0,147^2)} = 0,177.$$

Осталось определить медианную наработку до предельного состояния [см. формулу (162)]

$$t_{50} = \frac{1,46 \cdot 10^{17}}{3600 \cdot 5 \cdot 23,3^6} = 506\,925 \text{ ч.}$$

Найдем требуемые запасы надежности и долговечности при  $\gamma = 95\%$ :

$$K_{50 \text{ т. н}} = \exp(1,645 \cdot 0,177) = 1,338;$$

$$K_{50 \text{ т. д}} = K_{50 \text{ т. н}}^m = 1,338^6 = 5,737.$$

Тогда 95%-ный ресурс

$$t_{95} = \frac{t_{50}}{K_{50 \text{ т. д}}} = \frac{506\,925}{5,737} = 88\,361 \text{ ч,}$$

что меньше требуемого ресурса 110 000 ч.

**Анализ потенциальных отказов из-за усталостных разрушений на стадии проектирования.** При проектировании изделия обычно должны быть известны характеристики усталости  $m$  и  $C$ . Их можно установить по зависимостям (178) и (179).

Если более обоснованные данные отсутствуют, то параметр формы логарифмически-нормального распределения рекомендуется выбирать с учетом предполагаемого уровня стабильности факторов по табл. 31. Там же даны требуемые запасы надежности  $K_{50 \text{ т. н}}$  для  $\gamma = 0,5$ ,  $\gamma = 0,8$  и  $\gamma = 0,95$ .

Фактические напряжения  $\sigma_\phi$  на стадии проектирования определяются соответствующими расчетными методами или путем тензометрирования детали опытного образца изделия.

Расчет рекомендуется выполнять в такой последовательности. Сначала определяем медианную наработку до предельного состояния по формуле (186). Затем по табл. 31 выбираем  $K_{50 \text{ т. н}}$  для задан-

ного уровня стабильности и величины  $\gamma$ . Тогда гамма-процентный ресурс можно оценить по формуле (170).

Например, при  $m = 3$  и  $C = 3,47 \cdot 10^{12}$  для  $\sigma_{\phi} = 30$  МПа и  $f = 5$  Гц имеем

$$t_{50} = \frac{3,47 \cdot 10^{12}}{3600 \cdot 5 \cdot 30^3} = 7140 \text{ ч.}$$

Если деталь будет работать при умеренных условиях эксплуатации, то для  $\gamma = 95\%$  по табл. 31 получаем  $K_{50 \text{ т. н.}} = 1,418$ . Следовательно,

$$t_{95} = \frac{7140}{1,418^3} = 2500 \text{ ч.}$$

## 18. АНАЛИЗ ВНЕЗАПНЫХ ОТКАЗОВ

**Основные положения методики.** При эксплуатации изделий судовой техники довольно часто возникают различного рода повреждения из-за резкого изменения внешних нагрузок. Больше всего этих случаев отмечено у таких изделий и элементов судна, как корпусные конструкции, гребное и рулевое устройства, траловые лебедки и т. п. Например, к внезапным можно отнести повреждения корпуса при швартовках судна в море, деформации лопастей из-за ударов о твердые плавающие предметы, повреждения руля при работе во льдах и др.

Причиной многих внезапных повреждений и отказов являются нарушения правил технической эксплуатации, низкое качество ремонта и технического обслуживания. Как мы уже говорили, отличительная черта подобных отказов — постоянство их интенсивности, соответствующее экспоненциальному закону распределения долговечности. Именно это свойство внезапных повреждений и отказов положено в основу методики их анализа.

Задача по определению вероятности безотказной работы  $P(t)$  сводится к нахождению интенсивности отказов  $\lambda$  или наработки на отказ  $t_0$ . Тогда

$$P(t) = \exp(-\lambda t) = \exp\left(-\frac{t}{t_0}\right), \quad (188)$$

а гамма-процентный ресурс

$$t_{\gamma} = \frac{1}{\lambda} \ln \frac{100}{\gamma} = t_0 \ln \frac{100}{\gamma}. \quad (189)$$

Следует различать внезапные повреждения (они же являются потенциальными отказами) и фактические внезапные отказы. Первые обычно обнаруживаются и устраняются во время плановых ремонтов (или технического обслуживания) судна или изделия, а вторые приводят к unplanned ремонту изделия с временным выводом его из эксплуатации.

Внезапные повреждения и внезапные отказы должны анализироваться отдельно. Рассмотрим несколько примеров практического анализа внезапных повреждений и внезапных отказов, полученных как по данным наблюдений в эксплуатации, так и расчетным путем.

**Анализ внезапных отказов по данным наблюдений в эксплуатации.** Рассмотрим определение интенсивности фактических отказов  $\lambda_{\phi}$ . Для этого нужно располагать данными о числе фактических отказов  $N_{\phi}$  всех подконтрольных деталей и суммарной наработке этих деталей  $t_{\Sigma}$  за один и тот же период наблюдения. В этом случае интенсивность отказов определится очень просто:

$$\lambda_{\phi} = \frac{N_{\phi p}}{t_{\Sigma}}. \quad (190)$$

Рассмотрим такой пример. За три года эксплуатации у 12 судов при суммарном эксплуатационном времени 115 мес. произошло три поломки гребного винта из-за удара лопастей о лед. Рассчитаем интенсивность отказов:

$$\lambda_{\phi} = \frac{3}{115} = 0,026 \text{ 1/мес.}$$

Отсюда вероятность безотказной работы

$$P(t) = \exp(-0,026t).$$

Определим вероятность безотказной работы для междокового периода 19 мес. (эксплуатационное время):

$$P(t) = \exp(-0,026 \cdot 19) = 0,61.$$

Полученное значение намного меньше допустимого значения вероятности безотказной работы для фактических отказов третьего класса (0,999), что указывает на недостаточную для существующих условий эксплуатации прочность лопастей.

По-другому определяется интенсивность внезапных повреждений, которые обнаруживаются во время плановых осмотров перед ремонтами. В этом случае необходимо располагать двумя выборками. Первая выборка должна состоять из наработок до обнаружения повреждений  $t_{0i}$ , число членов этой выборки равно числу повреждений  $N_0$ . Вторая выборка должна состоять из наработок до осмотра деталей, у которых не было обнаружено исследуемых повреждений  $t_{0i}$ . Число членов этой выборки равно числу деталей без повреждений  $N_6$ . Сумма  $N_d = N_0 + N_6$  представляет собой число осмотренных во время данного ремонта деталей.

Перед тем как вычислять интенсивность отказов  $\lambda_0$ , необходимо определить среднюю наработку до осмотра деталей по формуле

$$t_p = \frac{\sum_1^{N_0} t_{0i} + \sum_1^{N_6} t_{0i}}{N_0 + N_6} \quad (191)$$

и найти вероятность обнаружения повреждений для этой наработки:

$$P(t_p) = \frac{N_6}{N_0 + N_6} = \frac{N_6}{N_d} \quad (192)$$

Тогда интенсивность повреждений (т. е. потенциальных отказов) составит

$$\lambda_0 = \frac{\ln \frac{1}{P(t_p)}}{t_p} \quad (193)$$

Рассмотрим пример. В результате осмотра 20 гребных винтов при плановом доковании обнаружено, что восемь из них имели деформации лопастей, поломки концов лопастей и другие повреждения из-за ударов о твердые предметы. Нарботка до обнаружения этих повреждений составила: 17, 15, 18, 19, 16, 17, 18, 15 мес. Остальные гребные винты имели такую наработку до осмотра (от момента предыдущего осмотра): 15, 15, 16, 18, 19, 20, 20, 17, 16 и 19 мес.

Очевидно, что в рассматриваемом случае  $N_d = 20$ ,  $N_0 = 8$  и  $N_6 = 12$ .

Определяем среднюю наработку до планового освидетельствования, учитывая, что

$$\sum_1^{N_0} t_{0i} + \sum_1^{N_6} t_{6i} = 345;$$

$$t_p = \frac{345}{20} = 17,25 \text{ мес.}$$

Вероятность безотказной работы составит

$$P(t_p) = \frac{12}{20} = 0,6.$$

Отсюда находим интенсивность отказов:

$$\lambda_0 = \frac{\ln \frac{1}{0,6}}{17,25} = 0,0296.$$

Для оценки рассматриваемых повреждений зададимся допустимым значением  $\gamma$ . В данном случае можно принять  $\gamma = 50\%$ , так как гребные винты работали с этими повреждениями в междоковый период (т. е. повреждения были незначительными). Определим 50%-ный ресурс по формуле (189):

$$t_{50} = \frac{1}{0,0296} \ln \frac{100}{50} = 23,42 \text{ мес.}$$

Эта величина больше наработки гребного винта в период между докованиями (например, 19 мес.). Поэтому такие повреждения

можно считать допустимыми. Однако в целом гребной винт рассматриваемого судна оказался ненадежным, так как вероятность безотказной работы составила 0,61.

**Анализ внезапных отказов расчетным методом.** Этот метод целесообразно применять при определении причин низкой надежности деталей изделия из-за внезапных изменений нагрузок, а также при проектировании и испытании деталей на стенде.

В основе анализа внезапных отказов расчетным методом лежит уже рассмотренная модель (см. п. 13), которая позволяет как определять ожидаемую вероятность безотказной работы для данного процесса старения (прямая задача), так и решать обратную задачу: находить фактический и требуемый запасы прочности детали по заданной вероятности безотказной работы.

На практике решать прямую задачу приходится редко, поскольку не всегда имеются данные о фактическом запасе надежности детали. Более доступна для решения обратная задача, которую обычно приходится решать в связи с возникновением в эксплуатации недопустимых фактических отказов.

Чтобы решить эту задачу, необходимо располагать следующими исходными данными: интенсивностью отказов  $\lambda_\phi$ , средней частотой возникновения внезапной нагрузки  $f$  и коэффициентами вариации фактической и разрушающей нагрузки  $V_\phi$  и  $V_p$ . Эти данные позволяют определить фактический и требуемый запасы прочности детали  $K_{пр}$  и  $K_{о.т.н.}$ , а затем установить допускаемые напряжения в детали и выбрать для нее безопасные размеры.

Для иллюстрации рассматриваемого метода продолжим изучение отказов гребного винта, у которого интенсивность фактических отказов составляет  $\lambda_\phi = 0,026$ , а потенциальных отказов  $\lambda_0 = 0,0296$ .

Среднюю частоту возникновения внезапной нагрузки принимаем равной суммарной интенсивности  $f = \lambda_\phi + \lambda_0 = 0,026 + 0,0296 = 0,0556$  1/мес.

Коэффициент вариации для разрушающей нагрузки (предела текучести металла) принимаем равным  $V_p = 0,1$ . За коэффициент вариации фактической нагрузки принимаем наиболее вероятное значение  $V_\phi = 0,5$ . Тогда параметр формы логарифмически-нормального распределения составит

$$b = \sqrt{\ln(1 + 0,1^2)(1 + 0,5^2)} = 0,4828.$$

Для определения фактической вероятности возникновения отказа за цикл нагрузки используем формулу (138). Тогда

$$F(K) = \frac{\lambda_\phi}{f} = \frac{0,026}{0,0556} = 0,468,$$

что соответствует квантилю  $U_\gamma = 0,08$ .

Фактический запас надежности (прочности) составит

$$K_{пр} = \exp(U_\gamma b + 0,5b^2) = \exp(0,08 \cdot 0,4828 + 0,5 \cdot 0,4828^2) = 1,168.$$

Требуемый запас надежности (прочности) будем определять для  $P(t) = 0,999$  за 19 мес., так как рассматривается отказ третьего класса. При этом требуемая интенсивность отказов составит

$$\lambda_{\text{тр}} = \frac{\ln \frac{1}{0,999}}{19} = 0,000\,052\,6 \text{ 1/мес.}$$

Для определения требуемой вероятности отказа за один цикл нагрузки используем ту же самую формулу

$$F(K) = \frac{\lambda_{\text{тр}}}{f} = \frac{0,000\,052\,6}{0,055\,6} \approx 0,001.$$

Этой вероятности отказа соответствует квантиль  $U_{\gamma} = 3,09$ . Отсюда можно найти требуемый запас надежности  $K_{\text{о. т. н}} = \exp(3,09 \cdot 0,4828 + 0,5 \cdot 0,4828^2) = 4,995$ , что в 4,28 раза больше фактического запаса. Таким образом, для обеспечения высокой безотказности гребного винта в междоковый период эксплуатации необходимо изменить конструкцию гребного винта так, чтобы повысить его прочность примерно в 4 раза. Естественно, возможен и другой путь: обеспечить такие условия эксплуатации, при которых средняя нагрузка на гребной винт была бы в 4 раза меньше, чем при существующих условиях.

## 19. ОСНОВНЫЕ ПУТИ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕМЕНТОВ ИЗДЕЛИЙ

Результаты исследований показателей надежности элементов изделий необходимы для выбора конструктивно-технологических решений по повышению надежности до требуемого уровня.

Рассмотрим основные способы повышения надежности изделий для наиболее распространенных видов отказов.

**Отказы износостойкого вида.** Запишем условие, которое необходимо достигнуть за счет повышения надежности изделий при постепенных отказах износостойкого вида.

При распределении долговечности по логарифмически-нормальному закону

$$t_{\text{тр}} = I_0 h_{\text{тр}} \exp[-(U_{\gamma} b + 0,5b^2)] = \frac{t_{\text{ср}}}{K_{\text{о. т. н}}} \quad (194)$$

Из формулы видно, что для повышения гамма-процентного ресурса до требуемого уровня имеются следующие возможности:

- повышение назначенного предельного состояния (износа)  $h_{\text{тр}}$ ;
- повышение износостойкости узла  $I_0$ ,
- уменьшение коэффициента вариации (дисперсии) износостойкости, что приведет к увеличению показателя  $b$  и уменьшению требуемого запаса надежности  $K_{\text{о. т. н}}$ .

Наиболее просто решается задача увеличения ресурса рассматриваемого элемента изделия за счет увеличения назначенного предельно допустимого износа  $h_{\text{тр}}$ . В большинстве случаев такая возможность имеется, если учесть известные запасы надежности, которые заложены в уровень предельного состояния. Чтобы решить эту задачу, следует сначала убедиться в том, что во время эксплуатации не возникало фактических отказов рассматриваемого вида. После этого можно оценить требуемую величину предельного износа:

$$h'_{\text{тр}} = \frac{t_{\text{тр}}}{I_0 K_{\text{о. т. н}}} \quad (195)$$

Для подтверждения возможности использования нового значения  $h'_{\text{тр}}$  в качестве норматива необходимо взять под наблюдение не менее 8—10 узлов, в течение времени  $t = t_{\text{тр}}$ . Значение  $h'_{\text{тр}}$  можно считать подтвержденным, если за указанный период ни один из них не выйдет из строя из-за отказов рассматриваемого вида.

Второе направление повышения ресурса заключается в повышении износостойкости рассматриваемого узла до

$$I_0 \geq \frac{t_{\text{тр}}}{h'_{\text{тр}} K_{\text{о. т. н}}} \quad (196)$$

Повышения износостойкости и коррозионной стойкости можно достигнуть за счет внедрения соответствующих конструктивно-технологических мероприятий. В общем случае к таким мероприятиям относятся: применение более износостойких материалов; использование специальных покрытий поверхностей; улучшение условий смазки в узлах трения; применение более совершенных смазочных материалов; уменьшение нагрузок в узлах трения; уменьшение скорости перемещения сопрягаемых поверхностей или рабочих сред; улучшение температурного режима и др.

Методология выбора способов обеспечения надежности различных узлов и деталей машин подробно описана в работе А. С. Пронова [34].

Заметного увеличения износостойкости рассматриваемого узла удается достигнуть путем выбора наилучшего материала для пар трения. Например, износостойкость вкладышей рамовых и кривошипных подшипников судовых дизелей была резко повышена после замены вкладышей с баббитовой заливкой на бронзовые или на так называемые «гальванические». Антифрикционный слой этих вкладышей состоит из стали, свинцовистой бронзы, олова и дисульфида молибдена. При этом олово и дисульфид молибдена наносятся электролитическим способом. Износостойкость и усталостная прочность у таких вкладышей в 6—10 раз выше, чем у баббитовых.

Большой эффект был получен от применения в дейдвудных подшипниках наборных планок и вкладышей из капролона взамен

баккаута или древеснослоистого пластика. Такие примеры можно было бы продолжить.

В последние годы в целях экономии дефицитных цветных металлов делаются попытки применять специальные покрытия поверхностей, подверженных механическому, коррозионному и другому изнашиванию. В частности, это относится к судовым трубопроводам. Широкое применение, например, получают трубопроводы оцинкованные, футерованные полиэтиленом и т. п. С той же целью предпринимались попытки защитить от эрозии гребные винты путем нанесения слоя резины, железа, меди и других материалов. Подобные способы применялись для многих деталей разнообразной судовой техники.

Большое значение имеет выбор способов борьбы с коррозионными разрушениями металлов под влиянием гальванического эффекта (протекторная защита, соблюдение условия однородности материала и т. п.).

Уменьшение скорости изнашивания зависит не только от правильного выбора соответствующих смазочных материалов, но и от организации смазки узлов. По этому вопросу имеется много специальной литературы.

Изменение условий смазки часто удается осуществить в процессе эксплуатации и ремонта изделия за счет выбора оптимального зазора между валом и подшипником, применения более эффективных фильтров, придания специальной формы поверхностям контакта и т. п.

Труднее бороться с низкой износостойкостью элементов изделия при эксплуатации за счет уменьшения действующих сил и скорости перемещения среды или сопрягаемых поверхностей.

Рассмотрим простейший пример: увеличение износостойкости подшипников (например, дейдвудного) при условии пропорциональности скорости изнашивания показателю  $G_{уд}V_{пер}$ , где  $G_{уд}$  — удельное давление на подшипник,  $V_{пер}$  — скорость относительного перемещения поверхностей пары трения. При вращении вала в подшипнике износостойкость подшипника выражается формулой

$$I_0 = \frac{K_1}{G_{уд}V_{пер}} = \frac{K_2L}{Gn}, \quad (197)$$

где  $K_1$  и  $K_2$  — постоянные коэффициенты, зависящие от марки материалов, смазки, условий эксплуатации и т. п.;  $L$  — эффективная длина подшипника;  $G$  — сила, действующая на подшипник;  $n$  — частота вращения вала.

Из формулы видно, что для увеличения износостойкости подшипника можно либо увеличивать эффективную длину подшипника  $L$ , либо снижать действующую силу  $G$  и частоту вращения  $n$ . Все это требует изменения конструкции подшипника или изменения режима работы. Проще всего предусмотреть подобные изменения в процессе проектирования. В сфере эксплуатации возможности

уменьшения  $G_{уд}V_{пер}$  ограничены, хотя и имеются. Например, износостойкость подшипника можно повысить за счет строгого соблюдения правил его центровки и сборки. Из-за низкого качества центровки и монтажа возникают перекосы подшипников, что приводит к уменьшению эффективной длины  $L$  или к перераспределению нагрузки на опоры и перегрузке одних подшипников за счет других.

Рассмотрим еще одно направление повышения назначенного ресурса: повышение стабильности изготовления и эксплуатации изделий, что влечет за собой уменьшение коэффициента вариации износостойкости. Обозначим  $V_1$  — коэффициент вариации под влиянием нестабильности изготовления или ремонта элемента;  $V_2$  — то же под влиянием нестабильности эксплуатации. Тогда параметр формы для логарифмически-нормального закона распределения можно определить по формуле (118).

Следует отметить, что при изучении надежности изделий и их элементов мало внимания обращается на коэффициенты вариации, а в литературе еще трудно найти обобщенные сведения об их величинах. Данные, которыми располагает автор, позволяют в первом приближении оценить уровень нестабильности факторов приведенными ниже значениями коэффициента вариации.

При сравнительно высокой культуре производства изделий на специализированных заводах можно ожидать  $V_1 < 0,3$ . Об этом свидетельствуют измерения износов деталей дизелей в процессе их испытаний на стендах дизелестроительных заводов. После ремонта изделий в условиях судоремонтного предприятия возможно увеличение коэффициента вариации не менее чем в 2 раза, т. е. до  $V_1 = 0,5 \div 0,6$ , что подтверждается многолетним опытом исследования износов двигателей внутреннего сгорания, компрессоров и винтов регулируемого шага, дейдвудных подшипников и другого оборудования судов промыслового флота [18]. Это в основном объясняется менее качественной сборкой изделий в условиях судоремонтного предприятия и худшим качеством изготовления запасных частей.

Наибольший разброс износостойкости следует ожидать из-за неоднородности условий эксплуатации и технического обслуживания. Это отчасти зависит от назначения изделий и судов, на которых они установлены. Различия в сочетании частичных нагрузок, качестве смазочных материалов, свойствах рабочих сред и особенно качестве технического обслуживания приводят к тому, что коэффициент вариации износостойкости заметно возрастает. Данные изучения изнашивания деталей дизелей, холодильных компрессоров и дейдвудных устройств показывают, что коэффициент вариации износостойкости колеблется в широких пределах: от 0,4 до 0,8—1,0; чаще всего встречается  $V = 0,5 \div 0,6$ . Замечено, что на судах малого водоизмещения, где уровень технического обслуживания ниже, коэффициент вариации износостойкости больше, он достигает 0,8—1,0. Таким образом,  $V_2$  может изменяться от 0,3 до 0,7—0,8. Выявление значения нестабильности различных факторов для

гамма-процентного ресурса открывает возможность обеспечить необходимый запас надежности на стадии проектирования с учетом предполагаемого уровня качества изготовления, ремонта и эксплуатации. Рассматриваемый подход позволяет обосновать коэффициент  $K_p$ , учитывающий снижение ресурса после проведения капитального ремонта.

Предположим, что после изготовления изделия  $V_1 = 0,2$ , а после ремонта  $V_1 = 0,5$  при  $V_2 = 0,55$  (взяты наиболее вероятные значения). При таких коэффициентах вариации получаем следующие значения параметра формы: для периода после изготовления до первого ремонта  $b = 0,551$ , а для периода между первым и вторым ремонтами  $b = 0,698$ . Этим значениям соответствуют такие формулы для расчета гамма-процентных ресурсов.

— для периода между изготовлением и первым ремонтом (при  $\gamma = 80\%$ )

$$t_{\gamma 1} = t_0 \exp [-(0,842 \cdot 0,551 + 0,5 \cdot 0,551^2)] = 0,54t_0;$$

— для следующего периода (после первого ремонта)

$$t_{\gamma 2} = t_0 \exp [-(0,842 \cdot 0,698 + 0,5 \cdot 0,698^2)] = 0,435t_0.$$

Отсюда находим коэффициент снижения ресурса:

$$K_p = \frac{t_{\gamma 2}}{t_{\gamma 1}} = \frac{0,435t_0}{0,540t_0} = 0,806 \approx 0,8,$$

что соответствует значению, обычно рекомендуемому в литературе.

Из приведенных формул видно, что для повышения гамма-процентного ресурса необходимо уменьшать параметр формы  $b$  за счет уменьшения  $V_1$  и  $V_2$ . Рассмотрим, как можно достигнуть этого. Если говорить об изготовлении изделия, решающую роль играет обеспечение стабильности качества за счет стандартизации, специализации, повышения общей культуры производства. Это относится, в частности, к ремонтным предприятиям. То же можно сказать о качестве технического обслуживания, причем большое значение имеет улучшение условий труда и дисциплины обслуживающего персонала, снижение текучести кадров и т. п.

Обеспечению высокого уровня стабильности эксплуатационных факторов способствует также оснащение судовой техники системами автоматического контроля и регулирования, что позволяет поддерживать параметры машин и механизмов в заданных пределах. Таким путем можно снизить  $b$  до 0,1 и менее. Таким образом, имеются все основания требовать от поставщиков изделий увеличения назначенных ресурсов в том случае, если изделие оснащено системой автоматизации. При этом вполне реально увеличение ресурсов не менее чем в 1,5 раза. Очевидно, что уже по одной только этой причине будут оправданы дополнительные затраты на оснащение судовой техники системами автоматизации.

**Отказы из-за усталостных разрушений металла.** Усталостные разрушения относятся к наиболее опасным неконтролируемым

постепенным и недопустимым отказам. Если такие отказы возникают при эксплуатации или обнаруживаются при дефектации деталей изделия при ремонте, это свидетельствует о конструктивной недоработке данной детали. Рассмотрим основные мероприятия, которые могут быть предложены как на стадии проектирования, так и по результатам наблюдения в эксплуатации. Для этого сформируем условия обеспечения требуемого ресурса по усталостной прочности:

$$t_{\text{тр}} = \frac{14,25}{f \exp(U_{\gamma} b_{1n} \sigma m)} \left( \frac{41}{\sigma_{\Phi}} \right)^m, \quad (198)$$

причем показатель степени  $m = 11 \frac{\beta}{K_{\sigma}}$ .

Приведенная зависимость, даже если она не совсем точно отражает действительную характеристику усталостного разрушения конкретного объекта, позволяет выявить основные направления повышения долговечности объекта до требуемого ресурса. К таким направлениям можно отнести:

- снижение частоты изменения нагрузки  $f$ ;
- уменьшение средней амплитуды действующих напряжений  $\sigma_{\Phi}$ ;
- увеличение показателя степени  $m$  за счет снижения концентрации напряжений  $K_{\sigma}$ ;
- уменьшение рассеивания амплитуд действующих напряжений, т. е. уменьшение показателя формы.

Чаще всего возможность снижения частоты изменения нагрузки  $f$  ограничена, так как эта величина зависит от режима работы объекта в реальных условиях эксплуатации. Однако имеются случаи, когда это направление можно использовать для повышения ресурса. Например, усталостные трещины могут возникать от изменения тепловых деформаций деталей при пусках и остановках машины. В таком случае целесообразно рекомендовать увеличивать период работы машины между пусками. Так, если на судне имеется несколько вспомогательных двигателей, у которых образуются усталостные трещины в цилиндрических крышках или втулках, следует как можно дольше работать непрерывно на одном двигателе. Имеются случаи, когда в рабочем диапазоне частот вращения находятся зоны резонансных колебаний высоких порядков, вызывающих в деталях судового оборудования ощутимые напряжения. В таких случаях частоту  $f$  можно снизить за счет исключения работы машины в указанных зонах. Если же режимы работы машины не позволяют избежать эксплуатации при резонансных частотах вращения, возникает необходимость изменить собственные частоты колебаний упругомассовой системы, с помощью которой всегда можно с той или иной степенью приближения аппроксимировать рассматриваемую конструкцию. В частности, рассматривая частоту свободных колебаний определенной формы, можно заменить какую-либо часть системы или всю систему некоторой эквивалентной двухмассовой системой, состоящей из масс  $G_1$  и  $G_2$ , соединенных

между собой упругой связью, обладающей жесткостью  $q$ . Частота свободных колебаний этой системы  $f_{св.к}$ , Гц

$$f_{св.к} = 0,159 \sqrt{q \left( \frac{1}{G_1} + \frac{1}{G_2} \right)}. \quad (199)$$

Из формулы видно, что увеличения частоты  $f_{св.к}$  можно достигнуть за счет увеличения жесткости системы  $q$  и уменьшения ее масс  $G_1$  и  $G_2$ .

Вопросы борьбы с колебаниями и вибрацией судовой техники изучаются экспериментальными и расчетными методами, которые приводятся в специальной литературе. Основные положения теории и практики исследования вибрационных явлений можно найти в трудах С. П. Тимошенко [48], Кер-Вильсона [25], Ден-Гартога [10]. Большой вклад в эту область науки внесли также работы [2], [50] и другие.

Для обеспечения надежности судовых энергетических установок необходимо выполнять соответствующие расчеты по динамике дизелей, крутильным колебаниям, вибрации амортизированных установок. Эти вопросы наиболее глубоко изучены в работах П. А. Истомина [21, 22], В. П. Терских [47], Н. Г. Беляковского [2] и др. На основе экспериментальных и теоретических исследований разработана методическая документация, которая используется при проектировании многих видов судовой техники.

Наибольший эффект удастся получить за счет снижения коэффициента концентрации напряжений  $K_\sigma$ . Это достигается, в частности, исключением резких изменений формы поверхности деталей, улучшением шероховатости поверхности, исключением концентрации напряжений в местах окончания напесованных деталей, предотвращением коррозионного разрушения деталей, выравниванием сварочных деформаций и т. п. Хотя все эти способы хорошо известны из литературы и технической документации, при анализе причин аварий судового оборудования нередко обнаруживаются очевидные очаги концентрации напряжений, приводящие к возникновению усталостных трещин.

Рассмотрим несколько примеров. У гребных винтов больших морозильных траулеров происходили поломки лопастей по комлевому сечению; трещина начиналась в районе подрезки металла у отверстия для болта крепления лопасти. На тех же судах наблюдались образование трещин в гребных валах и поломка валов. Одной из причин этого дефекта было коррозионное разрушение из-за попадания морской воды под облицовку или эпоксидное покрытие в условиях сравнительно высоких напряжений.

У двигателей 12РС-2 «Пилстик», установленных на транспортных рефрижераторах типа «Остров Русский» (шведской постройки), наблюдался обрыв шатунов после 17—20 тыс. ч эксплуатации. Усталостная трещина начиналась у острой галтели около отверстия для шпильки.

Гребные валы средних рыболовных траулеров разрушались от усталостных трещин у конуса гребного винта под воздействием крутильных колебаний. Концентратор напряжений в этом валу возник в районе окончания наплавленного слоя металла.

Одной из причин образования трещин в буртах цилиндрических втулок двигателей 6VD<sup>26</sup>/<sub>20</sub> можно считать появление пика давления на линии соприкосновения кромки отверстия в блоке с поверхностью бурта. Подобные примеры можно было бы продолжить.

Основной метод повышения долговечности по усталостной прочности заключается в уменьшении амплитуд действующих напряжений  $\sigma_\phi$ . Здесь возможны два направления: уменьшение действующих нагрузок (сил, моментов, деформации) и увеличение площади или момента сопротивления сечения деталей.

Рассмотрим пути осуществления первого направления. Естественно, что они зависят от физической природы нагрузок. Силы и моменты, связанные с совершением основной работы рассматриваемой машины, обычно нельзя снизить без уменьшения производительности или мощности машины. Поэтому такое направление не является перспективным. Вместе с тем в судовом оборудовании имеют место различные сопутствующие нагрузки, с которыми можно и нужно бороться. Рассмотрим пути снижения некоторых из них. Тепловые деформации в деталях двигателя внутреннего сгорания при его пусках и остановках удается снизить за счет организации интенсивного охлаждения напряженного участка. С целью уменьшения сил и моментов, возникающих при вращении или возвратно-поступательном движении деталей машин, можно применять различные способы снижения сил инерции деталей. Так, коленчатые валы дизелей снабжают противовесами для уменьшения внешних и внутренних неуравновешенных моментов за счет компенсации сил инерции от вращающейся части кривошипно-шатунного механизма. С той же целью прибегают к изменению масс деталей (в зависимости от направления действия силы инерции). Большой эффект дает снижение частоты изменения инерционных сил, так как силы инерции пропорциональны квадрату частоты. Чаще всего, однако, это мероприятие нельзя реализовать без снижения производительности машины.

Специфическую природу имеют напряжения из-за упругих (резонансных и нерезонансных) колебаний, которые возникают под воздействием гармонических составляющих периодических сил на упругомассовую систему, способную совершать свободные колебания разных форм. В результате именно таких колебаний возникают усталостные трещины в корпусных конструкциях, фундаментах, валах, трубопроводах и других деталях судового оборудования. В частности, для судовых валопроводов реальную опасность представляют крутильные колебания, собственная частота которых может составлять от 100—300 до 10 000 колебаний в минуту. При таких условиях в рабочий диапазон частот вращения

могут попадать резонансы от наиболее сильных гармонических составляющих возмущающих моментов.

Существуют различные способы борьбы с упругими колебаниями: изменение масс и жесткости системы, введение специальных демпфирующих устройств (демпферов), применение амортизирующих устройств и т. д. Выбор способа борьбы с колебаниями и вибрацией осуществляется на основе специальных расчетов и экспериментальных исследований [22], [48], [47].

Наиболее простым способом снижения напряжений можно считать увеличение площади (при действии силы) или момента сопротивления (при действии момента) опасного сечения.

О факторах, которые влияют на коэффициент вариации и параметр формы  $b$ , мы уже говорили при рассмотрении износных отказов.

Учет рассеивания действующих напряжений в зависимости от условий эксплуатации объекта делает возможным более корректное обоснование правил конструирования деталей машин, точнее, правил выбора запаса прочности и расчета прочностных размеров деталей.

Предлагаем методику установления прочностных размеров, обеспечивающих требуемый 95%-ный ресурс при заданных условиях эксплуатации деталей, которые характеризуются параметром формы  $b_i$ , показателем степени кривой усталости  $m_i$ , средней частотой  $f_i$  и средней амплитудой  $G_i$  изменения нагрузки. В основу методики

Таблица 36

Условие применения формулы	Формула
1. Одинаковое конструктивное исполнение деталей. Остальные факторы различны	$K_i = \left[ \left( \frac{f_i}{f_3} \right)^m \frac{G_i \exp 1,65 b_i}{G_3 \exp 1,65 b_3} \right]^{\frac{1}{\alpha}}$
2. Одинаковые условия эксплуатации, но различное конструктивное исполнение деталей	$K_i = \left( \frac{f_3 t_{95}}{14,25} \right) \left( \frac{1}{m_i} - \frac{1}{m_3} \right) \frac{1}{\alpha}$
3. Одинаковые условия эксплуатации и одинаковое конструктивное исполнение ( $m_i = m_3$ ), но различные режимы использования или различное конструктивное исполнение смежных деталей	$K_i = \left[ \left( \frac{f_i}{f_3} \right)^{\frac{1}{m_3}} \frac{G_i}{G_3} \right]^{\frac{1}{\alpha}}$
4. Различные условия эксплуатации при одинаковых остальных факторах	$K_i = \left( \frac{\exp 1,65 B_i}{\exp 1,65 b_3} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$

положено сравнение рассматриваемых  $i$ -х условий эксплуатации с эталонными условиями, заданными параметром формы  $b_3$ , показателем степени  $m_3$ , средней частотой  $f_3$  и средней амплитудой изменения нагрузки  $G_3$ . Обычно существующие методы расчета детали на прочность позволяют определить ее прочностный размер  $l_3$ . При этом в большинстве случаев  $b_3 = 0,2$ . Тогда искомый прочностной размер

$$l_i = K_i l_3, \quad (200)$$

причем входящий в формулу (200) коэффициент влияния условий эксплуатации в общем случае определяется по выражению

$$K_i = \left[ \frac{\sqrt{\frac{m_i}{14,25} \frac{f_i t_{95}}{14,25}}}{\sqrt{\frac{m_3}{14,25} \frac{f_3 t_{95}}{14,25}}} \cdot \frac{G_i \exp 1,65 b_i}{G_3 \exp 1,65 b_3} \right]^{\alpha}, \quad (201)$$

где  $\alpha$  — показатель, составляющий  $\alpha = 3$  при скручивании или изгибе детали и  $\alpha = 2$  при сжатии, растяжении и срезе детали.

Частные случаи формулы (201) даны в табл. 36.

## 20. ОПРЕДЕЛЕНИЕ НОРМАТИВНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ СУДОВОЙ ТЕХНИКИ

**Определение назначенных ресурсов и перечней работ по ремонту изделия на основе анализа потенциальных отказов.** С помощью функции распределения долговечности можно не только разрабатывать мероприятия по повышению надежности узлов и деталей изделий, но и нормировать их ресурсы и объемы ремонтов.

Наибольшее распространение в настоящее время имеет метод определения назначенных ресурсов с помощью обобщенной функции распределения  $P_{\text{общ}}$  (суперпозиции), образованной с помощью функций распределения долговечности  $P_1, P_2, P_3$  и т. д. для отдельных видов отказов:

$$P_{\text{общ}} = P_1 P_2 P_3 \dots \quad (202)$$

Однако такой подход справедлив только при условии, что техническое обслуживание и ремонты выполняются по потребности, т. е. по мере возникновения фактических отказов в любой момент времени или на основании безразборного диагностирования.

Для изделий, работающих по системе ППР и ППО, подобный метод неприемлем, поскольку техническое обслуживание и ремонты выполняются в заранее установленные плановые сроки. В этом случае обнаруживаемые при ревизиях механизма повреждения и потенциальные отказы взаимно не исключают друг друга, как это наблюдается при возникновении фактических отказов. Поэтому отпадает необходимость в построении суперпозиции из различных распределений, и каждый вид отказа должен рассматриваться отдельно.



Назначенный ресурс  $t_{p,y}$  до планового ремонта  $y$ -го вида можно считать обоснованным, если для каждого  $g$ -го вида отказов будет соблюдено условие

$$t_{vg} \geq t_{p,y} \quad (203)$$

где  $t_{vg}$  — гамма-процентный ресурс для  $g$ -го вида отказа.

Имеется ряд способов определения назначенных ресурсов на основе решения неравенства (203). Например, ресурс до какого-либо ремонта можно принять равным минимальному гамма-процентному ресурсу, определенному для одного из видов отказов. Однако при таком подходе будет получен эксплуатационно-ремонтный цикл с неупорядоченными по принципу кратности межремонтными периодами, что очень неудобно для организации нормальной эксплуатации изделия.

Во избежание такой ситуации предлагается ту же задачу решать несколько по-иному. Необходимо предварительно составить схему ППР и ППО, которая должна отвечать требованиям эксплуатации судна в целом (см. п. 5). Одновременно следует рассчитать гамма-процентные ресурсы для основных видов отказов по методике, изложенной в пп. 16, 17 и 18. После этого производится анализ выполнения условия (203), конечной целью которого является определение перечней деталей и узлов, подлежащих ревизии во время технического обслуживания и ремонтов того или иного вида. В перечень должны включаться детали и узлы, гамма-процентный ресурс которых отвечает такому условию:

$$t_{py} \leq t_{vg} \leq t_{p(y+1)}, \quad (204)$$

где  $t_{py}$  и  $t_{p(y+1)}$  — назначенные ресурсы до ремонтов  $y$ -го и  $(y+1)$ -го видов.

Если при некотором потенциальном отказе  $g$ -го вида окажется, что  $t_{vg} < t_{py}$ , то необходимо либо снизить  $t_{py}$  до значения  $t_{vg}$ , либо принять меры по увеличению  $t_{vg}$  за счет разработки и внедрения конструктивно-технологических мероприятий или пересмотра назначенного предельного состояния.

Нетрудно видеть, что рассматриваемым методом одновременно решается и другая важная задача: устанавливается перечень работ по ремонту изделия  $y$ -го вида.

Анализ удобно выполнять в табличной форме, соответствующей примеру, приведенному в табл. 37 для гребного винта. Эта таблица не только дает наглядное представление о долговечности и ремонтно-пригодности составных частей изделия, но позволяет определить трудоемкость ремонта изделия в целом и потребное количество запасных частей для этого ремонта.

**Корректировка нормативных показателей надежности с учетом эксплуатационно-ремонтного цикла судна.** Рассмотренный выше метод предназначен для изделий, которые проектируются применительно к судну определенного типа. Однако, как правило, на судно приходится устанавливать оборудование, для которого

назначенные ресурсы уже установлены поставщиком изделия и включены в нормативно-техническую документацию. Такие назначенные ресурсы можно назвать проектными, и в общем случае они должны быть впоследствии пересмотрены на основе исследования надежности во время эксплуатации.

В связи с тем, что при проектировании судна отсутствует информация о фактической надежности изделий, проектные назначенные ресурсы приходится брать за основу для предварительного определения нормативных показателей надежности изделия.

Назначенные ресурсы до ремонтов изделий третьего класса, а также назначенные ресурсы до технического обслуживания изделий всех классов в первые годы эксплуатации должны приравниваться к проектным значениям. Например, если сепаратор топлива согласно инструкции по обслуживанию имеет ресурс до замены подшипников 15 тыс. ч, то в первые годы эксплуатации следует ориентироваться на это значение. То же можно сказать о сроках службы до технического обслуживания топливной аппаратуры дизеля. Например, в первые годы эксплуатации следует назначать переборку форсунки через 1000 ч, если этот срок указан в инструкции.

Таблица 37

Элемент изделия	Причина отказа	Работы по определению состоянию элемента	Работы по восстановлению элемента	Гамма-процентный ресурс		Требуемая периодичность ремонтов изделия, ч									
				$\gamma$	$t_{\gamma}$ , ч	7000	14 000	21 000	35 000						
Лопаст	Наращение отложений Эрозивно-коррозионное разрушение	Осмотр в доке Осмотр и измерение глубины разрушения в доке Осмотр и измерение деформации	Очистка лопасти Заделка составом или замена лопасти	50	8 000	+	+	+	+	+	+				
				80	18 000	+	+	+	+	+	+				
Ступица	Деформация Усталостные трещины Коррозионное разрушение	Осмотр и измерение деформации Магнитная дефектоскопия Осмотр	Правка лопасти Замена лопасти	95	15 000	+	+	+	+	+	+				
				95	62 000	+	+	+	+	+	+				
Обтекатель	Коррозия болтов	Осмотр	Заделка составом Замена обтекателя	80	37 000	+	+	+	+	+	+				
				50	22 000	+	+	+	+	+	+				

В дальнейшем может оказаться, что сроки необходимо пересмотреть в зависимости от фактической надежности в конкретных условиях эксплуатации (качество топлива, вибрация и др.).

Назначенные ресурсы изделий первого и второго классов должны быть согласованы с эксплуатационно-ремонтным циклом судна в целом с учетом условия

$$t_{н. и у} \leq t_{п. и у}, \quad (205)$$

где  $t_{н. и у}$  и  $t_{п. и у}$  — принятый и проектный назначенные ресурсы изделия до ремонта  $y$ -го вида.

Для обеспечения этого условия рекомендуется следующий порядок исследования. Для каждого  $x$ -го вида ремонта судна вычисляем коэффициент соответствия

$$K_{xy} = \frac{t_{п. и у}}{t_c T_{cx}}, \quad (206)$$

где  $t_c$  — средняя наработка изделия за сутки эксплуатации, ч;  $T_{cx}$  — средний срок службы между ремонтами судна  $x$ -го вида.

Из ряда полученных значений  $K_{xy}$  отбрасываем все  $K_{xy} < 1$  и из оставшихся чисел выбираем наименьшее  $K_{xy \min}$ . Затем определяем расчетный коэффициент кратности  $K_x$ . В общем случае значение  $K_x$  устанавливается путем округления  $K_{xy \min}$  до ближайшего меньшего целого числа. Однако когда это значение оказывается близким к ближайшему большему значению  $K_{x6}$ , например при

$$\frac{K_{xy \min}}{K_{x6}} > 0,8, \quad (207)$$

то целесообразно по согласованию с поставщиком изделия принять  $K_x = K_{x6}$ .

После определения  $K_x$  рассчитываем скорректированный нормативный ресурс по формуле

$$t_{н. и у} = K_x t_c T_{cx}. \quad (208)$$

Рассмотрим пример. Согласно инструкции по обслуживанию двигатель внутреннего сгорания должен проходить техническое обслуживание и ремонты в следующие сроки: через 750 ч — техническое обслуживание № 1, через 1500 ч — техническое обслуживание № 2, через 5 тыс. ч — профилактический ремонт (первую переборку), через 15 тыс. ч — средний ремонт, через 30 тыс. ч — капитальный ремонт.

Двигатель предназначен для установки на судно со следующим эксплуатационно-ремонтным циклом (приводится эксплуатационное время): через каждые 175 сут. — межрейсовое техническое

обслуживание, через каждые 700 сут. — профилактический ремонт (с проведением доковых работ), через каждые 1400 сут. — малый ремонт, через каждые 2800 сут. — большой ремонт.

По данным эксплуатации двигателей на судах аналогичного типа средняя наработка за сутки эксплуатации составила 20 ч/сут.

Необходимо откорректировать назначенные ресурсы двигателя применительно к условиям эксплуатации на рассматриваемом судне. Задачу лучше всего решать в табличной форме (табл. 38). В таблице вычислены коэффициенты соответствия и приняты коэффициенты кратности для всех видов ремонта двигателя. Там же приведены откорректированные по формуле (208) значения нормативных ресурсов.

Таблица 38

Проектный ресурс изделия до ТО или ремонта, ч	Коэффициенты соответствия $K_{xy}$ при сроках технического обслуживания и ремонтов судна, сут				Результаты анализа	
	175	700	1400	2800	$K_x$	$t_{н. и у}$ , ч
750	0,214	0,053	0,026	0,0134	—	750
1 500	0,428	0,107	0,053	0,0267	—	1 500
5 000	1,420	0,350	0,178	0,0450	1	3 500
15 000	4,280	1,070	0,535	0,2680	1	14 000
30 000	8,570	2,140	1,070	0,5350	1	28 000

Таким образом, установлено, что в первый период эксплуатации необходимо принять следующие назначенные ресурсы: до технического обслуживания № 1 — 750 ч, до технического обслуживания № 2 — 1500 ч, до профилактического ремонта — 3500 ч, до среднего ремонта — 14 тыс. ч и до капитального ремонта — 28 тыс. ч.

Если проделать подобную процедуру для всех изделий первого и второго классов, можно установить перечни оборудования и виды ремонтов, которые необходимо проводить при каждом техническом обслуживании и при ремонте судна в целом.

Объем технического обслуживания судового оборудования при эксплуатации на судне будет складываться из трудоемкости технического обслуживания изделий второго класса и трудоемкости технического обслуживания и ремонта изделий четвертого и третьего классов.

## Глава 4. ПРАКТИКА АНАЛИЗА ФАКТИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ СУДОВОЙ ТЕХНИКИ

### 21. ОРГАНИЗАЦИЯ РАБОТ ПО СБОРУ, СИСТЕМАТИЗАЦИИ И ОБРАБОТКЕ ИНФОРМАЦИИ О НАДЕЖНОСТИ В ЭКСПЛУАТАЦИИ

Организация сбора информации о надежности на судах представляет собой весьма сложную проблему, которая зависит от практических задач по повышению качества судов и эффективности их использования. Опыт организации работ по сбору информации на флоте рыбной промышленности показал, что задачи, связанные с надежностью, невозможно решить с помощью лишь одной системы. Для оперативного выявления и устранения причин конструктивных недостатков оборудования очень важны своевременность и достоверность сообщения о каждом наиболее опасном отказе или недостатке. Поэтому для решения указанной задачи необходимы разовые сообщения о каждом случае отказа, подобные сообщениям об отказах в гарантийный период эксплуатации. Получив рекламационный акт, поставщик оборудования может оценить технические причины отказа и на этом основании принять те или иные меры по их предотвращению в будущем.

Однако разовые сообщения об отказах непригодны для решения второй задачи в области надежности — оценки ее уровня с помощью показателей безотказности, долговечности и ремонтпригодности. Это вызвано тем, что при такой системе сообщаются наработки только отказавших объектов, а об объектах, которые не отказали (а таких значительно больше), сведения отсутствуют. Кроме того, донесения об отказах не позволяют определить наработки до ремонтов и технического обслуживания.

Следовательно, система сбора информации, основанная на донесениях об отдельных отказах, не позволяет получить все исходные данные для расчета показателей надежности. Поэтому наряду с указанной рекомендуется применять и другую систему сбора информации. Согласно этой системе сбор информации следует выполнять на ограниченном числе судов (обычно 6—8) силами их экипажей и служб надежности отрасли. При этом необходимо использовать два основных источника информации — эксплуатационную и ремонтную документацию.

Для накопления исходной информации об отказах во время эксплуатации на промысловом флоте применяются бланки так называемых рейсовых отчетов об эксплуатационных качествах судового оборудования, где фиксируются сведения о наработках каждого изделия за рейс и с начала эксплуатации, число отказов, время простоя и трудоемкость восстановления после отказов, описываются отказы и способы восстановления изделий, а также указывается расход ЗИП. Рейсовые отчеты после окончания рейсов

направляются в службу надежности. Данные рейсовых отчетов позволяют сравнительно легко определить наработку на отказ, коэффициент готовности, удельную трудоемкость восстановления и расход ЗИП за отчетный год.

Сведения о ремонтах и техническом обслуживании на флоте рыбной промышленности накапливаются в соответствующих табличных формах специалистами служб надежности по данным ремонтной документации.

Результаты анализа надежности с помощью информации, получаемой по второй системе, позволяют оценивать качество изделий судовой техники в процессе государственной аттестации, выбирать лучшее оборудование при комплектации судов на стадии проектирования и разрабатывать требования по надежности.

Однако и вторая система не решает всех проблем в области надежности судовой техники, поскольку остаются неизученными показатели надежности элементов изделий. Между тем без информации о потенциальных отказах деталей и узлов практически невозможно грамотно обосновывать нормы межремонтных периодов, объемов ремонта и расхода сменно-запасных частей, а также определять причины низкой надежности и разрабатывать мероприятия по повышению долговечности и безотказности судовой техники.

Для решения этих задач необходимо использовать третью систему сбора информации — путем дефектации и изучения износов подконтрольных механизмов силами специалистов служб надежности и судоремонтных предприятий. При этом число подконтрольных механизмов обычно не превышает 6—8, но качество первичной информации значительно выше, чем при второй системе, поскольку она собирается по строгим правилам дефектации и измерения деталей специально подготовленными специалистами.

Остановимся главным образом на второй системе сбора информации и определения с ее помощью фактических показателей надежности, поскольку первая система не требует особых пояснений, а методы анализа надежности по данным, получаемым по третьей системе, подробно рассмотрены в предыдущей главе.

Кроме рассмотренных отраслевых систем большой экономический эффект дает организация работ по анализу надежности непосредственно на борту судна силами судовых специалистов. Она позволяет решать такие вопросы, как установление возможности продления межремонтного периода, уточнение потребного количества сменно-запасных частей и т. п.

### 22. ПРИМЕРЫ АНАЛИЗА ФАКТИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ БЕЗОТКАЗНОСТИ

Основными показателями, характеризующими фактический уровень безотказности любого изделия, ремонтируемого по системе ППР, являются наработка на отказ  $t_o$ , коэффициент готовности  $K_r$  и удельная трудоемкость восстановления  $\omega_o$ . Для оценки безотказности

по одному виду отказов используется вероятность безотказной работы  $P(t)$ .

Все эти показатели рассчитываются только применительно к фактическим отказам, которые приводят к внеплановым простоям изделия.

Расчет этих показателей основан на эргодической гипотезе и выполняется при вполне корректном допущении о соответствии распределения потока отказов экспоненциальному закону. Это допущение позволяет значительно упростить методику сбора и обработки информации о фактических отказах, так как отпадает необходимость совмещения начала отсчета наработки всех отказавших изделий. Поэтому для получения выборки отказов приемлемого объема уже не требуются данные многолетних наблюдений, что повышает эффективность и целесообразность исследования надежности.

При этом в интервал времени (чаще всего равный одному году) включаются все изделия, которые находились под наблюдением, независимо от их возраста. Рассмотрим преимущества такого подхода. Прежде всего, появляется возможность определять показатели в первый же год эксплуатации, используя для этого информацию обо всех объектах. Не менее важное значение имеет возможность наблюдать за тем, как изменяется уровень надежности из года в год под влиянием мероприятий по устранению недостатков. При использовании указанного принципа упрощается форма сбора и обработки информации. Отпадает необходимость регистрации наработки до отказа. Достаточно для каждого  $g$ -го вида отказов у  $i$ -го изделия в период наблюдения определять: суммарную наработку за отчетный период  $t_i$ , ч; суммарную наработку с начала эксплуатации  $t_{ni}$ , ч; суммарное число отказов  $n_{ig}$ ; суммарное время восстановления  $\tau_{ig}$ , ч; суммарную трудоемкость восстановления  $W_{ig}$ , чел.-ч.

Поэтому в форме сбора информации о фактических отказах, заполняемой судовыми специалистами и представляемой в виде рейсового донесения, должны содержаться следующие сведения: наименование, основные характеристики и построочные данные изделия; наработка изделия, общая и за период наблюдения (рейс, месяц, год, навигация и т. п.); описание отказа или недостатка с указанием предполагаемых причин; суммарное число отказов; суммарное время простоя; суммарная трудоемкость восстановления; данные о принятых мерах по устранению отказа и предложения по его предотвращению в будущем.

На флоте рыбной промышленности составленные таким образом рейсовые донесения поступают в службу надежности судовладельца или отрасли, где они накапливаются, систематизируются и обрабатываются с помощью формул, приведенных в табл. 39.

Расчет выполняется для числа изделий  $N_{ii}$ . Расчет удобно вести в табличной форме, приведенной в табл. 40, где дан пример опре-

Таблица 39

Показатель надежности	Формулы для расчета показателей надежности	
	для отказа одного $g$ -го вида	для группы отказов и для изделия в целом
Наработка на отказ $t_0$ , ч	$t_{og} = \frac{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i}{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} n_{ig}}$	$t_0 = \frac{N \sum_{i=1}^N t_i}{M \sum_{g=1}^M \sum_{i=1}^{M_{ii}} n_{gi}}$
Вероятность безотказной работы за время, равное назначенному ресурсу непрерывной работы	$P(t)g = \exp \left[ -\frac{t}{t_{og}} \right]$	$P(t)g = \exp \left[ -\frac{t}{t_0} \right]$
Коэффициент готовности $K_{гг}$	$K_{гг} = \frac{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i}{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i + \sum_{i=1}^{N_{ii}} \tau_{ig}}$	$K_{гг} = \frac{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i}{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i + \sum_{i=1}^{N_{ii}} \tau_{ig}}$
Удельная трудоемкость восстановления работоспособности $\psi_0$ , чел.-ч/тыс. ч	$\psi_{gi} = \frac{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} W_{gi}}{N_{ii} \sum_{i=1}^{N_{ii}} t_i}$	$\psi_0 = \frac{M \sum_{g=1}^M \sum_{i=1}^{M_{ii}} W_{gi}}{N \sum_{i=1}^N t_i}$

Элемент изделия	Причина отказа	Способ восстановления	$n_g$	$\tau_g$ , ч	$W_g$ , чел.-ч	$t_{ог}$ , ч	$P(t)_g$	$K_{rg}$	$\omega_{ог}$ , чел.-ч/тыс.ч
Насосы высокого давления: трубопровод нагнетательные клапаны плунжерные пары топливные трубки Распылители форсунок Масляный холодильник Холодильник пресной воды Регулятор типа Р6А-16 Шестерня привода регулятора Шестерня привода распределительного вала Упорное кольцо крепления кулачка топливных насосов	Разрушения по сварке Обрыв обратного клапана	Заварка или замена	10	27	43	762	0,455	0,9965	5,640
			3	8	7	2540	0,790	0,9990	0,920
	Заклинивание Течь Зависание иглы	Замена Замена Замена	10	32	32	762	0,455	0,9958	4,200
			5	12	18	1524	0,675	0,9984	2,360
			3	6	7	2540	0,790	0,9992	0,920
	Течь, трещины	Заглушение	3	28	44	2540	0,790	0,9970	5,770
			3	38	69	2540	0,790	0,9950	9,055
	Выход из строя	Замена	1	2	4	7620	0,924	0,9997	0,520
			1	6	15	7620	0,924	0,9992	1,970
	Раковины и пitting на зубьях Срезание болтов и шпильки	Ремонт на заводе	Ремонт на заводе	1	30	87	7620	0,924	0,9960
1				500	987	7620	0,924	0,9580	129,530
Разрушение	Ремонт на заводе	Ремонт на заводе	41	684	1313	185,8	0,040	0,9170	172,310
			31	85	—	245,8	0,087	0,9890	14,040
Итого:	по всем отказам по топливной аппаратуре								

деления показателей надежности главных двигателей крупнотоннажного траулера.

В этом случае рассматриваются два подконтрольных двигателя при суммарной наработке 7620 ч и назначенном ресурсе непрерывной работы 600 ч.

Сначала выполняются вычисления для каждого вида отказов в соответствующей строке таблицы. Для примера проследим ход вычислений в третьей строке, где рассмотрены отказы плунжерных пар насосов высокого давления (заклинивание). В этом случае  $n_g = 10$ ,  $\tau_g = 32$  ч,  $W_g = 33$  чел.-ч.

Используя эти данные и формулы из табл. 39, нетрудно определить

$$t_{ог} = \frac{7620}{10} = 762 \text{ ч};$$

$$K_{rg} = \frac{7620}{7620 + 32} = 0,9958;$$

$$P(t) = \exp \left[ - \left( \frac{600}{762} \right) \right] = 0,455;$$

$$\omega_{ог} = \frac{1000 \cdot 33}{7620} = 4,33 \text{ чел.-ч/тыс. ч.}$$

Аналогично вычисляются показатели по остальным видам отказов.

Для определения показателей надежности для изделия в целом или для какой-либо его составной части (например, топливной аппаратуры) необходимо предварительно сложить  $\tau_g$ ,  $n_g$  и  $W_g$  в соответствующих столбцах таблицы, а затем вычислить те же показатели для группы отказов. Результаты вычисления даны в нижней строке таблицы.

Оценка уровня безотказности при эксплуатации изделий и систем заключается в оценке коэффициента готовности. При этом допустимые значения коэффициентов готовности можно выбирать по рекомендациям п. 6.

Располагая допустимым значением коэффициента готовности, можно оценить уровень надежности изделия. В рассматриваемом случае, например, надежность главных двигателей оказалась весьма низкой, поскольку  $K_r = 0,917 < K_{r, доп} = 0,997$ .

Рассмотрение табличных значений  $K_r$  для отказов разных видов позволяет установить, какие из них являются причиной снижения надежности изделия в целом. В данном случае надежность была понижена из-за отказов упорного кольца крепления кулачка топливных насосов, шестерни привода распределительного вала, регулятора, масляных холодильников и других деталей.

**23. ПРИМЕРЫ АНАЛИЗА  
ФАКТИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ДОЛГОВЕЧНОСТИ  
И РЕМОНТОПРИГОДНОСТИ**

Наиболее достоверную информацию для анализа и определения фактических показателей надежности можно получить с помощью специальных карт-накопителей, дающих сведения о техническом обслуживании (ТО) и ремонтах. В этих картах должны фиксироваться не только наработка до ремонтов и технического обслуживания и трудоемкость работ, но также перечни основных работ и результаты дефектации изделий.

Заполнение карт-накопителей специалистами служб надежности и ОТК осуществляется в течение длительного времени (десятки лет). Поэтому на практике приходится собирать сведения также с помощью ремонтной и эксплуатационной документации, накопленной на ремонтных предприятиях и в эксплуатирующих организациях за прошедшие годы. Чаще всего такие сведения недостаточно полны и достоверны, тем не менее они приносят большую пользу и часто могут быть восстановлены (реставрированы) аналитическими методами.

Покажем один из таких методов, применяемый для оценки средних ресурсов между ремонтами гребных устройств. Предположим, что требуется найти выборку наработок между средними ремонтами гребного устройства, если исходные данные недостаточно полные. Пусть известны даты ряда последовательных ремонтов, но не для всех межремонтных периодов.  $t_{i, i+1}$  указана наработка.

Для реставрации данных необходимо сначала выбрать только те межремонтные периоды, для которых имеется наработка  $t_{i, i+1}$  и найти календарный срок службы (в сутках) между смежными датами ремонтов по формуле

$$T_{i, i+1} = 365,25 (\Gamma_{i+1} - \Gamma_i) + 30,4 (M_{i+1} - M_i) + (D_{i+1} - D_i), \quad (209)$$

где  $\Gamma$ ,  $M$  и  $D$  — числа, обозначающие год, месяц и день, причем индексы  $i$  и  $(i + 1)$  означают последовательный номер  $i$ -и  $(i + 1)$ -й даты.

Например, календарный срок службы между 02.02.75 г. и 14.03.79 г. составляет

$$T_{i, i+1} = 365,25 (79 - 75) + 30,4 (3 - 2) + (14 - 2) = 1503,4 \text{ сут.}$$

Если мы знаем наработку изделия за этот период, можно найти наработку за календарные сутки:

$$t_c = \frac{t_{i, i+1}}{T_{i, i+1}}. \quad (210)$$

Так, при  $t_{i, i+1} = 23\,306$  ч имеем  $t_c = 15,5$  ч/сут.

Такие вычисления нужно выполнять для всех периодов при известных  $t_{i, i+1}$ , а потом можно рассчитывать среднюю наработку за сутки  $t_c$ . Например, для ряда  $t_c = 15,1; 14,8; 15,6; 16,3$  и  $17,0$

получено:  $t_{c, \text{cp}} = 15,76$  ч/сут;  $V_{t_c} = 0,057$  и  $\delta_n = \delta_b = 0,023 < 0,1$  (расчет выполнен с достаточной достоверностью). После этого можно определить ранее не известные наработки по формуле

$$t_{i, i+1} = T_{i, i+1} t_{c, \text{cp}}. \quad (211)$$

Так получается более представительная выборка из наработок между ремонтами, например: 22,15; 23,306; 26,18; 21,85; 30,7; 25,32; 29,3; 31,7; 26,9; 36,1 и 41 тыс. ч. Выполним полный объем вычислений по определению среднего ресурса между ремонтами с проверкой на отсев числа 41.

При отброшенном числе 41 получаем:  $t_{p, \text{cp}} = 27,35$  тыс. ч,  $V_{t_c} = 0,167$  и  $t_{p, \text{в}} = 28,62$  тыс. ч, а при неотброшенном числе 41  $t'_{p, \text{cp}} = 28,59$  тыс. ч,  $V_{t_c} = 0,202$  и  $t'_{p, \text{в}} = 30,17$  тыс. ч. Поскольку  $t_{p, \text{в}} = 28,59 < 28,62$  тыс. ч, а  $t'_{p, \text{в}} = 30,17$  тыс. ч отличается от  $t_{p, \text{в}} = 28,62$  менее чем на 10%, то окончательно принимаем  $t_{p, \text{cp}} = 28,6$  тыс. ч. Средний ресурс определен с относительной ошибкой 5,5% при доверительной вероятности  $\beta = 0,8$ .

Аналогично вычисляются ресурсы между ремонтами (или ТО), трудоемкость и продолжительность ремонтов (или ТО).

Для изделий первого и второго классов продолжительность плановых ремонтов установить практически невозможно, поскольку она перекрывается сроками ремонта судна в целом, а работы по восстановлению элементов изделия выполняются в разных цехах завода.

Трудоемкость ремонта лучше всего определять по нормам времени и перечню выполняемых при ремонте работ.

Показатели долговечности и ремонтпригодности, полученные в результате статистической обработки информации, являются элементами фактической системы ППР и ППО. Для примера в табл. 41 приведены элементы такой системы для гребного устройства промыслового судна. В той же таблице определено условное число ТО и ремонтов каждого  $y$ -го вида  $z_y$ , определяемое по формулам

$$\left. \begin{aligned} z_1 &= \frac{t_{\text{cp}} - 1}{t_1} - 1; \\ z_2 &= \frac{t_{\text{cp}}}{t_2} - (z_1 + 1) = t_{\text{cp}} \left( \frac{1}{t_2} - \frac{1}{t_1} \right); \\ z_3 &= \frac{t_{\text{cp}}}{t_3} - (z_1 + z_2 + 1) = t_{\text{cp}} \left( \frac{1}{t_3} - \frac{1}{t_2} \right); \\ &\dots \\ &\dots \\ z_y &= t_{\text{cp}} \left( \frac{1}{t_{y+1}} - \frac{1}{t_y} \right), \end{aligned} \right\} \quad (212)$$

где  $y$  — номер вида ремонта или ТО. При этом  $t_y > t_{y+1}$ .



дуются проанализировать вероятности предупреждения отказов  $\Phi(t_y)_g$ , которые обуславливают выполнение ремонтных работ.

Вероятность предупреждения отказов  $g$ -го вида — это вероятность того, что после заданной наработки  $t_y$  во время ремонта  $y$ -го вида будут проведены восстановительные работы по предупреждению отказа  $g$ -го вида:

$$\Phi(t_y)_g = \frac{N_{gy}}{n_{\text{дет}}Z_y}, \quad (220)$$

где  $N_{gy}$  — суммарное число элементов, восстановленных при всех ремонтах  $y$ -го вида для предупреждения отказа  $g$ -го вида;  $n_{\text{дет}}$  — число рассматриваемых элементов в одном изделии;  $Z_y$  — число изделий, прошедших ремонт  $y$ -го вида

Таким способом можно не только установить целесообразность изменения сроков ремонта, но и оценить возможность увеличения норм износов. Сущность анализа заключается в проверке условия

$$\Phi(t_y)_g \geq F_{\text{доп. п.}}, \quad (221)$$

где  $F_{\text{доп. п.}}$  — допустимая вероятность достижения предельного состояния (см. п. 5).

Другим критерием оценки соответствия долговечности элементов назначенному ресурсу  $t_y$  служит вероятность фактического отказа  $F(t_y)_g$ , определяемая по формуле

$$F(t_y)_g = 1 - \exp\left[-\frac{t_y}{t_{0.g}}\right], \quad (222)$$

где  $t_{0.g}$  — наработка на отказ  $g$ -го вида, определяемая по рекомендациям п. 21.

Значения  $F(t_y)_g$  необходимо сравнить с допустимой вероятностью  $F_{\text{доп. о.}}$ , устанавливаемой по рекомендациям п. 5. Анализ следует выполнять с помощью табл. 42.

Рассмотрим методику анализа работ, осуществляемых при ремонте  $y$ -го вида для потенциальных отказов, на примере среднего ремонта гребного устройства при среднем ресурсе 13,2 тыс. ч. Такой анализ удобно проводить в табличной форме (табл. 43).

Из таблицы видно, что ремонт через 13,2 тыс. ч вызван необходимостью восстановления гребного винта, облицовки гребного вала в районе сальника и набора дейдвудного подшипника. Работы по восстановлению эпоксидного покрытия и устранению риска на облицовке нехарактерны для данного ремонта, и их можно не планировать. Однако из-за появления усталостных трещин и поломок гребного вала необходимо выполнять магнитную дефектоскопию гребного вала при техническом обслуживании через 6,7 тыс. ч (см. табл. 40), что резко увеличивает объем работы.

Выполненный анализ позволяет более объективно оценивать перечень работ и объем ремонта гребного устройства. Для этого

Результаты оценки		Заключение
$\Phi(t_y)_g$	$F(t_y)_g$	
$\Phi(t_y) \geq F_{\text{доп. п.}}$	$F(t_y) \leq F_{\text{доп. о.}}$	Работа по предупреждению отказа выполняется своевременно. Увеличение ресурса возможно при условии пересмотра норм предельного износа
$\Phi(t_y) \geq F_{\text{доп. п.}}$	$F(t_y) \geq F_{\text{доп. о.}}$	Работа по предупреждению отказа выполняется поздно. Необходимо снижение ресурса, уменьшение нормы предельного износа и изучение причин явного отказа $g$ -го вида, а также увеличение норм расхода запасных частей
$\Phi(t_y) \leq F_{\text{доп. п.}}$	$F(t_y) \leq F_{\text{доп. о.}}$	Работа по предупреждению отказа выполняется преждевременно. Возможно увеличение ресурса без разработки специальных мероприятий
$\Phi(t_y) \leq F_{\text{доп. п.}}$	$F(t_y) \leq F_{\text{доп. о.}}$	Нормы предельного состояния завышены. Необходимо уменьшение норм, изучение причин явного отказа; возможно уменьшение ресурса

с помощью значений  $\Phi(t_y)_g$  и  $F(t_y)_g$  необходимо установить перечень работ по восстановлению элементов изделия, а также по разборке, сборке, монтажу, демонтажу, дефектации и транспортировке деталей и узлов гребного устройства. После того как будет установлен перечень работ, следует определить их трудоемкость с помощью норм времени. Полученные в результате анализа данные позволяют также обосновать потребность в сменно-запасных частях и материалах на ремонт. Не менее важное значение имеет определение недостаточно долговечных деталей изделия. В нашем примере к таким деталям можно отнести гребной винт (из-за преждевременной эрозии) и гребной вал (из-за появления усталостных трещин).

Чтобы значительно уменьшить объем и стоимость среднего ремонта, а также предотвратить аварии гребного устройства, необходимо разработать план организационно-технических мероприятий по повышению прочности гребного вала и коррозионной стойкости гребного винта. Дальнейшего увеличения ресурса до этого вида ремонта или его полного исключения можно достигнуть за счет увеличения износостойкости дейдвудного подшипника и облицовки в районе носового уплотнения.



Вид ремонта	Элемент изделия	Причина (вид) отказа	Способ устранения отказа	$\Phi(t_j)$	$F_{доп.п}$	$F(t_j)$	$F_{доп.о}$	Заключение
Средний ремонт через 13,2 тыс. ч	Лопаста гребного винта	Эрозия	Реставрация или замена	0,36	0,20	0,000	0,001	Работа выполняется своевременно
	Облицовка гребного вала	Износ в районе носового сальника	Замена участка облицовки	0,52	0,50	0,000	0,001	То же
	То же	Царапины, риски и другие повреждения	Проточка под ремонтный размер	0,16	0,50	0,000	0,001	Работа выполняется преждевременно
	Эпоксидное покрытие вала	Отслоение, попадание воды	Замена покрытия	0,03	0,50	0,000	0,001	То же
	Тело вала гребного	Трещины около конуса гребного вала	Проточка до вода или замена вала	0,13	0,05	0,010	0,001	Работа выполняется поздно. Необходимы меры по предотвращению трещин
	Набор действующего подшипника из древеснострогального пластика	Изнашивание и увеличение зазора в подшипнике	Замена набора с учетом ремонтного размера	0,42	0,20	0,000	0,001	Работа выполняется своевременно

## 24. РЕКОМЕНДАЦИИ ПО АНАЛИЗУ НАДЕЖНОСТИ МАШИН И МЕХАНИЗМОВ В СУДОВЫХ УСЛОВИЯХ

**Общие замечания.** Все методические указания, которые были приведены выше, относились не к одному какому-либо изделию, а ко всей их совокупности. В частности, нормативные значения ресурсов, определяемые с помощью гамма-процентных ресурсов деталей и узлов, позволяют гарантировать безотказную работу всей совокупности изделий в условиях рассеивания характеристик их надежности. Благодаря этому конкретные судовые машины и механизмы могут иметь более высокие запасы надежности, что позволяет существенно (иногда в несколько раз) продлить их межремонтные периоды по сравнению с нормативными.

С другой стороны, при неблагоприятных сочетаниях конструктивно-технологических факторов действительные запасы надежности некоторых объектов могут оказаться ниже расчетных.

Из сказанного следует, что нормативы, установленные в эксплуатационной и ремонтной документации, можно и нужно корректировать применительно к фактическому техническому состоянию данной машины в реальных условиях эксплуатации. Возможность увеличения ресурсов машины должны учитывать судовые механики при организации работы по техническому обслуживанию и ремонту судовой техники, в первую очередь машин и механизмов.

Вместе с тем корректировка нормативов для каждого конкретного объекта требует соответствующих обоснований. Для этого необходимо систематическое наблюдение за изменением технического состояния подконтрольного механизма как во время эксплуатации, так и при выполнении ремонтов. Учет результатов наблюдения за техническим состоянием судовых машин входит в прямые обязанности судовых механиков.

Однако еще далеко не всегда получаемая таким путем информация используется для решения указанной выше задачи с целью получения реального экономического эффекта непосредственно в судовых условиях. Это отчасти объясняется тем, что в инструкциях по обслуживанию отсутствуют способы расчета полных  $t_R$  и остаточных  $t_{ост}$  ресурсов с помощью оценки уровня технического состояния деталей и узлов машины за прошедший период эксплуатации.

Рассмотрим ряд практических способов анализа надежности судовой техники, которые могут быть использованы судовыми специалистами для уточнения, а зачастую и для значительного увеличения периода эксплуатации до очередного ремонта или технического обслуживания. Мы не останавливаемся на способах оценки технического состояния различных видов судовой техники, учитывая, что эксплуатационная и ремонтная документация, а также собственный практический опыт позволят судовому механику с помощью имеющихся средств (штатных контрольно-измерительных

приборов, специальных инструментов и аппаратуры) определять значения выходных параметров  $H_i$ , характеризующих техническое состояние того или иного узла или системы изделия после заданной наработки  $t_i$ .

**Подготовка к наблюдениям за техническим состоянием судовой техники.** Анализ надежности машин и механизмов в судовых условиях требует определенных затрат времени. Поэтому такой анализ целесообразно выполнять только для основных машин и механизмов, лимитирующих трудоемкость технического обслуживания и ремонта судна в целом. Таким образом, подготовку к изучению надежности судовой техники следует начать с определения перечня подконтрольных машин и механизмов. В этот перечень рекомендуется включить главный двигатель, редуктор, валопровод, дейдвудное устройство, гребной винт, дизель-генераторы и другое основное оборудование.

Следующий этап подготовки к наблюдениям — подбор необходимой документации: конструкторской, ремонтной и эксплуатационной. С ее помощью следует установить перечень контролируемых выходных параметров, предельно допустимые  $H_{пр}$  и установочные  $H_{уст}$  значения этих параметров (в том числе износов и зазоров). Затем следует подготовить бланки для регистрации результатов наблюдений и измерений. Во многих случаях формы для регистрации износов и зазоров приводятся в инструкциях по эксплуатации, формулярах или специальных журналах, разработанных проектными организациями министерств, владеющих флотом. В таких журналах приводятся карты с эскизами деталей и узлов, где указаны места измерений и величины установочных и предельно допустимых износов и зазоров. Для узлов и деталей, техническое состояние которых можно оценить только путем разборки механизма, результаты измерений записывают в указанных картах.

Если выходные параметры контролируются по показаниям штатных приборов или другими простыми способами, без разборки механизма, то для записи результатов измерений через определенные промежутки времени следует подготовить соответствующие таблицы.

Наряду с бланками для регистрации текущих изменений выходных параметров целесообразно иметь формы для учета фактических отказов, в которые должны входить такие графы: дата и время возникновения отказа; наработка до отказа изделия и детали (эти наработки могут не совпадать); время простоя изделия при выполнении работ по восстановлению работоспособности; описание отказа и причин его возникновения; способ восстановления и расход ЗИП.

Кроме того, необходимо наладить строгий учет расхода ЗИП в эксплуатации. Это позволит более обоснованно требовать увеличения норм сменно-запасных частей.

Необходимо приобрести новые и привести в нормальное техническое состояние существующие контрольно-измерительные при-

боры, инструмент и приспособления для контроля выходных параметров, износов и зазоров.

Для выполнения расчетов по анализу надежности на судне необходимо иметь соответствующую вычислительную технику. Наиболее пригодными для этой цели являются ЭКВМ «Электроника СЗ-15», «Электроника БЗ-18», «Электроника БЗ-21» или любая другая ЭКВМ отечественного или иностранного производства, отвечающая требованиям п. 7.

**Организация наблюдений за техническим состоянием судовых машин и механизмов.** Периодичность регистрации тех или иных выходных параметров, характеризующих техническое состояние машины и ее составных частей, узлов и деталей, устанавливается из инструкции по эксплуатации с учетом предполагаемой долговечности этих элементов и доступности контроля выходных параметров.

Имеется много выходных параметров, которые можно контролировать по штатным приборам или с помощью специальных средств безразборной диагностики без остановки машины. Поэтому такой контроль осуществляется каждую вахту или несколько раз за вахту. Измерение параметров следует всегда выполнять при одинаковом режиме работы, например при номинальном. В противном случае невозможно будет проследить за изменением технического состояния машины во времени из-за влияния различных режимов работы.

Некоторые выходные параметры можно измерять при остановленной машине без ее разборки. Например, зазор в дейдвудном подшипнике можно определить во время докования судна с помощью специального приспособления для измерения просадки гребного вала.

Многие выходные параметры проверяются в процессе технического обслуживания машин, во время которого выполняется их частичная разборка или демонтаж малогабаритных наружных деталей и узлов. При этом используются стандартные измерительные приборы и специальные приспособления. Например, для определения износа деталей форсунок дизеля ее демонтируют и опрессовывают на специальном стенде для определения давления распыливания топлива.

Зазоры в головном и кривошипном подшипниках дизеля можно установить по перемещению поршня при искусственном разрежении воздуха в цилиндре. При этом измерения осуществляются посредством шупа и индикатора. Зазоры в кривошипных подшипниках принято определять с помощью выжимки свинцовой прокладки.

При эксплуатации двигателей, компрессоров и других многоцилиндровых машин в последнее время практикуется дефектация только одного-двух цилиндров с соответствующим измерением зазоров и износов. Это позволяет оценить возможность дальнейшей эксплуатации двигателя с минимальными затратами на техническое обслуживание и значительно продлить межремонтные периоды.

Результаты наблюдения за техническим состоянием машин регистрируются в приведенных выше специальных таблицах, где необходимо записывать не только значения выходных параметров  $H_i$ , но и наработку к дате, когда измеряется параметр  $t_i$ . Отсчет времени производится с момента установки начального (установочного) выходного параметра  $H_{уст}$ . Эти данные и являются исходными при определении остаточных ресурсов.

Наряду с наблюдениями за изменением технического состояния машин необходимо наладить систематический учет отказов с регистрацией наработки отказавшего элемента.

**Подготовка исходных данных для расчета остаточных ресурсов.** Для расчета остаточных ресурсов следует определить значения изменения выходного параметра относительно установочного выходного параметра

$$h_i = |H_i - H_{уст}|. \quad (223)$$

Подготовка к расчету остаточного ресурса заключается в получении парных значений  $h_i$  и  $t_i$ . Анализ надежности с оценкой остаточного ресурса можно выполнять начиная с первого измерения выходного параметра. Это позволяет произвести расчет остаточного ресурса в первом приближении с помощью экстраполяции характеристики изменения выходного параметра по одной точке.

При каждом последующем измерении (если это можно выполнить до замены детали) значения ресурсов должны уточняться путем экстраполяции по двум, а затем и по большему количеству точек.

**Расчет остаточных ресурсов.** Рекомендуется следующий общий порядок расчета остаточных ресурсов при рассмотрении конкретного выходного параметра  $H$ .

Прежде всего необходимо определить предельно допустимое изменение выходного параметра (например, износа)

$$h_{пр} = |H_{пр} - H_{уст}|. \quad (224)$$

Затем следует установить характеристику изменения выходного параметра

$$h = \psi(t). \quad (225)$$

Такая характеристика устанавливается с помощью опытных значений  $h_i$  для заданных наработок  $t_i$  по приводимой ниже методике.

После установления характеристики изменения выходного параметра необходимо рассчитать полный ресурс элемента путем решения уравнения

$$h_{пр} = \psi(t_R) \quad (226)$$

относительно  $t_R$ .

Тогда остаточный ресурс определяется по формуле

$$t_{ост} = t_R - t_i. \quad (227)$$

Рассмотрим несколько примеров расчета остаточных ресурсов при различном числе точек, заданных координатами  $(h_i, t_i)$ , т. е. при различном числе измерений выходного параметра.

**Расчет остаточного ресурса по одной точке.** К этому расчету приходится прибегать, если периодичность измерений рассматриваемого параметра сравнительно велика (например, более месяца). Результаты этого расчета следует рассматривать как первое приближение, они должны уточняться по мере выполнения последующих измерений.

Если нам известно изменение выходного параметра  $h_1$  после наработки  $t_1$ , то характеристику изменения этого параметра следует искать в виде

$$h = vt. \quad (228)$$

Очевидно, что в этом случае средняя скорость изнашивания  $v$  (изменения выходного параметра) будет определяться по формуле

$$v = \frac{h_1}{t_1}. \quad (229)$$

Отсюда следуют формулы для расчета полного ресурса

$$t_R = \frac{h_{пр}}{v} \quad (230)$$

и остаточного ресурса (после наработки  $t_i$ )

$$t_{ост} = t_R - t_i = \frac{1}{v} (h_{пр} - h_1). \quad (231)$$

**Пример.** Согласно нормативно-технической документации предельно допустимый и установочный зазоры рамового подшипника двигателя составляют  $H_{пр} = 0,30$  и  $H_{уст} = 0,15$  мм соответственно. Измерениями установлено, что после наработки  $t_1 = 4$  тыс. ч зазор составил  $H_1 = 0,18$  мм. Требуется определить остаточный ресурс.

**Решение.** Определяем последовательно: предельно допустимый износ

$$h_{пр} = H_{пр} - H_{уст} = 0,30 - 0,15 = 0,15 \text{ мм};$$

фактический износ

$$h_1 = H_1 - H_{уст} = 0,18 - 0,15 = 0,03 \text{ мм};$$

среднюю скорость износа

$$v = \frac{0,03}{4} = 0,0075 \text{ мм/тыс. ч};$$

полный ресурс

$$t_R = \frac{h_{пр}}{v} = \frac{0,15}{0,0075} = 20 \text{ тыс. ч};$$

остаточный ресурс

$$t_{\text{ост}} = t_R - t_1 = 20 - 4 = 16 \text{ тыс. ч.}$$

**Определение остаточного ресурса по двум точкам.** При наличии двух измерений выходных параметров  $H_1$  и  $H_2$  после соответствующих наработок  $t_1$  и  $t_2$  может быть получена более достоверная характеристика изменения выходного параметра, чем при одном измерении. Однако и в этом случае желательно дальнейшее ее уточнение при последующих измерениях.

В основу экстраполяции положено решение двух уравнений с двумя неизвестными. Такой способ можно применить как для самих значений  $h_1$  и  $h_2$ , так и для их логарифмов. В последнем случае следует искать функцию изменения выходного параметра следующего вида:

$$h = Ct^m. \quad (232)$$

Параметры такой функции определяются по формулам:

$$m = \frac{\lg \frac{h_2}{h_1}}{\lg \frac{t_2}{t_1}}; \quad (233)$$

$$C = h_2 t_2^{-m}. \quad (234)$$

Отсюда вытекают формулы для расчета полного и остаточного ресурсов:

$$t_R = \left( \frac{h_{\text{нп}}}{C} \right)^{\frac{1}{m}}; \quad (235)$$

$$t_{\text{ост}} = t_R - t_2 = \left( \frac{h_{\text{нп}}}{C} \right)^{\frac{1}{m}} \left[ 1 - \left( \frac{h_2}{h_{\text{нп}}} \right)^{\frac{1}{m}} \right]. \quad (236)$$

**Пример.** В предыдущем примере к результату первого измерения добавлен результат измерения зазора  $H_2 = 0,25$  мм через 14 тыс. ч. Требуется определить остаточный ресурс после этой наработки.

Принимая во внимание результаты предыдущих вычислений  $h_{\text{нп}} = 0,15$  мм и  $h_1 = 0,03$  мм, находим износ после 14 тыс. ч:  $h_2 = H_2 - H_{\text{уст}} = 0,25 - 0,15 = 0,10$  мм. Тогда параметры характеристики износа подшипника можно определить по формулам:

$$m = \frac{\lg \frac{0,10}{0,03}}{\lg \frac{14}{4}} = 0,961;$$

$$C = 0,1 \cdot 14^{-0,961} = 0,0079.$$

Отсюда находим полный ресурс по формуле

$$t_R = \left( \frac{0,15}{0,0079} \right)^{\frac{1}{0,961}} = 21,35 \text{ тыс. ч}$$

и остаточный ресурс после наработки 14 тыс. ч по формуле

$$t_{\text{ост}} = 21,35 - 14 = 7,35 \text{ тыс. ч.}$$

Тот же результат получаем по формуле

$$t_{\text{ост}} = \left( \frac{0,15}{0,0079} \right)^{\frac{1}{0,961}} \left[ 1 - \left( \frac{0,10}{0,15} \right)^{\frac{1}{0,961}} \right] = 7,35 \text{ тыс. ч.}$$

**Расчет остаточного ресурса при любом числе точек.** Если получено больше двух точек замеров, то для определения характеристики изменения выходного параметра следует применить корреляционный анализ и метод наименьших квадратов, описанный в п. 10. Решение лучше всего искать в виде степенной функции (232), для чего необходимо вычислить логарифмы  $\lg h_i$  и  $\lg t_i$ .

Тогда в уравнении регрессии вида (84)  $Y = \lg h$ ,  $X = \lg t$ ,  $A = \lg C$  и  $m = B$ . При этом  $C = 10^A$ .

После определения параметров  $m$  и  $C$  рассчитывается полный и остаточный ресурс по формулам (235) и (236).

**Пример.** Необходимо вычислить остаточный ресурс кривошипного подшипника дизеля после наработки 21 тыс. ч по данным об его износах, приведенным в первых трех графах табл. 44. При этом  $h_{\text{нп}} = 0,22$  мм. С помощью этих данных вычислены суммы  $\sum X_i = 4,4014$ ;  $\sum Y_i = -6,114638$ ;  $\sum X_i^2 = 4,584582$ ;  $\sum Y_i^2 = 8,0422928$ ;  $\sum X_i Y_i = -4,753325$ .

Таблица 44

$i$	$t_i$ , тыс. ч	$h_i$ , мм	$X_i = \lg t_i$	$Y_i = \lg h_i$
1	2	0,02	0,301	-1,699
2	4	0,03	0,602	-1,523
3	10	0,08	1,000	-1,097
4	15	0,10	1,176	-1,000
5	21	0,16	1,322	-0,796

Полученные суммы позволили вычислить вспомогательные величины:  $X_{\text{ср}} = 0,88028$ ;  $Y_{\text{ср}} = -1,2229276$ ;  $S_x = 0,710036$ ;  $S_y = 0,5645335$ ;  $S_{xy} = 0,6292678$ .

Отсюда находим коэффициент корреляции  $r_{xy} = 0,9939$ , а также постоянные  $B = 0,898$  и  $A = -2,0079$ . Тогда искомые параметры характеристики износа составят  $m = 0,898$  и  $C = 10^{-2,0079} = 0,0098$ .

Таким образом,  $h = 0,0098 t^{0,898}$ .

По этой формуле находим полный ресурс:

$$t_R = \left( \frac{h_{\text{нр}}}{C} \right)^{\frac{1}{m}} = \left( \frac{0,22}{0,0098} \right)^{\frac{1}{0,898}} = 31,96,$$

откуда остаточный ресурс  $t_{\text{ост}} = 31,96 - 21 = 10,96$  тыс. ч.

Если значение коэффициента корреляции  $r_{xy}$  будет указывать на неудовлетворительную корреляционную связь между логарифмами износа и наработки, то следует проверить возможность аппроксимации характеристики износа линейной функцией вида  $h = a + bt$ .

Задачу определения остаточных ресурсов можно решать и графическим способом. Для этого на миллиметровой бумаге нужно построить график логарифмов износа и наработки, а затем среди случайных точек провести (на глаз) прямую до пересечения с линией предельно допустимого износа. Точка пересечения этих линий будет соответствовать полному ресурсу. После этого остаточный ресурс определяется по формуле (231).

**Оценка возможности продления межремонтного ресурса с помощью остаточных ресурсов деталей и узлов.** Для решения этой задачи необходимо иметь четкое представление о том, какие детали и узлы подлежат ревизии при данном виде ремонта. Например, при доковании рыболовного траулера после двух лет эксплуатации (наработка примерно 10 тыс. ч) необходимо проводить дефектацию гребного устройства в следующем объеме: осмотр гребного винта, определение износа дейдвудного подшипника, определение износа облицовки в районе носового сальника и др.

Обычно по результатам дефектации необходимо принимать решение о том, следует ли выполнять восстановительные работы во время этого докования или можно оставить дейдвудный подшипник, гребной вал и гребной винт для работы на два последующих года.

Методика оценки возможности продления межремонтного периода очень проста. Она заключается в сравнении полных и остаточных ресурсов с требуемым межремонтным периодом: если эти ресурсы окажутся больше требуемого, то последний считается подтвержденным и срок службы изделия может быть продлен.

Предположим, что у рассматриваемого гребного устройства остаточные ресурсы составили: по износу дейдвудного подшипника 12 тыс. ч; по износу облицовки в районе носового сальника 19 тыс. ч; по коррозии лопастей гребного винта 63 тыс. ч.

При таких данных можно принять решение о продлении срока службы гребного устройства еще на два года до следующего освидетельствования через 10 тыс. ч.

При рассмотрении остаточных ресурсов, определенных для ряда выходных параметров, может оказаться, что некоторые из них будут все же меньше требуемого ресурса на 10—20%. В таких случаях, как правило, можно допустить продление эксплуатации

до требуемого ресурса ввиду известных запасов надежности, которые заложены в уровень предельного состояния. При больших отклонениях от требуемого ресурса вопрос следует решать индивидуально, с учетом не только потенциальных, но и фактических отказов.

**Корректировка полных и остаточных ресурсов с учетом фактических отказов.** При решении вопроса о продлении межремонтных периодов кроме анализа характеристик изменения выходных параметров необходима количественная оценка фактических отказов, а также недопустимых потенциальных отказов, развитие которых нельзя проконтролировать с помощью выходных параметров (например, усталостные трещины).

Для количественной оценки таких отказов необходимо применять следующие показатели: коэффициент готовности  $K_T$ ; вероятность безотказной работы  $P(t)$  для фактических отказов каждого вида и вероятность достижения предельного состояния  $F(t)$  для недопустимых потенциальных отказов каждого вида. Эти показатели следует рассчитывать для времени  $t_{\text{тр}}$ , равного межремонтному периоду эксплуатации или периоду между сроками технического обслуживания (в зависимости от назначения детали), затем сравнивать эти показатели с допустимыми значениями, приведенными в п. 6. По результатам сравнения можно сделать окончательное заключение о допустимости продления межремонтного периода. Если необходимый уровень безотказности за этот период не будет обеспечен, то межремонтный период необходимо уменьшить до значения гамма-процентного ресурса для соответствующего вида отказа.

Чтобы можно было определить указанные показатели, необходимо найти параметры распределения наработки до отказа или до предельного состояния. Способы расчета параметров распределения даны в гл. 2, причем во всех случаях рекомендуется пользоваться распределением Вейбулла. Выбор же способа расчета зависит от условий получения исходной информации. Чаще всего приходится применять способ определения параметров распределения с помощью интенсивностей отказов, так как обычно образуется переменная выборка.

Исходные данные для таких расчетов (число отказов, наработка до отказов, наработка неотказавших деталей, наработка и время простоя машин) должны сводиться в приведенные выше табличные формы.

Следует отметить, что в первое время наблюдения за подконтрольными объектами информации для достоверной оценки показателей надежности бывает недостаточно. Тем не менее рекомендуется выполнять оценку вероятностных показателей одновременно с определением остаточных ресурсов при любом количестве данных. По мере их накопления результаты расчета могут уточняться.

Необходимое количество исходных данных быстрее всего можно накопить для деталей, которые имеют небольшую наработку на

отказ, когда машина содержит определенное число однотипных деталей. Например, такому условию отвечают элементы топливной аппаратуры или цилиндропоршневой группы дизеля. Если же машина имеет только одну деталь, которая к тому же имеет очень большую наработку до отказа, то для получения более достоверных результатов расчета показателей надежности желательно собрать информацию от отказах этих деталей на других судах или запросить соответствующую информацию в проектных организациях. Для расчета показателей надежности и анализа этих показателей рекомендуется пользоваться методикой, приведенной в предыдущих главах.

---

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Создание высоконадежных изделий судовой техники с наименьшими затратами можно обеспечить только при комплексном подходе к решению всех задач в области надежности.

Например, при проектировании новых машин необходимо убедительное обоснование назначенных ресурсов, гарантирующих безотказную их работу в начальный период эксплуатации. По мере накопления информации появляется возможность корректировать нормативы периодичности и объемов ремонтов, а также расхода сменно-запасных частей с учетом особенностей эксплуатации судов. Эти нормативы позволяют более точно планировать ремонты и мероприятия по техническому обслуживанию судов по флоту в целом. Однако и они могут быть впоследствии откорректированы применительно к каждому конкретному изделию путем специально организованных наблюдений за техническим состоянием изделий в судовых условиях.

Подобный комплексный подход целесообразно применять и при организации работ, направленных на улучшение качества судовой техники.

При проектировании изделия следует учитывать требования заказчика к номенклатуре и нормам показателей надежности, которые должны быть обоснованы соответствующими расчетами, испытаниями или опытом эксплуатации аналогичных изделий.

На флотах необходимо организовать сбор, систематизацию и обработку информации о фактических показателях надежности, которые нужны для оценки качества изделий при государственной аттестации, а также для совершенствования требований по надежности изделий различного назначения. Эксплуатирующие организации должны систематически выявлять и предъявлять поставщикам сведения о конструктивно-технологических недостатках судового оборудования для последующего принятия решения о способах устранения причин отказов.

При разработке мероприятий по повышению надежности конкретных узлов и деталей проектант должен обеспечить такие запасы надежности и долговечности, которые позволяли бы гарантировать безопасную работу машины при заданных условиях эксплуатации.

Для дальнейшего совершенствования методов обеспечения надежности, предложенных в настоящей книге, рекомендуется более глубоко изучать критерии предельного состояния и характеристики процессов старения элементов машин. Очень перспективным направлением можно считать исследование зависимости коэффициентов вариации от условий эксплуатации, технического обслуживания, ремонта и изготовления деталей. Накопление и обработка статистических данных о коэффициентах вариации позволит с большей достоверностью прогнозировать и обеспечивать ресурсы машин на стадии проектирования с помощью моделей потенциальных отказов.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Анилович В. Я., Дьяченко В. А. Эксплуатационная надежность сельскохозяйственных машин. Минск, Урожай, 1974.
2. Беляковский Н. Г. Конструктивная амортизация механизмов, приборов и аппаратуры на судах. Л., Судостроение, 1965.
3. Бойцов Б. В. Надежность шасси самолетов. М., Машиностроение, 1976.
4. Болотин В. В. Статистические методы в строительной механике. М., Госстройстандарт, 1961.
5. Варжапетян А. Г. Техническая эффективность и надежность судовых систем управления. Л., Судостроение, 1969.
6. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. М., Наука, 1969.
7. Гаскаров Д. В., Голинкевич Т. А., Мозгалевский А. В. Прогнозирование технического состояния и надежности радио-электронной аппаратуры. М., Советское радио, 1974.
8. Герцбах И. Б., Кордонский Х. Б. Модели отказов. М., Советское радио, 1966.
9. Гриневич Г. П., Каменская Е. А. Надежность погрузочно-разгрузочных машин. М., Транспорт, 1974.
10. Ден-Гартог Дж. П. Механические колебания. М., Физматгиз, 1960.
11. Елизаветин М. А. Повышение надежности машин. М., Машиностроение, 1973.
12. Ермолин Н. П., Жерехин И. П. Надежность электрических машин. Л., Энергия, 1976.
13. Ефремов Л. В. Аппроксимирующие распределения вероятностей для анализа и прогнозирования надежности изделий. — Вестник машиностроения, 1976, № 8, с. 59—62.
14. Ефремов Л. В. Методические указания по определению показателей надежности оборудования промышленных судов. — Сборник методических пособий по обеспечению эксплуатационных качеств и надежности оборудования промышленных судов. Л., Судостроение, 1977, с. 5—78.
15. Ефремов Л. В. Методы расчетов параметров распределения Вейбулла при исследовании надежности судового оборудования. — ОИ ЦНИИТЭИРХ, серия 11, вып. 12, 1975, с. 9—15.
16. Ефремов Л. В. Обеспечение надежности гребных устройств промышленных судов. — ОИ ЦНИИТЭИРХ, серия 11, вып. 2, 1976, с. 8—18.
17. Ефремов Л. В. Обеспечение надежности комплектующего оборудования судов флота рыбной промышленности. — ОИ ЦНИИТЭИРХ, серия 11, вып. 2—3, 1975, с. 3—11.

18. Е ф р е м о в Л. В. Определение показателей долговечности и безотказности оборудования судов. — Надежность и контроль качества, М., Издательство стандартов, 1977, № 9, с. 14—20.
19. Е ф р е м о в Л. В. Рекомендации по статистической обработке информации о технической эксплуатации флота рыбной промышленности. — ОИ ЦНИИТЭИРХ, серия 11, 1974, № 2, с. 11—15.
20. Е ф р е м о в Л. В. Справочник по крутильным колебаниям велопродов судов флота рыбной промышленности. Л., изд. Гипрорыбфлота, 1970.
21. И с т о м и н П. А. Динамика судовых двигателей внутреннего сгорания. Л., Судостроение, 1964.
22. И с т о м и н П. А. Крутильные колебания в судовых ДВС. Л., Судостроение, 1968.
23. К а н т о р о в и ч В. И. Надежность малых холодильных машин. М., Пищевая промышленность, 1972.
24. К а р п о в Л. Н. Надежность и качество судовых дизелей. Л., Судостроение, 1975.
25. К е р-В и л ь с о н У. Вибрационная техника. М., ГНТИМЛ, 1963.
26. К о р к о ш С. В., О б р а з ц о в Б. М., А н д у ш к и н К. Н. Надежность судовых трубопроводов. Л., Судостроение, 1972.
27. К у б а р е в А. И. Надежность в машиностроении. М., Издательство стандартов, 1977.
28. К у з ь м и н Р. В. Техническое состояние и надежность судовых механизмов. Л., Судостроение, 1974.
29. М е р к у л о в В. А., П а с у м а н с к и й Е. М. Обеспечение надежности гребных валов транспортных судов. Л., Судостроение, 1978.
30. М и ш и н И. А. Долговечность двигателей. М., Машиностроение, 1975.
31. О д и н г И. А. Допускаемые напряжения в машиностроении и циклическая прочность металлов. М., Машгиз, 1962.
32. П о л о в к о А. М. Основы теории надежности. М., Наука, 1964.
33. П р о н и к о в А. С. Износ и долговечность станков. М., Машгиз, 1975.
34. П р о н и к о в А. С. Надежность машин. М., Машиностроение, 1978.
35. П р о н и к о в А. С. Основы надежности и долговечности машин. М., Издательство стандартов, 1969.
36. П р о н и к о в А. С. Параметрическая надежность машин, М., Знание, 1976.
37. Прочность и долговечность автомобиля /Гольд Б. В., Оболенский Е. П., Стефанович Ю. Г., Трофимов О. Ф. М., Машиностроение, 1974.
38. Расчетные методы оценки трения и износа. Сборник статей. Брянск, Приокское книжное издательство, 1975.
39. Р е ш е т о в Д. Н. Работоспособность и надежность деталей машин. М., Высшая школа, 1974, с. 115—121.
40. Р я б и н и н И. А. Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. Л., Судостроение, 1971.
41. С е р е н с е н С. В., К о г а е в В. П., Ш н е й д е р о в и ч Р. М. Несущая способность и расчет деталей [машин на прочность.] М., Машиностроение, 1975.
42. С м и р н о в О. Р., Ю д и ц к и й Ф. Л. Надежность судовых энергетических установок. Л., Судостроение, 1974.
43. С о т с к о в Б. С. Основы теории и расчета надежности элементов и устройств автоматики и вычислительной техники. М., Высшая школа, 1970.
44. Справочник по надежности. Т. 1, М., Мир, 1969.
45. Справочник машиностроителя. Т. 3, М., Машгиз, 1955.
46. С т е п а н о в М. Н., Г и а ц и н т о в Е. В. Усталость легких конструкционных сплавов. М., Машиностроение, 1973.
47. Т е р с к и х В. П. Крутильные колебания валопровода силовых установок. В 4 томах. Л., Судостроение, 1969—1971.
48. Т и м о ш е н к о С. П. Колебания в инженерном деле. М., Наука, 1967.
49. Х е в и л е н д Р. Инженерная надежность и расчет на долговечность. М.—Л., Машиностроение, 1966.
50. Ч у в и к о в с к и й В. С., П а л и й О. М. Основы теории надежности корпусных конструкций. Л., Судостроение, 1965.
51. Ш к о л ь н и к Л. М. Методика усталостных испытаний. Справочник. М., Metallургия, 1978.
52. Ш о р Я. Б., К у з ь м и н Ф. И. Таблицы для анализа и контроля надежности. М., Советское радио, 1968.
53. Fertigungstechnik und Betrieb. — DDR, № 6, 1967.



## ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие . . . . .	3
Условные обозначения . . . . .	7
<b>Глава 1. Основные понятия о надежности судовой техники . . . . .</b>	<b>9</b>
1. Цели и задачи изучения надежности . . . . .	—
2. Классификация изделий судовой техники и их элементов . . . . .	12
3. Критерии надежности . . . . .	14
4. Показатели надежности . . . . .	28
5. Нормы надежности изделий судовой техники . . . . .	36
<b>Глава 2. Методика статистической обработки информации о надежности . . . . .</b>	<b>44</b>
6. Общие сведения о методах статистической обработки информации . . . . .	—
7. Выборочные совокупности случайных величин и их статистические характеристики . . . . .	45
8. Законы распределения вероятностей . . . . .	52
9. Расчет средних значений и оценка их достоверности . . . . .	67
10. Корреляционный анализ и метод наименьших квадратов . . . . .	76
11. Определение параметров и выбор закона распределения формальными методами . . . . .	80
12. Выбор закона распределения с наилучшими аппроксимирующими свойствами . . . . .	96
13. Выбор закона распределения на основе изучения физической природы отказов . . . . .	99
14. Определение минимального числа объектов при планировании испытаний на надежность . . . . .	105
<b>Глава 3. Анализ надежности машин и механизмов с учетом потенциальных отказов элементов . . . . .</b>	<b>107</b>
15. Общий порядок анализа потенциальных отказов . . . . .	—
16. Анализ потенциальных отказов со степенной и линейной характеристиками процессов старения . . . . .	109
17. Анализ потенциальных отказов из-за усталостных разрушений металлов . . . . .	116
18. Анализ внезапных отказов . . . . .	128
19. Основные пути обеспечения надежности элементов изделий . . . . .	132
20. Определение нормативных показателей надежности судовой техники . . . . .	141

<b>Глава 4. Практика анализа фактических показателей надежности судовой техники . . . . .</b>	<b>146</b>
21. Организация работ по сбору, систематизации и обработке информации о надежности в эксплуатации . . . . .	—
22. Примеры анализа фактических показателей безотказности . . . . .	147
23. Примеры анализа фактических показателей долговечности и ремонтпригодности . . . . .	152
24. Рекомендации по анализу надежности машин и механизмов в судовых условиях . . . . .	159
Заключение . . . . .	169
Список литературы . . . . .	171

СЕРИЯ «КАЧЕСТВО И НАДЕЖНОСТЬ»

**ЛЕОНИД ВЛАДИМИРОВИЧ ЕФРЕМОВ**

---

**ПРАКТИКА  
ИНЖЕНЕРНОГО АНАЛИЗА НАДЕЖНОСТИ  
СУДОВОЙ ТЕХНИКИ**

Редактор А. И. Варковецкая. Художественный редактор В. А. Пурицкий. Технический редактор А. П. Ширяева. Корректор С. Л. Осмоловская  
ИБ № 669

Сдано в набор 13.03.80. Подписано к печати 21.05.80. М-27031. Формат издания 60×90/16. Бумага типографская № 2. Гарнитура шрифта литературная. Печать высокая. Усл. печ. л. 11,0. Уч.-изд. л. 11,7. Тираж 6500 экз. Изд. № 3526-79. Заказ № 578. Цена 75 коп.

Издательство «Судостроение», 191065, Ленинград, ул. Гоголя, 8.  
Ленинградская типография № 4 Ордена Трудового Красного Знамени Ленинградского объединения «Техническая книга» им. Евгении Соколовой Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли, 191126, Ленинград, Социалистическая ул., 14.