

**Новая
Университетская
Библиотека**

БЕЗОПАСНОСТЬ И НАДЕЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ



УЧЕБНОЕ ПОСОБИЕ

Каменистые тропы науки – это горы литературы,
уступы книг, которые нужно прочесть, усвоить.
Но книги – это путеводитель, по которому можно
ориентироваться на дорогах науки.

А.Я. Яншин, академик

БЕЗОПАСНОСТЬ И НАДЕЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

*Допущено Учебно-методическим объединением
высших учебных заведений Российской Федерации
по образованию в области авиации, ракетостроения и космоса
в качестве учебного пособия для студентов
высших учебных заведений, обучающихся по специальности
«Испытание летательных аппаратов»*



Москва
Логос
2008

УДК 681
ББК 22.172
А46

Серия основана в 2003 году

Рецензенты:

доктор технических наук *Г.И. Грозовский* (ВНИИНМАШ),
доктор технических наук *Г.И. Федоренко* (ВНИИС)

Авторы:

Л.Н. Александровская, И.З. Аронов, В.И. Круглов,
А.Г. Кузнецов, Н.Н. Патраков, А.М. Шолом

А46 Безопасность и надежность технических систем / Л.Н. Александровская, И.З. Аронов, В.И. Круглов и др.: Учеб. пособие. — М.: Университетская книга, Логос, 2008. — 376 с.: ил. (Новая университетская библиотека)

ISBN 978-5-98704-115-5

Даны основные понятия в области обеспечения безопасности и надежности технических систем и их наиболее важные показатели. Систематизированы методы обеспечения безопасности и надежности изделий на различных этапах их жизненного цикла: при разработке, производстве и эксплуатации. Основное внимание уделено методам качественного анализа и превентивным методам борьбы с отказами. Значительное место занимает системное изложение современной теории вероятностно-статистического анализа безопасности сложной технической продукции. В качестве базовой концепции принята методология «приемлемого риска». Применение методов вероятностного анализа безопасности проиллюстрировано на большом числе примеров.

Предназначено для студентов высших учебных заведений, обучающихся по специальности «Испытание летательных аппаратов». Может использоваться в учебном процессе по широкому кругу направлений (специальностей) техники и технологии, особенно при подготовке кадров, специализирующихся в области испытаний, проектирования и эксплуатации сложных технических систем. Представляет интерес для ученых и специалистов в области авиации, ракетостроения и космоса.

ББК 22.172

ISBN 978-5-98704-115-5

© Авторы, указанные на обороте
титульного листа, 2006
© «Университетская книга», 2008
© «Логос», оформление, 2008

Оглавление

Введение	7
ЧАСТЬ 1. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ СЛОЖНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ	
Глава 1. Краткий обзор формирования методов обеспечения надежности и безопасности техники	9
1.1. Три этапа в развитии научно-технического направления «Надежность»	9
1.2. Краткий обзор формирования методов анализа безопасности	12
Глава 2. Социально-экономические проблемы обеспечения надежности и безопасности техники	14
2.1. Социальные аспекты безопасности	14
2.2. Экономические аспекты безопасности	19
Глава 3. Основные понятия в области надежности и безопасности	21
3.1. Состояния объектов при анализе надежности и безопасности	21
3.2. Основные показатели надежности и безопасности	26
3.3. Связь между понятиями надежности, эффективности и безопасности сложных технических систем	38
ЧАСТЬ 2. МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ	
Глава 4. Методы обеспечения потенциальной (проектной) надежности	44
4.1. Выбор запасов прочности	44
4.2. Выбор метода резервирования	56
4.3. Качественный анализ надежности	66
4.4. Анализ зависимых отказов	84
Глава 5. Методы обеспечения технологической надежности	91
5.1. Статистические методы управления технологическими процессами	91
5.2. Комплексная параллельная разработка допусков	114
5.3. Индексы воспроизводимости технологических процессов	123
Глава 6. Методы обеспечения эксплуатационной надежности	134
6.1. Классические методы обеспечения эксплуатационной безотказности	134
6.2. Обобщенная математическая модель эксплуатации	150
6.3. Определение количества запасных частей	160
6.4. Два подхода к планированию технического обслуживания систем	161
ЧАСТЬ 3. МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ БЕЗОПАСНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ	
Глава 7. Основные принципы обеспечения безопасности технических систем	171
7.1. Принципы обеспечения безопасности потенциально безопасных объектов	171
7.2. Место и роль вероятностного анализа безопасности	177
7.3. Основы регламентации (нормирования) риска	179
7.4. Использование теории риска для обоснования форм подтверждения соответствия ...	182
7.5. Международные стандарты в области анализа и оценки безопасности	190
Глава 8. Вероятностный анализ безопасности	195
8.1. Формулировка основных задач вероятностного анализа безопасности (этап 1)	195
8.2. Анализ исходных событий (этап 2)	198
8.3. Анализ аварийных последовательностей (этап 3)	202
8.4. Анализ конечных состояний (этап 4)	207
8.5. Расчет риска (этап 5)	208
8.6. Анализ результатов расчета риска (этап 6)	211
Глава 9. Анализ видов, последствий и критичности отказов	218
9.1. Общие положения анализа видов, последствий и критичности отказов	218
9.2. Анализ видов, последствий и критичности отказов объекта	221
9.3. Анализ видов, последствий и критичности отказов процесса	231
Глава 10. Мониторинг эксплуатационной безопасности	241
10.1. Роль статистического анализа безопасности на стадии эксплуатации объекта	241

10.2. Обоснование вероятностных показателей безопасности типа риска для стадии эксплуатации	242
10.3. Методы вычисления точечных и интервальных оценок показателей надежности	252
10.4. Анализ безопасности технических систем по результатам выделения предвестников аварий	257
10.5. Статистический анализ безопасности парка однотипных объектов	263
10.6. Разработка методов мониторинга безопасности технических систем на основе последовательного анализа	267
10.7. Анализ эффективности корректирующих мер на основе статистических решающих правил	272
10.8. Оперативное управление безопасностью технических систем	277
Глава 11. Влияние надежности персонала на эксплуатационную безопасность	279
11.1. Общие положения	279
11.2. Качественный анализ надежности персонала	282
11.3. Количественный анализ надежности персонала	288
Глава 12. Экспертиза результатов вероятностного анализа безопасности	296
12.1. Организация экспертизы безопасности	296
12.2. Особенности экспертизы результатов вероятностного анализа безопасности	299
12.3. Экспертиза результатов вероятностного анализа безопасности и управление безопасностью	310
ЧАСТЬ IV. ОЦЕНИВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ И ПОДТВЕРЖДЕНИЕ ТРЕБОВАНИЙ К НИМ	
Глава 13. Оценивание интенсивности отказов или среднего времени безотказной работы	313
13.1. Основные планы испытаний на надежность	313
13.2. Подтверждение требований к интенсивности отказов или среднему времени безотказной работы	320
13.3. Выбор плана испытаний на надежность	321
Глава 14. Выборочные методы контроля вероятности безотказной работы или уровня дефектности	324
14.1. Основные понятия выборочного контроля	324
14.2. Контроль методом однократной выборки	326
14.3. Контроль методом двухкратной выборки	330
14.4. Контроль методом последовательного анализа	333
Глава 15. Параметрические методы в испытаниях на надежность и безопасность	336
15.1. Непараметрический и параметрический толерантный интервалы	336
15.2. Построение параметрического толерантного интервала для нормального закона распределения	338
15.3. Обобщение параметрического толерантного интервала на случай произвольного распределения	340
Глава 16. Методы сокращения объемов испытаний при оценивании показателей надежности и безопасности	346
16.1. Краткая история байесовского подхода	346
16.2. Общие положения байесовской методологии	348
16.3. Процедура байесовского оценивания	353
16.4. Проверка статистической однородности априорных и экспериментальных данных	363
16.5. Проблема байесовского оценивания	363
16.6. Обобщение байесовского подхода для неоднородной объединяемой информации	370
Библиографический список	374

ВВЕДЕНИЕ

Безопасность сложной продукции — один из важнейших факторов неценовой конкурентоспособности, определяющий инвестиционную привлекательность наукоемких технологий.

Изучение причин большого числа техногенных катастроф показало, что помимо методологии обеспечения безотказности техники, разрабатываемой в теории надежности, необходимо также создание методологии снижения ущерба от потенциальных аварий, составляющей предмет теории безопасности.

Теория безопасности как самостоятельная дисциплина начала формироваться относительно недавно. Следует отметить, что за рубежом ежегодно выходит большое количество книг, в том числе учебного характера, издаются несколько международных журналов («Risk Analysis», «IEEE on Reliability» и др.) по проблемам анализа безопасности, исследования риска аварий. В то же время, в России наблюдается дефицит информации по вопросам теории, методологических разработок, инженерных методов обеспечения безопасности.

В настоящее время безопасность сложной техники является доминирующим фактором. Требования к безопасности изделия в целом трансформируются в требования к надежности составляющих его компонентов. Таким образом, методы теории надежности становятся поддерживающими технологиями и должны рассматриваться в тесной взаимосвязи с методами теории безопасности. Именно такое системное рассмотрение вопросов безотказности и безопасности является отличительной особенностью данного учебного пособия.

С 1 июля 2003 г. вступил в силу Федеральный закон «О техническом регулировании». В соответствии с этим законом обязательные требования безопасности должны устанавливаться в технических регламентах — документах, принимаемых в качестве федерального закона, постановления Правительства Российской Федерации, а в отдельных случаях — указа Президента страны. Такой подход к заданию требований безопасности, несомненно, стимулирует развитие работ по анализу и оценке риска, так как согласно этому закону выбор форм и схем подтверждения соответствия продукции требованиям технического регламента должен осуществляться с учетом риска причинения вреда.

Целью работы является системное изложение современной концепции приемлемого риска на основе вероятностных подходов, включающей в себя как методы обеспечения безотказности техники, так и методы управления риском аварий.

Следует отметить, что по сей день вероятностно-статистические методы обеспечения надежности и безопасности являются уделом специалистов, поэтому настоящее учебное пособие должно помочь в овладении вероятностной культурой мышления как студентам и аспирантам вузов, так и широкому кругу специалистов, занятых разработкой, производством и эксплуатацией современной сложной техники.

-

ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Глава 1

Краткий обзор формирования методов обеспечения надежности и безопасности техники

1.1. Три этапа в развитии научно-технического направления «Надежность»

«Надежность» как научно-техническое направление прошло в своем развитии ряд этапов. Для обеспечения надежности уже в начале XX в. пользовались запасом прочности. Однако такой подход часто приводил к увеличению габаритов и массы изделий и, соответственно, к дополнительному расходу материалов. Стремление уменьшить нежелательные эффекты стимулировало изучение реальных нагрузок на изделие в эксплуатации, несущей способности материалов и конструкций, процессов изменения их состояния вследствие старения, усталости и других факторов. Основой решения задач по надежности явилась теория вероятностей и математическая статистика. На их базе уже в 1930-е годы была установлена статистическая природа коэффициентов запаса прочности и сформулировано понятие отказа как превышение нагрузки над прочностью. В нашей стране программа электрификации дала толчок развитию идеи резервирования при параллельном использовании генераторов, трансформаторов и другого оборудования в процессе создания энергосистем, обеспечивающих бесперебойное снабжение электроэнергией все отрасли народного хозяйства.

Особенно бурное развитие теории надежности началось с интенсивным развитием электроники и автоматики, авиации и ракетно-космической техники.

Первый опыт использования математических моделей изменения надежности был проведен в процессе отработки ракет ФАУ-1 после того, как 10 ракет взорвались на старте, а несколько упали в пролив Ла-Манш. При оценке надежности бомбардировщиков В-52 впервые была обоснована необходимость учета их отказов, в том числе по вине ошибочных действий летчиков.

В 1951 г. проблема надежности получила признание конгресса США. Полуэмпирические подходы к обеспечению надежности перестали удовлетворять требованиям практики, связанным с необходимостью уменьшения массы и габаритов аппаратуры, сокращением сроков проектирования и внедрения образцов новой техники. В сложившихся условиях возникли предпосылки к созданию нового научно-технического направления — теории надежности. Развитие этого направления можно разделить на три этапа: 50-е годы — становление направления; 60-е годы — этап классической теории надежности; с 70-х годов по настоящее время — этап системных методов надежности.

Первый этап в решении задач надежности — выяснение причин отказов оборудования. В декабре 1950 г. военно-воздушные силы США организовали группу для изучения проблемы по надежности радиоэлектронного оборудования и разработки мер, направленных на повышение надежности и сокращение эксплуатационных затрат. В конце 1952 г. Министерство обороны США образовало консультативную группу по надежности, в состав которой вошли представители правительственных организаций и промышленности. В 1957 г. эта группа опубликовала доклад со своими рекомендациями, многие из которых появились в военных стандартах на электронное оборудование и системы. Было установлено, что основной причиной отказов радиоэлектронной аппаратуры является низкая надежность элементов. Перед разработчиками встали вопросы: каковы основные причины ненадежности элементов и возможны ли пути их устранения? Существуют ли способы создания надежных систем из ненадежных элементов? Можно ли прогнозировать надежность проектируемой системы?

Ответ на поставленные вопросы потребовал изучения влияния на отказы эксплуатационных факторов (температуры, среды, вибраций, электрической нагрузки и пр.). В результате был собран богатый статистический материал для оценки характеристик надежности элементов в зависимости от нагрузок. В свою очередь развитие методов аналитического расчета надежности изделий позволило прогнозировать их надежность. Уже на этом этапе происходит перераспределение значимости источников ненадежности. Центр тяжести перемещается на механическое и электромеханическое оборудование, конструкцию, стыки оборудования, на обеспечение работы в недостаточно известных условиях. В 1953 г. появились первые контракты, требовавшие экспериментального подтверждения надежности аппаратуры. С этого момента начался переход ко второму этапу.

Критический анализ причин отказов при проведении большого числа испытаний на надежность показал их существенную зависимость от конструкции изделий, технологии производства и условий эксплуатации. Был сделан вывод, что отказы имеют причины, которые можно обнаружить и устранить. Требования американских стандартов того времени нашли наиболее полное воплощение в обширной программе APOLLO по обеспечению надежности космических летательных аппаратов в процессе разработки, производства и наземной экспериментальной отработки, позволившей выявить многочисленные конструктивные и технологические дефекты, которые привели бы к отказу в полете со 100% вероятностью.

В процессе работ на этом этапе проявились недостаточная эффективность выборочного контроля и статистических испытаний на надежность, не исключающих отказы техники при эксплуатации. В результате появились новые вопросы: как на ранних этапах создания систем заложить возможности обеспечения высокой надежности? Как соизмерить программу обеспечения надежности со степенью ответственности решаемых задач и с ожидаемым эффектом?

Начиная с 1968 г. происходит переход к третьему этапу. Национальным агентством по авиации и космическим исследованиям (NASA) был опубликован новый вариант требований к надежности, заложивший основу современных систем и программ обеспечения надежности. Среди них такие, как четкое планирование и эффективное руководство всеми работами, проводимыми в области обеспечения надежности; определение специальных задач надежности в процессе проектирования; оценка надежности (с учетом взаимного влияния документального и математического обеспечения) путем использования инженерного анализа, испытаний, экспериментальных оценок и прогнозирования; регулярная и своевременная информация о состоянии дел в области обеспечения надежности разрабатываемой системы. Основным отличием третьего этапа является сосредоточение основных усилий на качественных аспектах надежности, но это не исключает и количественные, составляющие основное содержание предыдущих этапов.

Разработанные в области космической техники программы и системы обеспечения надежности в настоящее время используются за рубежом при создании самых различных видов техники. Типовая методика проведения мероприятий, связанных с обеспечением надежности, закреплена в многочисленных нормативно-технических документах по двум основным направлениям. Первое из них относится к потенциальной надежности, которая опирается на *конструктивные методы* (выбор материалов и запаса прочности, уменьшение взаимовлияния элементов констру-

ции и др.) и *технологические* (ужесточение допусков, повышение чистоты поверхности отдельных элементов конструкции и пр.). Второе направление относится к обеспечению эксплуатационной надежности, что в свою очередь зависит от *стабилизации условий эксплуатации* (термостатирование, защитные экраны, стабилизация напряжений и пр.) и *технического обслуживания* (ремонт и профилактика).

1.2. Краткий обзор формирования методов анализа безопасности

Теория безопасности как самостоятельная дисциплина формировалась относительно недавно, в начале 60—70-х годов XX в., и связано это с научно-производственной революцией в области наукоемких технологий.

Следует отметить, что в сфере обеспечения безопасности долгое время господствовала концепция абсолютной безопасности, в рамках которой предполагалось, что детерминистские расчеты при анализе максимальной проектной аварии и консервативный подход при выборе запасов прочности обеспечивают безопасность объекта при эксплуатации [52, 58]. Этим самым игнорировалась вероятностная природа инцидентов, обусловленных наложением ряда маловероятных факторов, которые не учитывались в расчете безопасности. Тому было несколько причин.

Во-первых, как правило, в сценариях развития аварий не принимались во внимание вероятные пути перерастания нарушений нормальной эксплуатации в аварию. Для того чтобы оценить необходимые запасы в соответствии с консервативным подходом, рассматривался единственный, но самый тяжелый сценарий, описываемый *максимальной проектной аварией* (МПА). Считалось, что при таком подходе последствия любой аварии не превысят некоторый предельный ущерб, который уже закладывался в проект в расчете на МПА. То есть такой объект хотя и нельзя признать полностью безопасным, но последствия от его аварии достаточно четко ограничены.

Следует отметить, что аварии на четвертом блоке Чернобыльской АЭС (СССР) и при запуске челнока «Челленджер» (США) продемонстрировали неэффективность концепции абсолютной безопасности. Таким образом, данная методология стала неадекватна процессам, определяющим безопасность.

Во-вторых, для большинства технических систем не были определены специфические показатели безопасности, что препятствовало формированию целей управления и созданию необходимых потоков информации о безопасности. Более того, долгое время

считалось безнравственным регламентировать риск в качестве показателя безопасности. В результате игнорировался принцип принятия решений на основе фактов.

Осознание обществом факта вероятностной природы аварий привело к смене концепций обеспечения безопасности. В результате в настоящее время в мире складывается концепция приемлемого риска, основу которой составляют методы вероятностного анализа безопасности. При этом предполагается, что нормативное (критериальное) значение риска является производным от уровня экономики страны [6, 18]. Чем выше уровень экономики, уровень производственных отношений, культура безопасности в стране, тем выше уровень предъявляемых обществом требований к безопасности потенциально опасных объектов, т. е. тем ниже значение приемлемого (допустимого) риска. По мере развития экономики требования к безопасности должны повышаться, а значение приемлемого риска — снижаться. Введение риска аварии в качестве универсальной характеристики безопасности означало в некотором смысле революцию во взглядах на управление безопасностью.

По-видимому, первый успешный опыт применения вероятностного анализа безопасности (ВАБ) был продемонстрирован в отчете (WASH-1400) группы американских ученых под руководством Н. Расмуссена в 1975 г., в котором были рассмотрены вероятностные сценарии аварии атомной станции (АС) [67]. Впоследствии оказалось, что в этом отчете был предсказан один из сценариев развития аварии на АС «Three Mile Island II». Для определения важнейших последовательностей развития аварий в WASH-1400 применялись анализы вида «дерево событий» и «дерево отказов», методология которых рассмотрена ниже.

В то же время у определенной части инженерно-технической общественности наблюдалось скептическое отношение к вероятностным методам и результатам. Однако по мере совершенствования ВАБ повышалась его эффективность, особенно в ситуациях, когда вероятностный анализ не подменял традиционные расчеты, а дополнял их [66]. В настоящее время известны многочисленные положительные результаты применения ВАБ. Например, ВАБ, выполненный для АЭС «Zion» (США), позволил выявить тип происшествия, внесившего наибольший вклад в риск тяжелой аварии, с расчетной частотой его появления свыше 10^{-4} событий в год. Была проведена модернизация энергоблока АЭС, после чего значение риска аварии снизилось до $6 \cdot 10^{-5}$ событий в год.

В этот же период окончательно оформилось место теории безопасности — анализ опасностей и анализ рисков, включая рис-

ки для населения и оператора, с целью выявления исходных событий серьезных аварий, исследования просчетов при проектировании, изготовлении и эксплуатации, устранения коренных причин аварий.

Следует подчеркнуть, что при анализе безопасности роль традиционных методов надежности — второстепенная, «подсобная», поскольку они предназначены для расчета вероятностей наступления отказов, рассматриваемых как исходные события аварий, или для анализа вероятностей реализации возможных аварийных путей. В отдельных случаях методы теории надежности могут применяться для анализа безопасности, но и тогда, кроме расчета вероятности отказа, требуется оценить и его последствия.

Глава 2

Социально-экономические проблемы обеспечения надежности и безопасности техники

2.1. Социальные аспекты безопасности

О значимости проблемы безопасности для России свидетельствуют результаты обсуждения концепции безопасности потребительских товаров на конференции 12—13 июня 1994 г. в Москве, организованной Союзом потребителей, комитетами Государственной Думы, Госстандартом России и иными заинтересованными ведомствами.

В частности, на конференции и в ходе парламентских слушаний 14 июня 1994 г. была отмечена крайне тревожная тенденция, связанная с ростом числа несчастных случаев, травм и других происшествий, обусловленных снижением уровня безопасности продукции. Такое положение объясняется как невыполнением Закона РФ «О защите прав потребителей», так и отсутствием политики управления в сфере безопасности, в том числе отсутствием развитой методологии анализа и оценки риска, а следовательно, ущерба для населения.

Преодоление энергетического кризиса в экономике неизбежно приводит к усилению воздействия топливно-энергетического комплекса (ТЭК) на окружающую среду, что в конечном итоге также отрицательно сказывается на безопасности населения и окружающей среды. Из анализа табл. 2.1 следует, что даже в условиях нормальной эксплуатации (без серьезных аварий) имеются определенные риски фатальных исходов.

**Риск для здоровья людей от электростанций,
смертельные случаи/ГВт(эл) • год**

Электростанция	Характер риска	Смертность на производстве	Смертность населения
На угле	Непосредственный Отдаленный	0,023—0,44	— 0—77
На природном угле	Непосредственный Отдаленный	0,009—0,018 Низкая	3,2—22 0,0025—0,017

Еще более серьезные последствия для населения и окружающей среды обусловлены инцидентами при эксплуатации технических систем различного назначения. В табл. 2.2 представлена статистика чрезвычайных ситуаций (ЧС), имевших место в России в 1997 г., анализ которых указывает на тревожную тенденцию роста аварий в стране.

Таблица 2.2

Характеристика чрезвычайных ситуаций, происшедших в 1997 г.

Источник возникновения	Всего	Масштабность чрезвычайных ситуаций			
		Л	М, Т	Р	Ф, ТГ
Техногенные источники ЧС	1174	871	298	2	3
Крушения, аварии и столкновения с пассажирскими поездами	19	5	14	0	0
Аварии на грузовых и пассажирских судах	34	25	8	0	1
Авиационные катастрофы	31	20	10	1	0
Крупные автомобильные катастрофы	151	133	18	0	0
Аварии на магистральных и внутри- промысловых трубопроводах	81	39	42	0	0
Аварии на промышленных объектах	250	202	48	0	0
Обнаружение взрывчатых веществ в населенных пунктах	66	63	3	0	0
Химические аварии	96	77	19	0	0
Утрата радиоактивных источников	28	27	1	0	0
Аварии в зданиях жилого и социально- бытового назначения	304	253	51	0	0
Аварии в системах жизнеобеспечения	114	27	84	0	0

Источник. Ежегодный государственный доклад «О состоянии защиты населения и территорий Российской Федерации от чрезвычайных ситуаций природного и техногенного характера».

Примечание: Л — локальные; М — местные; Т — территориальные; Р — региональные; Ф — федеральные; ТГ — трансграничные.

В табл. 2.3 приведены сведения об авариях, обусловленных отказом транспортной техники, которые свидетельствуют об остроте ситуации в обеспечении безопасности на транспорте [46].

Таблица 2.3

Сведения о транспортных авариях в России

Вид аварии	Общее число, - ед.		Погибло, чел.		Пострадало, чел.	
	1994 г.	1995 г.	1994 г.	1995 г.	1994 г.	1995 г.
Катастрофы на автодорогах	177	184	620	620	1611	1363
Аварии на трубопроводах	38	48	1	2	2	9
Аварии на железных дорогах	88	52	47	24	160	60
Авиационные катастрофы	35	42	402	168	466	319

Не следует думать, что такая ситуация сложилась только в России. За рубежом наблюдается аналогичное положение в сфере безопасности. Даже в такой относительно благополучной отрасли, как автомобилестроение, отмечается резкий рост аварийных ситуаций, связанных с наличием конструктивных и производственных критических дефектов автомобиля. В табл. 2.4 приведены данные о критических дефектах легковых автомобилей ведущих зарубежных компаний, свидетельствующие об актуальности проблемы обеспечения безопасности. Все дефекты, отмеченные в табл. 2.4, были связаны с безопасностью автомобилей и поэтому привели к отзыву автомобилей, распространяемых в США.

Таблица 2.4

Критические дефекты автомобилей

Страна	Марка автомобиля	Описание типичного критического дефекта	Объем выпуска автомобилей, шт.
1	2	3	4
Великобритания	BMW AG	При перегреве клапан может не сработать, что приведет к разрыву системы охлаждения	205 779
	BMW AG	Недостаточно надежное соединение тормозной педали с усилителем	166 46
США	Chrysler Sebring, Dodge Avenger, Eagle-Talon	Преждевременный износ шаровых опор в передней подвеске	170 000
	Mitsubishi Galant		294 000

1	2	3	4
	Nissan Infiniti Q 45 и Nissan Infiniti 130	Дефектный диод в выпрями- тельном блоке генератора	2295 и 14 140
	Chevrolet Silverado, GMC, Chevrolet Suburban, Tahoe, GMC Yukon	Дефект рулевого управления	Около 2 000 000
Австра- лия	Ford Falcon, Fairlane	Незатянутый болт в передней подвеске	53 000

Актуальность проблемы обеспечения надежности и безопасности особенно возрастает на нынешнем этапе развития производительных сил, когда из-за трудно предсказуемых генетических и экологических последствий отдельных происшествий поставлено под сомнение само существование человека. Однако объективно рассматриваемая проблема становится все более острой не в результате имевших место катастроф, а как неизбежное следствие происходящей научно-технической революции. Она является причиной обострения противоречий между новыми средствами производства и традиционными способами их использования, свидетельством необходимости пересмотра существующих представлений и основанных на них методов предупреждения аварийности и травматизма.

Как показывают данные, в последние 20 лет XX в. произошло 56%, а в 80-е годы 33% наиболее крупных происшествий в промышленности и на транспорте. Считается, что ущерб от аварийности и травматизма достиг 10—15% валового национального продукта промышленно развитых государств, а экологическое загрязнение окружающей природной среды и несовершенная техника безопасности являются причиной преждевременной смерти 20—30% мужчин и 10—20% женщин [48].

Особенно остро обозначилась исследуемая проблема в нашей стране. По сообщению председателя Госпроматомнадзора СССР В.М. Малышева [38], отечественный уровень безопасности проведения производственных процессов в 5—10 раз ниже зарубежного. Это проявляется, например, в том, что только в 1988 г. у нас зарегистрировано 690 000 пострадавших на производстве, а в 1986 г. количество крупных железнодорожных катастроф выросло в 3 раза по сравнению с 1985 г. Анализ отечественных и зарубежных источников указывает, что пожарная безопасность наших судов морского флота почти в 10 раз ниже мирового уровня, безопас-

ность воздушных перевозок в 8 раз хуже аналогичных показателей ведущих государств, тогда как безопасность автомобильного транспорта, оцениваемая величиной пробега на одно дорожно-транспортное происшествие, уступает зарубежному уровню примерно на два порядка или почти в 5 раз в пересчете на один автомобиль.

Сложившаяся кризисная обстановка в вопросах аварийности, травматизма и профзаболеваний объясняется не только низкой культурой безопасности и технологической недисциплинированностью людей, но и конструктивным несовершенством используемого нами промышленного и транспортного оборудования. Из проверенного, например, 31-го вида оборудования 27 превысили установленные нормы по вибрациям, пыле- и шумообразованию, при этом отдельные из них превосходили нормы по вибрации в 2,4 раза, а по шуму — в 20 раз [60].

Как отмечалось на международном совещании по вопросам безопасности в Москве в 1993 г., потери от техногенных инцидентов возрастают ежегодно на 10—30%. По данным различных источников, ежегодно в России в авариях погибает свыше 50 тыс. человек, травмируются более 250 тыс. человек, а прямой ущерб составляет около 500 млрд рублей (в ценах 1994—1995 гг.). Таким образом, проблема обеспечения безопасности технических систем и снижения риска аварий носит ярко выраженный социально-экономический характер.

Несмотря на длительный срок и крупные средства, привлекаемые к теоретическому изучению проблем безопасности, рассматриваемая проблема не является решенной в научном плане [38, 60]. Как свидетельствуют авторы [7], проводимые в нашей стране исследования по проблемам риска и производственной безопасности испытывают трудности из-за ведомственных барьеров, отсутствия единой скоординированной методологии, в результате чего научная работа по этой важной проблеме оказывается разделенной. Использование разных методик и критериев ведет к неоптимальным решениям, большим экономическим издержкам и неизбежному в таких случаях риску крупных аварий.

С этим соглашаются другие крупнейшие специалисты в области надежности сложных систем, которые указывают, что «именно наличие теории, методологических разработок, созданных на их основе инженерных методов, позволит разработать меры по обеспечению безопасности еще на этапе их проектирования» [21].

Учитывая это обстоятельство, в России принята Федеральная целевая научно-техническая программа «Исследования и разработки по приоритетным направлениям науки и техники гражданского назначения», которая содержит приоритет 08.02 «Безопасность населения и народнохозяйственных объектов с учетом риска возникновения природных и техногенных катастроф».

2.2. Экономические аспекты безопасности

Современный этап научно-технической революции характеризуется изменениями в содержании экономических отношений. Это выражается в том, что в сфере конкуренции на первый план выдвигается неценовая конкуренция: более безопасная и надежная продукция оказывается более конкурентоспособной.

Отмеченный аспект необходимо учитывать при анализе инвестиционной привлекательности наукоемких и опасных технологий (производств), так как инвестиционная деятельность на рынке подвержена постоянному риску. Среди рисков инвестиций в опасные производства выделяют три группы: *политические*, *экономические* и *технические*. Учитывая направленность учебника, ниже рассматриваются только технические риски. При этом среди технических рисков наиболее важную роль играют *риски аварий*, так как в этом случае речь идет о значительных социально-экономических и экологических последствиях для регионов и в целом для страны.

У инвестора, как у лица, принимающего решения, есть три варианта стратегии:

1. *Попытка избежать риска.* Фактически это означает полный отказ от использования наукоемких и опасных технологий. Но даже в этом случае избежать риска негативных последствий не удастся, так как факторы опасности действуют, как правило, непрерывно, что показывает нерациональность данной стратегии.

Следующий пример заимствован из статьи [19]. Одним из привлекательных секторов экономики считается экспорт металла за рубеж. Инвестор может выбрать этот вид деятельности исходя из того, что в ней не должны присутствовать технические риски, связанные, например, с радиационными последствиями. Однако в настоящее время в металлургическом производстве сконцентрировано значительное количество радиоактивных веществ, что может приводить к риску выплавки и поставки загрязненного металла.

В табл. 2.5 приведен анализ событий, связанных с радиоактивным загрязнением выплавленного металла. Как показывает практика, попытка избежать технического риска при инвестициях в «спокойную» отрасль не гарантирует, что такие риски отсутствуют.

Таблица 2.5

Анализ событий, связанных с загрязнением металлов

Страна	Год	Радионуклид, активность	Последствия
США	1983	Со, 25 Ки	Загрязнены 100 т произведенной стали и само предприятие. Стоимость дезактивации превысила 2,2 млн долл.
Тайвань	1983	Со, активность неизвестна	Изготовлено 20 тыс. т армированного прутка. С 1984 г. построено свыше 100 зданий с применением загрязненного прутка
Мексика	1984	Со, 400 Ки	Загрязнены 1800 т арматуры и 5500 т прутка. Облучены 10 работающих, ущерб составил 223 тыс. долл.
Тайвань	1984	Со, 10—20 мКи	Изделия — водопроводно-канализационная арматура общей массой 77 т забракована заказчиком (США)
Бразилия	1985	Со, активность неизвестна	Трубы для скважин загрязнены

2. *Пренебрежение риском.* Эта стратегия предполагает, что эксплуатирующая организация (владелец объекта) сознательно идет на риск и занимается бизнесом до тех пор, пока убытки от последствий наступивших технических рисков не приведут к невосполнимым потерям. Такая стратегия не может рассматриваться как оптимальная — ущерб от аварий настолько значителен, что он в короткое время превысит экономические преимущества такого хозяйствования.

3. *Управление риском,* т. е. его выявление и оценка. В настоящее время такая стратегия признается ведущей в экономике, поскольку обеспечивает гарантированную прибыль. Трудность реализации этой стратегии связана с отсутствием информационной поддержки, направленной на анализ факторов риска, прогнозирование ситуации, минимизацию технических рисков и т. д. Между тем опыт показывает, что именно анализ безопасности является главным системообразующим элементом деятельности по ее обеспечению, что может сделать привлекательными для инвесторов опасные производства.

Глава 3

Основные понятия в области надежности и безопасности

3.1. Состояния объектов при анализе надежности и безопасности

Надежность и безопасность относятся к техническому объекту, под которым будем понимать единицу продукции, которая в процессе применения (эксплуатации) не подвергается расходу и рассматривается без связи с другими единицами однотипной продукции. Примерами технических объектов, к которым относится данное определение, являются транспортные средства (автомобили, мотоциклы, самолеты и др.), котельные установки, блоки атомных станций и т. д.

В зависимости от условий решаемой задачи один и тот же объект может именоваться системой, если учитываются внутренние связи его частей, или элементом, если учитывают существующие либо возможные связи этого объекта с частями другого, более сложного объекта. Понятия «система» и «элемент» относительны в том смысле, что любой объект при решении одних задач рассматривается как система, а при решении других задач — как элемент, часть иного объекта (системы). Таким образом, отнесение объекта к категории систем и элементов зависит не от природы объекта, а от характера решаемой задачи.

Прежде всего рассмотрим такое свойство объекта, как *надежность*, под которым в соответствии с ГОСТ 27.002—89 «Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения» понимают свойство объекта сохранять во времени в установленных пределах значения всех параметров, характеризующих способность выполнять требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования.

Надежность — сложное свойство, которое в зависимости от назначения объекта, возможности его ремонта, условий применения и других факторов может включать безотказность, долговечность, ремонтпригодность и сохраняемость. Для анализа безопасности наиболее важным свойством является *безотказность* — свойство объекта непрерывно сохранять работоспособное состояние в течение некоторого времени или некоторой наработки.

С точки зрения надежности различают следующие виды состояния объекта:

- *исправное* — объект отвечает всем требованиям нормативных документов;
- *работоспособное* — объект может не отвечать некоторым требованиям нормативных документов, однако способен выполнять требуемые функции;
- *неработоспособное* — объект не способен выполнять требуемые функции.

Переход объекта из исправного состояния в работоспособное (возможно и неисправное) происходит в результате повреждения, из работоспособного или исправного в неработоспособное состояние — в результате отказа. Последовательность событий и состояний при анализе надежности приведена на рис. 3.1 [1].

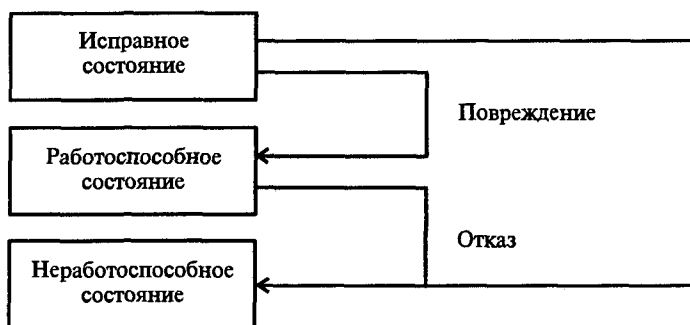


Рис. 3.1. Схема основных событий и состояний при анализе надежности объекта

Таким образом, работоспособный объект в отличие от исправного обязан удовлетворять лишь тем требованиям нормативной документации, выполнение которых обеспечивает нормальное применение объекта. При этом он может не удовлетворять, например, эстетическим требованиям, если ухудшение внешнего вида не препятствует его эффективному функционированию.

Граница между работоспособным и неработоспособным состояниями обычно достаточно условна (кроме случаев отказа, сопровождающихся существенными изменениями объекта) и представляет собой в основном совокупность определенных значений параметров, которые называют *критериями отказа*.

В основе терминов, относящихся к безопасности, лежит концептуальное положение о примате защищенности человека как одного из членов общества, о приоритете прав граждан, что согласуется с международными документами, такими как Резолюция Генеральной Ассамблеи ООН от 9 апреля 1985 г. № 39/248,

и национальными, например Декларацией прав потребителей Российской Федерации от 20 декабря 1990 г.

В этих документах безопасность рассматривается как технико-экономическое свойство продукции, поэтому базовым термином служит понятие «*ущерб*», под которым понимается относительная характеристика состояния объекта, отражающая процесс ухудшения качества объекта [5]. На основе этого понятия логично вводятся два свойства объекта:

- *опасность объекта* — свойство объекта, характеризующееся его способностью наносить ущерб;
- *безопасность объекта* — свойство объекта, характеризующееся его способностью препятствовать образованию ущерба или ограничивать его величину.

Следует отметить, что в Законе РФ «О безопасности», принятом 5 марта 1992 г., термин «безопасность» трактуется в расширительном смысле — как состояние защищенности человека, общества и окружающей среды от чрезмерной опасности.

Для проведения исследований в области анализа безопасности конкретных технических систем более конструктивным является узкое понятие «безопасность объекта» в вышеприведенном смысле.

Все множество состояний объекта целесообразно разделить на два вида: безопасное и опасное. Поскольку часть источников опасности действует в объектах непрерывно во времени, то процесс образования ущерба присутствует всегда и, следовательно, неправомерно связывать безопасное состояние с полным отсутствием ущерба. Таким образом, необходимо определить величину ущерба, до которой общество или по его поручению орган государственного регулирования безопасности (орган государственного управления) анализирует состояние рассматриваемого объекта как безопасное по соответствующему критерию (техническому, экономическому или социальному).

Для этой цели вводится понятие «*приемлемый ущерб*» — ущерб, превышение величины которого приводит к снижению уровня качества объекта ниже приемлемого значения. Тогда легко определяются термины:

- *опасное состояние* — состояние объекта, характеризующееся ущербом, превышающим величину приемлемого ущерба;
- *безопасное состояние* — состояние объекта, характеризующееся ущербом, не превышающим величину приемлемого ущерба.

Дальнейшее усугубление состояния объекта вследствие действия источников опасности связывается с образованием ущерба,

превышающего некоторую величину, которую целесообразно именовать *допустимым ущербом*. Состояние объекта, характеризующееся ущербом, превышающим допустимую его величину, назовем *аварийным*.

Указанные понятия позволяют ввести основные события, характеризующие переход из одного состояния объекта в другое.

Состояние объекта, при котором он способен выполнить требуемые функции, называют *работоспособным*. С позиций безопасности переход объекта из работоспособного состояния в безопасное неработоспособное состояние назовем *нарушением нормальной эксплуатации* (далее — ННЭ). С позиций надежности переход объекта из работоспособного состояния в неработоспособное называется *отказом*. Таким образом, ННЭ может быть связано с отказом оборудования, которое может рассматриваться как элемент системы. Например, отказ расходомера на одной из ниток трубопровода котельной установки может рассматриваться как нарушение ее нормальной эксплуатации.

Но не только отказы элементов системы приводят к ННЭ. Единичное непреднамеренное неправильное действие человека-оператора или единичный пропуск правильного действия, так называемая *ошибка персонала* [29], могут также приводить к ННЭ. Очевидно, что комбинация (наложение) отказов и ошибок персонала может рассматриваться как ННЭ.

Переход объекта из работоспособного состояния в неработоспособное опасное состояние назовем *происшествием*, а переход из работоспособного состояния в аварийное — *аварией*. Обобщающее название всех событий, связанных с безопасностью, — *инцидент*. Классификация событий и состояний объекта, связанных с безопасностью, приведена на рис. 3.2. Эта классификация является универсальной, но в зависимости от типа объекта и видов ущерба подлежит конкретизации [2].

В отдельных отраслях промышленности принята другая классификация событий, связанных с безопасностью. Так, например, в авиации *авиационным происшествием* называют событие, обусловленное нарушением в полете нормального функционирования воздушного судна, его экипажа, пассажиров, в результате которого хотя бы одно лицо погибло (включая и те случаи, когда от полученного ранения смерть наступила в течение 30 суток) или же само воздушное судно получило столь большие повреждения, что его восстановление признано нецелесообразным. Авиационные происшествия, связанные с гибелью людей, называют *авиационными катастрофами*, а связанные только с разрушением летательного аппарата — *авариями* [11].

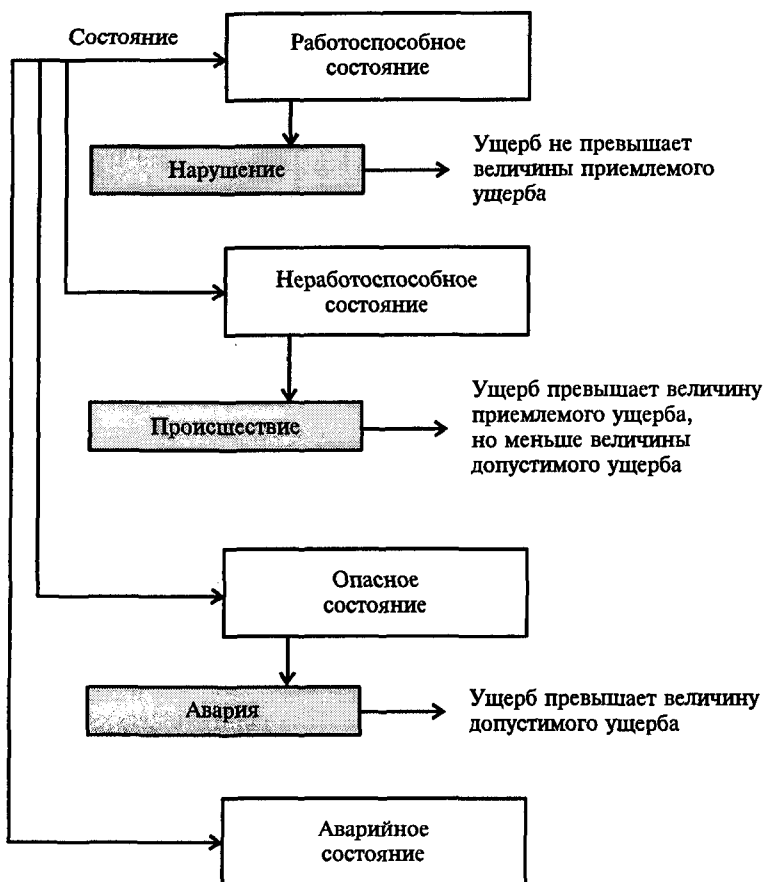


Рис. 3.2. Схема основных событий и состояний при анализе безопасности объекта

Инцидент (ННЭ, происшествие и авария) характеризуется исходным (инициирующим) событием, путями протекания и последствиями (величиной ущерба). Исходными событиями ННЭ, происшествия или аварии могут быть отказы элементов объекта, ошибки персонала или внешние (по отношению к объекту) события — взрывы, пожары, удары молний, наводнения и др. [59].

Для классификации отказов элементов объекта с точки зрения их влияния на безопасность вводят понятие *критичности отказа* — совокупность признаков, характеризующих последствия отказов [6, 15].

Критерием для классификации могут служить прямые и косвенные потери, вызванные отказом (в том числе, потери, связанные

с разрушением самого объекта). Отказы подразделяют на следующие виды:

- *критические* — последствия связаны с переходом объекта в аварийное состояние;
- *существенные* — с переходом объекта в опасное или неработоспособное безопасное состояние, повлекшее только значительные экономические потери;
- *несущественные* — с переходом объекта в неработоспособное безопасное состояние, повлекшее незначительные экономические потери.

Таким образом, при анализе безопасности в первую очередь необходимо учитывать (анализировать) критические отказы. В этом и проявляется связь между надежностью и безопасностью объекта.

3.2. Основные показатели надежности и безопасности

Показатель — это величина, являющаяся количественной характеристикой определенного свойства объекта. Так как надежность и безопасность — свойства объекта, то для них целесообразно сформировать соответствующий набор показателей (номенклатуру показателей), которые количественно отражали бы рассматриваемые свойства.

Формирование показателей надежности и безопасности основывается на реализации соответствующих принципов выбора номенклатуры показателей. Ниже излагаются основные принципы выбора, базирующиеся на опыте задания требований к надежности технических систем:

1. Номенклатура показателей должна быть необходимой для характеристики надежности и безопасности объекта. Это значит, что в состав показателей объектов следует включать независимые между собой показатели. Другими словами, в набор показателей для минимизации их числа целесообразно ввести один из нескольких взаимно связанных показателей. Поэтому если надежность или безопасность объекта характеризовать показателем S , то нецелесообразно без особых причин вводить показатели типа $S_i = f_i(S)$, где $f_i(.)$ — некоторые функции от S ; $i = 1, 2, \dots$.

2. Номенклатура показателей должна быть достаточна для характеристики объекта. Это значит, что набор показателей должен соответствовать кругу решаемых задач. Например, исключение из этого набора показателей, характеризующих частоту (вероятность) исходных событий аварии, не позволяет решать задачи вероятностного анализа безопасности.

3. Номенклатура показателей должна отвечать сформулированному выше определению свойств надежности или безопасности.

Рассмотрим возможную логику формирования показателей применительно к аварии. Так как авария характеризуется тремя факторами — исходными событиями, путями протекания аварии, конечными состояниями объекта после аварии (последствиями), то соответственно можно ввести три группы показателей безопасности, характеризующие:

- исходные события (например, частота исходных событий);
- пути протекания аварии (например, среднее время протекания аварии);
- конечное состояние объекта после аварии (например, средняя величина ущерба).

Введем следующие определения:

- *единичный показатель* — показатель, относящийся к одной и только одной из групп показателей, характеризующих надежность или безопасность;
- *комплексный показатель* — показатель, относящийся к нескольким группам показателей, характеризующих надежность или безопасность.

Таким образом, в аспекте введенных понятий средняя величина ущерба — это единичный показатель, а риск — комплексный показатель безопасности, так как он связан со всеми тремя группами факторов.

Кроме того, показатели надежности и безопасности можно разделить на две группы: частные и универсальные. *Частные показатели* характеризуют надежность или безопасность объекта, отражая специфические аспекты его функционирования. Поэтому автоматический перенос этих показателей с одного типа объекта на другой некорректен. *Универсальные показатели* характеризуют это свойство без учета специфики объекта, и поэтому могут применяться широко для характеристики безопасности объектов любого типа.

В различных отраслях промышленности, как правило, применяют частные показатели, которые в наибольшей степени характеризуют специфику анализируемых объектов. Для примера в табл. 3.1 и 3.2 приведены показатели, применяемые для характеристики безопасности полета самолета, надежности, контролепригодности, эксплуатационной и ремонтной технологичности, а также безопасности атомной станции (АС) [11, 59].

Условные обозначения и определения показателей безопасности полета самолета, надежности, контролепригодности, эксплуатационной и ремонтной технологичности

Наименование показателя	Условное обозначение	Определение
1	2	3
Показатели безопасности полета самолета		
Средний налет на летное происшествие	$T_{л.п}$	Отношение налета рассматриваемой совокупности модели за определенный период эксплуатации к математическому ожиданию числа летных происшествий в течение этого налета
Среднее число летных происшествий за 100 000 ч налета	$M_{л.п}$	Математическое ожидание числа летных происшествий за 100 000 ч налета рассматриваемой совокупности самолетов
Вероятность отсутствия летного происшествия	$P_{л.п}$	Вероятность того, что в пределах определенного налета самолета летное происшествие не произойдет
Вероятность летного происшествия	$q_{л.п}$	Вероятность того, что за время полета самолета определенной продолжительности летное происшествие не произошло
Вероятность особой ситуации	q_c	Вероятность того, что за время полета (этапа полета) самолета возникнет особая ситуация
Вероятность особой ситуации на 1 ч полета	Q_c	Отношение вероятности особой ситуации к продолжительности полета самолета
Коэффициент тяжести летных происшествий	$K_{л.п}$	Отношение числа катастроф к общему числу летных происшествий за определенный период эксплуатации рассматриваемой совокупности самолетов
Коэффициент опасности особой ситуации	$K_{о.с}$	Вероятность того, что особая ситуация приведет к летному происшествию
Показатели надежности		
<i>Показатели безотказности</i>		
Вероятность безотказной работы при выполнении боевого задания	$P_{б.з}$	Вероятность того, что в типовом боевом полете не возникнет отказ изделия, приводящий к невыполнению боевого задания
Вероятность безотказной работы	$P(t)$	По ГОСТ 27.002
Средняя наработка на отказ	T_o	По ГОСТ 27.002

1	2	3
Средний налет на отказ	$T_{н.о}$	Отношение налета изделия к математическому ожиданию числа его отказов в течение этого налета
Средний налет на отказ, приводящий к невыполнению боевого задания	$T_{б.з}$	Отношение продолжительности типового боевого полета изделия к математическому ожиданию числа его отказов в этом полете, приводящих к невыполнению боевого задания
Средний налет на отказ, приводящий к невыполнению полетного задания	$T_{п.з}$	Отношение налета изделия по плану учебно-боевой подготовки к математическому ожиданию числа его отказов в течение этого налета, приводящих к невыполнению боевого задания
Средняя наработка на отказ в полете	$T_{о.п}$	Отношение наработки в полете (в условиях полета) восстанавливаемого изделия к математическому ожиданию числа его отказов в течение этой наработки
Параметр потока отказов	$w(t)$	По ГОСТ 27.002
Интенсивность отказов	$\gamma(t)$	По ГОСТ 27.002
Вероятность отказа определенного вида	q_0	Вероятность того, что в пределах заданной наработки изделия возникнет отказ определенного вида

Показатели, характеризующие суммарные потоки отказов и повреждений

Средний налет на отказ и повреждение	T_c	Отношение налета изделия к математическому ожиданию суммарного числа выявленных в полете и при всех видах технического обслуживания отказов и повреждений его составных частей за определенный период эксплуатации
Средний налет на отказ и повреждение в межремонтный период	T_m	Отношение налета изделия к математическому ожиданию суммарного числа выявленных в полете и при оперативных формах технического обслуживания отказов и повреждений его основных частей за определенный период эксплуатации
Средний налет на отказ и повреждение в полете	$T_{п}$	Отношение налета изделия к математическому ожиданию суммарного числа выявленных в полете отказов и повреждений его составных частей в течение этого налета
Параметр суммарного потока отказов	w_0	Отношение среднего суммарного числа отказов составных частей восстанавливаемого изделия за произвольно малую его наработку к значению этой наработки

1	2	3
Средняя наработка на отказ и повреждение	T'_c	Отношение произведения налета на коэффициент, учитывающий регламентированную наработку изделий в исправном состоянии при наземных проверках, к математическому ожиданию суммарного числа выявленных в полете и при всех видах технического обслуживания отказов и повреждений его составных частей за определенный период эксплуатации
<i>Показатели, характеризующие периодичность восстановления работоспособного (исправного) состояния</i>		
Средний налет между восстановлениями	$T_{м.в}$	Математическое ожидание налета между видами технического обслуживания, при которых производились неплановые работы по восстановлению работоспособного (исправного) состояния изделия
Средняя периодичность неплановых замен	$T_{з.н}$	Математическое ожидание наработки (налета, календарного времени) между внеплановыми заменами однотипных изделий из-за их отказов или повреждений
Средняя наработка на досрочный съем	$T_{д.с}$	Отношение суммарной наработки совокупности однотипных изделий к математическому ожиданию числа досрочных съёмов изделий с самолетов в течение этой наработки
<i>Показатели долговечности</i>		
Назначенный ресурс	$T_{р.н}$	По ГОСТ 27.002
Предварительный назначенный ресурс	$T_{р.н.п}$	Назначенный ресурс, устанавливаемый при передаче изделия на государственные испытания
Начальный назначенный ресурс	$T_{р.н.н}$	Назначенный ресурс, устанавливаемый к началу поступления первого серийного изделия в эксплуатацию
Ресурс до первого ремонта*	$T_{р1}$	Наработка изделия от начала эксплуатации до его первого ремонта, установленная в НТД
Межремонтный ресурс*	$T_{р.м}$	Наработка изделия между смежными ремонтами, установленная в НТД
Средний срок службы	$T_{с.ср.}$	По ГОСТ 27.002
<i>Показатели ремонтпригодности</i>		
Среднее время восстановления работоспособного состояния	$T_{в}$	По ГОСТ 27.002
Вероятность восстановления работоспособного состояния	$P_{в}$	По ГОСТ 27.002

1	2	3
<i>Показатели сохраняемости</i>		
Назначенный срок хранения	$T_{х.н}$	По ГОСТ 15.702
Средний срок сохраняемости	$T_{сх.ср}$	По ГОСТ 27.002
<i>Показатели эксплуатационной и ремонтной технологичности</i>		
Удельная суммарная трудоемкость технического обслуживания (ремонта)	$K_{тто}$ ($K_{т.р.}$)	Отношение математического ожидания суммарной трудоемкости технического обслуживания (ремонта) за определенный период эксплуатации к налету самолета за этот же период
Средняя трудоемкость технического обслуживания (ремонта)	$K_{то}$ (T_p)	По ГОСТ 18322
Средняя трудоемкость работы при плановом техническом обслуживании	$T_{пл.то}$	Математическое ожидание трудоемкости выполнения определенной работы при плановом техническом обслуживании
Удельная суммарная стоимость технического обслуживания (ремонта)	$K_{с.то}$ ($K_{с.р.}$)	Отношение математического ожидания суммарной стоимости технического обслуживания (ремонта) за определенный период эксплуатации к налету самолета за этот же период
Средняя продолжительность технического обслуживания (ремонта)	$T_{то}$ (t_p)	По ГОСТ 18332
Средняя продолжительность работы при плановом техническом обслуживании	$T_{пл.то}$	Математическое ожидание времени выполнения определенной работы при плановом техническом обслуживании
Удельная суммарная продолжительность восстановления работоспособного состояния	$K_{п.в}$	Отношение математического ожидания суммарной продолжительности технического обслуживания, связанного с восстановлением работоспособного состояния изделия, за определенный период эксплуатации к налету самолета за этот же период
Коэффициент взаимозаменяемости	$K_{вз}$	По ГОСТ 21623
Коэффициент доступности	K_d	По ГОСТ 21623
Коэффициент загрузки исполнителя	K_z	Отношение средней суммарной продолжительности работы исполнителя (средства) при выполнении вида технического обслуживания или ремонта к средней суммарной продолжительности этого вида техобслуживания или ремонта

1	2	3
<i>Показатели контролепригодности</i>		
Полнота контроля отказов	η_o	Отношение математического ожидания числа контролируемых отказов (повреждений) изделия (объекта контроля) к математическому ожиданию общего числа отказов (повреждений) изделия в пределах заданной наработки
Полнота контроля отказов, приводящих к особым ситуациям	$\eta_{o,c}$	Отношение математического ожидания числа контролируемых отказов, приводящих к особым ситуациям, к математическому ожиданию общего числа отказов изделия (объекта контроля), приводящих к особым ситуациям
Средняя продолжительность контроля	t_k	Математическое ожидание продолжительности контроля технического состояния изделия по заданному алгоритму
Среднее время подготовки к контролю	$T_{п.к}$	Математическое ожидание времени подготовки средства контроля и изделия к проведению контроля технического состояния
Глубина поисков отказов	$\Gamma_{п.о}$	Отношение математического ожидания числа отказов, местонахождение которых устанавливается с детализацией до отказавшей составной части изделия, восстановление которой предусмотрено в данных условиях, к математическому ожиданию общего числа отказов изделия в пределах заданной наработки
Вероятность ложной информации	$P_{л.и}$	Вероятность выдачи системами контроля информации о появлении события при условии, что оно не произошло
Вероятность невыдачи информации	$P_{н.и}$	Вероятность невыдачи системами контроля информации о появлении события при условии, что оно произошло
Среднее время поиска отказа	$t_{п.о}$	Математическое ожидание времени поиска отказавшей составной части изделия, восстановление которой предусмотрено в заданных условиях
Средняя трудоемкость контроля	T_k	Математическое ожидание трудоемкости контроля технического состояния изделия по заданному алгоритму
Средняя трудоемкость подготовки к контролю	$T_{п.к}$	Математическое ожидание трудоемкости подготовки средства контроля и изделия к проведению контроля технического состояния
<i>Комплексные показатели надежности и технологичности</i>		
Коэффициент технической готовности	$K_{т.г}$	Вероятность того, что в произвольный момент времени самолет не будет находиться на плановом техническом обслуживании и его вылет не будет задержан сверхдопустимого времени или отменен из-за его неисправности

1	2	3
Коэффициент готовности к вылету	$K_{г.в}$	Вероятность того, что запланированный на определенное время вылет самолета не будет задержан сверхдопустимого времени или отменен из-за его неисправности
Коэффициент технического использования	$K_{т.и}$	По ГОСТ 27.002
Коэффициент планируемого применения	$K_{п.п}$	По ГОСТ 27.002

Таблица 3.2

Пример частных показателей безопасности АС

№ п/п	Наименование показателя	Определение
1	Вероятность невыполнения заданной функции	Вероятность того, что заданная функция не будет выполнена в течение определенного периода начиная с произвольного момента времени требования на выполнение этой функции
2	Вероятность отказа системы на требование	Вероятность того, что данная система будет находиться в неработоспособном состоянии в произвольный момент времени эксплуатации АС при наличии в этот момент требования на ее функционирование
3	Интенсивность (частота) исходного события	Условная плотность вероятности возникновения исходного события в текущий момент времени (интенсивность). Математическое ожидание числа исходных событий в единицу времени (частота)
4	Вероятность повреждения активной зоны	Вероятность того, что на рассматриваемом интервале времени эксплуатации $[0, T]$ возникнет хотя бы одно состояние АС, в котором степень повреждения активной зоны будет находиться в заданном диапазоне для j -й группы радионуклидов
5	Вероятность дозы величиной D	Вероятность того, что на интервале $[0, T]$ возникнет хотя бы одно состояние АС, в котором значение дозы будет находиться в заданном диапазоне
6	Индивидуальный риск смерти	Математическое ожидание вероятности наступления на интервале времени $[0, T]$ смерти человека, живущего в окрестности АС

Учитывая большое ограничение в применении частных показателей, в теории и практике широко применяются универсальные показатели. Ниже приведены определения основных универсальных показателей надежности и безопасности.

Вероятность безотказной работы $P(t_3)$ — это вероятность того, что объект, будучи в работоспособном состоянии в начальный момент времени, безотказно проработает в течение заданной наработки t_3 [1, 33]. В аналитическом виде вероятность безотказной работы может быть представлена выражением

$$P(t_3) = \text{Вер} \{t > t_3\} = 1 - \text{Вер} \{t \leq t_3\}, \quad (3.1)$$

где t — наработка объекта до отказа.

Таким образом, вероятность безотказной работы $P(t)$ является функцией наработки t (нижний индекс «з» в написании наработки опущен). Обычно эту функцию предполагают непрерывной и дифференцируемой.

Вероятность безотказной работы $P(t)$ связана с функцией распределения наработки до отказа $F(t)$ и плотностью распределения $f(t)$ наработки до отказа зависимостями

$$P(t) = 1 - F(t), \quad (3.2)$$

$$P(t) = 1 - \int_0^t f(t) dt. \quad (3.3)$$

В табл. 3.3 приведены основные формулы, описывающие связи между тремя функциями $P(t)$, $F(t)$ и $f(t)$.

Таблица 3.3

Связь между функциями $P(t)$, $F(t)$ и $f(t)$

Известная функция	$P(t)$	$F(t)$	$f(t)$
$P(t)$	—	$1 - P(t)$	$-dP(t)$
$F(t)$	$1 - P(t)$	—	$dF(t)$
$f(t)$	$1 - \int_0^t f(t) dt$	$\int_0^t f(t) dt$	—

Вероятность безотказной работы обобщает приведенный в табл. 3.1 частный показатель вероятности отсутствия летного происшествия. Кроме того, этот показатель напрямую связан с такими частными показателями, как вероятность летного происшествия и вероятность особой ситуации (табл. 3.1), а также с показателем вероятности невыполнения заданной функции.

Кроме того, в связи с задачами анализа безопасности целесообразно рассмотреть два показателя, которые характеризуют готовность объекта, т. е. его способность выполнить требуемые функции с учетом затрат времени на техническое обслуживание и ремонт.

Коэффициент готовности (стационарный) K_r характеризует готовность объекта к функционированию и определяется как вероятность того, что объект окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени, причем этот момент не может выбираться на тех интервалах, где применение объекта по назначению заранее не предусматривается (интервалы плановых технических обслуживаний и ремонтов, планируемого хранения или транспортирования) [1, 42]: $K_r = \lim_{t \rightarrow \infty} K_r(t)$, где $K_r(t)$ — нестационарный коэффициент готовности на достаточно малом интервале времени.

Для любых распределений наработки между отказами и времени восстановления, имеющих конечные средние значения T и τ соответственно, справедливо равенство $K_r = T/(T + \tau)$.

Коэффициент готовности связан (как дополнение до единицы) с показателем вероятности отказа системы на требование.

Коэффициент оперативной готовности $K_{o.r}$ — вероятность того, что объект окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени, кроме планируемых периодов, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается, и с этого момента будет работать безотказно в течение заданного интервала времени [1, 42].

В простейшем случае коэффициент оперативной готовности определяют по формуле $K_{o.r} = K_r P(t_j)$, где K_r — стационарный коэффициент готовности в режиме, предшествующем применению объекта. Для того чтобы эту формулу можно было применять, необходимо и достаточно выполнение совокупности следующих условий:

- к режиму, предшествующему применению объекта (в частности, к режиму ожидания), допустимо применение стационарного коэффициента готовности;
- вероятность безотказной работы $P(t_j)$ не зависит от начала отсчета наработки t_j на оси непрерывного времени.

Можно показать, что в случае, когда наработка объекта до отказа подчиняется экспоненциальному распределению, последнее условие выполняется.

Обобщая выражение (3.1) на случай произвольного начала отсчета наработки, имеем

$$P(t_0, t_0 + \theta) = \text{Вер} \{t > t_0 + \theta \mid t > t_0\} = P(0, t_0 + \theta)/P(0, t_0) = \\ = P(t_0 + \theta)/P(t_0),$$

где $P(t_0, t_0 + \theta)$, $P(t_0 + \theta)$, $P(t_0)$ — вероятности безотказной работы объекта на интервалах $(t_0, t_0 + \theta)$; $(0, t_0 + \theta)$ и $(0, t_0)$, соответственно; t_0 — произвольный момент отсчета наработки; θ — произвольное значение наработки.

С учетом того, что для экспоненциального распределения $P(t_0 + \theta) = \exp[-\lambda(t_0 + \theta)]$, $P(t_0) = \exp(-\lambda t_0)$, из последнего выражения находим:

$$P(t_0, t_0 + \theta) = \exp[-\lambda(t_0 + \theta)] / \exp(-\lambda t_0) = \exp(-\lambda \theta).$$

Таким образом, значение $P(t_0, t_0 + \theta)$ в случае экспоненциального распределения зависит не от момента t_0 , а только от значения θ .

Важным показателем надежности или безопасности является *критичность отказа С*, под которой понимается некоторое число из заранее заданного диапазона (безразмерной шкалы), отражающее последствия отказа. Чем выше значение C , тем значительней последствия отказа. Выбор шкалы определяется задачами анализа.

Следует пояснить, почему критичность отказов может характеризовать надежность или безопасность. Если отказ несущественный или существенный (но только в экономическом аспекте), то критичность такого отказа будет характеризовать надежность объекта. Если же отказ является критическим, то, соответственно, значение C характеризует безопасность объекта.

Еще одним показателем, который может характеризовать надежность или безопасность, является *удельное среднее число нежелательных событий n* , т. е. математическое ожидание числа нежелательных событий (отказов, ННЭ, происшествий, аварий), приходящихся на единицу наработки. Как следует из определения, $n = M(N)/T$, где $M(N)$ — математическое ожидание числа нежелательных событий N , произошедших за фиксированную наработку T .

Этот показатель безопасности обобщает рассмотренный в табл. 3.1 частный показатель — среднее число летных происшествий за 100 000 ч полета. Кроме того, важно подчеркнуть, что данный показатель характеризует безопасность совокупности (парка) однотипных объектов.

Риск нежелательных последствий (риск) — вероятность наступления заранее определенных нежелательных последствий, например аварии с четко оговоренным ущербом [5, 17, 18]. Риск является важнейшим показателем безопасности, так как характеризует

в вероятностном аспекте объект с точки зрения его способности препятствовать образованию ущерба. Чем выше риск, тем более опасным (менее безопасным) является рассматриваемая система. В общем случае риск R вычисляется по формуле

$$R = \text{Вер} \{ \text{ущерб} > \text{допустимый ущерб} \}.$$

Таким образом, измерение безопасности осуществляется путем анализа аварий (постулируемых или уже совершившихся). Перефразируя афоризм академика Б. Голицына, можно сказать, что авария — это фонарь, освещающий безопасность объекта. Однако для более полного описания безопасности света этого грандиозного фонаря может быть мало, так как часть источников опасности действует в объектах непрерывно во времени и введенных показателей может быть недостаточно. Например, любые нарушения инструкций по эксплуатации, недостаточное внимание руководства предприятия к формированию культуры безопасности у подчиненных и др., как правило, влияют на безопасность технических систем. Причем это влияние на безопасность является, как правило, косвенным, опосредованным.

В результате можно прийти к выводу о целесообразности дополнительной оценки (измерения) безопасности с помощью косвенных показателей или признаков, которые именуются *индикаторами* безопасности. Индикаторы в отличие от показателей безопасности характеризуют не только собственно безопасность объекта, но и отражают степень влияния организации проектирования или эксплуатации объекта на его безопасность.

Номенклатура показателей надежности и безопасности должна характеризовать объект на любой стадии жизненного цикла объекта. Исходя из этого принципа можно говорить о проектных показателях (индикаторах), эксплуатационных показателях и т. д. Реализация этого подхода позволяет проанализировать тенденции изменения показателей надежности и безопасности по мере создания объекта.

Следует отметить, что сама номенклатура показателей, как правило, инвариантна к стадиям жизненного цикла объекта (может изменяться только численное значение показателя). Номенклатура индикаторов безопасности уже существенно зависит от стадии жизненного цикла объекта. Например, на этапе проектирования для характеристики безопасности могут использоваться индикаторы, отражающие количество доработок в чертежах после нормоконтроля или критических несоответствий в проектных документах, которые не применяются для этапа эксплуатации объекта.

Процедуры вычисления показателей надежности и безопасности существенно зависят от стадии жизненного цикла объекта, в связи с различным объемом необходимой информации, которая имеется в распоряжении на соответствующей стадии.

Часто оказывается, что наличие (или отсутствие) расчетного метода оказывает влияние на формирование номенклатуры показателей. Невозможность вычислить какой-либо показатель из-за отсутствия соответствующего расчетного метода или процедуры вынуждает исключить этот показатель из номенклатуры до того момента, пока необходимая процедура не будет разработана.

В зависимости от того, как сказывается увеличение (уменьшение) численного значения показателя на уровне надежности или безопасности объекта, показатели можно разделить на две группы — позитивные и негативные. К *позитивным* относят показатели, для которых справедливо условие, чем выше численное значение показателя, тем выше уровень надежности или безопасности, для *негативных* показателей выполняется противоположное условие. Очевидно, что показатели типа риска и критичности в соответствии с введенной классификацией должны рассматриваться как вероятностные комплексные универсальные негативные показатели безопасности.

Специфической особенностью вероятностных показателей надежности и безопасности, отличающих их от большинства других показателей качества продукции, является принципиальная невозможность их прямого измерения. Для получения численных значений показателей необходима исходная информация, получаемая методами измерений (например, наработка) и наблюдений (например, число ННЭ). Значения соответствующих показателей получают путем математической обработки исходной информации. Наиболее адекватный математический аппарат, позволяющий вычислять эти показатели, опирается на методы теории вероятностей и математической статистики.

3.3. Связь между понятиями надежности, эффективности и безопасности сложных технических систем

Наиболее универсальной характеристикой сложной технической системы (СТС) принято считать *эффективность*, понимая под этим степень приспособленности системы к выполнению заданных ей функций. Эффективность СТС зависит от ряда показателей или параметров. Основные из них: стоимость разработки, изготовления и эксплуатации изделия, качество функционирования, мощность потребляемой энергии, масса, габариты, условия нормального функционирования и пр.

Кроме того, эффективность изделия зависит от его структуры, характера связей между элементами, вида управляющих алгоритмов и ряда других закономерностей функционирования, не поддающихся описанию при помощи указанных параметров. Так, эффективность промышленного робота характеризуется грузоподъемностью, мощностью привода, развиваемыми скоростью и ускорением, точностью позиционирования, объемом памяти управляющего устройства, числом степеней свободы, числом технологических переделов, которые может осуществлять данный робот, стоимостью.

Эффективность автоматизированной производственной системы характеризуется стоимостью всех видов оборудования, надежностью технических средств, быстродействием технических средств, количеством обслуживающего персонала, количеством управляющих программ, производительностью, коэффициентом загрузки технологического оборудования, гибкостью, рентабельностью, живучестью, длительностью производственного цикла.

Эффективность средств вычислительной техники характеризуется объемом памяти, оперативной и запоминающего устройства, качеством визуального отображения, количеством каналов связи, стоимостью. Выражения для показателей эффективности, учитывающие широкий круг действующих на изделие внутренних и внешних факторов, как правило, весьма сложны. Расчет таких показателей требует переработки большого количества информации и поэтому проводится при выборе облика будущего изделия, а также при окончательной оценке технического уровня созданного изделия. В процессе разработки, изготовления и эксплуатации изделия используют обычно частные показатели эффективности. Так, главным показателем эффективности функционирования систем управления является точность.

В процессе эксплуатации СТС возможны различного вида отказы, приводящие к снижению эффективности. Обусловленное этими отказами снижение эффективности характеризуется надежностью. Таким образом, надежность является более частной характеристикой, чем эффективность.

Наиболее универсальным показателем надежности является вероятность безотказной работы изделия при определенных условиях. Для получения численных значений показателя надежности необходимо определить понятие отказа, которые допускает большое разнообразие интерпретаций. Для его конкретизации вводят понятие условной эффективности, т. е. эффективности, полученной при отказе того или иного компонента изделия.

По мере накопления отказов компонентов эффективность изделия снижается. Снижение эффективности может происходить постепенно либо скачком. Примером постепенного снижения эффективности может служить увеличение погрешности позиционирования промышленного робота или системы численно-программного управления (ЧПУ) станка при некритических отказах в системе управления. В качестве примера скачкообразного снижения эффективности можно привести изменение характеристики резервированной системы при отказе резервных компонентов.

Изделия, эффективность которых при отказе равна нулю, называются *простыми*. Постепенное снижение эффективности является характерным для *сложных* изделий. Для определения отказа сложного изделия необходимо задать допустимую границу снижения эффективности. Тогда состояние выхода ее значений за эту границу можно считать отказом. Так, может быть задано предельное значение погрешности позиционирования. Изделия, для которых может быть задана допустимая граница эффективности, называют *квазипростыми*. Их надежность определяется вероятностью безотказной работы. Однако существует большое число изделий, для которых указать строго границу допустимой области нельзя. Так, при поломке робота в производственном модуле подача заготовок может осуществляться вручную, т. е. отказа модуля не происходит.

В подобных случаях, когда понятие отказа не определено, используется другая интерпретация показателя надежности. Понятие надежности при этом связывается со свойством изделия сохранять при изменении технического состояния эффективность в течение конкретного отрезка времени в определенных условиях. В этом случае в качестве показателя надежности принимается отношение эффективности реального изделия к эффективности идеального изделия. Данный показатель носит также название *коэффициента снижения эффективности*, а также относительной эффективности сложного изделия.

Таким образом, понятия надежности и эффективности тесно связаны между собой. Что же касается математических методов, то отделить теорию надежности от теории эффективности не представляется ни возможным, ни целесообразным.

Рассмотрим основные количественные показатели надежности и эффективности необслуживаемых изделий.

Пусть изделие состоит из n компонентов, каждый из которых может находиться в одном из двух взаимоисключающих состояний — работоспособном и неработоспособном. Тогда состояние изделия описывается числом $N = 2^n$ несовместных состояний

$\mathbf{H} = \{H_m\}$, составляющих полную группу событий и занесенных в матрицу состояний $\mathbf{H}$:

$$\left\| \begin{array}{c} H_0 \\ H_1 \\ \vdots \\ H_n \\ H_{12} \\ \vdots \\ H_{12\dots n} \end{array} \right\| = \left\| \begin{array}{c} X_1 X_2 \dots X_n \\ \bar{X}_1 X_2 \dots X_n \\ \vdots \\ X_1 X_2 \dots \bar{X}_n \\ \bar{X}_1 \bar{X}_2 \dots X_n \\ \vdots \\ \bar{X}_1 \bar{X}_2 \dots \bar{X}_n \end{array} \right\| ,$$

где X_m — обозначает событие работоспособного состояния m -го компонента, а $\bar{X}_m$ — событие отказа m -го компонента.

С матрицей состояний $\mathbf{H}$ можно сопоставить матрицу вероятностей этих состояний $\mathbf{P} = \{P_m\}$:

$$\mathbf{P}^T = \| P(H_0)P(H_1) \dots P(H_0)P(H_{12}) \dots P(H_{12\dots n}) \|.$$

Так как состояния $\{H_m\}$ образуют полную группу несовместных событий, сумма элементов матрицы $\mathbf{P}$ равна единице:

$$\sum_m P_m = P(H_0) + P(H_1) + \dots + P(H_n) + P(H_{12}) + \dots + P(H_{12\dots n}) = 1.$$

Для получения показателей надежности и эффективности изделия необходимо также задать изменение условной эффективности $\Phi = \{\Phi_m\}$ в зависимости от возможных состояний системы $\{H_m\}$. Пусть эта зависимость описывается некоторой матрицей

$$\Phi^T = \| \Phi(H_0)\Phi(H_1) \dots \Phi(H_n)\Phi(H_{12}) \dots \Phi(H_{12\dots n}) \|.$$

Используя матрицы $\mathbf{H}$, $\mathbf{P}$, Φ , можно построить дискретный закон распределения вероятностей условной эффективности $P_m = P(\Phi_m)$.

В качестве показателя безусловной эффективности изделия могут быть приняты различные характеристики этого закона, например математическое ожидание, мода, медиана. Наиболее распространенным показателем является математическое ожидание:

$$W = \sum_m \Phi_m P_m = \Phi_0 P_0 + \Phi_1 P_1 + \dots + \Phi_n P_n + \Phi_{12} P_{12} + \dots$$

Если задаться некоторой допустимой границей снижения условной эффективности Φ_r , то показатель надежности определится

как сумма работоспособных состояний: $R = \sum_{m=1}^{m_r} P_m$, где индекс m_r находится из условия $\Phi_m \geq \Phi_r$. В случае, если такую границу задать нельзя, надежность сложного изделия определится как отношение показателя безусловной эффективности к эффективности идеальной системы, т. е.

$$R = \frac{W}{\Phi_0} = \sum_m \frac{\Phi_m}{\Phi_0} P_m.$$

В частном случае для простых систем, когда условная эффективность может принимать лишь два дискретных значения Φ_0 и 0, обе формулы расчета показателя надежности совпадают.

Рассмотренный простейший математический аппарат допускает множество обобщений, делающих его универсальным. Так, сложное изделие с относительной эффективностью W/Φ_0 статистически эквивалентно простой системе с этой же надежностью $R = W/\Phi_0$. Это положение имеет большое практическое значение при расчете эффективности иерархических систем.

Свойство статистической эквивалентности надежности простой и относительной эффективности сложной системы широко используется также при формировании обобщенных показателей эффективности в задачах оценки технического уровня различного рода изделий и систем. Так, например, в качестве обобщенного показателя эффективности может быть использован частный случай приведенного показателя эффективности — мультипликативная свертка:

$$R = \prod_{i=1}^n R_i,$$

где $R_i = W_i/W_{oi}$; W_i — показатель конкретного типа; W_{oi} — аналогичный показатель наиболее перспективного образца, принятого за эталон.

Рассмотренная модель эффективности легко распространяется на обслуживаемые изделия. Статистическим аналогом вероятности безотказной работы необслуживаемых систем является стационарный коэффициент готовности обслуживаемых систем:

$$K_r = T_{cp0} / (T_{cp0} + T_b),$$

где T_{cp0} — среднее время безотказной работы; T_b — среднее время восстановления.

В отличие от теории надежности в теории безопасности фундаментальными понятиями являются значимость, или критичность, отказа и риск. Покажем, как эти понятия следуют из модели эффек-

тивности сложной технической системы. Продемонстрируем идею вывода оценки значимости или критичности отказа на простейшем примере системы, состоящей из двух компонентов. Обозначив событие исправной работы компонента — 1, а событие отказа — 0, получим возможные состояния системы: 1,1; 1,0; 0,1; 0,0. Вероятности этих состояний при условии независимости компонентов будут равны: R_1R_2 ; $(1 - R_1)R_2$; $R_1(1 - R_2)$; $(1 - R_1)(1 - R_2)$. Состояния образуют полную группу событий, поэтому сумма их вероятностей $\sum_4 P_i = 1$.

Составляющие показателя эффективности с учетом значимости отказов в общем случае будут иметь вид

$$R_1R_2; (1 - v_1)(1 - R_1)R_2; (1 - v_2)(1 - R_2)R_1; (1 - v_{1,2})(1 - R_1)(1 - R_2),$$

где v_1, v_2 — значимость отказов компонентов; $\Phi_1 = (1 - v_1)$, $\Phi_2 = (1 - v_2)$ — условные эффективности системы при отказах этих компонентов.

При экспоненциальном законе распределения времени и достаточно высокой вероятности безопасной работы компонентов $R_i = \exp \{-\lambda_i t_i\} \approx 1 - \lambda_i t_i$.

Сомножитель $(1 - v_i)(1 - R_i) = \alpha_i q_i = \alpha_i \lambda_i t_i$. Полученное выражение совпадает с оценкой критичности отказа стандарта МЭК 812—85.

Сомножитель $\alpha_i q_i$ представляет собой вероятность сложного события — снижения эффективности системы при условии появления i -го отказа и возникновении этого отказа. Эту вероятность также называют риском.

Таким образом, понятия эффективности, надежности и безопасности сложной технической системы тесно связаны между собой и основаны на использовании единого математического аппарата.

Контрольные вопросы

1. В чем особенность современного этапа развития научно-технического направления «надежность»?
2. В чем заключается системный подход к обеспечению надежности?
3. Какова связь между надежностью и безопасностью техники?
4. Перечислите основные события и состояния при анализе надежности и безопасности.
5. Дайте классификацию отказов по критериям критичности.
6. В чем состоит различие показателей и индикаторов безопасности?
7. Сопоставьте преимущества и недостатки частных и универсальных показателей надежности и безопасности.
8. Что такое эффективность системы?
9. Как соотносятся понятия эффективности, надежности и безопасности?
10. В чем отличие простых и сложных систем?
11. Приведите примеры показателей надежности и безопасности.
12. Какие задачи решает вероятностный анализ безопасности?

МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Глава 4

Методы обеспечения потенциальной (проектной) надежности

4.1. Выбор запасов прочности

4.1.1. Модели «прочность—нагрузка»

Выбор статистических запасов прочности различных конструкций основан на использовании параметрической модели «прочность—нагрузка». Методы этой группы являются старейшими методами теории надежности.

В основу расчетов надежности с использованием данной модели заложено то, что каждый элемент конструкции обладает определенной прочностью по отношению к действующим на него нагрузкам. При этом под нагрузкой понимают любые факторы, влияющие на эффективность функционирования изделия, такие как механические воздействия, температура, вибрация, колебания напряжения питания и пр., а прочность определяет способность изделия сохранять свои характеристики при воздействии этих нагрузок.

Исходными данными при расчетах надежности являются: $f(\bar{S})$ — плотность вероятности распределения прочности; $f(\bar{s})$ — плотность вероятности распределения нагрузки; $\bar{S}$ — вектор параметров, характеризующих прочность; $\bar{s}$ — вектор параметров, характеризующих нагрузку.

Безотказная работа изделия определяется условием превышения прочности нагрузки $\bar{S} > \bar{s}$ или $\bar{S} - \bar{s} > 0$, а общее выражение вероятности безотказной работы имеет вид:

$$R = P\{\bar{S} > \bar{s}\} = P\{\bar{S} - \bar{s} > 0\} = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\bar{s}}(\bar{s}) \left[\int_{\bar{s}}^{\infty} f_{\bar{S}}(\bar{S}) d\bar{S} \right] d\bar{s}.$$

В одномерном случае имеем

$$R = P\{S > s\} = P\{S - s > 0\} = \int_{-\infty}^{\infty} f_s(s) \left[\int_s^{\infty} f_S(S) dS \right] ds.$$

В табл. 4.1 приведены расчетные формулы вероятности безотказной работы для различных законов распределения прочности и нагрузки. На рис. 4.1 представлена схема процедуры расчета надежности данным методом. Как следует из приведенных расчетных соотношений и рис. 4.1, метод расчета надежности с использованием модели «прочность—нагрузка» базируется на большом объеме статистических данных. Для приближенных расчетов часто бывает достаточно определить нижнюю гарантированную границу вероятности безотказной работы.

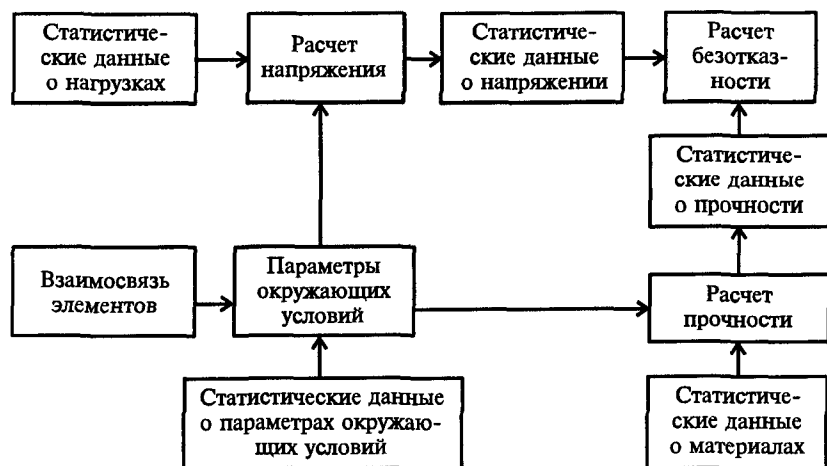


Рис. 4.1. Схема процедуры расчета надежности

На основе использования неравенства Чебышева может быть получено выражение такой гарантированной границы [25]:

$$R \geq 1 - \frac{\bar{n}^2 V_n^2}{\left[\bar{n}^2 V_n^2 + (\bar{n} - 1)^2 \right]}, \quad (4.1)$$

где $\bar{n} = M[S/s]$ — математическое ожидание коэффициента безопасности; $V_n = \sigma^2/\bar{n}$ — коэффициент вариации.

В практических приложениях чаще задаются средние значения прочности, нагрузки и их дисперсии. В этом случае в качестве нижней гарантированной границы можно рекомендовать выражение

$$R \geq 1 - \bar{S}/(2\bar{s}). \quad (4.2)$$

В табл. 4.2 приведены выражения математических ожиданий и дисперсий некоторых типовых распределений.

Таблица 4.1

Выражение вероятности распределения безотказной работы для различных законов распределения прочности и нагрузки

Закон распределения прочности	Закон распределения нагрузки	Выражение вероятности безотказной работы
1	2	3
Нормальное распределение $f_S(s) = \frac{1}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{s - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 \right\}$	Нормальное распределение $f_s(s) = \frac{1}{\sigma_s \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{s - \mu_s}{\sigma_s} \right)^2 \right\}$	$R = 1 - \Phi \left(-\frac{\mu_S + \mu_s}{\sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_s^2}} \right),$ где Φ — интегральная функция стандартного нормального распределения
Экспоненциальное распределение $f_S(s) = \lambda_S e^{-\lambda_S s}$	Экспоненциальное распределение $f_s(s) = \lambda_s e^{-\lambda_s s}$	$R = \frac{\lambda_s}{\lambda_S + \lambda_s}$
Нормальное распределение $f_S(s) = \frac{1}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{s - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 \right\}$	Экспоненциальное распределение $f_s(s) = \lambda_s e^{-\lambda_s s}$	$R = 1 - \Phi \left(-\frac{\mu_S}{\sigma_S} \right) - \exp \left[-\frac{1}{2} \left(2\mu_S \lambda_s - \lambda_s^2 \sigma_S^2 \right) \right] \times \left[1 - \Phi \left(\frac{\mu_S - \lambda_s^2 \sigma_S^2}{\sigma_S} \right) \right]$

1	2	3
Экспоненциальное распределение $f_S(S) = \lambda_S e^{-\lambda_S S}$	Нормальное распределение $f_S(s) = \frac{1}{\sigma_s \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{s - \mu_s}{\sigma_s} \right)^2 \right\}$	$R = \Phi \left(-\frac{\mu_s}{\sigma_s} \right) + \exp \left[-\frac{1}{2} (2\mu_s \lambda_s - \lambda_s^2 \lambda_s^2) \right] \times$ $\times \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_s - \lambda_s \sigma_s^2}{\sigma_s} \right) \right]$
Гамма-распределение $f_S(S) = \frac{\lambda_S^m}{\Gamma(m)} S^{m-1} e^{-\lambda_S S}$	Гамма-распределение $f_S(s) = \frac{\lambda_s^n}{\Gamma(n)} s^{n-1} e^{-\lambda_s s}$	$R = \frac{\Gamma(m+n)}{\Gamma(m)\Gamma(n)} B_{r/1+r}(m, n) \quad r = \frac{\lambda_s}{\lambda_s}$ где $B_{r/1+r}$ — неполная В-функция
Распределение Вейбулла $f_S(S) = \frac{\beta_S}{\theta_S} \frac{(S - S_0)^{\beta_S - 1}}{\theta_S} \exp \left\{ -\frac{(S - S_0)^{\beta_S}}{\theta_S} \right\}$	Распределение наибольших значений типа III $F_S(s) = 1 - \exp \left[-\left(\frac{s - s_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right]$	$R = \int_0^\infty e^{-y} \exp \left[-\left(\frac{s_0 - \theta_s \ln y - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] dy$
Распределение наименьших значений типа I $F(S) = \exp \left[-\exp \left(\frac{S - S_0}{\theta_S} \right) \right]$	Распределение наибольших значений типа I $F(s) = 1 - \exp \left\{ -\exp \left[-\left(\frac{s - s_0}{\theta_s} \right) \right] \right\}$	$R = \int_0^\infty e^{-y} \exp \left\{ -\exp \left[\frac{\theta_s}{\theta_s} \ln y + \left(\frac{s_0 - S_0}{\theta_s} \right) \right] \right\} dy$
Распределение наименьших значений типа I $F(S) = \exp \left[-\exp \left(\frac{S - S_0}{\theta_S} \right) \right]$	Распределение наибольших значений типа II $F_S(s) = 1 - \exp \left[-\left(\frac{s - s_0}{\theta_s} \right)^{-\beta_s} \right]$	$R = \int_0^\infty e^{-y} \exp \left\{ -\left[\frac{\theta_s}{\theta_s} \ln y + \left(\frac{S_0 - s_0}{\theta_s} \right) \right]^{\beta_s} \right\} dy$

1	2	3
Распределение наименьших значений типа I $F(s) = \exp \left\{ - \exp \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right) \right\}$	Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \frac{(s - s_0)^{\beta_s - 1}}{\theta_s} \exp \left\{ - \left(\frac{s - s_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right\}$	$R = \int_0^\infty e^{-y} \exp \left\{ - \exp \frac{\theta_s}{\theta_s} y^{1/\beta_s} + \frac{S_0 - s_0}{\theta_s} \right\} dy$
Распределение наибольших значений типа I $F(s) = 1 - \exp \left\{ - \exp \left[\left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right) \right] \right\}$	Распределение наибольших значений типа I $F(s) = 1 - \exp \left\{ - \exp \left[\left(\frac{s - s_0}{\theta_s} \right) \right] \right\}$	$R = \int_0^\infty e^{-y} \exp \left\{ - \exp \left[\frac{\theta_s}{\theta_s} \left(\ln y + \frac{S_0 - s_0}{\theta_s} \right) \right] \right\} dy$
Экспоненциальное распределение $f_s(s) = \lambda_s e^{-\lambda_s s}$	Гамма-распределение $f_s(s) = \frac{\lambda_s^n}{\Gamma(n)} s^{n-1} e^{-\lambda_s s}$	$R = \left(\frac{\lambda_s}{\lambda_s + \lambda_s} \right)^n$
Гамма-распределение $f_s(s) = \frac{\lambda_s^m}{\Gamma(m)} s^{m-1} e^{-\lambda_s s}$	Экспоненциальное распределение $f_s(s) = \lambda_s e^{-\lambda_s s}$	$R = 1 - \left(\frac{\lambda_s}{\lambda_s + \lambda_s} \right)^m$
Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta}{(\theta - S_0)^\beta} (s - S_0)^{\beta-1} \times \exp \left\{ - \left(\frac{s - S_0}{\theta - S_0} \right)^\beta \right\}$	Нормальное распределение $f_s(s) = \frac{1}{\sigma_s \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{1}{2} \left(\frac{s - \mu_s}{\sigma_s} \right)^2 \right\}$	$R = \Phi \left(\frac{S_0 - \mu_s}{\sigma_s} \right) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{\theta - S_0}{\sigma_s} \right) \times \int_0^\infty \exp \left\{ -y^\beta - \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\theta - S_0}{\sigma_s} \right) y + \frac{S_0 - \mu_s}{\sigma_s} \right]^2 \right\} dy$

1	2	3
Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \frac{(s - S_0)^{\beta_s - 1}}{\theta_s} \times \left\{ \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] \right\}$	Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s - 1} \times \left\{ \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] \right\}$	$R = 1 -$ $- \int_0^{\infty} e^{-y} \exp \left[- \left[\frac{\theta_s}{\theta_s} y^{1/\beta_s} + \left(\frac{S_0 - S_0}{\theta_s} \right) \right]^{\beta_s} \right] dy$
Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \frac{(s - S_0)^{\beta_s - 1}}{\theta_s} \times \left\{ \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] \right\}$	Распределение наибольших значений типа II $F_s(s) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{-\beta_s} \right]$	$R = \int_0^{\infty} e^{-y} \exp \left[- \left(\frac{\theta_s}{\theta_s} y^{1/\beta_s} + \left(\frac{S_0 - S_0}{\theta_s} \right)^{-\beta_s} \right) \right] dy$
Распределение наибольших значений типа I $F(s) = 1 - \exp \left\{ - \exp \left[\left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right) \right] \right\}$	Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s - 1} \times \left\{ \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] \right\}$	$R = 1 -$ $- \int_0^{\infty} \exp \left\{ - y + \left[\frac{\theta_s}{\theta_s} \ln y + \left(\frac{S_0 - S_0}{\theta_s} \right) \right]^{-\beta_s} \right\} dy$
Распределение Вейбулла $f_s(s) = \frac{\beta_s}{\theta_s} \frac{(s - S_0)^{\beta_s - 1}}{\theta_s} \times \left\{ \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right)^{\beta_s} \right] \right\}$	Распределение наибольших значений типа I $F(s) = 1 - \exp \left\{ - \exp \left[- \left(\frac{s - S_0}{\theta_s} \right) \right] \right\}$	$R = \int_0^{\infty} \exp \left\{ - y - \exp \left[- \frac{\theta_s}{\theta_s} y^{1/\beta_s} + \left(\frac{S_0 - S_0}{\theta_s} \right) \right] \right\} dy$

Математическое ожидание и дисперсия типовых распределений

Вид распределения	Математическое ожидание	Дисперсия
Нормальное	μ	σ^2
Логарифмически нормальное	$\exp \{ \mu + \sigma^2/2 \}$	$\exp \{ 2\mu + \sigma^2 \} (\exp \sigma^2 - 1)$
Экспоненциальное	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$
Гамма-распределение	m/λ	m/λ^2
Вейбулла	$S_0 + (\theta - S_0) \times \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right)$	$(\theta - S_0)^2 \left\{ \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right) - \left[\Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right) \right]^2 \right\}$
Наибольшие значения	$S_0 + 0,5776$	$1,645 \theta^2$
Наименьшие значения	$S_0 - 0,5776$	$1,645 \theta^2$

Пусть, например, прочность и нагрузка описываются экспоненциальными распределениями с параметрами $\lambda_S = 1$ и $\lambda_s = 1$. Тогда согласно формуле табл. 4.2 имеем точное выражение вероятности безотказной работы: $R = \lambda_S / (\lambda_S + \lambda_s) = 0,5$. По формуле (4.2) получим приближенную оценку $R = 1 - 1/2 = 0,5$. Таким образом, в данном случае совпадение идеальное.

Использование приближенных формул (4.1), (4.2) и накопление статистического материала о законах распределения и значениях параметров для типовых элементов конструкций и материалов позволило перейти от статистических к детерминированным запасам прочности и широко их табулировать.

4.1.2. Примеры расчета безотказности с использованием модели «прочность—нагрузка»

Пример 4.1. Рассчитать элемент, на который действует растягивающая нагрузка.



Принимается, что растягивающая нагрузка P и предел прочности на растяжение S являются случайными величинами, имеющими нормаль-

ный закон распределения вероятностей с параметрами соответственно: $\bar{P} = 17800$ Н, $\sigma_P = 445$ Н; $\bar{S} = 690$ МПа, $\sigma_S = 34,5$ МПа. Заданное значение безотказности: $R_3 = 0,9999$.

Решение. Растягивающее напряжение определяется по формуле $s = P/A$, где $A = \pi r^2$. Допуск на радиус выражаем через долю α от номинального значения $\bar{r} : 3\sigma_r = \alpha \bar{r}$, $\sigma_r = \frac{\alpha}{3} \bar{r}$.

По приближенным формулам расчета математического ожидания и среднеквадратического отклонения нелинейной функции случайной величины находим: $\bar{A} = \pi \bar{r}^2$; $\sigma = \left. \frac{\partial A}{\partial r} \right|_{r=\bar{r}} \sigma_r = 2\pi \bar{r} \sigma_r$ и соответственно:

$$\bar{s} = \bar{P} / \bar{A} = \bar{P} / (\pi \bar{r}^2);$$

$$\sigma_s^2 = \left(\frac{\partial s}{\partial P} \right)_{P=\bar{P}}^2 \sigma_P^2 + \left(\frac{\partial s}{\partial r} \right)_{r=\bar{r}}^2 \sigma_r^2 = \frac{\pi^2 \bar{r}^4 \sigma_P^2 + 4\pi^2 \bar{r}^4 (\alpha/3)^2 \bar{P}^2}{\pi^4 \bar{r}^8} = \frac{\sigma_P^2 + (4/9)\alpha^2 \bar{P}^2}{\pi^2 \bar{r}^4}.$$

Плотность распределения прочности

$$P(S) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_s^2}} \exp \left\{ -\frac{(S - \bar{S})^2}{2\sigma_s^2} \right\}.$$

Плотность распределения нагрузок

$$P(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_s^2}} \exp \left\{ -\frac{(s - \bar{s})^2}{2\sigma_s^2} \right\}.$$

Плотность распределения разности $S - s$

$$P(S - s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_S^2 + \sigma_s^2)}} \exp \left\{ -\frac{[(S - s) - (\bar{S} - \bar{s})]^2}{2(\sigma_S^2 + \sigma_s^2)} \right\}.$$

Условие параметрической безотказности определяется равенством

$$R = P\{(S - s) > 0\}.$$

Статистический запас прочности находится из выражения $P(S - s)$:

$$Z = \frac{S - \bar{P}/(\pi \bar{r}^2)}{\sqrt{\sigma_S^2 + \left(\frac{\sigma_P^2 + (4/9)\alpha^2 \bar{P}^2}{\pi^2 \bar{r}^4} \right)}}.$$

Для $R_3 = 0,9999$ по таблицам стандартного нормального распределения находим $Z = 3,72$. При выборе $\alpha = 0,015$ имеем

$$3,72 = \frac{690 \cdot 10^6 - 17,8 \cdot 10^3 / (\pi \bar{r}^2)}{\left\{ (34,5 \cdot 10^6)^2 + 445^2 + (4/9) [0,015^2 \cdot (17,8^2 - 10^6)] / (\pi^2 \bar{r}^4) \right\}^{1/2}},$$

откуда получаем $144,63 \cdot \bar{r}^4 - 24,6 \cdot \bar{r}^2 + 1 = 0$ и окончательно $\bar{r}_1 = 2,6$ мм; $\bar{r}_2 = 3,21$ мм; $R_1 = 0,0001$; $R_2 = 0,9999$.

Исследуем влияние допуска α на надежность элемента (табл. 4.3).

Таблица 4.3

Влияние допуска α на надежность элемента

$\alpha, \%$	Z	R	$\alpha, \%$	Z	R
1,5	3,72	0,9999	5	3,36	0,9996
3	3,61	0,998	7	3,1	0,999

Исследуем влияние изменчивости прочности материала на надежность (табл. 4.4).

Таблица 4.4

Влияние изменчивости прочности материала на надежность

$\sigma_s, \text{МПа}$	34,5	41,4	48,3	55,2	62,1	68,9
R	0,9999	0,999	0,999	0,992	0,984	0,974

Пример 4.2. Рассчитать вал, на который действует скручивающая нагрузка T .



Заданное значение безотказности $R_3 = 0,999$. Крутящий момент характеризуется параметрами: $\bar{T} = 11300$ Н·м, $\sigma_T = 1130$ Н·м. Допустимое срезающее напряжение ограничивается значениями $\bar{S} = 345$ МПа, $\sigma_s = 34,5$ МПа. Принимаем изменчивость радиуса вала $\sigma_r = (\alpha/3) \bar{r}$.

Решение. Напряжение среза определяется по формуле $\tau = G\theta d/2$, где G — модуль упругости; d — диаметр вала; θ — угол закручивания на единицу длины, а крутящий момент — по формуле $T = G\theta I_p$, где I_p — полярный момент инерции вала.

Для круглого вала сплошного сечения имеем: $I_p = \pi d^4/32$; $G\theta = 2T/I_p = 32T/(\pi d^4)$; $\tau = 2T/(\pi r^3)$. Применяя приближенные формулы расчета, получим:

$$\bar{\tau} = 2\bar{T}/(\pi\bar{r}^3) = 2 \cdot 11300/(\pi\bar{r}^3);$$

$$\sigma_\tau = \sqrt{\frac{4\sigma_T^2}{\pi^2\bar{r}^6} + \frac{36\bar{T}^2\sigma_r^2}{\pi^2\bar{r}^6}} = \frac{2 \cdot 11300}{\pi^2\bar{r}^6} \sqrt{1 + (10\alpha)^2}.$$

Для $R_3 = 0,999$ имеем $Z = 3,09$. Таким образом,

$$3,09 = \frac{3,45 \cdot 10^6 - 2 \cdot 11300 / (\pi \bar{r}^3)}{\sqrt{(3,45 \cdot 10^6) + [2 \cdot 11300 / (\pi \bar{r}^3)]^2 (1 + 100\alpha)^2}}.$$

Выбирая $\alpha = 0,03$, получим $\bar{r}^6 - 46,1056\bar{r}^3 + 0,8666 = 0$ и окончательно $\bar{r}_1 = 32,131$; $\bar{r}_2 = 23,495$; $R_1 = 0,999$; $R_2 = 0,001$.

Исследуем влияние допуска на надежность (табл. 4.5).

Таблица 4.5

Влияние допуска α на надежность

α	Z	R	α	Z	R
0,03	3,099	0,99903	0,05	3,035	0,9988
0,04	3,072	0,9969	1	2,772	0,9974

Исследуем влияние изменчивости прочности материала (табл. 4.6) и радиуса вала (табл. 4.7).

Таблица 4.6

Влияние прочности материала на надежность

σ_s	Z	R
34,475	3,099	0,99903
41,37	2,712	0,99664
55,166	2,145	0,98422
68,95	1,763	0,96080

Таблица 4.7

Влияние радиуса вала на надежность

σ_s	Z	R
30,48	2,086	0,98169
32,131	3,09	0,999
35,56	4,824	0,999
40,64	6,555	0,99999

4.1.3. Переход от параметрических к непараметрическим моделям безотказности

Формулы, приведенные в табл. 4.2, позволяют вычислить вероятность безотказной работы при однократном приложении нагрузки. В реальных условиях эксплуатации конструкции нагружаются многократно, причем наиболее характерны случайные циклы нагружения.

По степени неопределенности прочность и нагрузка могут быть отнесены к одной из трех категорий:

- *детерминированная величина* — принимает известные заранее значения. Детерминированные величины могут служить приемлемой аппроксимацией полностью контролируемых процессов;

- *фиксированная случайная величина* — в начальный момент времени является случайной величиной, а далее изменяется во времени известным образом. Это может быть некоторая функция, например $Y_k = Y_0 k^{-\alpha}$, где k — число циклов нагружения;

• *независимая случайная величина* — последовательные значения, принимаемые во времени, статистически независимы. Обычно последовательные значения нагрузки независимы, а прочность может изменяться случайным образом и быть независимой от цикла к циклу нагружения только в том случае, если на нее влияют другие факторы окружающей среды, независимые от процесса приложения нагрузки (температура, вибрация и пр.).

Прочность зависит от числа циклов приложения нагрузки, ее величины и продолжительности. Эффект изменения прочности во времени называется *старением*, или *износом*. В табл. 4.8 приведены выражения вероятности безотказной работы при многократных случайных циклах нагружения [8].

Таблица 4.8

Выражения вероятности безотказной работы при многократных случайных циклах нагружения

Характер изменения прочности	Характер изменения нагрузки нагружения	Вероятность безотказной работы после N циклов
Детерминированная невозрастающая величина	Детерминированная неубывающая величина	$R(t) = e^{-\alpha t}$
Фиксированная случайная величина	Детерминированная постоянная величина	$R(t) = R_0 + (1 - R_0)e^{-\alpha t}$
Независимая случайная величина		$R(t) = e^{-\alpha t(1 - R_0)}$
Детерминированная постоянная величина	Фиксированная случайная величина	$R(t) = R_0 + (1 - R_0)e^{-\alpha t}$
Фиксированная случайная величина		$R(t) = R_0 + (1 - R_0)e^{-\alpha t}$
Независимая случайная величина		$R(t) = \int_0^{\infty} f(s) e^{-\alpha t F(s)} ds$
Детерминированная величина	Независимая случайная величина	$R(t) = e^{-\alpha t(1 - R_0)}$
Фиксированная случайная величина		$R(t) = \int_0^{\infty} g(S) e^{-\alpha t[1 - F(s)]} dS$
Независимая случайная величина		$R(t) = e^{-\alpha t(1 - R_0)}$

Примечание: R_0 — вероятность безотказной работы при единичном нагружении.

Анализируя формулы табл. 4.8 для ряда практически важных частных случаев, приходим к широко распространенной непараметрической экспоненциальной модели изменения вероятности безотказной работы во времени: $R(t) = e^{-\lambda t}$. Определим основные понятия полученной модели.

Отказ является случайным событием, следовательно, время от момента включения устройства до первого отказа (наработка) также является случайной величиной τ .

Вероятность безотказной работы определяется условием $R(t) = P\{\tau > t\}$, т.е. вероятностью того, что наработка до первого отказа превышает t , $R(t)$ — монотонно убывающая функция в интервале от 1 до 0.

Вероятность того, что отказ произойдет после включения через время t , определяется условием $q(t) = P\{\tau \leq t\} = 1 - R(t)$. Плотность вероятности момента первого отказа будет $f(t) = \frac{dq(t)}{dt} = -\frac{dR(t)}{dt}$, откуда $R(t) = \int_t^{\infty} f(t) dt$. Средняя наработка до отказа (или среднее время безотказной работы) вычисляется по формулам $T_{cp} = \int_0^{\infty} t f(t) dt$ или $T_{cp} = \int_0^{\infty} R(t) dt$.

Интенсивность отказов определяется как $\lambda = f(t)/R(t)$, откуда

$$R(t) = \exp\left\{-\int_0^t \lambda(t) dt\right\}.$$

При постоянной интенсивности отказов

$\lambda(t) = \text{const}$ имеем $R(t) = \exp\{-\lambda t\}$, т.е. получаем экспоненциальное распределение времени безотказной работы.

Математическое ожидание этого распределения $M(t) = T_{cp} = 1/\lambda$, дисперсия $\sigma^2(t) = 1/\lambda^2$. Экспоненциальное распределение является фундаментальным распределением в теории надежности: основные результаты получены в предположении адекватности этого распределения реальным процессам возникновения отказов.

4.2. Выбор метода резервирования

4.2.1. Пуассоновский процесс возникновения отказов

Разработанные в теории надежности различные методы резервирования преследуют одну основную цель — создание надежных систем из ненадежных элементов. Наиболее общим методом расчета безотказности систем с различными видами резервирования (параллельное соединение элементов — горячий резерв, включение резервного оборудования замещением — холодный резерв, различные схемы голосования) является метод, основанный на использовании марковских процессов или марковских цепей.

Предположим, что имеется n одинаковых образцов оборудования, причем в любой момент времени неисправностям подвержен только один образец. Состояние системы будет определяться числом отказавших образцов. Так, состояние 0 представляет состояние, в котором все n образцов исправны, а состояние n — в котором нет ни одного исправного образца. Нас интересует вероятность отказа точно k образцов оборудования ($k \leq n$) к моменту времени t . Приняв, что в начальный момент $t=0$ система находится в состоянии 0 (т. е. в этот момент все образцы исправны), одновременно допустим, что:

- а) вероятность перехода в интервале $t, t + \Delta t$ равна $\lambda \Delta t$;
- б) вероятность появления более одного отказа в интервале $t, t + \Delta t$ равна $0(\Delta t)$;
- в) вероятности переходов не зависят от состояния системы.

Используя эти допущения, можно составить матрицу переходов P , которая описывает процесс в интервале $t, t + \Delta t$. Например, если в момент t система находится в состоянии 0, то условная вероятность остаться в этом состоянии в момент $t + \Delta t$ равна $1 - \lambda \Delta t$. Вероятность перехода в состояние 1 равна $\lambda \Delta t$, а вероятности перехода в состояние с номером, большим 1, равны $0(\Delta t)$ на основании предположения б). Аналогично, если система находится в состоянии 1 в момент t , то она останется в этом состоянии в течение $t, t + \Delta t$ с вероятностью $1 - \lambda \Delta t$ или перейдет в состояние 2 с вероятностью $\lambda \Delta t$.

Заметим, что данная система не может вернуться в состояние 0, если не производятся ремонты отказавших образцов. Аналогично, если ремонты не производятся, то система, находившаяся в состоянии n в момент времени t (все n образцов неисправны), будет, очевидно, оставаться в этом состоянии в интервале $t, t + \Delta t$. Учитывая каждое из этих условий, можно составить матрицу переходов.

$$P_1'(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_1(t + \Delta t) - P_1(t)}{\Delta t} \text{ и из условия } \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{0(\Delta t)}{\Delta t} = 0 \text{ получим}$$

$$P_1'(t) = \lambda P_0 - \lambda P_1(t).$$

Аналогично находим остальные уравнения:

$$\begin{aligned} P_0'(t) + \lambda P_0(t) &= 0, \\ P_1'(t) - \lambda P_0(t) + \lambda P_1(t) &= 0, \\ &\dots\dots\dots \\ P_n'(t) - \lambda P_{n-1}(t) &= 0. \end{aligned}$$

Если предположить, что при $t=0$ все образцы оборудования исправны, то начальные условия имеет вид:

$$P_0(0) = 1, P_1(0) = 0, \dots, P_n(0) = 0.$$

Теперь нужно решить эту систему дифференциальных уравнений, что позволит определить вероятность появления точно k отказов ($k \leq n$) к моменту времени t . Введем преобразование Лапласа, которое позволяет перейти от системы дифференциальных уравнений к системе алгебраических уравнений. Пусть

$$P'(s) = L\{P(t)\} = \int_0^{\infty} e^{-st} P(t) dt,$$

$$sP'(s) - P(0) = L\{P'(t)\} = \int_0^{\infty} e^{-st} P'(t) dt.$$

Найдем сначала $P_0(t)$. Применяя преобразование Лапласа к первому уравнению системы, получим: $sP_0' - 1 - \lambda P_0(s) = 0$ и $P_0(s) = 1/(s + \lambda)$. Используя обратное преобразование Лапласа, находим $L^{-1}\{P_0(s)\} = e^{-\lambda t}$.

Таким образом, вероятность отсутствия отказов к моменту времени t является экспоненциальной функцией времени. С помощью $P_0(t)$ относительно легко найти $P_1(t)$, $P_2(t)$ и т. д. Так, $P_1'(t) = -\lambda P_1(t) + \lambda e^{-\lambda t}$.

После применения преобразования Лапласа это уравнение приобретает следующий вид:

$$P_1(s) + \lambda P_1(s) = 1/(\lambda + s),$$

откуда $P_1(s) = \lambda/(s + \lambda)^2$ и $P_1(s) = L^{-1}\{P_1(s)\} = \lambda t e^{-\lambda t}$. Действуя тем же способом, замечаем, что $P_k(s) = \lambda k/(s + \lambda)^{k+1}$, $k = 0, 1, 2, \dots, n-1$, откуда

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t},$$

что представляет собой выражение вероятности появления точно k отказов согласно распределению Пуассона.

Распределение получают суммированием этих вероятностей. Поэтому вероятность появления самое большее k ($k < n$) отказов за время t

$$P(t, k) = e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^{i=k} \frac{(\lambda t)^i}{i!}.$$

Интересно отметить, что пуассоновский процесс приводит непосредственно к другому распределению, известному как *гамма-распределение*. Для распределения Пуассона случайной величиной является число отказов, а для гамма-распределения — время. Функцию плотности вероятности для гамма-распределения представим в терминах преобразования Лапласа:

$$P_k(t) = \frac{\lambda^k}{(s + \lambda)^k}.$$

Применив обратное преобразование к $P_k(s)$, получим

$$P_k(t) = \frac{\lambda^k t^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t}.$$

Такой же результат получается при рассмотрении суммы независимых случайных величин, имеющих экспоненциальное распределение.

4.2.2. Включение резервного оборудования замещением

В схеме включения n одинаковых образцов оборудования только один находится все время в работе (рис. 4.2). Когда работающий образец выходит из строя, его непременно отключают и в работу вступает один из $(n-1)$ резервных (запасных) образцов. Этот процесс продолжается до тех пор, пока все $(n-1)$ резервных, или запасных, образцов не будут исчерпаны. Примем для этой системы следующие допущения:

1) отказ системы происходит, когда откажут все n образцов;

2) вероятность отказа каждого образца оборудования не зависит от состояния остальных $(n-1)$ образцов оборудования;

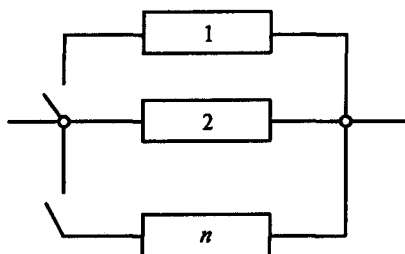


Рис. 4.2. Схема включения оборудования замещением

3) отказывать может только оборудование, находящееся в работе, и условная вероятность отказа в интервале $t, t + \Delta t$ равна $\lambda \Delta t$; запасное оборудование не может выходить из строя до того, как оно будет включено в работу;

4) переключающие устройства считаются абсолютно надежными.

Процесс появления отказов в такой схеме включения является непосредственным следствием процесса, рассмотренного в разд. 4.2.1. Система способна выполнять требуемые от нее функции, если исправен по крайней мере один из n образцов оборудования. Таким образом, в этом случае надежность равна сумме вероятностей состояний системы, исключая состояние отказа, т. е.

$$R(t) = e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(\lambda t)^i}{i!}.$$

В качестве примера рассмотрим систему, состоящую из двух резервных образцов оборудования, включаемых замещением. Для того чтобы эта система работала в момент времени t , нужно, чтобы к моменту t были исправны либо оба образца, либо один из двух. Поэтому

$$R(t) = e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^1 \frac{(\lambda t)^i}{i!} = e^{-\lambda t} (1 + \lambda t).$$

На рис. 4.3 показан график функции $R(t)$ и для сравнения приведен аналогичный график для нерезервированной системы.

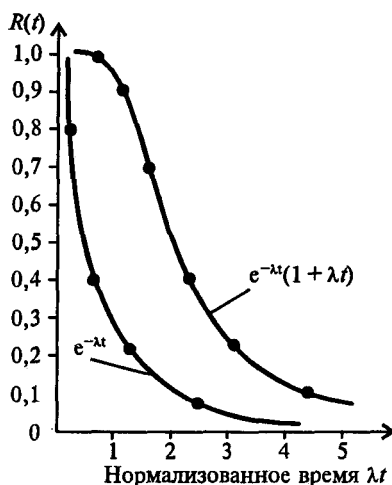


Рис. 4.3. Надежность системы с включением резерва замещения и нерезервированной системы

Во многих случаях нельзя предполагать, что запасное оборудование не выходит из строя, пока его не включат в работу. Пусть λ_1 — интенсивность отказов работающих образцов, а λ_2 — резервных, или запасных. В случае дублированной системы имеем следующую матрицу переходов:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccc} 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_1 + \lambda_2 & 0 \\ 0 & 1 - \lambda_2 & \lambda_2 \\ 0 & 0 & 1 \end{array} \right\| \end{matrix}.$$

Поступая, как и раньше, получим для нее следующую систему дифференциальных уравнений:

$$\begin{cases} P_0'(t) = -(\lambda_1 + \lambda_2)P_0(t), \\ P_0'(t) = -(\lambda_1 + \lambda_2)P_0(t) - \lambda_1 P_1(t). \end{cases}$$

с начальными условиями $P_0(0) = 1$, $P_1(0) = 0$, $P_2(0) = 0$. Применение преобразования Лапласа даст

$$\begin{aligned} P_0(s) &= \frac{1}{s + \lambda_1 + \lambda_2}, \\ P_1(s) &= \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{(s + \lambda_1)(s + \lambda_1 + \lambda_2)}, \\ P_2(s) &= \frac{\lambda_1(\lambda_1 + \lambda_2)}{s(s + \lambda_1)(s + \lambda_1 + \lambda_2)}. \end{aligned}$$

Так как $R(t) = P_0(t) + P_1(t)$, то необходимо обратным преобразованием определить оригиналы изображений $P_0(s)$ и $P_1(s)$. Можно также найти $L^{-1}\{P_2(s)\}$ и $R(t) = 1 - P_2(t)$, так как $P_0(t) + P_1(t) + P_2(t) = 1$, $P_0(t) = L^{-1}\{P_0(s)\} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$.

Для определения $P_1(t)$ используем разложение $P_1(s)$ на простые дроби:

$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{(s + \lambda_1)(s + \lambda_1 + \lambda_2)} = \frac{A}{s + \lambda_1} + \frac{B}{s + \lambda_1 + \lambda_2}.$$

Коэффициенты A и B находим, решая следующие уравнения:

$$A(\lambda_1 + \lambda_2) + B\lambda_1 = \lambda_1 + \lambda_2; \quad As + Bs = 0.$$

Отсюда $A = (\lambda_1 + \lambda_2)/\lambda_2$ и $B = -(\lambda_1 + \lambda_2)/\lambda_2$, а потому

$$P_1(s) = \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)/\lambda_2}{s + \lambda_1} - \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)/\lambda_2}{s + \lambda_1 + \lambda_2}.$$

Окончательно функция надежности имеет вид

$$R(t) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} + \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\lambda_2} e^{-\lambda_1 t} - \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\lambda_2} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} \quad (\lambda_2 > 0).$$

В некоторых случаях отказ системы возникает вследствие определенных комбинаций отказов образцов входящего в систему оборудования и (или) внешних воздействий на эту систему. Рассмотрим, например, искусственный спутник с двумя радиопередатчиками, один из которых является резервным, или запасным. Отказ системы (потеря связи со спутником) возникает при выходе из строя двух передатчиков или в тех случаях, когда солнечная активность создает непрерывные помехи радиосвязи. Если интенсивность отказов работающего передатчика равна λ , а φ — ожидаемая интенсивность появления радиопомех, то матрица переходов имеет следующий вид:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccc} 1 - (\lambda + \varphi) & \lambda & \varphi \\ 0 & 1 - (\lambda + \varphi) & \lambda + \varphi \\ 0 & 0 & 1 \end{array} \right\| \end{matrix},$$

а функция надежности системы вычисляется как

$$R(t) = e^{-(\lambda + \varphi)t} + \lambda t e^{-(\lambda + \varphi)t}.$$

Данный тип модели применим также в случаях, когда резерв по схеме замещения отсутствует. Например, предположим, что космический корабль подвергается бомбардировке микрометеоритами, причем бомбардировка небольшими частицами происходит с интенсивностью λ , а большими — с интенсивностью φ . Для выхода из строя космического корабля ему достаточно получить n малых повреждений или одно большое. Тогда матрица переходов P имеет вид:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & \dots & n \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ n \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccccc} 1 - (\lambda + \varphi) & \lambda & 0 & \dots & \varphi \\ 0 & 1 - (\lambda + \varphi) & \lambda & \dots & \varphi \\ 0 & 0 & 1 - (\lambda + \varphi) & \dots & \varphi \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{array} \right\| \end{matrix}.$$

Здесь состояние процесса представляется числом ударов или повреждений, причем встреча с большой частицей (метеоритом) равносильна n ударам малых частиц. Надежность, или вероятность того, что корабль не будет разрушен действием микрометеоритов к моменту времени t , может быть определена по формуле

$$R(t) = e^{-(\lambda+\varphi)} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(\lambda t)^i}{i!}.$$

4.2.3. Параллельное соединение резервного оборудования системы

В этой схеме все n одинаковых образцов оборудования работают одновременно, и каждый образец имеет одинаковую интенсивность отказов. Для исправной работы системы должен быть исправен хотя бы один из n образцов оборудования (рис. 4.4).

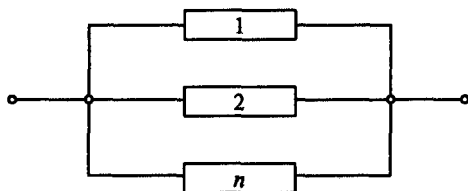


Рис. 4.4. Схема параллельного включения образцов оборудования

Матрица переходов в этом случае имеет вид

$$P = \begin{array}{c|cccccc} & 0 & 1 & 2 & \dots & n \\ \hline 0 & 1 - n\lambda & n\lambda & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 1 - (n-1)\lambda & (n-1)\lambda & \dots & 0 \\ 2 & 0 & 0 & 1 - (n-1)\lambda & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{array}.$$

Рассмотрим дублированную систему, состоящую из двух образцов оборудования. Пространство состояний 0, 1, 2 представляет собой число отказавших образцов оборудования. Отказ системы происходит при ее попадании в состояние 2. Запишем выражения для вероятностей состояний в момент $t + \Delta t$:

$$\begin{aligned} P_0(t + \Delta t) &= P_0(t) (1 - 2\lambda\Delta t) + 0 (\Delta t), \\ P_1(t + \Delta t) &= P_0(t) 2\lambda t + P_1(t) (1 - \lambda\Delta t) + 0 (\Delta t), \\ P_2(t + \Delta t) &= P_1(t) \lambda\Delta t + 0 (\Delta t), \end{aligned}$$

на основании которых получаем систему уравнений

$$\begin{cases} P_0'(t) = -2\lambda P_0(t), \\ P_1'(t) = 2\lambda P_0(t) - \lambda P_1(t), \\ P_2'(t) = \lambda P_1(t) \end{cases}$$

с начальными условиями $P_0(0) = 1$, $P_1(0) = 0$, $P_2(0) = 0$.

Применяя преобразование Лапласа, имеем:

$$(s + 2\lambda)P_0(s) = 1, \quad -2\lambda P_0(s) + (s + \lambda)P_1(s) = 0, \quad -\lambda P_1(s) + sP_2(s) = 0;$$

$$P_0(s) = 1/(s + 2\lambda), \quad P_1(s) = 2\lambda/(s + 2\lambda)(s + \lambda);$$

$$P_2(s) = 2\lambda^2/s(s + 2\lambda)(s + \lambda).$$

Прибегнув к разложению на простые дроби, получим,

$$P_1(s) = \frac{2}{s + \lambda} - \frac{2}{s + 2\lambda},$$

а так как $R(t) = P_0(t) + P_1(t)$, то $R(t) = 2e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t}$.

Если $P = e^{-\lambda t}$, то для общего случая $R(t) = 1 - (1 - P)^n$, а если система состоит из n образцов резервного оборудования с различными интенсивностями отказов, то

$$R(t) = 1 - (1 - P_1)(1 - P_2) \dots (1 - P_n).$$

Последнее выражение представляется как биномиальное распределение. Поэтому ясно, что когда для работы системы требуется по меньшей мере m из n образцов оборудования, то

$$R(t) = \sum_{i=m}^n \binom{n}{i} P^i (1 - P)^{n-i},$$

где $\binom{n}{i} = \frac{n!}{(n-i)!i!}.$

Заметим, что при резервировании замещением запасное оборудование либо совсем не повреждается, либо будет иметь меньшую интенсивность отказов по сравнению с работающим оборудованием ($\lambda_2 < \lambda_1$), поэтому надежность системы в этом случае всегда выше надежности при параллельном включении резерва. На рис. 4.5 дается сравнение функций надежности для этих способов включения резервного оборудования при $n = 2$.

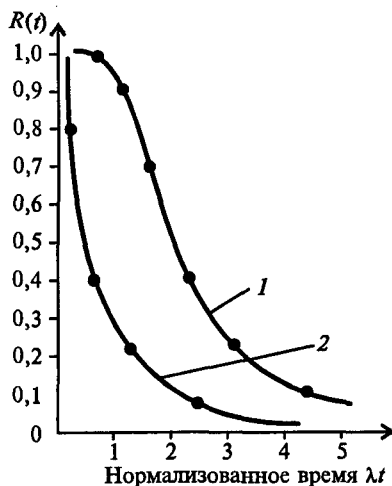


Рис. 4.5. Надежность системы при включении резерва замещения (кривая 1) и при параллельной работе оборудования (кривая 2)

Другим интересным аспектом проблемы резервирования является уровень, на котором оно осуществляется. Например, для параллельного соединения резервного оборудования надежность к моменту времени t равна 0,99, если каждый образец имеет надежность 0,9. В рассмотренных выше случаях резервирование применялось на уровне образцов оборудования, но можно использовать также резервирование на более низком уровне. Предположим, например, что оборудование состоит из двух взаимодействующих блоков, имеющих надежность 0,9 и 0,8 (рис. 4.6), так что надежность этого оборудования равна 0,72. Если теперь продублировать это оборудование, то надежность системы станет равной $R = 1 - (1 - 0,72)^2 = 0,922$. В то же время если дублировать отдельные блоки (рис. 4.7), то надежность системы $R = [1 - (1 - 0,9)^2] \times [1 - (1 - 0,8)^2] = 0,95$.

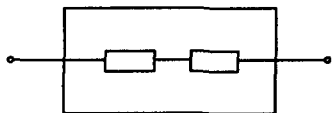


Рис. 4.6. Схема последовательного включения оборудования

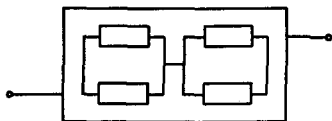


Рис. 4.7. Схема блоков дублирования

Таким образом, можно предположить, что эффективнее всего применять резервирование на самом низком из возможных уровней. Для необслуживаемых систем такое предположение справедливо. Однако для ремонтируемых систем этот способ может ока-

заться не наилучшим, поскольку в данном случае отказавшие блоки во время работы остального оборудования нельзя ремонтировать. В то же время если дублировать оборудование, то отказавшие образцы можно ремонтировать, не прерывая работу системы. Если в качестве меры надежности используется время вынужденного простоя, а не вероятность безотказной работы, то можно показать, что самый высокий уровень резервирования наиболее эффективен.

4.3. Качественный анализ надежности

4.3.1. Общие положения

Качественный анализ надежности систем проводится в целях:

- разработки детальных вероятностных моделей для последующего расчета вероятностных показателей надежности и безопасности объектов;
- совершенствования систем с точки зрения выявления, анализа и коррекции слабых звеньев;
- проверки соответствия систем качественным требованиям по надежности.

На стадии качественного анализа надежности решаются следующие задачи:

1. Построение структурно-логических моделей надежности систем с учетом:

- особенностей их структуры, режимов функционирования, стратегий технического обслуживания и видов отказов их элементов;
- ошибок персонала при выполнении технического обслуживания и/или управления системами и их элементами;
- зависимых отказов и отказов по общей причине.

2. Выявление слабых элементов с точки зрения достаточности степени (кратности) резервирования элементов и наличия общих причин их отказов. При решении этой задачи разрабатываются предложения, направленные на совершенствование структуры систем (увеличение степени резервирования и устранение общих причин отказов).

Качественный анализ надежности отдельной системы предусматривает следующие этапы:

- определение функций, выполняемых системой, характерных особенностей ее структуры, режимов работы, видов ее отказов;

- определение границ системы и перечня входящих в нее элементов, декомпозиция системы на крупные структурные части, функционально самостоятельные блоки;
- формулирование условий и критериев невыполнения функции, включая определение наличия и оценку резерва времени на выполнение функции;
- анализ регламента технического обслуживания и ремонтов системы;
- составление структурно-функциональной диаграммы системы на основе ее описания и структурных схем и чертежей для каждого характерного режима ее работы;
- анализ видов и последствий отказов элементов системы;
- выбор и построение структурно-логической модели надежности системы для каждого выделенного критерия ее отказа в виде деревьев отказов;
- определение набора минимальных сечений, их анализ для выявления слабых звеньев системы.

Минимальным сечением называется совокупность первичных событий в системе (отказов элементов объекта), обладающая следующими свойствами:

- 1) совместная их реализация приводит к отказу системы;
- 2) наступление любой комбинации меньшего числа событий не приводит к отказу системы.

Исходной информацией для описания систем с точки зрения надежности является проектно-техническая документация на системы и их элементы в виде структурных схем, чертежей, пояснительных записок, технических описаний, расчетов по определению условий работы систем в различных режимах, регламента технического обслуживания и ремонтов.

Основные, существенные для анализа надежности *структурные особенности систем* заключаются в следующем:

1. Системы могут иметь блочную структуру, т. е. каждая такая система состоит из нескольких взаиморезервирующих блоков. Под *блоком* понимается отдельная независимая часть системы, которая способна выполнить требуемую функцию в заданном объеме. Например, если m — общее число блоков системы, а n — число блоков, необходимое для выполнения системой заданной функции, то такая система будет в работоспособном состоянии, если работоспособны не менее, чем n из m ее блоков, и будет в неработоспособном состоянии, если отказали $(m - n + 1)$ или более ее блоков.

2. В отдельных блоках систем может применяться внутреннее резервирование. В зависимости от влияния последствий отказов резервированных элементов на работоспособность блока внутреннее резервирование разделяется на два типа:

- отказ резервированного элемента не влияет на работоспособность блока, т. е. не приводит к его отказу;
- отказ резервированного элемента снижает эффективность блока, т. е. приводит к его частичному отказу.

Сказанное можно проиллюстрировать на примере фрагмента блоков систем, изображенных на рис 4.8. Для насосов блока (элементы 1, 2), имеющих производительность 50% (структура $2 \times 50\%$ или 2 из 2), применено внутреннее резервирование 2-го типа. В результате наступления отказа одного из насосов производительность блока снижается с 100 до 50%, т. е. фиксируется частичный отказ. Для блока задвижек с электроприводом (элементы 3, 4, структура $2 \times 50\%$) применено внутреннее резервирование 1-го типа.

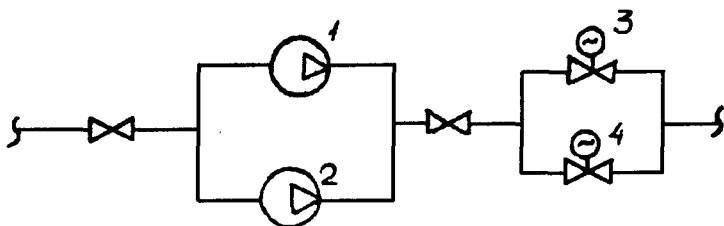


Рис. 4.8. Сравнение двух типов внутреннего резервирования

Для многих систем могут быть важны два режима работы:

- ожидания;
- выполнения заданных функций.

В режиме ожидания предусматриваются техническое обслуживание и ремонт (ТО и Р) элементов систем, основная цель которых заключается в поддержании заданного уровня надежности систем путем обнаружения и устранения возникающих в этом режиме отказов.

На объекте применяется ТО и Р с непрерывным и периодическим контролем. Непрерывный контроль состояния элементов осуществляется специальными системами контроля на всем интервале времени ожидания. При условии работоспособного состояния системы отказы элементов обнаруживаются либо непосредственно в моменты их возникновения, либо в течение короткого промежутка времени (от нескольких часов до нескольких минут), необходимого персоналу для обнаружения соответствующего сигнала.

Периодический контроль элементов осуществляется персоналом через определенные промежутки времени. Отказы элементов в этом случае выявляются в детерминированные моменты времени режима ожидания — в моменты контроля. Если непрерывным или периодическим контролем обнаружен отказ элемента или нескольких элементов, то осуществляется восстановление их работоспособного состояния (при условии, что они являются ремонтпригодными).

Важной особенностью ряда систем во время работы при аварии является наличие временного резервирования. Временное резервирование означает, что полный отказ системы приведет к последствиям, связанным с невыполнением заданных функций безопасности, не мгновенно, а через определенный промежуток времени $T_{рез}$. За время $T_{рез}$ может быть либо восстановлена работоспособность отказавшей системы, либо осуществлены мероприятия по резервированию этой системы другими системами.

Элементы систем в зависимости от влияния их последствий на надежность и безопасность могут иметь отказы двух типов: *несрабатывания* и *ложного срабатывания*.

В зависимости от условий их обнаружения отказы разделяют на скрытые и явные. *Скрытым* является отказ, который не проявляется и не обнаруживается в момент его возникновения. Скрытые отказы возникают при работе элементов в режиме ожидания и характерны в основном для элементов, состояние которых не контролируется или контролируется периодически. У неконтролируемых элементов отказы этого типа могут возникать и существовать на всем интервале режима ожидания. Неконтролируемые отказы проявляются и обнаруживаются во время проверки системы при проведении планового ТО и Р.

Необходимо отметить, что скрытые отказы могут также иметь и элементы, состояние которых непрерывно контролируется в режиме ожидания.

Явным считается отказ, проявляющийся и обнаруживающийся либо непосредственно в момент его возникновения, либо в течение короткого промежутка времени после его возникновения. Явные отказы могут иметь элементы, состояние которых непрерывно контролируется в режиме ожидания, или непрерывно работающие элементы. Явный отказ непрерывно контролируемого элемента будет иметь место в момент времени на интервале $[0, \tau]$, если в этот момент происходит отказ элемента и его система контроля находится в работоспособном состоянии. У непрерывно работающих в режиме ожидания элементов или при работе их во время аварии все отказы являются явными, так как их последствия быстро проявляются и обнаруживаются.

В зависимости от возможности устранения (ремонта) отказы элементов подразделяют на устраняемые и неустраняемые при эксплуатации.

4.3.2. Построение «дерева отказов»

Построение «дерева отказов» — один из важных системных методов анализа надежности. При его построении исходят из определенного нежелательного события (так называемого вершинного события) и анализируют возможные причины его возникновения. При этом, естественно, стремятся к разумной степени детализации. Готовое «дерево отказов» представляет в виде логической диаграммы все последовательности событий, которые могут привести к вершинному событию.

С помощью метода «дерева отказов» получают:

- систематизированное представление всех возможных причин вершинного события (отказа системы) и их взаимодействие;
- обозримый и доступный для изучения материал анализа причин отказа;
- показатели надежности объекта, рассчитываемые в результате количественного анализа «дереьев отказов».

Построение «дерева отказов» предполагает детальный анализ процесса функционирования системы. Одному и тому же вершинному событию, как правило, можно поставить в соответствие несколько различных «дереьев отказов». Для того чтобы получить сравнимые результаты и ограничить в определенной степени произвол при составлении «дереьев отказов», целесообразно формулировать нечто типа инструкции. Приведем возможный план изложения соответствующих правил. Чтобы начать построение «дерева отказов» необходимо:

1) иметь детальное описание нормального процесса работы рассматриваемой системы, а также технические характеристики (схемы, описание конструкции и т. д.), включая все существенные параметры элементов;

2) знать физические и химические свойства материалов, используемых в устройствах, соседствующих с системой. Во многих устройствах энерго- и водоснабжения, а также в других технических устройствах этот пункт играет второстепенную роль, однако в химической промышленности и в ядерной энергетике он очень важен;

3) иметь соответствующую удобную символику обозначений.

Исходным пунктом для построения «дереьев отказов» является установление вершинного события для исследуемой системы.

Это вершинное событие изображается на «дереве отказов» прямоугольником, в котором указывается рассматриваемое событие. Пример такого изображения представлен на рис. 4.9.

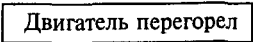


Рис. 4.9. Пример изображения вершинного события

Далее исследуется, можно ли представить вершинное событие как отказ одного из элементов системы. Если можно, то вершинное событие и отказ, который может инициировать это событие, соединяются звеном (оператором) И либо ИЛИ. Звенья (операторы) И и ИЛИ на «дереве событий» изображаются символами, приведенными на рис. 4.10 соответственно.

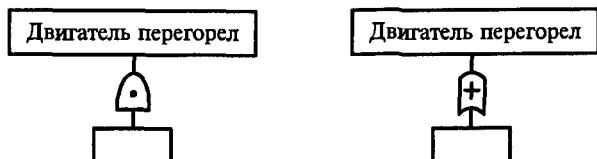


Рис. 4.10. Изображение символов И и ИЛИ на «дереве событий»

Отказ, который соединен с вершинным событием звеном И либо ИЛИ, далее классифицируется как «первичный отказ», «вторичный отказ» или «промежуточное событие».

Первичный отказ, под которым понимают событие, не подлежащее по тем или иным причинам дальнейшему анализу, на «дереве отказов» изображается в виде окружности (рис. 4.11). *Вторичный отказ* рассматривается как событие, которое не подлежит дальнейшему анализу из-за отсутствия необходимой информации для него, и изображается на «дереве отказов» в виде ромба (рис. 4.12).



Рис. 4.11. Изображение события «первичный отказ»



Рис. 4.12. Изображение события «вторичный отказ»

Промежуточные события—отказы, как и вершинное событие, подвергаются дальнейшей детализации. Промежуточные события на «дереве отказов» изображаются в виде прямоугольника, как показано на рис. 4.13.



Рис. 4.13. Изображение события «промежуточный отказ»

Если промежуточные события обусловлены причинами, выходящими за рамки рассматриваемой системы, то они дальше не изучаются. В противном случае их исследуют подобно вершинному событию. Из каждого такого промежуточного события развивается следующая «ветвь дерева», изображенного на рис. 4.14.



Рис. 4.14. Изображение трех основных событий

В качестве символов-указателей, с помощью которых, например, можно переносить части «деревя отказов» на другой лист, используются треугольники, содержащие внутри цифры.

Необходимо следить, чтобы список причин был полным, так как упущение возможных событий, приводящих к отказам, является основным источником погрешностей при построении «деревя отказов».

На рис. 4.15 представлена общая схема построения «деревя отказов» [49].

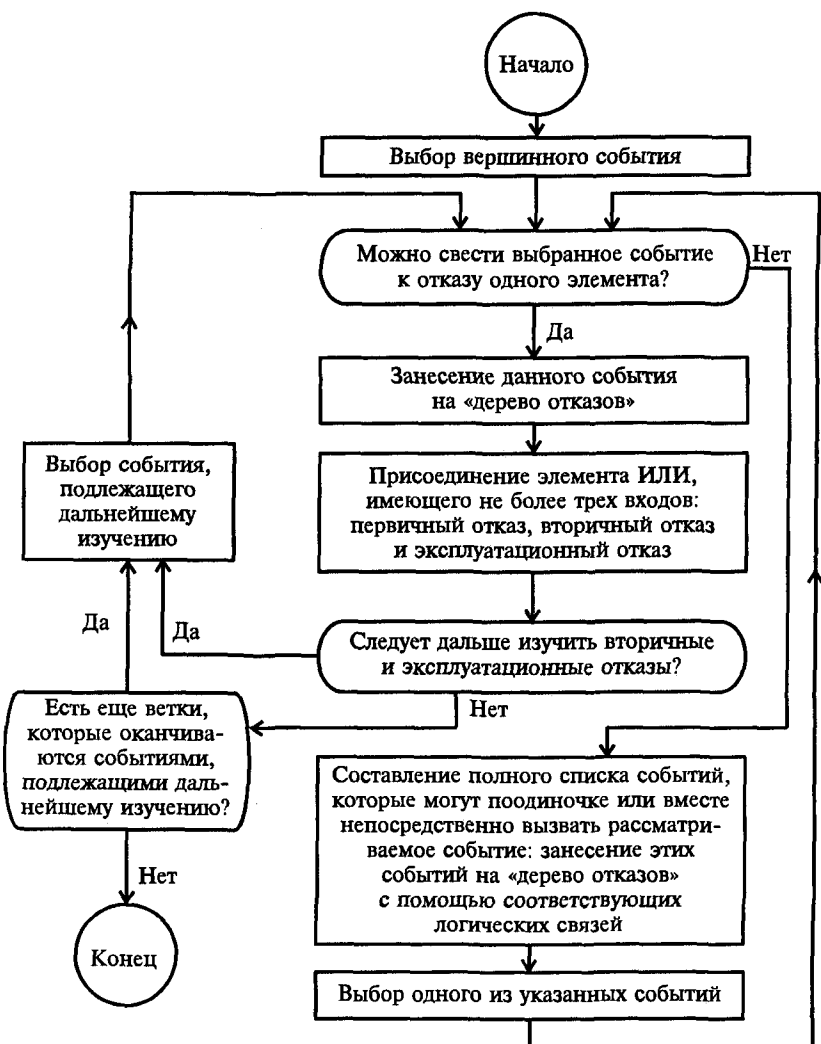


Рис. 4.15. Общая схема построения «дерева отказов»

Рассмотрим примеры построения «деревьев отказов» с помощью данной схемы [9].

Пример 4.3. На рис. 4.16 изображена схема подключения двигателя М к источнику постоянного тока И. В цепи имеется предохранитель Пр и выключатель S. Необходимо построить «деревья отказов» для следующих двух нежелательных событий: H_1 — двигатель перегорел; H_2 — двигатель не работает после включения с помощью S.

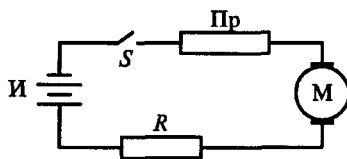


Рис. 4.16. Пример электрической схемы постоянного тока

Вначале выберем в качестве вершинного событие H_1 . Это событие является одним из возможных отказов элементов в системе. Этот отказ может быть вызван как первичным отказом двигателя (замыкание в обмотке, ошибка в подключении клемм), так и вторичным. Первичный отказ двигателя можно дальше не изучать. Причиной вторичного отказа может быть состояние самой схемы (точнее, совокупности прочих элементов) или внешнее событие, которое приводит, например, к повышению температуры окружающей среды.

Последнее событие дальше не разбирается. Схема (включая источник И) приводит к вторичному отказу, если через двигатель долго проходит слишком большой ток. Это событие невозможно сразу свести к отказу одного элемента. Его причиной может быть очень большой ток в течение долгого времени во всей цепи, который не отмечен своевременно предохранителем. Причиной появления такого тока могут быть оба элемента, входящие в цепь, и, кроме того, вал двигателя может заклинить вследствие чересчур большого нагрузочного момента, недостаточной смазки, коррозии и т. д. Он может быть вызван также коротким замыканием потребителя R или повышением напряжения на клеммах источника И. Все эти отказы рассматриваются здесь как первичные и дальше не исследуются. Полученное «дерево отказов» изображено на рис. 4.17.

Обратимся ко второму вершинному событию H_2 . «Дерево отказов» для него показано на рис. 4.18. На этом дереве присутствуют только элементы ИЛИ. Наступление каждого из неразложимых далее базисных событий вызывает вершинное событие.

Еще раз следует обратить внимание на то, что не детализируемые далее события не должны быть обязательно независимыми друг от друга.

Интересно также сравнить рис. 4.17 и 4.18 с точки зрения поведения предохранителя в качестве составного элемента. Очевидно, предохранитель не предотвращает события H_2 . Более того, наличие предохранителя делает это событие более частым, так как отказ предохранителя сам по себе уже приводит к событию H_2 . В то же время предохранитель предотвращает наступление события H_1 . Это находит отражение на рис. 4.18 в наличии звена И.

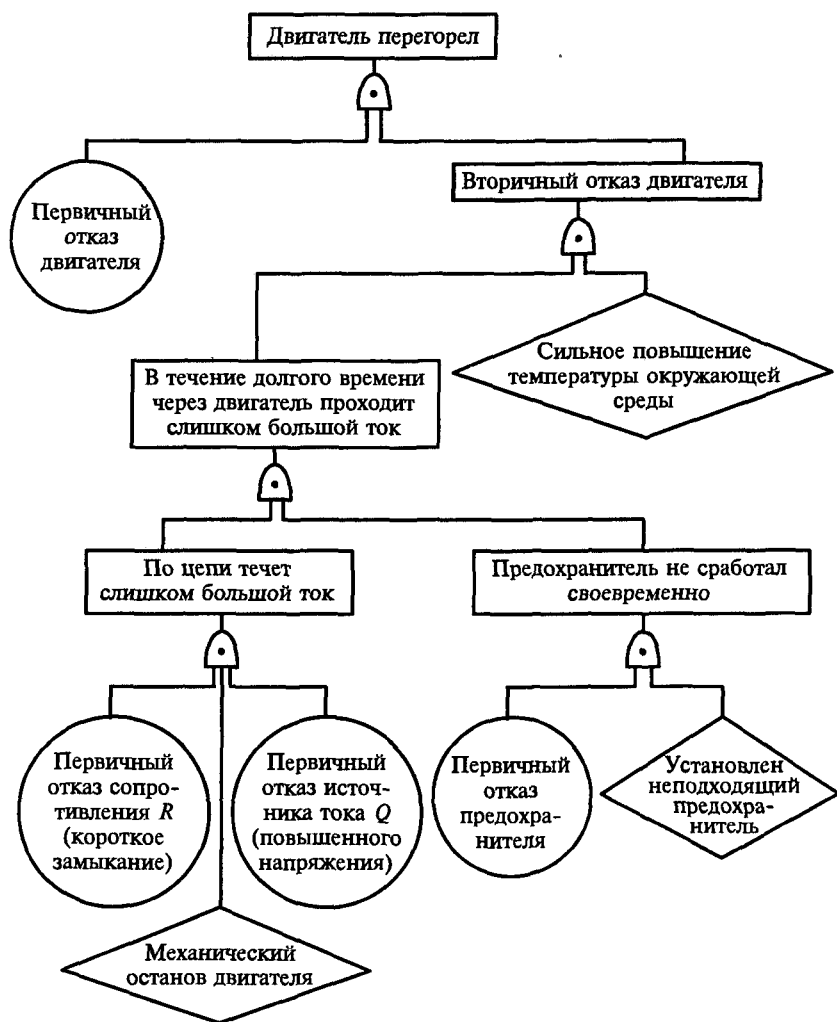


Рис. 4.17. «Дерево отказов» для примера на рис. 4.17 (вершинное событие H_1)

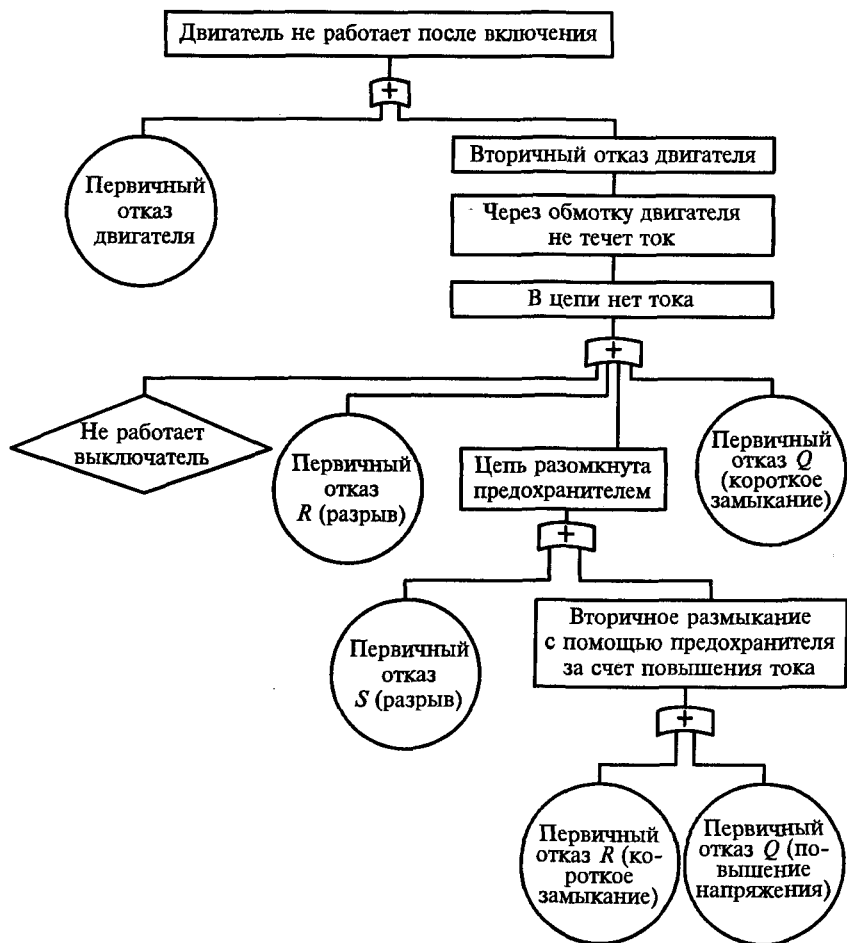


Рис. 4.18. «Дерево отказов» для примера на рис. 4.15 (вершинное событие H_2)

Пример 4.4. Рассматривается система контроля за давлением в баке (сосуде под давлением) [9]. На рис. 4.19 представлена схема данной системы. Пусть вершинное событие, которое необходимо предотвратить, есть разрыв бака. Начало откачки осуществляется при помощи выключателя S_1 , который создает поток в контрольную ветвь и приводит в действие реле K_2 . Контакты реле K_2 замыкаются и включают откачивающий мотор. Спустя примерно 20 с размыкаются контакты выключателя, который контролирует избыточное давление, отключает контрольную цепь и обеспечивает срабатывание реле K_2 . В результате выключается откачивающий мотор.

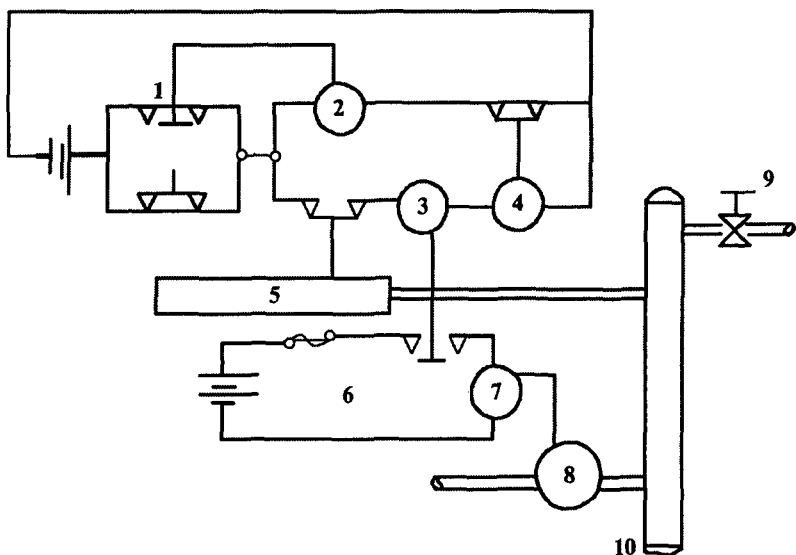


Рис. 4.19. Схема системы контроля давления в баках:

1 — выключатель S_1 ; 2 — реле K_1 ; 3 — реле K_2 ; 4 — таймер; 5 — выключатель давления; 6 — система контроля давления в сосуде; 7 — мотор; 8 — насос; 9 — вентиль; 10 — сосуд под давлением

Если происходит отказ выключателя, то через 60 с срабатывает реле времени, обесточивающее реле K_2 и отключающее тем самым откачивающий мотор. Реле времени возвращается в исходное состояние автоматически после каждого цикла. «Дерево отказов», изображенное на рис. 4.20, представляет все возможные состояния системы.

Следует также отметить ряд особенностей, связанных с учетом специфики систем при построении «деревьев отказов». Для учета особенностей отказов элементов систем в режиме ожидания требуется построение двух «деревьев отказов» — для режимов ожидания и выполнения функции.

«Дерево отказов» позволяет в качественной форме проанализировать значимость отдельных элементов системы с помощью выделения минимальных сечений «дерева отказов», что очень полезно для инженерного проектирования. Подмножество элементов сечения для «дерева событий» есть подмножество основных событий, возникновение которых приводит к появлению вершинного события. Подмножество элементов сечения является минимальным, если оно не может быть уменьшено, но все еще приводит к появлению вершинного события.

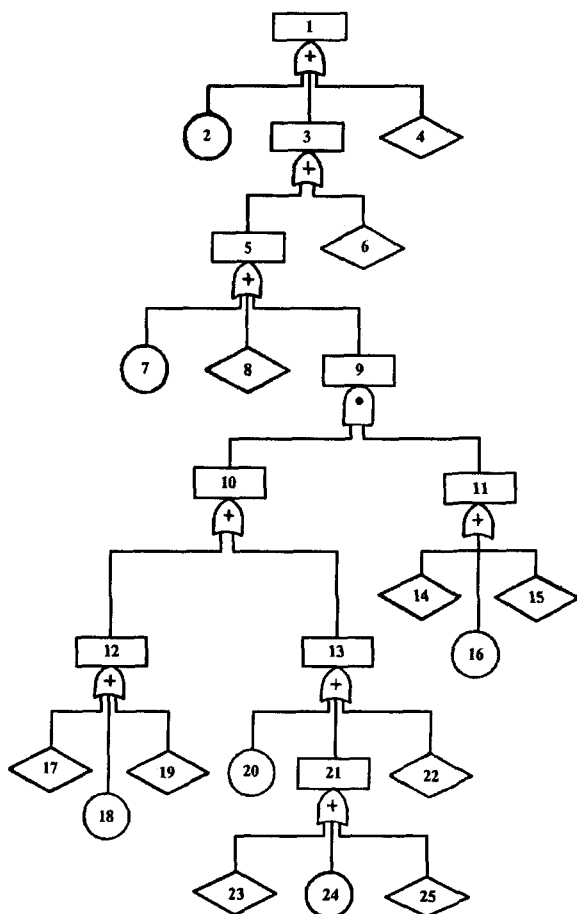


Рис. 4.20. «Дерево отказов» для анализа системы контроля давления в баке:

1 — разрыв сосуда под давлением после включения насоса; 2 — разрыв сосуда (первичный отказ); 3 — разрыв сосуда (вторичный отказ); 4 — трещина сосуда (дефект монтажа); 5 — разрыв сосуда вследствие избыточного давления из-за непрерывной работы насоса свыше 60 с; 6 — вторичный отказ сосуда из-за других причин (механические, термические и др.); 7 — первичный отказ реле K_2 ; 8 — вторичный отказ реле K_2 ; 9 — напряжение приложено к реле K_2 более 60 с; 10 — напряжение на выключателе давления в закрытом положении; 11 — выключатель давления не срабатывает через 60 с; 12 — напряжение на выключателе S_1 ; 13 — напряжение на реле K_1 , когда выключатель давления в закрыт; 14 — вторичный отказ выключателя давления; 15 — избыточное давление не определяется системой контроля давления; 16 — первичный отказ выключателя давления при открытии; 17 — вторичный отказ выключателя S_1 ; 18 — первичный отказ выключателя S_1 при открытии; 19 — действие внешней силы на выключатель S_1 ; 20 — первичный отказ реле K_1 при открытии; 21 — отказ таймера, когда выключатель давления закрыт более 60 с; 22 — вторичный отказ реле K_1 ; 23 — отказ таймера из-за неправильной установки; 24 — первичный отказ таймера; 25 — вторичный отказ таймера

Предложено несколько алгоритмов выделения списка минимальных сечений. Рассмотрим на примере один из них [9].

Пример 4.5. На рис. 4.21 изображен упрощенный вид «дерева событий», представленного на рис. 4.20.

Элементы И и ИЛИ занумерованы от $G1$ до $G8$. Алгоритм начинается непосредственно сразу же после вершинного события, которое обозначено $G0$. Если $G0$ есть элемент ИЛИ, то каждый вход используется для вхождения в соответствующий столбец матрицы списков. Если же $G0$ есть элемент И, то каждый вход используется для вхождения в первую строку матрицы списков.

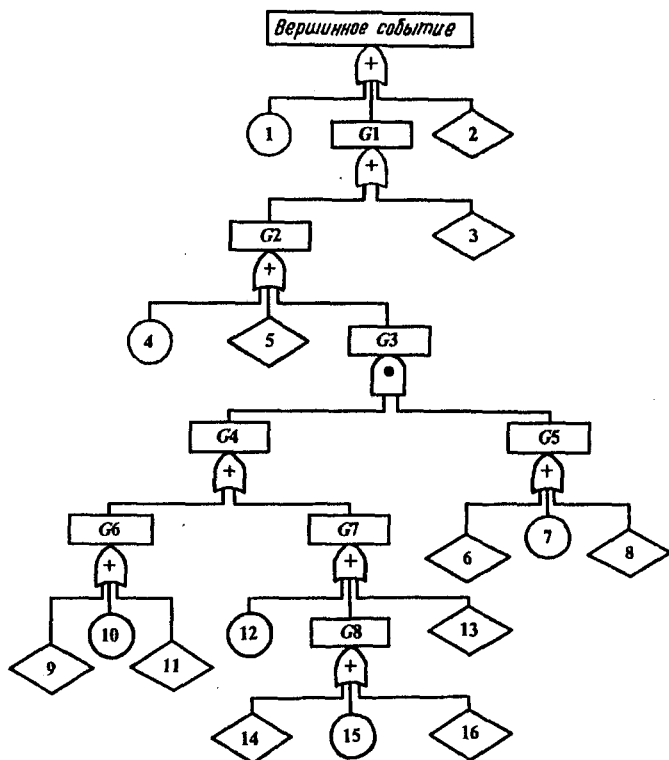


Рис. 4.21. Упрощенное «дерево отказов» для анализа системы контроля давления в баке

Поскольку на рис. 4.21 элемент, расположенный непосредственно под вершинным событием, есть ИЛИ, то построение матрицы списков начинается с перечисления входов 1, $G1$ и 2 в отдельном столбце, как это показано ниже:

1
 $G1$
2.

Поскольку любое из этих входных событий может привести к появлению вершинного события, каждое из них есть элемент самостоятельного подмножества элементов сечения.

Идея алгоритма заключается в том, чтобы разместить все элементы И и ИЛИ по их входам и основным событиям так, чтобы составить такую матрицу списков, каждый из входов в которую есть основное событие. Столбцы тогда будут соответствовать подмножествам элементов сечений.

Так как $G1$ есть элемент типа ИЛИ, вновь заменяем этот элемент на его входные элементы отдельным столбцом следующим образом:

$$\begin{array}{c} 1 \\ G2 \\ 3 \\ 2. \end{array}$$

Поскольку $G2$ есть также элемент типа ИЛИ, заменяем его входными событиями и получаем:

$$\begin{array}{c} 1 \\ 4 \\ 5 \\ G3 \\ 3 \\ 2. \end{array}$$

Так как $G3$ есть элемент типа И, заменяем строку, в которой стоит $G3$, на ее входы, т. е. получаем следующую матрицу:

$$\begin{array}{c} 1 \\ 4 \\ 5 \\ G4, G5 \\ 3 \\ 2. \end{array}$$

Поскольку все входы в оператор И должны реализоваться, чтобы произошли события, стоящие над этим элементом типа И, то понятно, что оператор И увеличивает длину строки. Элемент типа ИЛИ, наоборот, увеличивает длину столбца в нашей матрице списков. Заменив $G4$ его входами, имеем:

$$\begin{array}{c} 1 \\ 4 \\ 5 \\ G6, G5 \\ G7, G5 \\ 3 \\ 2. \end{array}$$

Продолжая аналогичным образом, получим, наконец, матрицу с 29 строками, которая представлена ниже (в порядке, отличающемся вследствие упорядочения):

1	6,9	7,9	8,9
2	6,10	7,10	8,10
3	6,11	7,11	8,11
4	6,12	7,12	8,12
5	6,13	7,13	8,13
	6,14	7,14	8,14
	6,15	7,15	8,15
	6,16	7,16	8,16

В «дереве отказов» для системы контроля за давлением в баке (см. рис. 4.21) основные события не повторяются. По этой причине все подмножества элементов, принадлежащих сечениям, есть подмножества минимальных сечений, т.е. ни одно подмножество элементов сечений не включается в какое-либо другое подмножество. В общем случае при повторении основных событий в «дереве событий» не будут получаться только подмножества элементов минимальных сечений при помощи описанного алгоритма. Поэтому в такой ситуации необходимо исследовать полученный список, исключив те подмножества элементов сечений, которые содержат другие подмножества. Полученный в результате такой процедуры список будет тогда содержать все подмножества элементов минимальных сечений для «дерева отказов».

Данная матрица характеризует набор основных событий, наступление которых инициирует верхнее событие — разрыв сосуда. Таких основных событий несколько — три одиночных события (1—3), связанные с отказом бака, два одиночных события (4, 5), связанные с отказом реле K_2 , и 24 двойных события. Каждое из этих основных событий определяет набор событий, которые важны для безопасности сосуда.

Сейчас можно дать качественную оценку полученного результата. Реле K_2 является очень значимым для безопасности элементом, так как верхнее событие может быть вызвано отказом активного элемента K_2 . Для повышения безопасности сосуда целесообразно заменить этот одиночный элемент на два реле, соединенных параллельно (в смысле надежности). Кроме того, данная система содержит более серьезную ошибку проектирования — нет обратной связи по контролируемому параметру — давлению. Поэтому наиболее целесообразно для повышения безопасности сосуда снабдить его клапаном, снижающим давление.

Следующее по важности событие — это отказ самого бака. Однако так как сосуд является пассивным элементом, вероятность его отказа должна быть меньше, чем вероятность отказа реле K_2 .

Менее значительными для безопасности представляются все двойные события, так как их наступление связано с одновременным формированием двух отказов различных элементов системы. Однако следует отметить, что отказ выключателя давления (события 6 и 7) вносит существенный вклад в каждое из этих двойных событий.

Очень важный вывод для практики проектирования, который вытекает из рассмотренного примера, состоит в следующем: система должна быть спроектирована таким образом, чтобы элемент

(оператор) ИЛИ на «дереве отказов» располагался как можно ниже, поскольку при ином расположении возникает вероятность формирования одиночных минимальных сечений, которые важны для безопасности.

Автомобиль личного пользования является примером такой системы, можно привести длинный перечень одиночных отказов элементов автомобиля, которые непосредственно переводят его в неработоспособное состояние.

Используя минимальные сечения, можно дать и *количественную оценку надежности* систем. Это особенно важно для случая, когда анализ безопасности заменяется анализом надежности объекта. Метод применим для систем с монотонной структурой, свойства которой формулируются следующим образом:

- система находится в работоспособном состоянии, когда все ее элементы работоспособны;
- система находится в неработоспособном состоянии, когда все ее элементы неработоспособны;
- при отказе элемента состояние системы только ухудшается.

Из определения минимального сечения следует, что отказ элементов, входящих в минимальное сечение, приводит к отказу системы в целом. Таким образом, система с монотонной структурой представляется в виде последовательного соединения множества своих минимальных сечений. Следует отметить, что элементы во вновь полученных структурах последовательного соединения минимальных сечений оказываются зависимыми, так как один и тот же элемент системы может входить в несколько сечений. Это можно видеть на примере системы контроля за давлением в баке. Для нее выключатель давления (события 6 и 7) входит в несколько сечений.

Если для некоторой системы выделено k минимальных сечений $e_1, e_2, \dots, e_k$, то вероятность безотказной работы системы P может быть оценена по формуле

$$P \geq \prod_{i=1}^k p(e_i) = \prod_{i=1}^k [1 - q(e_i)], \quad (4.3)$$

где $p(e_i)$, $q(e_i)$ — соответственно вероятность безотказной работы и вероятность отказа i -го сечения.

В свою очередь вероятность безотказной работы сечения зависит от входящих в него элементов. Если в i -е сечение входит одиночный элемент системы, то соответственно вероятность безотказной работы сечения совпадает с вероятностью безотказной работы элемента. Если в i -е сечение входят несколько элементов

системы n_i , то вероятность безотказной работы этого сечения рассчитывается по формуле

$$p(e_i) = 1 - \prod_{i=1}^{n_i} (1 - p_i) = 1 - \prod_{i=1}^{n_i} q_i, \quad (4.4)$$

где $p_j(q_j)$ — вероятность безотказной работы (отказа) j -го элемента, входящего в i -е сечение ($j = 1, 2, \dots, n_i$).

Пример 4.6. Вычислим вероятность безотказной работы системы контроля за давлением в баке. Зададим значения вероятностей событий, перечисленных в табл. 4.9. Определим вероятность безотказной работы сечений по формуле (4.4):

$$\begin{aligned} p(e_1) &= 1 - 2 \cdot 10^{-5}; \quad p(e_2) = 1 - 10^{-6}; \quad p(e_3) = 1 - 10^{-5}; \\ p(e_4) &= p(e_5) = 1 - 10^{-4}; \\ p(e_6) &= p(e_7) = \dots = p(e_{29}) = 1 - 10^{-3} \cdot 10^{-4} = 1 - 10^{-7}. \end{aligned}$$

Тогда вероятность безотказной работы системы можно вычислить по формуле (4.3):

$$\begin{aligned} P &\geq \prod_{i=1}^{29} p(e_i) = 0,99998 \cdot 0,999999 \cdot 0,99999 \cdot 0,9999 \cdot 0,9999 \times \\ &\quad \times (0,9999999)^{24} = 0,99977. \end{aligned}$$

Количественный анализ «дерева отказов» с помощью минимальных сечений подтверждает выводы качественного анализа системы контроля давления бака. В частности, можно видеть, что сам бак и реле K_2 структурно наиболее важны, выключатель давления является следующим по значимости элементом. Остальные элементы в структурном смысле наименее важны.

Таблица 4.9

Пояснение к примеру с системой контроля за давлением в баке

Основное событие	Описание основных событий	Вероятность события
1	2	3
1	Отказ бака	$2 \cdot 10^{-5}$
2	Вторичный отказ бака из-за недейственной селекции	10^{-6}
3	Вторичный отказ бака из-за нарушения условий работы	10^{-5}
4	Несрабатывание реле K_2	10^{-4}
5	Вторичный отказ реле K_2	10^{-4}
6	Вторичный отказ выключателя давления	10^{-3}

1	2	3
7	Выключатель давления не срабатывает на открывание	10^{-3}
8	Избыточное давление не обнаруживается измерительной системой	10^{-3}
9	Вторичный отказ выключателя S_1	10^{-4}
10	Выключатель S_1 не срабатывает на открывание	10^{-4}
11	Сохранение внешнего воздействия на выключатель S_1	10^{-4}
12	Контакты реле K_1 не срабатывают на размыкание	10^{-4}
13	Вторичный отказ реле K_1	10^{-4}
14	Таймер не срабатывает из-за неправильной установки	10^{-4}
15	Контакты реле таймера не срабатывают на размыкание	10^{-4}
16	Вторичный отказ реле таймера	10^{-4}

4.4. Анализ зависимых отказов

Прежде всего рассмотрим основные понятия, связанные с этим анализом. *Зависимый отказ* — отказ нескольких элементов, вероятность которого не может быть выражена просто как произведение вероятностей безусловных отказов отдельных элементов. В качестве элемента может рассматриваться система второго уровня, ее блок или отдельное оборудование. Отказ по общей причине — вид зависимого отказа, когда одновременный (или почти одновременный) множественный отказ происходит по единичной причине.

Зависимость между системами может быть вызвана функциональными причинами, имеющими детерминистическую природу, или возникновением случайных событий, имеющих стохастический характер и являющихся следствием человеческих ошибок при проектировании, сооружении и эксплуатации объекта, или следствием неблагоприятных воздействий окружающей среды.

Функциональными причинами отказа или неготовности системы являются отказы других систем. В качестве объектов могут рассматриваться как отдельные элементы, так и целые системы или их каналы. Для устранения неготовности, вызванной функциональными причинами, необходимо исключить отказ системы, ее вызвавшей. Для устранения отказов, вызванных функциональными причинами, требуется исключение отказов как минимум двух элементов: элемента, вызвавшего зависимый отказ, и элемента(тов), отказавшего(ших) вследствие возникновения этой

функциональной причины. Примерами таких отказов являются отказ центробежного насоса из-за работы на закрытую задвижку вследствие неоткрытия арматуры на напоре или отказ шины при не отключении выключателем короткого замыкания на одном из ее потребителей [59].

В общем случае условная вероятность отказа системы при условии возникновения функциональной причины может отличаться от единицы. Отказ системы также может возникать с временной задержкой после появления функциональной причины, например при рассмотрении отказа системы вентиляции в качестве функциональной причины.

Некоторые виды функциональных зависимостей могут быть вызваны регламентными ограничениями или требованиями правил техники безопасности при проведении операций по техническому обслуживанию или ремонту объектов, например возможен вывод из режима готовности работоспособного оборудования при ремонте смежного с ним оборудования. Стратегия технического обслуживания или ремонта разных объектов может не рассматриваться в качестве общей причины в том случае, когда имеется достаточное число ремонтного и другого необходимого персонала, а также запасных частей и приспособлений [59].

Особый класс зависимых отказов связан с концептуальными проектно-конструкторскими ошибками. Они могут оказывать определяющее влияние на безопасность. Причинами таких зависимостей могут быть [59]:

- неполнота проектных анализов, следствием чего является наличие не выявленных значимых функциональных зависимостей, нарушающих проектные требования;
- проектные ошибки при разработке методов и способов проверки работоспособности;
- неадекватное проектирование средств диагностики;
- отсутствие или некорректность эксплуатационных инструкций для аварийных режимов, приводящие к осуществлению персоналом неверных алгоритмов управления.

Большую и разнородную группу зависимостей составляют ошибки, совершенные при изготовлении, сборке и монтаже:

- дефекты изготовления и монтажа оборудования (в первую очередь однотипного), которые невозможно выявить имеющимися средствами в период заводских испытаний и пусконаладочных работ;
- аналогичные дефекты, не выявленные из-за некачественных или проведенных в недостаточном объеме в этот период проверок;

- плохая настройка оборудования из-за низкого качества пуско-наладочных работ.

Ошибки при эксплуатации, приводящие к зависимому отказу, можно разбить на две категории:

- неадекватное выполнение операции при техническом обслуживании и ремонте (однотипного оборудования в первую очередь), приводящее к отказу каждой единицы оборудования с некоторой условной вероятностью, например неточная настройка приборов, недозатяжка или перезатяжка шпилек, неполное удаление вредной среды (воздух, вода, масло и т. п.);

- выполнение ошибочных или невыполнение правильных оперативных переключений в аварийной ситуации или в предшествующий ей период нормальной эксплуатации. Причиной этого могут быть низкая квалификация персонала, плохая связь (обмен устной и письменной информацией) или преднамеренные ошибочные действия персонала вопреки требованиям эксплуатационной документации и показаниям контрольно-измерительной аппаратуры, что может быть спровоцировано низким качеством документации или частыми ложными срабатываниями приборов.

Неблагоприятные условия окружающей среды также могут вызывать множественные отказы.

При выполнении качественного анализа источников отказов по общей причине формируется полный набор групп элементов-кандидатов, которые потенциально могут быть подвержены воздействию какой-либо общей причины. Ввиду принципиальной невозможности детального моделирования каждой общей причины (из-за их большого числа и разнообразия) обычно выделяют три класса групп элементов, подверженных возможности отказов по общей причине. Признаками принадлежности групп элементов к тому или иному классу являются следующие:

1-й класс — общность конструкции резервируемых элементов (при более детальном моделировании возможно выделение в этом классе подклассов, принадлежность к которым определяется общим изготовителем оборудования);

2-й класс — размещение резервируемых элементов в одном помещении (или в соединенной между собой группе помещений);

3-й класс — одинаковые для различных элементов процедуры технического обслуживания и/или проверок, которые сопровождаются или могут сопровождаться изменением состояния элемента.

Для количественной оценки интенсивностей (вероятностей) отказов по общей причине, порожденных нефункциональными причинами, существуют различные модели расчета. Рассмотрим

группу из m одинаковых элементов, подверженных воздействию некоторой общей причины, которая может вызвать их одновременный отказ.

Если наблюдается отказ некоторого элемента из этой группы, то возможны следующие варианты:

- элемент отказал по внутренней причине (не связанной с другими элементами этой группы), вероятность этого события — q_1 ;
- элемент отказал по общей причине, связанной с еще одним элементом этой группы, вероятность этого события q_2 и т. д.;
- элемент отказал по общей причине, связанной со всеми оставшимися элементами, вероятность этого события — q_m .

Задача заключается в том, чтобы определить значения этих вероятностей отказа по общей причине для оценки вклада в общую вероятность отказа.

Сложность проблемы анализа отказов по общей причине породила множество таких методов расчета. Ниже рассмотрены некоторые из них.

1. *Модель базового параметра* использует статистически оцениваемые вероятности q_k , $1 \leq k \leq m$, отказов по общей причине определенных k элементов в группе из m элементов, подверженных воздействию этой общей причины. Эти значения q_k , $1 \leq k \leq m$, оценивают по данным эксплуатации объектов-аналогов по формуле

$$q_k = n_k / N_k, \quad (4.5)$$

где n_k — число событий, при которых k элементов одновременно находились в неработоспособном состоянии; N_k — число требований на срабатывание любого из k рассматриваемых элементов в группе из m элементов.

Если предположить, что сформировано R требований на срабатывание, то

$$N_k = C_m^k R,$$

где C_m^k — биномиальный коэффициент, характеризующий число способов получения подгруппы из k элементов в группе из m элементов.

Таким образом, из последнего выражения и формулы (4.5) следует, что

$$q_k = n_k / C_m^k R.$$

Последнее выражение предполагает, что данные по надежности собираются по всем R требованиям с контролем состояния группы из m элементов.

Общая вероятность отказа q_0 любого элемента из рассматриваемой группы элементов, подверженных отказам по общей причине, рассчитывается по формуле

$$q_0 = \sum_{k=1}^m C_{m-1}^{k-1} q^k,$$

где биномиальный коэффициент C_{m-1}^{k-1} характеризует число различных вариантов отказа данного элемента в группе из m элементов.

Пример 4.7. Пусть группа элементов, на которые воздействует общая причина, состоит из трех единиц ($m = 3$). Назовем эти элементы A , B и C . Тогда отказ элемента A будет обусловлен наступлением следующих несовместных событий:

- отказом элемента A по внутренней причине — вероятность такого отказа $q_A = q_1$;
- отказом элемента A по общей причине с элементом B — вероятность такого отказа $q_{AB} = q_2$;
- отказом элемента A по общей причине с элементом C или элементами B и C — вероятность отказа $q_{ABC} = q_3$. Следовательно, общая вероятность отказа элемента A

$$q_0 = q_A + q_{AB} + q_{AC} + q_{ABC} = q_1 + 2q_2 + q_3.$$

Последнее выражение показывает, насколько важен учет отказов по общим причинам. Дело в том, что при автономных испытаниях на надежность элемента A не учитывается влияние общей причины, действующей на элементы группы, т. е. оценивается лишь значение $q_A = q_1$, которое принимается в качестве общей вероятности отказа q_0 элемента A . В дальнейшем на основе этого значения формируются последующие управленческие решения — поставка запасных частей, стратегия технического обслуживания и ремонта и т. п. На практике же оказывается, что общая вероятность отказа q_0 элемента A за счет действия общей причины много выше значения вероятности отказа по внутренней причине q_1 .

Модель базового параметра обеспечивает наиболее простой и точный способ расчета вероятностей отказов по общей причине и наиболее предпочтительна при наличии представительной статистики по отказам по общей причине.

2. *Модель β -фактора* и другие используют предположение о существовании пропорциональности между отказами по общей причине и независимыми отказами, определяемой на основании эксплуатационной статистики. Основным общим принципиальным недостатком этих моделей является недоказанность этого предположения, особенно для систем, имеющих разную степень защиты против отказов по общей причине. Использование таких моделей может привести к значительным ошибкам. В то же время эти модели удобны при недостатке статистической информации

по отказам по общей причине, поскольку позволяют использовать эксплуатационную статистику по независимым отказам рассматриваемых элементов, которая обычно более представительна, чем статистика, необходимая для использования модели.

Модель β -фактора является наиболее грубой и в то же время наименее сложной моделью, поэтому ее можно рекомендовать для оценочных расчетов. Простота модели объясняется использованием двух параметров — β и q_0 . Параметр β равен отношению вероятности отказов элемента по общим причинам к полной вероятности его отказа, т. е. является условной вероятностью множественного отказа всей резервируемой системы по общей причине отказа элемента.

Этот метод расчета предполагает, что при наступлении отказа по общей причине все элементы группы отказали. Поэтому полагают, что все вероятности $q_k = 0$, кроме q_1 и q_m . Таким образом:

$$q_1 = (1 - \beta)q_0; \quad q_m = \beta q_0.$$

Следовательно, $\beta = q_m / (q_1 + q_m)$.

Учитывая, что общая вероятность отказа элемента равна q_0 , т. е. $q_0 = q_1 + q_m$, приходим к окончательной формуле:

$$\begin{cases} (1 - \beta)q_0, & k = 1; \\ 0, & 2 \leq k < m; \\ \beta q_0, & k = m. \end{cases}$$

Основной недостаток модели — излишний консерватизм при оценке глубоко резервируемых структур.

Введение отказов по общим причинам в модель количественного анализа надежности (в «дерево отказов») осуществляется следующим образом:

- определяется число воздействующих на этот элемент анализируемых общих причин;
- для каждой моделируемой общей причины определяется полный набор элементов, которые подвержены ее воздействию;
- для каждой общей причины строится фрагмент «дерева отказов» элемента, который включает в себя соединенный через логический оператор ИЛИ полный набор отказов данного элемента по общей причине совместно с любой возможной комбинацией отказов других элементов, подверженных воздействию рассматриваемой общей причины;
- фрагменты «дерева отказов» элементов для каждой общей причины соединяются между собой через оператор ИЛИ со всеми независимыми отказами элементов.

Описанный способ отображения отказов по общей причине на «дерево отказов» является универсальным для любой системы.

Пример 4.8. Оценим степень снижения надежности (вероятности безотказной работы) системы безопасности, состоящей из двух однотипных элементов (датчиков, передающих сигнал на исполнительные устройства), соединенных параллельно для надежности.

Исходная система представлена на рис. 4.24, а, на рис. 4.24, б изображено «дерево отказов» для этой системы в предположении, что отказы элементов независимы. Очевидно, что два события — отказы элементов 1 и 2 — соединены с вершинным событием с помощью оператора И (рис. 4.24, б).

Пусть вероятность безотказного срабатывания P_i , $i=1,2$, каждого из датчиков равна $P_i = 0,999$. Тогда вероятность безотказного срабатывания системы определяется как $P_{cl} = 1 - (1 - P_1)(1 - P_2) = 1 - (1 - 0,999)^2 = 0,999999$.

Рассмотрим, как изменится «дерево отказов» для случая, когда для элементов возможен отказ по общей причине. В соответствии с правилом построения «дерева отказов» для элементов с отказами по общей причине на «дереве отказов» дополнительно следует отразить новое событие — отказ по общей для элементов 1 и 2 причине, который через оператор ИЛИ соединен с вершинным событием (рис. 4.24, в).

Анализ этого «дерева событий» показывает, что последнему соответствует новая структурная схема: два элемента соединены параллельно и к ним последовательно подсоединен фиктивный элемент, вероятность отказа которого тождественно равна вероятности отказа по общей причине (рис. 4.24, г). Отсюда немедленно следует, что надежность реальной системы (т. е. с учетом отказов по общей причине) резко упала, так как вероятность безотказной работы последовательной системы не больше, чем значения вероятности безотказной работы элементов.

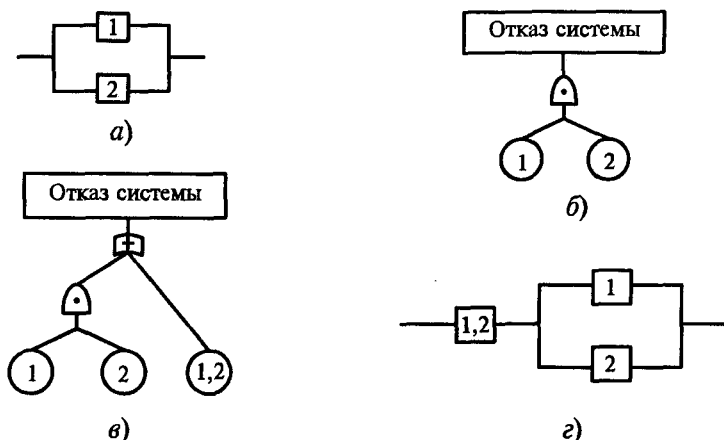


Рис. 4.24. Учет отказов по общей причине:

а — система с двумя элементами, соединенными параллельно; б — «дерево отказов» для этой системы в предположении, что отказы элементов независимы; в — «дерево отказов» для этой системы в предположении отказов по общей причине; г — система, ассоциируемая с «деревом отказов» по общей причине

Оценим это снижение надежности, полагая, что вероятность отказа по общей причине равна 10^{-3} . В этом случае вероятность безотказного срабатывания системы

$$P_{c2} = [1 - (1 - P_1)(1 - P_2)](1 - Q_d) = 0,999999 \cdot 0,999 = 0,9989.$$

Сопоставляя значения P_{c1} и P_{c2} , можно сделать вывод, что из-за отказа по общей причине безотказность системы уменьшилась на три (!) порядка по сравнению с проектной.

Глава 5

Методы обеспечения технологической надежности

5.1. Статистические методы управления технологическими процессами

Потенциальное качество, заложенное при проектировании системы, должно обеспечиваться в производстве. Дефекты, допущенные в производстве и вовремя не выявленные контролем и испытаниями, могут привести к отказам в процессе эксплуатации и снижению качества. Концепция качества в своем развитии прошла два этапа. Основу обеспечения качества на первом этапе можно кратко сформулировать так: потребитель должен покупать только годные изделия; основные усилия должны быть направлены на то, чтобы негодные изделия (брак) были бы отсечены от потребителя.

Последовательное воплощение в жизнь этой концепции привело к тому, что в 20-е годы XX в. численность контролеров в высокотехнологичных отраслях (авиационной, военной промышленности) стала составлять до 30—40% численности производственных рабочих. Таким образом, повышение качества в рамках этой концепции всегда сопровождалось ростом затрат на его обеспечение, т. е. цели повышения качества изделий и эффективности производства являлись противоречивыми. Место концепции недопущения брака к потребителю в 50-е годы заняла концепция бездефектного производства.

Затраты на обеспечение качества продукции распределяются следующим образом:

- на предупредительные мероприятия (анализ производственных процессов, исследование в области надежности, создание системы сбора информации, содержание управленческого аппарата по качеству продукции и др.) — 5...10%;

- на оценку качества продукции (входной контроль, проведение текущего контроля и испытаний, содержание контрольно-измерительной лаборатории и т. д.) — 16...32%;
- мероприятия, связанные с браком (анализ дефектов, исправление дефектов, потери от брака, изготовление новых деталей взамен дефектных, содержание станций обслуживания и т. д.) — 79...58% [28].

В промышленно развитых странах отмечается тенденция перераспределения средств из последней группы затрат в первую на мероприятия по предупреждению дефектов, т. е. на бездефектное изготовление продукции, при этом общие затраты на качество сокращаются.

Особых успехов в этом направлении достигла промышленность Японии, что позволило ей снизить долю контролеров в среднем до 5%, а на ведущих фирмах до 1%. В промышленности Западной Европы эта доля составляет 15%.

К сожалению, не всегда удастся определить все факторы, влияющие на протекание технологических процессов, и оценить характер их влияния на качество продукции. При этом полностью предотвратить брак не удастся и возрастает роль всех видов контроля готовой продукции. В настоящее время на предприятиях используют два подхода к контролю качества [28].

При первом подходе, в соответствии с методом Ф. Тейлора, принято считать одинаково качественной всю продукцию, если значения каждого ее параметра находятся внутри соответствующего допуска. Именно на этом принципе основан метод допускового контроля. Потеря качества, по Ф. Тейлору, иллюстрируется графиком, представленным на рис. 5.1, а. Для контроля геометрических размеров при этом используются достаточно простые технические средства — *калибры*.

Появление координатно-измерительных машин, сложных информационно-измерительных комплексов, включающих ЭВМ позволило осуществить переход к новой, более современной концепции качества, предложенной Г. Тагути. В основе метода Г. Тагути лежит оценка качества по отклонению значения параметра от середины поля допуска (рис. 5.1, б).

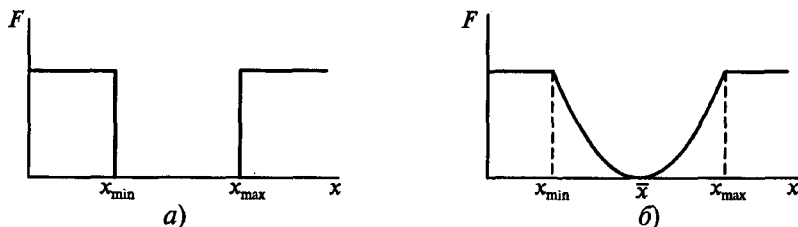


Рис. 5.1. Функция потери качества по Тейлору (а) и по Тагути (б)

Потеря качества оценивается квадратичной функцией

$$F = \left(x_i - \frac{x_{\max} + x_{\min}}{2} \right)^2,$$

где $x_{\max}$, $x_{\min}$ определяют поле допуска на параметр; x_i — значение измеряемого параметра. Чем больше отклонение параметра от середины поля допуска, тем выше потеря качества.

Для оценки качества труда исполнителя удобно использовать приведенную величину потери качества:

$$\bar{F} = \left[\frac{2}{\Delta} \left(x_i - \frac{x_{\max} + x_{\min}}{2} \right) \right]^2,$$

где $\Delta = x_{\max} - x_{\min}$ — величина допуска.

Наилучшему качеству труда при этом соответствует $\bar{F} = 0$, а наихудшему, но допустимому $\bar{F} = 1$. Граничную величину отличного качества необходимо задавать, исходя из условий работы детали или сборочной единицы. Если, например, задать $\bar{F} \leq 0,25$, то значения параметра должны укладываться в центральной части допуска $x_{\min} + \Delta/4$, $x_{\max} - \Delta/4$.

На предприятиях Японии в наиболее ответственных случаях для обеспечения высокого качества продукции в соответствии с методом Г. Тагути устанавливается требование $\Delta/\sigma \geq 13$. Экономически это оказывается выгодным, поскольку отпадает необходимость в производственных мощностях для ремонта продукции (в отечественном машиностроении примерно 40% производственных мощностей используется для ремонта).

Базовым элементом этой концепции является понятие *вариативности*. Все виды продукции и услуг, а также все процессы, в которых они создаются и/или преобразуются, подвержены отклонениям от заданных значений, называемых *вариациями*. Вариации по своему происхождению вызываются двумя принципиально различными причинами: общими и специальными.

Общие причины вариаций — это такие причины, коорые являются неотъемлемой частью данного процесса и внутренне ему присущи. Они связаны с неабсолютной точностью поддержания параметров и условий осуществления процесса, с неабсолютной идентичностью его входов и выходов и т. д. Другими словами, это те причины, которые вызываются совместным воздействием большого числа случайных причин, каждая из которых вносит весьма малый вклад в результирующую вариацию.

Специальные причины вариаций — это причины, возникающие из-за внешних по отношению к процессу воздействий на него и не являющиеся его неотъемлемой частью. Они связаны с приложением к процессу незапланированных воздействий, не предусмотренных нормальным ходом процесса. Другими словами, это те причины, которые вызываются конкретными неслучайными воздействиями на процесс, причем именно эта конкретная причина и приводит к данной конкретной вариации процесса.

Разделение причин вариаций на два указанных вида принципиально, поскольку борьба с вариациями в этих двух случаях требует различного подхода. Специальные причины вариаций требуют своего выявления и устранения, что должно сопровождаться вмешательством в процесс, причем это вмешательство могут и должны осуществлять непосредственно работники, включенные в этот процесс. Общие причины вариаций не требуют вмешательства в процесс, так как это приводит обычно не к улучшению, а к ухудшению ситуации. Уменьшить вариабельность процесса, в котором присутствуют только общие причины вариаций, могут и должны только менеджеры, отвечающие за данный процесс в целом, поскольку для этого надо менять что-то в самом процессе, а это невозможно делать людям, находящимся внутри его.

Уже к началу 60-х годов на японских предприятиях стали четко прослеживаться две новые тенденции, связанные с переходом к новой фазе обеспечения качества: первая — вовлечение всех сотрудников предприятия в деятельность по обеспечению качества на предприятиях благодаря движению «кружков качества», начавшемуся с 1962 г.: вторая — внедрение статистических методов управления процессами на предприятиях. Чтобы вооружить «кружки качества» четкими и простыми статистическими методами управления процессами и таким образом усилить эти две тенденции, японскими специалистами, прежде всего К. Исикавой, из множества статистических методов были выбраны семь наиболее эффективных и доступных, которые составили систему методов, используемых прямо на рабочих местах. Эти методы и получили название «семи простых методов контроля качества». К ним относятся:

- метод расслоения (стратификации) — применяется для процессов, где действует несколько групп факторов; информация о качестве процесса «расслаивается» по этим группам;
- диаграммы Парето;
- диаграммы «причины — следствие» (диаграммы К. Исикавы), которые называют также диаграммами типа «рыбья кость». С их помощью систематизируют факторы, влияющие на качество.

В диаграммах 4М — это человек, машина, метод, материал, в диаграммах 5М к ним добавляется контроль, а в 6М — среда;

- контрольные листки гистограммы;
- диаграммы разброса;
- контрольные карты [20].

Эти методы в основном предназначались для работы с информацией в области качества, которая так или иначе могла выражаться количественно.

Контрольный листок и гистограмма. Основу любого статистического исследования составляет множество данных, полученных по результатам измерения одного или нескольких параметров изделия. Это особенно важно при наблюдении за ходом технологического процесса и анализа его точности и стабильности. Замеренный ряд значений называют *рядом измерений*. Этот ряд фиксируется в так называемом *контрольном листке*, форма которого зависит от специфики задачи.

Гистограмма — графический метод представления данных, сгруппированных по частоте попадания в определенный, заранее установленный интервал. Она дает наглядное представление о разбросе количественных показателей от средних значений, о точности и стабильности технологических процессов, о точностных возможностях технологического оборудования.

Гистограмму строят на основе контрольного листка следующим образом: по оси абсцисс откладывают границы интервалов, а по оси ординат — частоту попадания в каждый интервал; для каждого интервала строят прямоугольник с высотой, равной частоте попадания. Получается ступенчатый многоугольник, называемый гистограммой (рис. 5.2).

Построение гистограммы — предварительный этап оценки качества, и если задан допуск на контролируемый параметр, по ней можно приблизительно оценить вероятную долю брака. В частности, приведенная гистограмма показывает, что:

- а) технологический процесс плохо отлажен (результаты контроля выходят из поля допуска), есть брак;
- б) доля дефектной продукции (площадь за границами допуска) достаточно велика;
- в) наладка проведена не точно, так как среднее арифметическое значение $\bar{x}$ отклоняется от середины поля допуска (за $\bar{x}$ принимается середина интервала с максимальной частотой).

Метод расслаивания. Это один из наиболее простых и эффективных статистических методов, широко используемых в системе

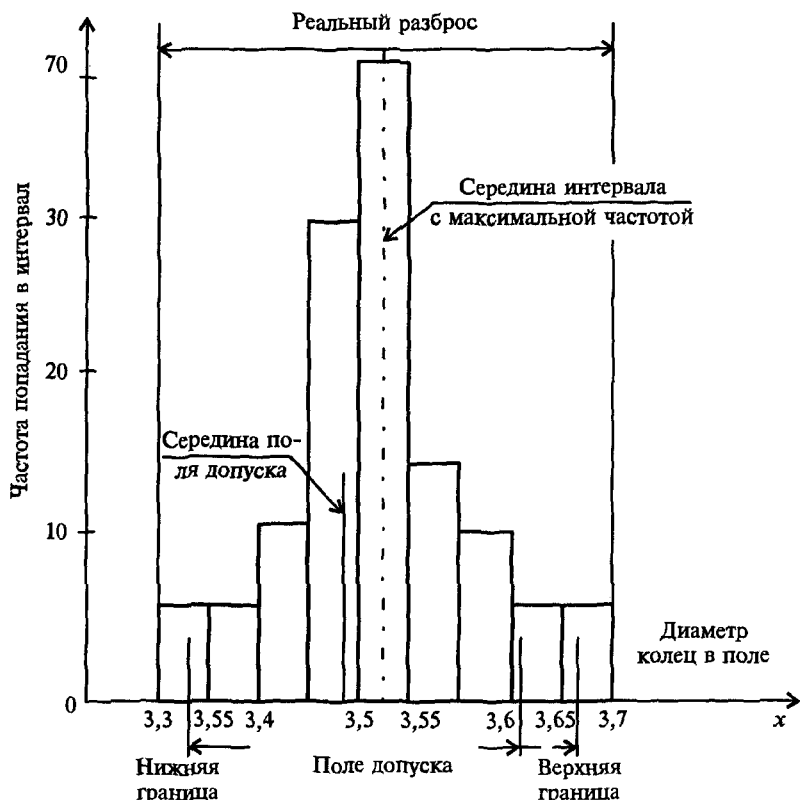


Рис. 5.2. Пример построения гистограммы

управления качеством, позволяющий произвести селекцию данных, отражающую требуемую информацию о процессе. Недаром японские «кружки качества» выполняют операцию стратификации в среднем до 100 раз при анализе проблем. В соответствии с этим методом группируют данные в зависимости от условий их получения и обрабатывают каждую группу в отдельности. Данные, разделенные на группы в соответствии с их особенностями, называют *слоями (стратами)*, а сам процесс деления на слои (страты) — *расслаиванием (стратификацией)*.

Существуют различные методы расслаивания, применение которых зависит от конкретных задач. Например, данные, относящиеся к изделию, производимому в цехе на рабочем месте, могут в какой-то мере различаться в зависимости от исполнителя, используемого оборудования, методов проведения рабочих операций, температурных условий и т. д. Все эти отличия могут быть факторами расслаивания.

В производственных процессах часто используется *метод 5М*, учитывающий факторы, зависящие от человека (man), машины (machine), материала (material), метода (method) и измерения (measurement).

Расслаивание осуществляется примерно так:

- по исполнителям — квалификация, пол, стаж работы и т. д.;
- по машинам и оборудованию — новое и старое оборудование, марка, конструкция, выпускающая фирма и т. д.;
- по материалу — место производства, фирма-производитель, партия, качество сырья и т. д.;
- по способу производства — температура, технологический прием, место производства и т. д.;
- по измерению — метод измерения, тип измерительных средств или их точность и т. д.

Например, если расслаивание произведено по фактору «оператор» (man), то при значительном различии в данных можно определить влияние того или иного оператора на качество изделия; если расслаивание произведено по фактору «оборудование» — влияние использования разного оборудования и т. д.

В сервисе для расслаивания используется *метод 5Р*, учитывающий факторы, зависящие от работников (peoples) сервиса; процедур (procedures) сервиса; потребителей, являющихся фактическими покровителями (patrons) сервиса; места (place), где осуществляется сервис и определяется его окружающая обстановка (среда); поставщики, осуществляющие снабжение (provisions) необходимыми ресурсами, обеспечивающими выполнение сервиса.

В результате расслаивания обязательно должны соблюдаться следующие два условия:

- различия между значениями случайной величины внутри слоя (дисперсия) должны быть как можно меньше по сравнению с различием ее значений в нерасслоенной исходной совокупности;
- различие между слоями (средними значениями случайных величин слоев) должно быть как можно больше.

Однако решение проблемы не всегда очевидно и просто. Иногда расслаивание по, казалось бы, очевидному параметру не дает ожидаемого результата. В этом случае нужно продолжить анализ данных в поисках решения возникшей проблемы.

При контроле качества изготовления продукции часто на практике возникает проблема выявления предполагаемого источника ухудшения качества выпускаемой продукции, когда разброс (дисперсия) значений параметра качества готовых изделий около его

среднего значения возрастает. В случае нормального закона распределения контролируемого параметра качества такую информацию возможно получить путем расслаивания дисперсии с помощью дисперсионного анализа.

На практике метод стратификации используют многократно, расслаивая данные по различным признакам и анализируя возникающую при этом разницу.

Диаграмма Парето. Это инструмент, позволяющий распределить усилия для разрешения возникающих проблем и выявить основные причины, с которых нужно начинать действовать.

В 1897 г. итальянский экономист В. Парето (1845—1923) предложил формулу, показывающую, что блага распределяются неравномерно. Эта же теория была проиллюстрирована американским экономистом М. Лоренцом в 1907 г. Оба ученых показали, что в большинстве случаев наибольшая доля доходов или благ принадлежит небольшому числу людей.

Доктор Д. Джуран применил диаграмму М. Лоренца в сфере контроля качества для классификации проблем качества на немногочисленные, но существенно важные и многочисленные, но несущественные и назвал этот метод *анализом Парето*. Он указал, что в большинстве случаев подавляющее число дефектов и связанных с ними потерь возникают из-за относительно небольшого числа причин. При этом он иллюстрировал это с помощью диаграммы, получившей название *диаграммы Парето*.

В повседневной деятельности по контролю и управлению качеством постоянно возникают всевозможные проблемы, связанные, например, с появлением брака, неполадками оборудования, увеличением времени от выпуска партии изделий до ее сбыта, наличием на складе нереализованной продукции, поступлением рекламаций. Диаграмма Парето позволяет распределить усилия для разрешения возникающих проблем и установить основные факторы, с которых нужно начинать действовать с целью преодоления возникающих проблем. Различают два вида диаграмм Парето.

1. *Диаграмма Парето по результатам деятельности* предназначена для выявления главной проблемы и отражает следующие нежелательные результаты деятельности:

- качество — дефекты, поломки, ошибки, отказы, рекламации, ремонты, возвраты продукции;
- себестоимость — объем потерь, затраты;
- сроки поставок — нехватка запасов, ошибки в составлении счетов, срыв сроков поставок;

- безопасность — несчастные случаи, трагические ошибки, аварии.

2. *Диаграмма Парето по причинам* отражает причины проблем, возникающих в ходе производства, и используется для выявления главной из них:

- исполнитель работы — смена, бригада, возраст, опыт работы, квалификация, индивидуальные характеристики;
- оборудование — станки, агрегаты, инструменты, оснастка, организация использования, модели, штампы;
- сырье — изготовитель, вид сырья, завод-поставщик, партия;
- метод работы — условия производства, заказы-наряды, приемы работы, последовательность операций;
- измерения — точность (указаний, чтения, приборная), верность и повторяемость (умение дать одинаковое указание в последующих измерениях одного и того же значения), стабильность (повторяемость в течение длительного периода), совместная точность (приборная точность и тарирование прибора, тип измерительного прибора — аналоговый или цифровой).

Построение диаграммы Парето начинают с классификации возникающих проблем по отдельным факторам (например, проблемы, относящиеся к браку, к работе оборудования или исполнителей и т. д.). Затем производят сбор и анализ статистического материала по каждому фактору, чтобы выяснить, какие из этих факторов являются преобладающими при решении проблем.

В прямоугольной системе координат по оси абсцисс откладывают равные отрезки, соответствующие рассматриваемым факторам, а по оси ординат — величину их вклада в решаемую проблему. При этом порядок расположения факторов таков, что влияние каждого последующего фактора, расположенного по оси абсцисс, уменьшается по сравнению с предыдущим фактором (или группой факторов). В результате получается диаграмма в виде столбчатого графика, столбики которого соответствуют отдельным факторам, являющимся причинами возникновения проблемы; высота столбиков уменьшается слева направо (рис. 5.3, а). Суммируя последовательно высоту всех столбиков гистограммы, строим ломаную кумулятивную кривую Парето, или диаграмму Парето (рис. 5.3, б).

Можно дать следующие рекомендации.

1. По построению диаграммы Парето:

- Воспользуйтесь разными классификациями и составьте много диаграмм Парето. Суть проблемы можно уловить, наблюдая явление с разных точек зрения, поэтому важно опробовать раз-

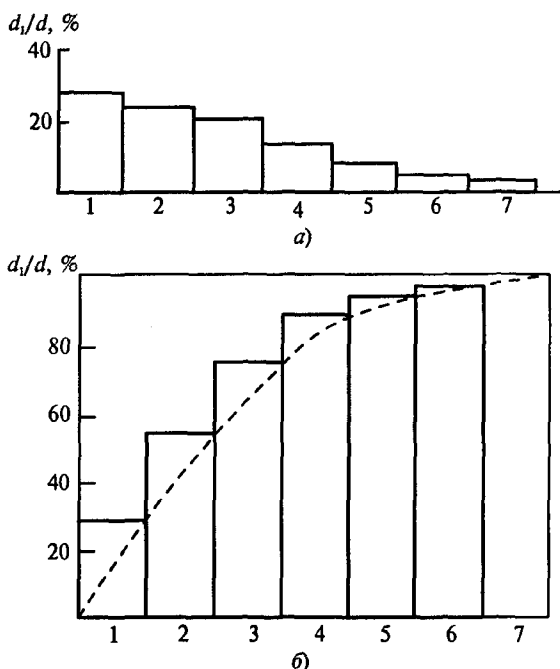


Рис. 5.3. Пример гистограммы Парето

личные пути классификации данных, пока не выявятся немногочисленные существенно важные факторы, что и служит целью анализа Парето.

- Нежелательно, чтобы группа «прочие» факторы составляла большой процент. Если такое происходит, значит, объекты наблюдения классифицированы неправильно и слишком много объектов попало в одну группу. В этом случае надо использовать другой принцип классификации.

- Если данные можно представить в денежном выражении, лучше всего показать это на вертикальных осях диаграммы Парето. Если нельзя оценить существующую проблему в денежном выражении, само исследование может оказаться неэффективным. Затраты — важный критерий измерений в управлении.

2. По использованию диаграмм Парето:

- Если нежелательный фактор можно устранить с помощью простого решения, это надо сделать незамедлительно независимо от того, каким бы незначительным он ни был. Поскольку диаграмма Парето расценивается как эффективное средство решения проблем, следует рассматривать только немногочисленные суще-

ственно важные причины. Однако если относительно незначительная причина устраняется простым путем, то это послужит примером эффективного решения проблемы, а приобретенный опыт и информация окажут большое воздействие на дальнейшую процедуру решения проблем.

- Не упускайте возможности составить диаграмму Парето по причинам.

3. ABC-анализ диаграммы Парето.

Выявив проблему путем составления диаграммы Парето по результатам, нужно определить причины возникновения проблемы, чтобы решить ее. Поэтому, если мы хотим улучшений, нужно составить диаграмму Парето по причинам. При использовании диаграммы Парето для выявления результатов деятельности и причин брака наиболее распространенным методом анализа является так называемый ABC-анализ.

Диаграмма Парето совместно с ABC-анализом эффективно применяется для выявления главных причин брака. Она может в этом случае выражать результаты расслаивания дефектов по причинам, условиям, положению и т. д.

Располагая виды брака в порядке убывания суммы потерь так, чтобы в конце стояли виды, соответствующие наименьшим суммам потерь (см. рис. 5.3, а) и поэтому входящие в рубрику «прочие», с помощью ABC-анализа диаграмм Парето (рис. 5.3, б) выявляют причины брака, имеющие наибольшую долю (наибольший процентный вклад), и намечают мероприятия по их устранению. Так, из анализа рис. 5.3, б ясно, что группу А будут составлять операции (1—3), группу В — 4-я операция, группу С — все прочие технологические операции (5—7). Отсюда следует, что тщательному анализу должны быть подвергнуты все факторы групп А и В, влияющие на качество продукции, а после этого разработан план мероприятий по улучшению технологического процесса. Сравнивая диаграммы Парето, построенные по статистическим данным до и после улучшения технологического процесса, оценивают эффективность принятых мер. Но в этом случае для анализа факторов, влияющих на показатель качества продукции, диаграмму Парето целесообразно применять вместе с причинно-следственной диаграммой.

Диаграмма разброса. Это инструмент, позволяющий определить вид и степень связи между парами соответствующих переменных. Две переменные могут относиться к характеристике качества и влияющему на нее фактору, к двум различным характеристикам качества или к двум факторам, влияющим на одну характеристику

качества. Для выявления связи между ними и служит диаграмма разброса, которую называют также *полем корреляции*.

Построение диаграммы разброса следует выполнять в такой последовательности:

1. Соберите парные данные (x, y) , между которыми вы хотите исследовать зависимость, и расположите их в таблицу. Желательно иметь не менее 25—30 пар данных.

2. Найдите максимальные и минимальные значения для x и y . Выберите шкалы на горизонтальной и вертикальной осях так, чтобы обе длины рабочих частей получились приблизительно одинаковыми, тогда диаграмму будет легче читать. Возьмите на каждой оси от 3 до 10 градаций и используйте для облегчения чтения круглые числа. Если одна переменная — фактор, а вторая — характеристика качества, то выберите для фактора горизонтальную ось x , а для характеристики качества — вертикальную ось y .

3. На отдельном листе бумаги начертите график и нанесите на него данные. Если в разных наблюдениях получаются одинаковые значения, покажите эти точки, либо рисуя концентрические кружки (©), либо нанося вторую точку рядом с первой.

4. Сделайте все необходимые обозначения. Убедитесь, что отраженные на диаграмме данные — название диаграммы, интервал времени, число пар данных, названия и единицы измерения для каждой оси, имя (и прочее) человека, построившего диаграмму — были понятны любому человеку, а не только тому, кто делал диаграмму.

Использование диаграммы разброса не ограничивается лишь выявлением вида и тесноты связи между парами переменных. Диаграмма разброса используется также для выявления причинно-следственных связей показателей качества и влияющих факторов при анализе причинно-следственной диаграммы, которая будет рассмотрена ниже.

Так, с помощью диаграммы разброса очень удобно наблюдать характер изменения параметров качества во времени при воздействии тех или иных факторов. В этом случае по оси абсцисс откладывают начальные значения изучаемого параметра качества $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ в момент времени $t=0$. Замерив значения параметра качества по окончании эксперимента, получаем упорядоченный ряд значений параметра качества через время $t=t_p$ в виде $y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$, которые наносят соответственно на ось ординат. Тогда значение параметра качества каждого изделия до и после эксперимента будет обозначаться точкой в системе указанных координат. Следовательно, все n изделий, подвергшихся эксперименту,

будут изображаться точками, разбросанными по координатному полю. Эта совокупность точек образует диаграмму разброса (поле корреляции) (рис. 5.4). Если разброс значений изучаемого параметра качества составляет несколько порядков, то удобно применять логарифмический масштаб по обеим осям.

Диаграмма разброса позволяет наглядно показать характер изменения параметра качества во времени. Для этого проведем из начала координат биссектрису. Если все точки окажутся на биссектрисе, то это означает, что величина данного параметра не изменилась в процессе эксперимента. Следовательно, рассматриваемый фактор (или факторы) не влияет на параметр качества. Если основная масса точек находится под биссектрисой, то это значит, что значения параметра качества за прошедшее время уменьшились. Точки указывают на то, что значения выше биссектрисы (рис. 5.4) параметра за рассматриваемое время возросли. Проведя из начала координат лучи, соответствующие уменьшению и увеличению параметра на 10, 20, 30, 50%, можно путем подсчета точек между прямыми определить частоту значений параметра в интервалах 0—10%, 10—20% и т. д.

Однако наибольшее распространение получило применение диаграмм разброса для определения вида связей. Точно так же, как по гистограмме, можно распознать форму распределения, диаграмма рассеивания позволяет представить себе общее распределение пар.

Для этого сначала следует выяснить, есть ли на диаграмме какие-нибудь далеко отстоящие точки (выбросы). Можно предпо-

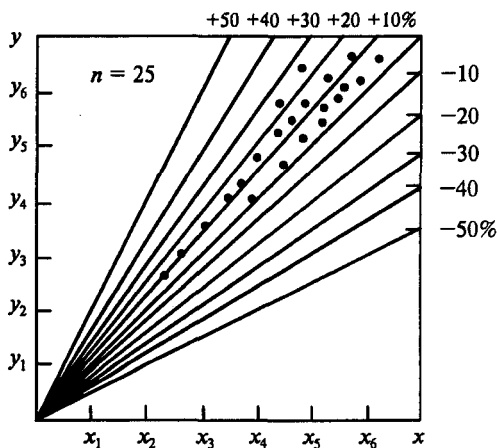


Рис. 5.4. Диаграмма разброса

ложить, что любые такие точки, удаленные от основной группы, есть результат ошибок измерения или записи данных либо обусловлены некоторыми изменениями в условиях работы. Существуют специальные критерии, позволяющие объективно оценить принадлежность подозрительных точек (экспериментальных значений) к той генеральной совокупности, из которой они взяты, и выявить среди них «чужеродные» точки. Эти точки надо обязательно исключить из анализа. Однако, пренебрегая этими точками, следует обратить внимание на причины таких нерегулярностей, что часто позволяет получить неожиданную, но весьма полезную информацию.

Возможные многочисленные варианты скоплений точек и некоторые типичные из них приведены на рис. 5.5—5.11.

На рис. 5.5 четко просматривается *прямая корреляция* между x и y . В этом случае при осуществлении контроля за причинным фактором x можно управлять значением параметра качества y .

На рис. 5.6 приведен пример легкой прямой корреляции. При увеличении x увеличивается также y , но разброс y велик по отношению к определенному значению x . Поэтому такую корреляцию называют *легкой*. В данном случае с помощью контроля причинного фактора x можно до некоторой степени держать под контролем характеристику y , но необходимо также иметь в виду и другие факторы, оказывающие влияние на y .

На рис. 5.7 показан пример *обратной (отрицательной) корреляции*. При увеличении x характеристика y уменьшается. Если причинный фактор x находится под контролем, характеристика y остается стабильной.

Случай *легкой обратной корреляции* отражен на рис. 5.8, когда при увеличении x характеристика y уменьшается, но при этом велик разброс значений y , соответствующих фиксированному значению x .

Пример отсутствия корреляции, когда никакой выраженной зависимости между x и y не наблюдается, представлен на рис. 5.9. В этом случае необходимо продолжить поиск факторов, коррелирующих с y , исключив из этого поиска фактор x .

Между параметрами x и y возможна также *криволинейная корреляция* (рис. 5.10 и 5.11). Если при этом диаграмму разброса можно разделить на участки, имеющие прямолинейный характер, то такое деление проводят и исследуют каждый участок в отдельности как прямолинейную корреляцию.

Диаграмма «причина—следствие». Это метод анализа разветвленности (детализации) процесса. Цель диаграммы — соотнести причины с результатами (следствиями). Она также известна как

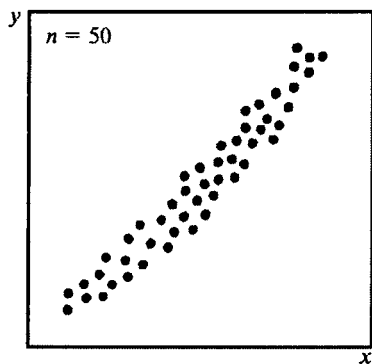


Рис. 5.5. Прямая корреляция

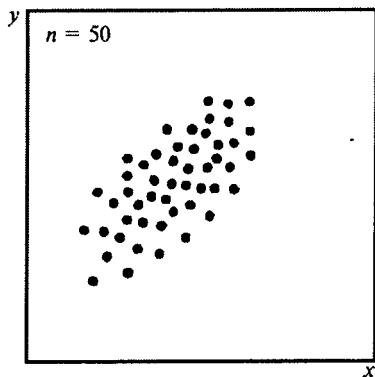


Рис. 5.6. Легкая прямая корреляция

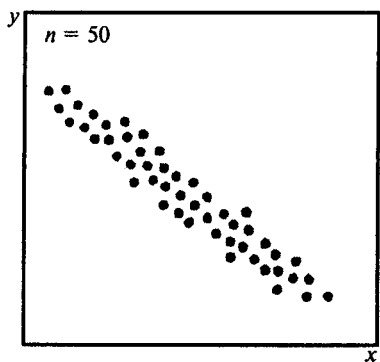


Рис. 5.7. Обратная (отрицательная) корреляция

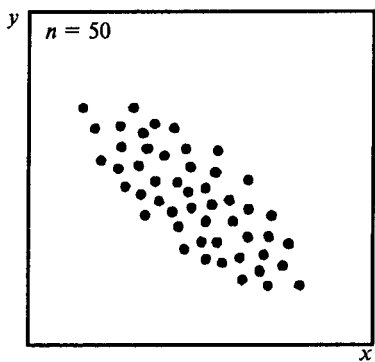


Рис. 5.8. Легкая обратная корреляция

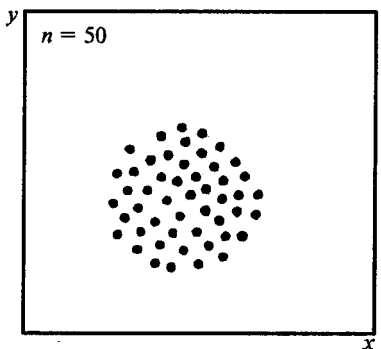


Рис. 5.9. Отсутствие корреляции

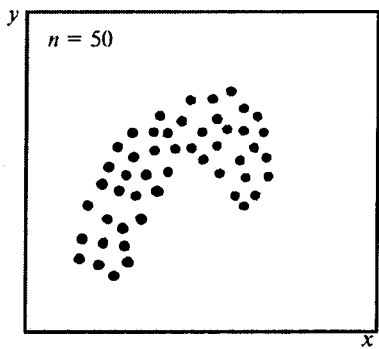


Рис. 5.10. Легкая криволинейная корреляция

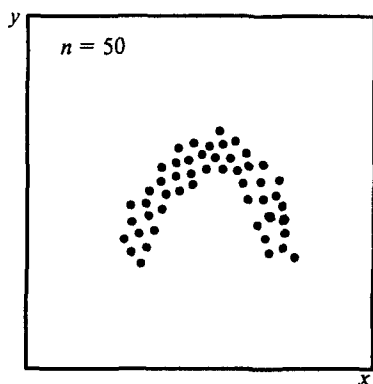


Рис. 5.11. Криволинейная корреляция

диаграмма Исикавы и «рыбий скелет» (законченная диаграмма напоминает рыбий скелет). Впервые разработана К. Исикавой в 1943 г. в университете Токио. Он использовал ее, чтобы объяснить группе инженеров из «Kawasaki Steel Works», как можно рассортировать и соотнести различные факторы.

Существуют три основных типа диаграмм «причина—следствие»: анализ разветвленности (детализации) процесса, классификация производственного процесса и перечисление причин. На рис. 5.12

показан основной вид диаграммы. Главная причина А непосредственно связана с результатом. Каждая из подпричин упорядочена по уровню своего влияния на главную причину.

Несмотря на то что диаграмму «причина—следствие» можно разработать в индивидуальном порядке, лучше, когда она используется командой. Одно из наиболее ценных свойств этого инструмента — превосходное содействие проведению мозгового штурма. Диаграмма фокусирует внимание участников на рассматриваемых вопросах и позволяет им сразу же рассортировать идеи на полезные категории, особенно когда используются методы анализа детализации или классификации процессов.

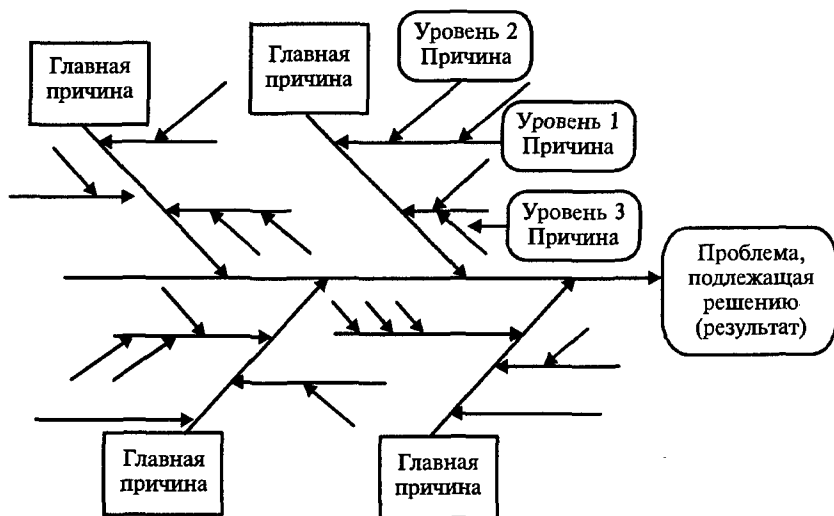


Рис. 5.12. Диаграмма «причина—результат»

Анализ детализации процессов осуществляется следующим образом. На первом шаге формулируется проблема. На втором шаге команда должна генерировать идеи относительно того, что служит причиной, приводящей к данной проблеме. Если существует трудность в определении главных ветвей, т.е. причин, то используются самые общие — такие, как методы (технология), машины (оборудование), люди, материалы, окружающая среда, обучение, чтобы помочь команде начать работу. На третьем шаге проводится мозговой штурм для сортировки всех возможных причин проблем по каждой из категорий главных причин. Соответствующие идеи выявляются и изображаются на схеме как подклассы. Важно постоянно определять и соотносить причины друг с другом. Допускается повторять подклассы в нескольких местах, если команда чувствует, что существует прямая и многосторонняя связь. Эти усилия обеспечат полноту диаграммы и большую осведомленность команды.

Другой тип диаграммы известен как *диаграмма классификации процесса*. Хотя основной процесс конструирования диаграммы этого типа такой же, какой использовался для анализа детализации, все же имеются и отличия, обусловленные условиями применения. Для метода классификации процессов вы должны идентифицировать блок-схему процесса, который хотите улучшить, а затем перечислить ключевые, с точки зрения влияния на качество, характеристики для каждой из стадий процесса.

Мозговой штурм с командой знающих людей сделает окончательную диаграмму более похожей на реальный процесс. Цель — выявление причин и результатов, доведенное до самого нижнего уровня, чтобы понять все факторы, способствующие совершенствованию процесса. Необходимо также рассматривать стадии стыковки между ступенями процесса. Везде, где существует передача с одной ступени на другую, наиболее вероятны причины ветвления. В этих местах можно найти многочисленные возможности для улучшений.

Метод перечисления причин включает простое выявление с помощью мозгового штурма всех возможных причин и запись их в порядке поступления. После того, как мозговой штурм исчерпает свои возможности, начинается процесс группировки причин (как это делалось для построения диаграмм анализа детализации). Конечный результат выглядит абсолютно таким же.

Установлено, что указанный процесс можно резко улучшить, используя *метод диаграмм родства*. Этот метод особенно ценен для проведения тщательного анализа и организации идей. Как правило, при мозговом штурме все идеи фиксируются на карточ-

ках или маленьких листках для записей. Каждая карточка должна содержать одну идею. Затем карточки рассортировываются на группы и подгруппы. Карточки, имеющие сродство друг с другом, располагаются рядом. По окончании рассортировки диаграмма сродства становится основой для построения диаграммы «причина—результат» (следствие).

Детализация процессов, использование команд, выделение областей улучшений — все это пути постоянного совершенствования. Чтобы полностью извлечь из диаграммы «причина—следствие» все ценное, что в ней содержится, проблему целесообразно охарактеризовать количественно. После этого можно определить приоритетные области улучшения.

В случаях, когда подпричины идентифицированы, рассматриваются различные подразделения организации с целью определения исходных возможностей для устранения причин, выявленных посредством диаграммы.

По мере того, как команда и менеджеры движутся по пути количественного измерения проблем, другие инструменты начинают играть ключевую роль. Анализ Парето, гистограммы, контрольные карты, диаграммы детализации и многомерный анализ могут оказаться особенно ценными.

Рассмотренные ранее методы сводились к анализу брака и выполнению доработок путем сплошной проверки изделий на стадии приемочного контроля. Сплошной контроль должен был обеспечить выпуск только бездефектных изделий, а также установить причины, которые приводят к браку. Подобный контроль качества значительно увеличивает издержки производства, а следовательно, и ее себестоимость, поскольку обнаружить брак можно лишь тогда, когда уже затрачены средства на выпуск изделия. Поэтому при производстве современной техники необходимо использовать *предупредительные методы*, обеспечивающие высокий уровень качества продукции.

Мониторинг технологических процессов позволяет отслеживать текущее состояние производства и своевременно вмешиваться в него для предотвращения появления некачественных деталей, узлов и агрегатов. Этот метод базируется на обработке переменной (текущей) информации о поведении показателей качества тех или иных изделий с помощью математико-статистических методов, использование которых дает возможность исследовать протекание технологических процессов. При этом выполняются требования к показателям качества изделий, т. е. уменьшаются брак и доработки, повышается производительность труда и снижается себестоимость продукции.

Мониторинг позволяет обнаружить, где, когда, кем и при каких обстоятельствах вызваны те или иные помехи в производственном процессе. Результаты статистического управления качеством обеспечивают получение, наконец, доказательной информации для сертификации производимых изделий. В процессе производства невозможно точно поддержать тот или иной показатель, определяющий качество изделия. Характеристики сырья, настройка станков и другие существенные для производства показатели являются случайными величинами или описываются случайными функциями, которые в конечном счете влияют на качество изделий. Таким образом, процессы производства имеют стохастический характер, и управление ими реализуется с помощью статистических методов.

Статистическое регулирование качества — это текущий контроль производства и предупреждение брака путем своевременного вмешательства в технологический процесс.

Контрольная карта. Это техническое вспомогательное средство статистического регулирования, позволяющее наглядно отразить ход производственного процесса на диаграмме и выявить нарушения технологии. В зависимости от вида и назначения готовых изделий и методов их изготовления разработаны соответствующие типы контрольных карт. Последние различают по количественным и качественным признакам в зависимости от того, поддается ли параметр количественному измерению или же допускает только качественную оценку.

К важнейшим видам контрольных карт по количественному признаку относятся карты: средних значений ($\bar{X}$), индивидуальных значений (X), медиан ($\tilde{X}$) и комбинированные ($\bar{X}/S$, X/R , $\tilde{X}/R$, где R — размах ряда измерений), дающие значительно больше информации, чем карты с одной характеристикой.

Среди контрольных карт по качественным признакам различают в основном три типа карт: P (P — процент брака в партии); C (C — число дефектов в единице продукции) и U ($U = C/n$ — число дефектов, деленное на число проверенных изделий). Все указанные типы контрольных карт имеют свои преимущества и недостатки, так что при контроле технологических процессов каждая из них находит свои области применения.

Следует отметить, что теоретической основой применения контрольных карт для регулирования производственных процессов является статистическая теория проверки гипотез. Для использования в практических целях эта теория переработана и упрощена. Непосредственно включенная в технологический процесс, она

позволяет осуществить текущий контроль производства. Кроме того, отметим, что излагаемые ниже способы построения карт ориентированы на исследование нормального распределения используемого показателя, которое не всегда имеет место.

Изложение общих принципов построения контрольных карт и способов их ведения лучше всего провести на наиболее распространенной карте средних значений, или карте $\bar{X}$. Чтобы проконтролировать отклонение того или иного измеряемого признака от номинала на величину, превышающую заданный допуск, проводят измерения n последних значений, затем по полученной последовательности $\{X_i\}$, $i = \overline{1, n}$, рассчитывают среднее арифметическое по формуле $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, после чего проверяют статистическую гипотезу $H_0: \mu = a$.

Условием применения статистического метода проверки гипотез является то, что измеряемый признак X имеет распределение $N(\mu = a, \sigma^2)$, т. е. распределен по нормальному закону с математическим ожиданием $\mu = a$ и дисперсией σ^2 . Причем гипотеза H_0 не отвергается, пока величина $\bar{X}$, рассчитанная по n индивидуальным значениям, удовлетворяет неравенству

$$a - Z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} < a + Z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

где a — номинальное значение признака; Z_α — величина критического значения гипотезы H_0 при вероятности ошибки α ; n — число индивидуальных значений признака X_i .

Гипотеза H_0 отвергается, если отклонение расчетной величины $\bar{X}$ от номинального значения a слишком велико. Устанавливая таким образом критическую область для гипотезы H_0 с вероятностью α , допускаем ошибку. Этот метод проверки гипотез можно упростить и приспособить для контроля текущих значений признака. Для этой цели на графике (рис. 5.13) вычерчивают среднюю линию a и границы критической области гипотезы

$$H_0: K_n = a - Z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; K_v = a + Z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ для заданного } \alpha \text{ и постоян-$$

ного n в виде горизонтальных прямых, проходящих через точки с координатами $(0, a)$, $(0, K_n)$ и $(0, K_v)$. По оси абсцисс на равных расстояниях откладываются моменты времени $t_1, t_2, \dots$, а по оси ординат в соответствующем масштабе наносятся средние арифметические значения $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots$, рассчитанные по n измерениям.

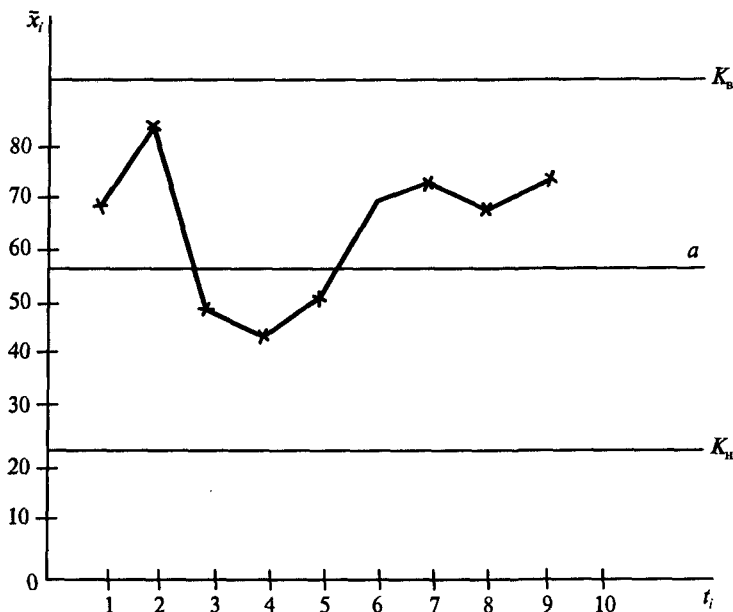


Рис. 5.13. Карта средних значений

Такой график называется *контрольной картой средних арифметических значений*, или сокращенно картой $\bar{X}$. Прямые, проходящие через точки $(0, K_n)$ и $(0, K_v)$, называются, соответственно, нижней и верхней контрольными границами. Они расположены симметрично относительно средней линии, проходящей через точку $(0, a)$, и расстояние между ними составляет $2Z_\alpha\sigma/\sqrt{n}$.

Контроль производится следующим образом: в установленный момент времени t_i ($i = 1, 2, \dots$) выполняют n измерений признака, рассчитывают по ним среднее арифметическое $\bar{X}_i$, которое для соответствующего t_i наносится на контрольную карту. До тех пор пока такая точка находится внутри контрольных границ — процесс управляем. Если к тому же не нарушены границы допуска, то процесс находится в статистически подконтрольном состоянии. Появление значения ординаты $\bar{X}_i$ над или ниже контрольных границ расценивается как сигнал к остановке производственного процесса и проверке выполненной работы. В этом случае процесс находится в неподконтрольном состоянии.

Такое упрощенное проведение статистического контроля дает представление об изменении состояния технологического процесса

во времени. Если все зафиксированные точки $\bar{X}_i$ соединить ломаной линией, то по ее тенденции к росту или спаду можно проследить появление систематических ошибок и в нужный момент вмешаться в ход технологического процесса в целях предупреждения брака.

При построении всякой контрольной карты важнейшей задачей является расчет контрольных границ K_H и K_B . Они зависят от характеристик производственного процесса — номинального размера a , дисперсии признака σ^2 , а также вероятности ошибки α и объема выборки n . Значения α и n заранее фиксируются. Например, часто вероятность ошибки принимают равной $\alpha = 0,0027$ или $\alpha = 0,01$. Для первого значения $Z_\alpha = 3$, а контрольные границы определяются по формулам

$$K_H = a - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; K_B = a + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

В этом случае в указанном интервале ожидается появление 99,73% всех значений наблюдаемого признака, если последний имеет распределение $N(a, \sigma^2)$. Для второго случая $Z_\alpha = 2,576$, а контрольные границы определяются по формулам

$$K_H = a - 2,576 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; K_B = a + 2,576 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

В этом случае внутри контрольных границ следует ожидать 99% всех значений X , если распределение последнего является $N(a, \sigma^2)$.

При расчете контрольных границ K_B , K_H переменная величина a принимается равной номинальному значению признака или оценивается по результатам предварительных наблюдений; величина σ^2 обычно или известна из опыта как одна из величин, зависящих от характеристик оборудования, или оценивается по результатам предварительных наблюдений.

При производстве очень часто проводится проверка характеристик тех или иных изделий на принадлежность некоторой допускаемой области. Например, проверяется, находится ли некоторая характеристика в пределах допуска (годное изделие) или же выходит за эти пределы в ту или иную сторону (дефектное изделие или брак). Таким образом принимается альтернативное решение «годен—негоден». Контроль за такими качественными признаками можно реализовать, например, с помощью различных предельных калибров.

Для качественных признаков также разработаны контрольные карты, служащие для наблюдения и регулирования производ-

ственного процесса. В зависимости от назначения различают три типа карт по качественному признаку: P , C и U . Рассмотрим более подробно построение карты P .

Для слежения за качеством технологического процесса и выявления бракованных изделий с помощью предельных калибров проверяют продукцию за конкретный период времени и определяют относительную частоту брака за этот период, равную X/n , где X — число дефектных изделий, а n — число контролируемых изделий за данный период времени. В общем случае процент брака P , присущий указанному типу изделий, неизвестен. Поэтому для расчета контрольных границ карты P используют гипотезу вида H_0 ; $P = P_0$, где P_0 — заранее заданное значение. Проверка гипотезы H_0 осуществляется на основании относительной частоты появления бракованных изделий в выборке за конкретный период, которая имеет приближенно нормальное распределение с математическим ожиданием P и дисперсией $P(1 - P)/n$. Причем гипотеза H_0 о значении P не отвергается, если для X/n выполняется неравенство

$$P - Z_{\alpha} \sqrt{\frac{P(1 - P)}{n}} < \frac{X}{n} < P + Z_{\alpha} \sqrt{\frac{P(1 - P)}{n}}.$$

Границы области, определенной приведенным неравенством, являются контрольными границами карты P . В частности, для вероятности ошибки $\alpha = 0,0027$ ($Z_{0,0027} = 3$):

$$K_{н,в} = P \pm 3 \sqrt{\frac{P(1 - P)}{n}},$$

где знак «+» относится к верхней контрольной границе K_v , а знак «-» к нижней границе K_n , причем если K_n является отрицательной величиной, то принимается $K_n = 0$.

Таким образом, для ведения карты P на диаграмме наносят верхнюю и нижнюю контрольные границы, по оси абсцисс прямоугольной системы координат откладывают время отбора изделий в виде моментов времени 1, 2, ..., а по оси ординат — рассчитанную для соответствующих моментов времени относительную частоту X/n . Выход точки за пределы верхней контрольной границы K_v приводит к необходимости вмешательства в ход технологического процесса в целях выявления причин роста брака и устранения неполадок. Нарушение нижней границы K_n указывает на повышение качества и, следовательно, не требует вмешательства в технологический процесс, за исключением случаев необъективности контролирующей процедуры.

Рассмотренные статистические методы носят универсальный характер, так как могут быть применены при контроле и анализе любых технологических процессов вне зависимости от их физической природы.

5.2. Комплексная параллельная разработка допусков

Концепция разработки допусков восходит к 1790-м годам, когда Эли Витней получил контракт от правительства США на массовое производство мушкетов из деталей, которые были бы достаточно идентичными, чтобы быть взаимозаменяемыми. До этого вещи делались индивидуально, причем каждая деталь вручную подгонялась к сопряженной детали. Так, введение понятия «достаточно идентичные» привело к концепции разработки допусков, а критерий разработки допусков стал побочным продуктом неспособности производства производить совершенно идентичные изделия. Эта неспособность к постоянному производству совершенно идентичных изделий существует вследствие изменчивости производства и воздействия помех окружающей среды. Инженерная идея, описывающая эту неспособность, обусловленную изменчивостью изделий, называется допуском. *Допуск* — это максимальное отклонение от конкретного значения номинала, превышение которого делает работу деталей невозможной.

Следует отметить, что термин «продукт» (изделие) можно заменить термином «процесс», он также может означать механическую сборку, химическую реакцию, электрическую цепь, производственный процесс и т. д. Понятия «компонент» и «фактор» также могут означать механическую деталь, химический элемент, резистор, параметр процесса и т. д. Эти термины будут использоваться при обсуждении анализа до пуска как синонимы.

Вариация в компонентах (факторах) продукта вызывает вариацию самого продукта (сборочного узла). Таким образом, эта вариация в готовых изделиях — функция вариации компонентов (допуска), что можно представить в виде зависимости, которая называется функциональной. Уравнение функциональной зависимости имеет следующий вид:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (5.1)$$

где y — выход, $x_1, x_2, \dots, x_n$ — факторы (компоненты).

Анализ этого уравнения называется анализом допусков. Итак, *анализ допусков* — это исследование влияния допусков на отдельные детали (вариации) на общую вариацию изделия в целом. Выходная изменчивость продукта характеризуется *дисперсией* и отражает

результат технологического процесса, который флюктуирует случайным образом относительно номинального значения вследствие колебаний, возникающих в отдельных факторах. Чтобы осмыслить выходную изменчивость, вот уже более 50 лет применяются статистические методы анализа допусков — ценный инструмент успешного проектирования и разработки изделий.

Комплексная параллельная разработка (КПР) — это методология, суть которой заключается в обеспечении робастности и технологичности на начальных стадиях исследований и разработок продукции. Идея состоит в том, чтобы и в дальнейшем поддерживать изделие (процесс), настроенным на номинал — как с точки зрения абсолютного значения, так и в смысле минимума изменчивости, с помощью методов статистического управления процессом. Основная стратегия заключается в соединении метода перспективного управления качеством (на этапах научно-исследовательских, опытно-конструкторских, пусконаладочных работ, т. е. вне производства) со статистическим управлением процессами (СУП), т. е. с оперативным (в ходе производства) управлением качеством.

Статистическое планирование эксперимента (ПЭ) — это ключевой инструмент, применяемый для перспективного управления качеством, идентификации управляемых и мешающих факторов процесса с целью разработки робастного продукта (процесса). Это можно делать в следующем цикле бесконечного совершенствования, определенном Г. Тагути [4] и состоящем из трех шагов: разработки системы, выбора параметров, назначения допусков.

С другой стороны, роль методов СУП в методологии КПР заключается в получении информации об изделии (процессе) по цепи обратной связи и передаче ее в конструкторский и производственный отделы для выяснения, как и что нужно переделать или улучшить в изделии (процессе), если наблюдаются неожиданные вариации.

Концепция КПР в приложении к назначению допусков объединяет задачи конструкторской и технологической разработок для назначения допусков. Общую концепцию назначения допусков в методологии КПР можно представить графически, как показано на рис. 5.14.

Данная схема показывает, что эффективный и квалифицированный анализ назначения допусков достигается благодаря замкнутой петле, объединяющей конструкторские и технологические разработки. В этой модели конструкторский отдел получает исходную информацию о рассматриваемом изделии от группы изучения рынка, которая собирает информацию о нуждах и требованиях

покупателей. Последние называются «голосом покупателя» и должны включать в себя требования о таких понятиях, как надежность, безопасность, работоспособность, изменчивость и цена.

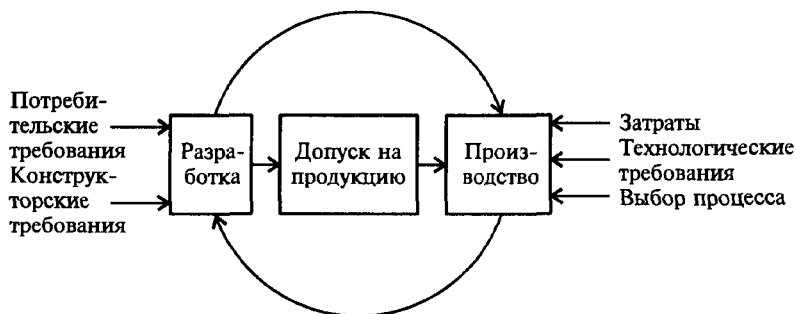


Рис. 5.14. Общая концепция разработки допусков

Кроме того, конкретные конструкторские требования и другую информацию получают из множества инженерно-технических источников. Производственно-технический отдел собирает информацию о производственных требованиях, выборе процесса и затратах. Технологические требования, такие как требования к материалам, технологии и окружающим условиям, следует детально анализировать для выбора технологического процесса. В конечном итоге необходимо произвести и анализ затрат, чтобы удовлетворить требованиям рынка. Затем обеспечивается интенсивное взаимодействие между конструкторским и технологическим отделами для разработки исходных конструкторских чертежей (на стадии разработки системы) и назначения допусков. Ниже дается краткое описание инженерных статистических методов, которые можно применять для выполнения анализа допусков и локализации режимов.

Процесс задания допусков на отдельные компоненты для достижения определенных конечных требований к функциональным или качественным характеристикам называется *локализацией допусков*. Процесс состыковки аналитическим путем отдельных допусков для получения общего допуска называется *анализом допусков*. В течение последних 50 лет было предложено и использовано несколько моделей анализа допусков для решения проблемы их состыковки. Примерами этих моделей могут служить статистическая модель, модифицированная модель Спотта, модель сдвига среднего.

Статистическая модель — наиболее важна, она представлена формулой

$$T = Z \left[\sum \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \left(\frac{t_i}{Z_i} \right)^2 \right]^{0,5},$$

где x_i — номинальный размер компонента; t_i — допуск на компонент; $\partial f / \partial x_i$ — чувствительность допустимого отклонения сборочного узла к вариации в размерах отдельных компонентов; Z — выбранное число стандартных отклонений для сборочного узла (например, 6 для нормального распределения); Z_i — число отклонений для каждого компонента (тоже 6 для нормального распределения); T — общий допуск на изделие (процесс).

Для допуска 6 стандартных отклонений (6σ) модель имеет вид

$$T = \left[\sum \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 t_i^2 \right]^{0,5},$$

а для одномерных сборочных узлов — $T = \left[\sum t_i^2 \right]^{0,5}$.

Для построения таких моделей надо знать функциональные зависимости (5.1) с точными распределениями их параметров. Чтобы преодолеть эти ограничения, используются иные статистические методы построения допусков — метод Монте-Карло, методы численного интегрирования, методы моментов.

Совсем недавний и совершенно новый метод, предложенный Г. Тагути, исключает большую часть трудностей, присущих предыдущим методам. Г. Тагути ввел этот метод через свою концепцию перспективного управления качеством, где он указал, что анализ допусков надо начинать как можно раньше, еще на начальной стадии разработки. Метод Г. Тагути можно применять в случаях, когда функция отклика известна либо неизвестна. В том случае, когда функция отклика неизвестна, можно подобрать эмпирическую функцию с помощью статистического планирования эксперимента.

Пусть функция отклика имеет вид $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$. Тогда для анализа допусков можно применять планирование эксперимента, варьируя значения компонентов x_i на трех уровнях: μ_i ,

$\mu_i - \sqrt{\frac{3}{2}}\sigma_i$, $\mu_i + \sqrt{\frac{3}{2}}\sigma_i$. Здесь μ_i — среднее значение компонента x_i ,

а σ_i — его стандартное отклонение. Теперь функцию $y = f(x_i)$ можно оценить по результатам трехуровневого плана факторного эксперимента, первые четыре момента отклика вычисляются следующим образом:

$$m_1 = \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{n}, m_2 = \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - m_1)^2}{n},$$

$$m_3 = \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - m_1)^3}{n}, m_4 = \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - m_1)^4}{n},$$

а нормированные коэффициенты имеют вид: $\beta_1 = \left[\frac{m_3}{m_2^{3/2}} \right]^2$ — коэффициент асимметрии, $\beta_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$ — коэффициент эксцесса.

К сожалению, нет никакого объяснения или подтверждения того, что надо выбирать именно константу $\sqrt{3/2}$. В своей работе Г. Тагути предположил, что распределение отдельных компонентов будет нормальным и его можно заменить тремя точками, т.е. дискретным распределением с равными массами в μ , $\mu - \sqrt{3/2}\sigma$ и $\mu + \sqrt{3/2}\sigma$.

Концепция КПРД объединяет действия как конструкторского, так и технологического отделов в цикле непрерывного совершенствования, где голос покупателя — общий знаменатель в этой объединяющей зависимости. Функция потерь, предложенная Тагути, — важный инструмент в КПР-процессе и применяется для определения соотношения между ожиданиями покупателя и технологическими требованиями, как показано на рис. 5.15.

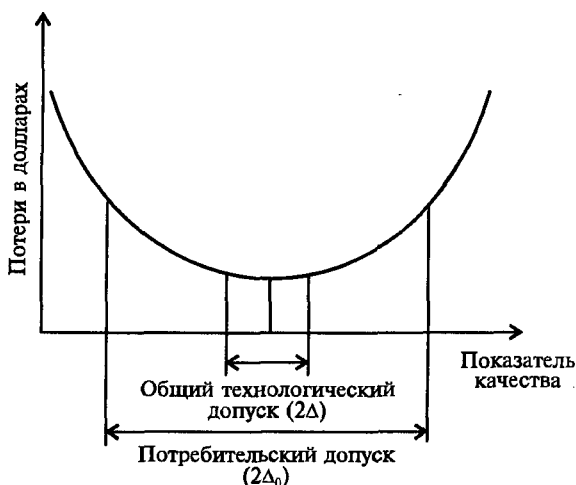


Рис. 5.15. Представление функции потерь

Из рисунка видно, что и покупательские допуски, и конструкторско-технологические границы попадают на одну и ту же кривую, которая представляет собой функцию потерь, следовательно, они связаны между собой этой зависимостью.

В итоге КПРД — это новая концепция назначения допусков, которая использует принцип функции потерь для их разработки и локализации допусков. Благодаря использованию статистического планирования эксперимента концепция функции потерь объединена с процессом робастного проектирования продукта, что позволяет сократить вариации в производстве.

КПРД — это часть КПР. Разница между ними состоит в том, что КПР уделяет больше внимания планированию параметров, чем выбору допусков при поиске робастной разработки, в то время как основная концепция КПРД — отыскание значений допусков. Методология КПРД представлена в виде блок-схемы на рис. 5.16. Поэтапное развитие этой методологии таково:

Первый этап. На данном этапе задаются общие допуски на изделия. Потребительские требования вместе с конструкторскими требованиями и производственными возможностями переводятся в допуски на изделия через функцию потерь. Концепция параллельной разработки реализуется на этом этапе, когда допуски устанавливаются в результате взаимодействия между конструкторским, производственным отделами и отделом исследования рынка (голос покупателя). Полученные в результате допуски называются *потребительскими*, обозначаются Δ_0 и определяются как значения, за пределами которых изделие не будет правильно функционировать с точки зрения покупателя.

Второй этап. На этом этапе определяется функция затрат на качество, которая имеет вид

$$Q(x) = K \left[\hat{\sigma}^2 + (\hat{y} - T_0)^2 \right], \quad (5.2)$$

где

$$K = A_0 / \Delta_0^2; \quad (5.3)$$

$$\hat{\sigma}^2 = f_1(x_1, x_2, \dots, x_n); \quad (5.4)$$

$$\hat{y} = f_2(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (5.5)$$

где A_0 — потери потребителя, когда изделие не работает, как положено; Δ_0 — потребительский допуск; $\hat{\sigma}^2$ — оценки дисперсии; $\hat{y}$ — оценки среднего значения изделия; T_0 — номинальное значение; $x_1, \dots, x_n$ переменные параметры изделия (процесса).

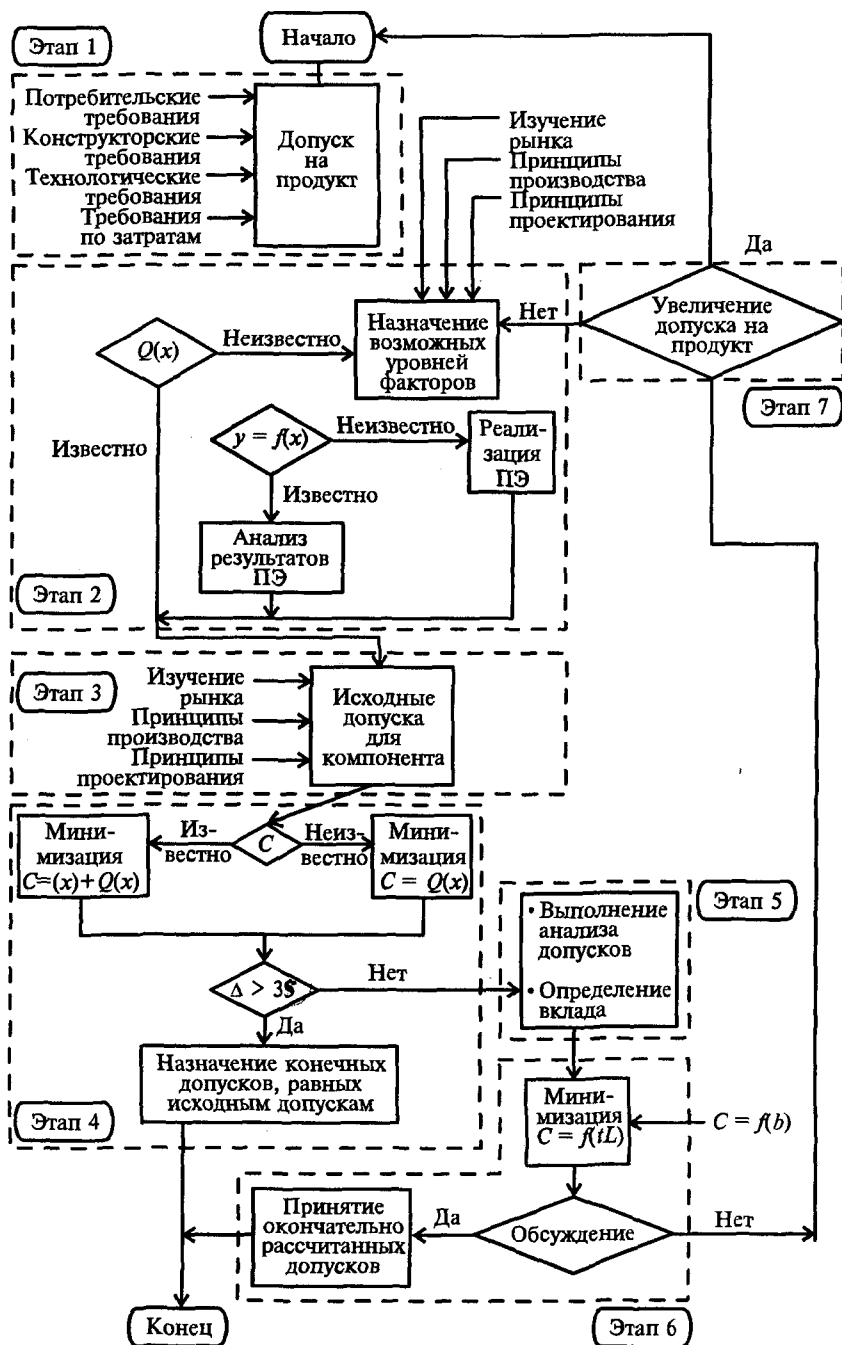


Рис. 5.16. Блок-схема этапов КПП

Следует отметить, что можно рассматривать два варианта при определении функции затрат на качество:

1. Уравнения (5.2) и (5.3) известны из результатов предварительной экспериментальной или теоретической работы.

2. Функция затрат на качество неизвестна, нужно провести статистически спланированный эксперимент. Здесь снова нужны консультации между отделами снабжения, производственно-техническим и конструкторским. Эти три отдела должны разработать план статистического эксперимента и назначить уровни для каждого фактора. Чтобы эксперимент был спланирован правильно, надо собрать и обсудить сведения о различных материалах и возможностях их использования, производственные возможности и конструкторские требования. Статистически спланированный эксперимент затем приходится осуществлять одним из следующих методов:

1) *аналитическим*, который требует наличия аналитического уравнения вида (5.1). Это уравнение можно использовать для вычисления отклика в каждом опыте статистически спланированного эксперимента. Планирование эксперимента надо осуществлять методом Г. Тагути, так, чтобы можно было определять дисперсию, обусловленную изменчивостью отдельных компонентов;

2) *экспериментальным*, при котором эксперимент следует проводить так, чтобы можно было оценить отклик для уравнений (5.2) и (5.3).

Третий этап. Данный этап также требует коллективного обсуждения тремя ответственными отделами для установления исходных допусков на компоненты. Основная задача отдела изучения рынка на этом этапе — обеспечить необходимую информацию о различных видах материалов, возможностях этих материалов и наличии их у поставщиков. Группа инженерного проектирования дает предложения с учетом требуемых с точки зрения конструкторов допусков. Технологи исследуют наличие и возможности различных процессов. В результате исходные допуски на компоненты назначаются как итог совместных обсуждений, проведенных этими тремя группами.

Четвертый этап. Этот этап связан с *оптимизацией*, на котором минимизируется при заданных ограничениях функция затрат C :

$$C = C(x_i) + Q(x_i), \quad (5.6)$$

где $C(x_i)$ — затраты производства; $Q(x_i)$ — затраты на качество (потери покупателя).

Иногда бывает трудно получить полную зависимость производственных затрат, тогда остается только пользоваться функцией затрат на качество.

Общая оптимизационная задача сводится к следующему: минимизировать C при условиях:

$$\text{а) } -1 < x_i < 1; \text{ б) } \Delta > 3\hat{s}, \quad (5.7)$$

где

$$\Delta = \sqrt{A/A_0} \Delta_0 \quad (5.8)$$

— производственный допуск; A — производственные потери при допуске; $\hat{s}$ — оцененное стандартное отклонение.

На данном этапе определяют оптимальные значения отдельных факторов при условии б) в (5.7) и технологические допуски. Наиболее важным является условие, которому должны удовлетворять допуски. Если это условие выполняется, то значение A принимается за технологический допуск, а исходные допуски на компоненты — за окончательные, и, следовательно, проблема допусков оказывается решенной. Однако часто случается, что условие б) в (5.7) не удовлетворяется, поэтому приходится проводить дополнительную работу по уменьшению вариации. Следующие этапы описывают необходимую дополнительную работу.

Пятый этап. На данном этапе используется метод анализа допусков по Г. Тагути и проводится аналитическое ПЭ для выявления вклада каждого фактора в конечную дисперсию, а значит, и в величину уменьшения общей дисперсии для удовлетворения условия б) в (5.7). Использование метода Г. Тагути для анализа допусков — это процесс одновременного варьирования уровнями параметров в эксперименте факторного типа, так что конструктор может узнать о влиянии вариации параметра на общий допуск. Последовательность анализа на этом этапе такова:

1. Сначала проводится анализ допусков по Г. Тагути с применением статистически спланированного эксперимента. Три уровня в факторном плане эксперимента устанавливаются на $\mu - \sqrt{3/2} \sigma$, μ , $\mu + \sqrt{3/2} \sigma$. Цель эксперимента — выявить влияние небольшой вариации (допуска) отдельных факторов на общую дисперсию, которая связана с общим допуском.

2. Если предположить, что факторы независимы, то общую дисперсию можно представить в виде

$$V = V_1 + V_2 + \dots + V_n, \quad (5.9)$$

где V — общая дисперсия, $V_1, \dots, V_n$ — дисперсии отдельных компонентов.

3. Устанавливается вклад отдельных дисперсий в общую дисперсию. Этот вклад равен V_i/V , где V_i — отдельные дисперсии.

4. Теперь по $\hat{\sigma}^2/V$ вычисляется необходимое уменьшение общей дисперсии, которое называется коэффициентом уменьшения.

5. Окончательно коэффициент уменьшения имеет вид

$$R = \frac{\hat{\sigma}^2}{V} = \left[\left(\frac{1}{R_1} \right)^2 c_1 + \left(\frac{1}{R_2} \right)^2 c_2 + \dots + \left(\frac{1}{R_n} \right)^2 c_n \right], \quad (5.10)$$

где $c_1, \dots, c_n$ — индивидуальные вклады отдельных компонентов в общую дисперсию, а $R_1, \dots, R_n$ — степень сокращения, необходимая для каждой отдельной дисперсии.

Шестой этап. Это тоже этап оптимизации, на котором минимизируется функция затрат на допуск. Зависимость «затраты—допуск» имеет вид $C_i = \sum f(t_i)$, где $f(t_i)$ — функция «затраты—допуск» для компонентов x_i , а C_i — общие затраты на допуски. Теперь задача оптимизации сводится к следующему: минимизировать C_i при условии $T_i < T < t_{i2}$ и $\hat{\sigma}^2/V = \left[(1/R_1)^2 c_1 + (1/R_2)^2 c_2 + \dots + (1/R_n)^2 c_n \right]$.

Если ограничения уравнения удовлетворяются, то надо вычислить новые значения для допусков и принять как окончательные. Однако если эти ограничения не выполняются, переходите к следующему этапу.

Седьмой этап. На этом этапе приходится проводить переоценку исходных допусков. Снова проводится совместное обсуждение задачи конструкторами, технологами и группой изучения рынка. Должно быть принято решение о том, следует ли увеличить допуски на изделия. Если принимается решение, что увеличение допуска приемлемо, надо повторить весь анализ процесса, начиная с первого этапа. Если же решено, что допуски остаются без изменений, анализ задачи также начинается заново, но со второго этапа. На рассматриваемом этапе надо обсудить пересмотр предложенных уровней и назначить новые уровни факторов. Затем надо продолжить анализ, начиная со второго этапа и выполняя все необходимое из последующих этапов.

Рассматриваемая методология КПРД — метод, который ведет к минимизации стоимости жизненного цикла и времени разработки и служит ключом к обеспечению потребительских требований и желаний.

5.3. Индексы воспроизводимости технологических процессов

Количественное представление (квалификация) настройки технологического процесса и его вариации — основа для понимания качества изделий в любом производстве. Представим себе

ситуацию, когда среднее арифметическое процесса μ и стандартное отклонение σ неизвестны и оцениваются через $\bar{x}$ и s , соответственно. С практической точки зрения $\bar{x}$ и s не безразмерные, а иногда и неудобные статистические свертки, если учесть сотни показателей на предприятии или у поставщиков. Во многих ситуациях индексы воспроизводимости можно использовать для выяснения соотношений между параметрами процесса μ и σ и инженерными требованиями, которые могут включать в себя односторонние и двусторонние допуски с заданными значениями (номиналами) или без них. Полученные в результате индексы безразмерны и создают общий, легко понятный язык для количественной характеристики процесса.

Потенциал процесса (индекс C_p). Производственные процессы проходят определенные этапы разработки прежде, чем начнется само производство. Эти этапы подтверждают проверки на станках поставщика, пусконаладочные испытания станков и производственного оборудования и предпусковые испытания всех режимов для выяснения, способно ли оборудование производить в ходе производства изделия, удовлетворяющие требованиям технических условий. Типичный подход — выяснение того, попадает ли допустимый разброс процесса внутрь границ допуска на изделие. Альтернативная формулировка, применяемая в Японии, — оценить индекс воспроизводимости C_p . Эти величины — просто разные способы определения соотношения допустимого (допуск на изделие) и фактического (естественный допуск) разбросов процесса, как показано на рис. 5.17, где ВГД — верхняя граница допуска, НГД — нижняя граница допуска, а NT — естественный допуск. Потенциал процесса имеет вид

$$C_p = \frac{\text{Допустимый разброс процесса}}{\text{Фактический разброс процесса}} = \frac{\text{ВГД} - \text{НГД}}{6\sigma}.$$

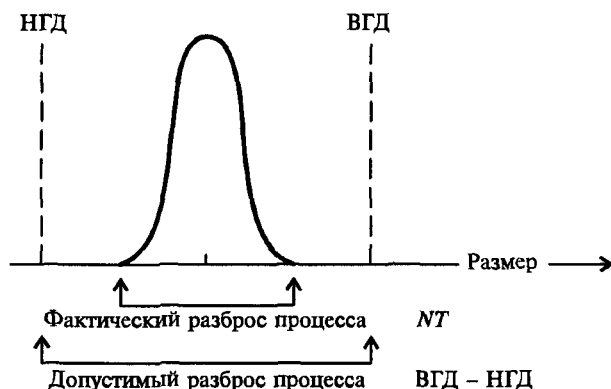


Рис. 5.17. Соотношение параметров C_p

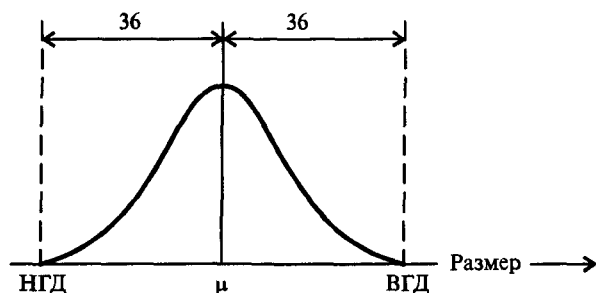


Рис. 5.18. Распределение отдельных деталей для воспроизводимого процесса ($C_p = 1$)

Величина $C_p = 1$ указывает, что процесс признается воспроизводимым, как показано на рис. 5.18. Из-за выборочной вариации и ограничений измерительного оборудования $C_p = 1$ как минимально приемлемое обычно не используется.

Значение 1,0 было выбрано для демонстрации связи C_p со стандартным отклонением 6σ , используемым в контрольных картах. Если процесс точно воспроизводим, то

$$\text{ВГУ} = \text{ВГД} / \sqrt{n}; \quad \text{НГУ} = \text{НГД} / \sqrt{n}, \quad (5.11)$$

где ВГУ — верхняя граница управления; НГУ — нижняя граница управления; n — объем выборки для подгруппы на контрольной карте. Соотношение в (5.11) указывает, что границы допуска, скорректированные на объем выборки, равны контрольным границам для процесса с $C_p = 1$.

Первоначально C_p использовался для проведения разного рода сравнений. На рис. 5.19 показано, как различные значения C_p характеризуют разброс процесса с учетом ширины допуска. Значение $C_p = 1,33$ отражает очень низкую долю брака (0,007%) и служит, таким образом, ориентиром для эффективной стратегии предотвращения производства бракованных изделий. Его часто используют для оценки качества оборудования, так как долговременный статистический контроль обычно нельзя организовать во время сертификационных испытаний. Применение показателя 1,33 дает некоторую гарантию, что, по крайней мере, сохранится $C_p = 1$, если в процессе производства возникнут, как подсказывает опыт, дополнительные источники вариации.

Показатель C_p , рассчитанный на основе краткосрочного исследования, главным образом выявляет нижнюю границу изменчивости процесса, которую можно ожидать на начальной стадии производства. Однако нет ничего невозможного в том, чтобы улучшить начальное значение C_p в результате дальнейшего совершенствования производства.

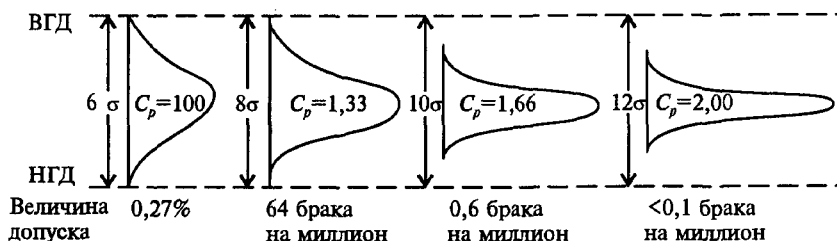


Рис. 5.19. Индексы C_p для различных диапазонов распределения процесса

Можно доказать, что индекс C_p допускает обобщение до $\hat{C}_t = (\text{ВГД} - \text{НГД}) / (2Ks)$, где $C_t = C_p$, если $K = 3$.

Если мы выберем $n = 70$, $p = 0,99$, $\gamma = 0,95$, то согласно табл. 5.1 допуск имеет длину $6,042s$, т. е. в сущности тот же самый, что и при стандартном подходе. Однако при $n = 30$ и тех же самых значениях p и γ , как и раньше, $K = 3,35$, так что знаменатель в последней формуле станет равным $6,7s$. Таким образом, возрастающая неопределенность отражается в росте множителя при s в знаменателе формулы.

Таблица 5.1

Смножители интервала допуска

Объем выборки	$\gamma = 0,95$			$\gamma = 0,99$		
	$p = 0,95$	0,99	0,999	0,95	0,99	0,999
10	3,379	4,433	5,649	4,265	5,594	7,129
20	2,752	3,615	4,614	3,168	4,161	5,312
30	2,549	3,350	4,278	2,841	3,856	4,768
40	2,445	3,213	4,104	2,677	3,518	4,493
50	2,379	3,126	3,993	2,576	3,385	4,323
60	2,333	3,066	3,916	2,506	3,293	4,206
70	2,299	3,021	3,859	2,454	3,225	4,120
80	2,272	2,986	3,814	2,414	3,173	4,053
90	2,251	2,958	3,778	2,382	3,130	3,999
100	2,233	2,934	3,748	2,355	3,096	3,954

Работоспособность процесса (индекс C_{pk}). Очевидно, что индекс C_p измеряет только потенциал процесса, так как соотносит разброс процесса с границами допуска, при этом положение среднего не учитывается. Поэтому можно получить любой процент бракованных деталей даже при высоком C_p , просто сдвигая среднее значение к границе допуска.

Показатель C_{pk} близок к индексу C_p , но учитывает расположение среднего значения и может рассматриваться как показатель его работоспособности. Есть две эквивалентные формы индекса C_{pk} : первая получается при рассмотрении верхней и нижней границ допуска в отдельности, вторая использует отклонение среднего значения от середины между границами допусков.

Рассмотрим ситуацию с односторонним допуском, когда задан только один предел. На рис. 5.20 показано распределение процесса относительно верхней границы допуска. Соотношение фактического и допустимого разброса дает новый показатель CPU :

$$CPU = \frac{\text{Допустимый верхний разброс}}{\text{Фактический верхний разброс}} = \frac{ВГД - \mu}{3\sigma}.$$

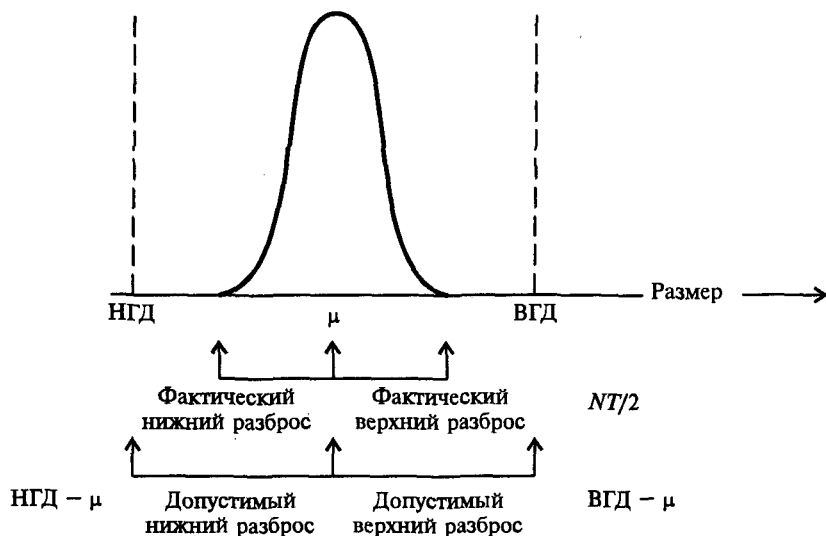


Рис. 5.20. Соотношение параметров CPU , CPL

Индекс CPU был разработан в Японии и применяется во многих японских компаниях. Для нижней границы допуска имеем $CPL = (\mu - НГД)/3\sigma$.

Оценки CPU и CPL обозначаются $\widehat{CPU}$ и $\widehat{CPL}$ и получаются при замене μ и σ на $\bar{x}$ и s соответственно. Индексы CPU (верхний C_p) и CPL (нижний C_p) связаны с C_p : $C_p = (CPU + CPL)/2$ и применяются для измерения воспроизводимости процесса при наличии только одной границы допуска. При одностороннем допуске $CPU = 1$ означает половину бракованных деталей (0,136%) по сравнению с тем, что дает $C_p = 1$ в случае двустороннего допуска.

Естественный показатель для двусторонних допусков — это $C_{pk} = \min \{CPU, CPL\}$.

Таким образом, индекс C_{pk} использует нормированное расстояние между средним значением процесса и ближайшей границей допуска. Несколько другой подход — снижение величины C_p для процесса с помощью коэффициента $(1 - k)$, где k — нормированное расстояние, на которое среднее значение процесса удалено от центра. Среднюю точку диапазона допуска находим по формуле $m = (ВГД + НГД)/2$.

Расстояние между средним значением процесса μ и центральной точкой m равно $\mu - m$, $m \leq \mu \leq ВГД$, как показано на рис. 5.21.

Нормированное расстояние $k = \frac{|m - \mu|}{(ВГД - НГД)/2}$. Знак минус добав-

ляется в том случае, когда $НГД \leq \mu \leq m$. Оценка обозначается через $\hat{k}$ и получается при замене μ на $\bar{x}$ в последней формуле. Коэффициент k применяется в Японии как показатель, описывающий величину, на которую процесс смещен от центра. Индекс C_p , скорректированный на k , есть $C_{pk} = C_p(1 - k)$. Так как $0 \leq k \leq 1$, то $C_{pk} \leq C_p$ в предположении, что $НГД \leq \mu \leq ВГД$.

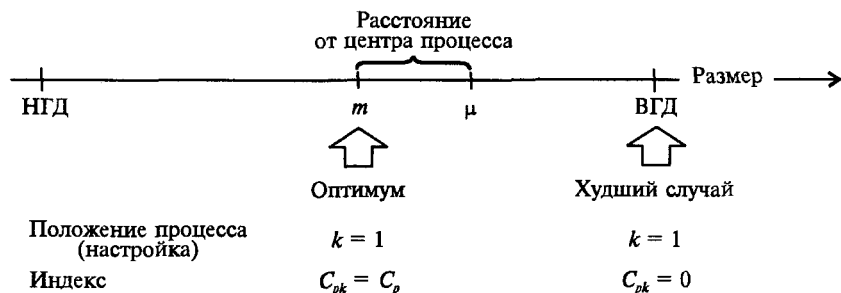


Рис. 5.21. Соотношение параметров C_{pk}

Рассмотрим пример. Пусть $ВГД = 20$, $НГД = 8$, $s = 2$, $\bar{x} = 16$. Сначала заметим, что $C_p = 1$, следовательно процесс потенциально воспроизводим, если настроен на среднюю точку $m = 14$. Однако $CPL = 1,33$, $CPU = 0,67$, $k = 0,33$, что дает в результате $C_{pk} = 0,67$. Приемлемый процесс потребует уменьшения σ и/или центрирования μ .

Номиналы (целевые значения). Усилия по обеспечению качества изделий проходят четыре фазы. *Первая фаза* — изготовление деталей и проверка их параметров с целью отбраковки по принципу «годно—негодно» тех из них, параметры которых вышли за

границы допуска. *Вторая фаза* — применение контрольных карт для установления стабильности процессов. *Третья фаза* — минимизация изменчивости процесса для достижения однородности изделий. Идеи предупреждения дефектов (т. е. предотвращение брака в процессе изготовления) и постоянное усовершенствование — часть этой фазы. *Четвертая фаза* — реализация улучшенной воспроизводимости процесса: инженеры-производственники должны добиваться требуемого среднего значения, т. е. целевого значения, а также сохранять низкую изменчивость, чтобы процесс оставался между границами допуска.

Наиболее распространенное на сегодняшний день целевое значение — это среднее значение между границами допуска. При этом минимизируется вероятность производства бракованного изделия. Эксцентричные номиналы чаще всего выбираются для селективной сборки.

Есть множество способов распространения введенных показателей воспроизводимости на случай эксцентричного целевого значения (номинала). Так, из рис. 5.22 для ближайшего к ВГД значения T имеем:

$$C_p = \frac{\text{Допустимый разброс процесса}}{\text{Фактический разброс процесса}} = \frac{\text{ВГД} - T}{3\sigma}.$$

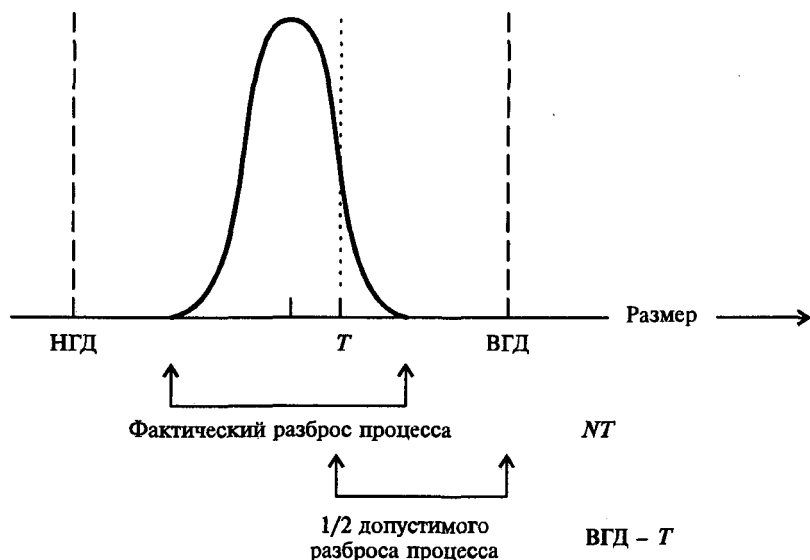


Рис. 5.22. Соотношение параметров C_p при использовании эксцентрических целевых значений

$$\text{В общем случае } C_p = \min \left\{ \frac{T - \text{НГД}}{3\sigma}, \frac{\text{ВГД} - T}{3\sigma} \right\}. \quad (5.16)$$

Из рис. 5.22 для ближайшего к ВГД значения T , имеем

$$k = \frac{\text{Фактическое отклонение}}{1/2 \text{ допустимого разброса}} = \frac{\mu - T}{\text{ВГД} - T}.$$

$$\text{В общем случае } k = \frac{|T - \mu|}{\min \{T - \text{НГД}, \text{ВГД} - T\}}, \quad (5.17)$$

где мы предполагаем, что μ лежит внутри границ допуска и $0 \leq k \leq 1$. Таким образом, индекс C_{pk} может применяться при замене C_p и k соответственно на (5.16) и (5.17).

Для односторонних допусков имеем

$$CPL = \frac{T - \text{НГД}}{3\sigma} \left\{ 1 - \frac{T - |T - \mu|}{T - \text{НГД}} \right\}, \quad CPU = \frac{\text{ВГД} - T}{3\sigma} \left\{ 1 - \frac{T - |T - \mu|}{\text{ВГД} - T} \right\}.$$

Обратите внимание, что $CPL = 0$, если $|T - \mu| > T - \text{НГД}$, и $CPU = 0$, если $|T - \mu| > \text{ВГД} - T$. Эти показатели можно использовать при односторонней границе допуска с эксцентричным целевым значением. Вышеприведенные уравнения аналогичны для C_{pk} и соответственно CPL и CPU при условии, что $T = \mu$.

Простой пример иллюстрирует применение этих индексов. Предположим, что $\text{ВГД} = 18$, $\text{НГД} = 10$, $T = 16$, $\sigma = 0,67$. На рис. 5.23 представлены индексы воспроизводимости для выбранных значений среднего. Заметьте, что из-за того, что C_{pk} скорректировано на отклонении от T , ни одна из деталей не выходит за границы допуска. Таким образом, отклонение в «длинную сторону» (т. е. туда, где расстояние между T и границей допуска максимально) от целевого значения T влечет за собой такое же уменьшение C_{pk} , что и отклонение в «короткую сторону» (т. е. туда, где расстояние между T и границей допуска минимально).

Опыт показал, что при использовании C_p и C_{pk} заложены потенциальные трудности. Эти недостатки в общем возникают из-за пользователей, которые не имеют полного представления о статистических принципах, а не из-за проблем, присущих самим индексам. Некоторые из этих трудностей описываются ниже.

1. Существует тенденция к определению воспроизводимости процесса до того, как сам процесс войдет в состояние статистической управляемости. Воспроизводимость количественно харак-

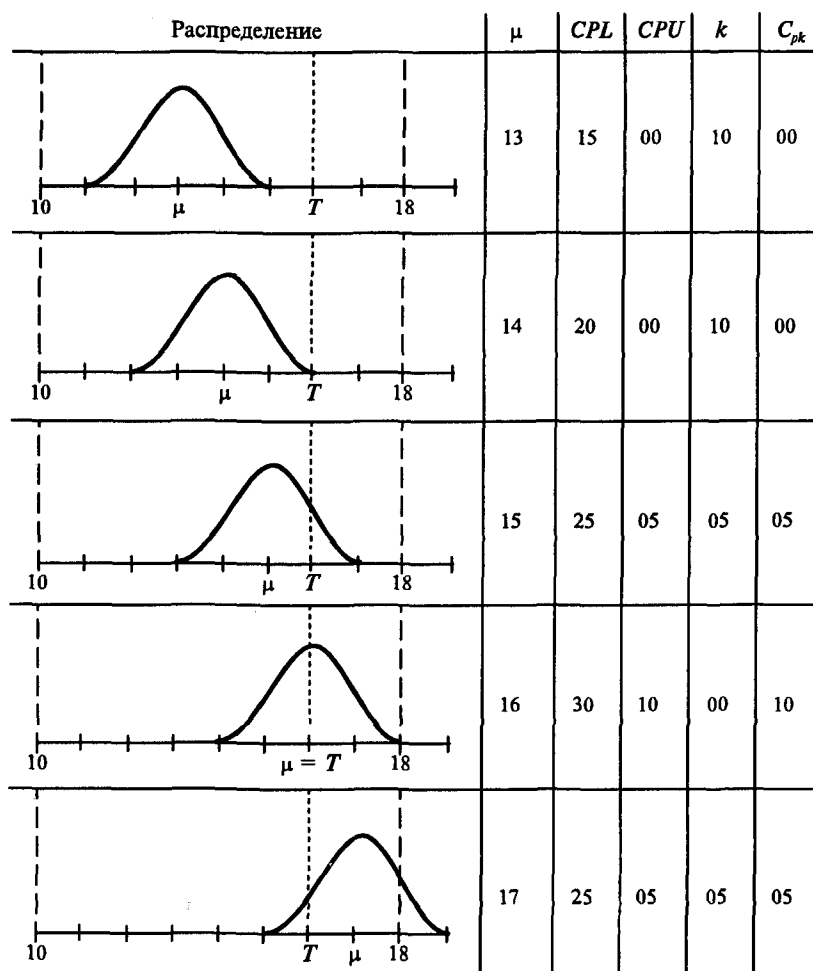


Рис. 5.23. Индексы воспроизводимости процесса при целевом значении $T = 16$

теризует обычную вариацию и показывает, что можно ожидать от процесса в будущем. Наличие специальных причин вариации делает предсказания невозможными, а смысл воспроизводимости неясным.

2. Рассмотрение только статистической управляемости или только воспроизводимости процесса в отдельности не даст надежной оценки работоспособности процесса — оба критерия надо рассматривать совместно.

3. Иногда бывает трудно вычислять C_p и C_{pk} непосредственно в цехе, где не все люди привыкли к математическим формулам.

Решение этой проблемы требует определенного обучения и (или) автоматизации.

4. Изменчивость результатов процесса может быть следствием ненормального распределения показателей процесса. Индексы воспроизводимости в некоторой степени чувствительны к отклонениям от нормальности. Для получения приближенной нормальности могут пригодиться преобразования данных, что приводит к эквивалентному индексу воспроизводимости для процесса, имеющего нормальное распределение.

5. В ситуации, когда изнашивается инструмент, первичный интерес представляет оценка разброса по последовательному плану выборки. Работоспособность процесса зависит от частоты смены инструмента. Это делает неудобным распространение показателя C_{pk} в такой ситуации.

Итак, цель любого индекса — удобная свертка информации в наиболее подходящей форме. Статистики $\bar{x}$ и s содержат большую часть информации о предполагаемом нормальном процессе и самими разными способами могут быть соотнесены с ВГД и НГД. Пять показателей воспроизводимости C_p , CPU , CPL , k и C_{pk} , приведенных в табл. 5.2, составляют специальный «язык», который понятен как в цехе, так и в конторе управляющего. Некоторые области применения описываются ниже.

Таблица 5.2

Сводка показателей воспроизводимости

Показатель	Уравнение оценивая	Примечание
C_p	$\frac{\text{ВГД} - \text{НГД}}{6s}$	Потенциал процесса для двусторонних границ допуска
CPU	$\frac{\text{ВГД} - \bar{x}}{3s}$	Работоспособность процесса относительно верхней границы допуска
CPL	$\frac{\bar{x} - \text{НГД}}{3s}$	Работоспособность процесса относительно нижней границы допуска
k	$\frac{2 m - \bar{x} }{\text{ВГД} - \text{НГД}}$	Отклонение среднего процесса от середины (m) между границами допуска
C_{pk}	$\min(CPL, CPU) = C_p(1 - k)$	Работоспособность процесса для двусторонних границ допуска

1. *Предупреждение бракованной продукции.* Для различных типов испытаний станков и сертификации процессов иногда бывает полезно и целесообразно установить норму воспроизводимости. Типичная норма воспроизводимости — это $C_p = 1,33$, что делает появление брака маловероятным во многих ситуациях.

2. *Непрерывное совершенствование.* Внутри отдела или цеха часто бывает полезно непрерывно следить за совершенствованием, что можно осуществить, наблюдая за изменяющимися показателями воспроизводимостей процесса. Если, например, в данном месяце было 10% процессов с показателями воспроизводимости между 1 и 1,33, а в следующем месяце некоторые из них имеют этот показатель между 1,33 и 1,67, то усовершенствование произошло. За таким сдвигом легко осуществить мониторинг.

3. *Коммуникация.* Применение C_p и C_{pk} образует общий язык, который не зависит от конкретных размеров и оценивает как потенциальную, так и фактическую работоспособность производственных процессов. Инженеры-разработчики и производственники получают возможность общаться друг с другом. Производственники могут непосредственно общаться с поставщиками.

4. *Установление приоритетов.* Простая компьютерная распечатка процессов с неприемлемыми значениями C_p или C_{pk} — помощница в установлении приоритетов совершенствования процессов.

5. *Настройка или изменчивость.* Для любого показателя всегда имеет смысл сравнить C_p и C_{pk} . Если C_{pk} слишком мало, то надо выяснить, не слишком ли велика изменчивость для C_p . Если C_p близко к C_{pk} , то с настройкой процесса нет проблем. Индексы CPU , CPL и k показывают, насколько близко среднее значение подошло к границам допуска и насколько далеко оно от целевого значения.

6. *Проверки.* Для оценки производственных систем применяются различные типы проверок качества. Анализ показателей воспроизводимости может помочь выделить области, где возникают проблемы.

Глава 6

Методы обеспечения эксплуатационной надежности

6.1. Классические методы обеспечения эксплуатационной безотказности

6.1.1. Основные понятия

В гл. 4 предполагалось, что распределение времени появления отказов оборудования можно описать экспоненциальным распределением $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$, при этом условная вероятность отказа в интервале времени $[t, t + \Delta t]$ равна $\lambda \Delta t$. В этой главе подобное предположение сделано и относительно процесса ремонта. Будем считать, что основной процент неисправностей можно устранить за короткое время, в то время как детали, отказывающие весьма редко, требуют длительного ремонта. Поэтому распределение времени ремонта можно представить в виде $G(t) = 1 - e^{-\mu t}$, тогда вероятность завершения ремонта в интервале времени $[t, t + \Delta t]$ при условии, что в момент t ремонт еще продолжался, будет равна $\mu \Delta t$.

При такой постановке проблемы необходимо составить дифференциальные уравнения, которые описывают возможности прямых и обратных переходов системы из одного состояния в другое. Ранее для необслуживаемых систем рассматривались только прямые переходы, так как система никакими способами не могла вернуться в покинутое ею состояние. Теперь же предполагается, что возникающий отказ оборудования немедленно обнаруживается и начинается ремонт. Если время до отказа и время ремонта представляют независимые случайные величины, распределенные каждая по экспоненциальному закону, то подобный подход приводит к марковскому процессу, называемому процессом «гибели и размножения».

Для необслуживаемых систем рассматривались два критерия качества: функция надежности, которая определялась вероятностью безотказной работы к некоторому моменту времени t (т. е. переход в поглощающее состояние не происходит до момента t), и среднее время, которое требуется до первого попадания в поглощающее состояние (состояние отказа системы), или, как его называют, *среднее время до первого отказа*. Для обслуживаемых систем обычно представляют интерес два других критерия:

1. Время, в течение которого система находится в исправном состоянии, или состоянии готовности. Как будет показано ниже, процесс «гибели и размножения» описывает готовность системы в переходном и установившемся режимах. Для систем, которые должны работать длительное время непрерывно, обычно вполне достаточно изучения установившегося режима.

2. Среднее время возвращения системы в исправное состояние из состояния отказа. Иногда его называют *средним временем одного вынужденного простоя*. Важность этого критерия ясна, так как готовность учитывает только общее время, проведенное системой в исправном состоянии, и не указывает, как это время распределено. Например, за 10 000 ч система может один раз выйти из строя на 10 ч, что дает в результате коэффициент готовности 0,999. В то же время эта система может отказать за тот же период десять раз, простаивая в каждом случае в течение часа, что также даст коэффициент готовности 0,999.

Необходимо различать понятия статистического среднего и установившегося (или состояния статистического равновесия) состояний. Для простоты рассмотрим один образец оборудования, который должен работать непрерывно. Если производить регистрацию времени работы и времени простоя оборудования в течение некоторого периода (рис. 6.1), то можно определить его готовность как некоторую случайную величину, характеризуемую *функцией распределения*.

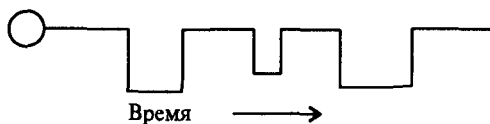


Рис. 6.1. Циклограмма работы оборудования

Ожидаемое значение коэффициента готовности равно среднему по всем возможным значениям этой случайной величины. Когда говорят о готовности оборудования в установившемся режиме, то имеют в виду поведение совокупности одинаковых образцов оборудования. Если имеется большое число образцов, проработавших некоторое время, то в любое время ожидаемое число образцов, находящихся в состоянии 0 (состоянии готовности), должно быть равно NP . Таким образом, отношение числа образцов оборудования, готовых к действию, к общему числу имеет вид: $NP_0/N = P_0$.

Когда рассматривают установившийся режим, то постулируют существование пределов, т.е. распределение вероятностей состоя-

ний в установившемся режиме будет поддерживаться идеально для бесконечно большой совокупности. Марковская модель не учитывает флуктуаций поведения отдельных образцов оборудования. Например, если определенный образец отказывает в среднем через каждые 100 ч работы и ремонтируется в течение часа, то коэффициент готовности $P_0 = 100/101$. Однако временная область возможных отказов оборудования составляет полуинтервал $(0, \infty)$, поэтому коэффициент готовности $100/101$ лишь показывает, что в бесконечно большой совокупности образцов оборудования на каждый образец, который никогда не отказывает, имеется такой образец, который отказывает в момент использования. Для системы, состоящей из одного образца оборудования, не слишком трудно вывести функцию распределения коэффициента готовности и определить его моменты.

Функции готовности. Метод определения вероятности того, что система находится в некотором состоянии в момент $t + \Delta t$, остается практически тем же, что и для необслуживаемых систем. Единственное отличие состоит в том, что в связи с возможностью ремонта система может осуществлять прямые и обратные переходы вместо односторонних переходов при необслуживаемых системах. Так, для системы из одного образца оборудования можно ввести два состояния: состояние 0, когда система работает, и состояние 1, когда система неисправна и ремонтируется. Далее, так как условная вероятность отказа в интервале $[t, t + \Delta t]$ равна $\lambda \Delta t$, а условная вероятность завершения ремонта в интервале $t, t + \Delta t$ определяется как $\mu \Delta t$, то получаем матрицу переходов

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{cc} 1 - \lambda & \lambda \\ \mu & 1 - \mu \end{array} \right\| \end{matrix}.$$

Конечно-разностные уравнения, описывающие стохастическое поведение этой системы, можно составить из следующих соображений: вероятность того, что система находится в состоянии 0 к моменту $t + \Delta t$, выводится из вероятности того, что эта система была в состоянии 0 в момент времени t и не отказала в течение отрезка времени $[t, t + \Delta t]$ или что она находилась в состоянии 1 в момент t и возвратилась в состояние 0 за время $[t, t + \Delta t]$. Поэтому получаем

$$P_0(t + \Delta t) = P_0(t) (1 - \lambda \Delta t) + P_1(t) \mu \Delta t + 0(\Delta t).$$

Подобным образом вероятность пребывания систем в состоянии 1 в момент $t + \Delta t$ выводится из вероятности того, что данная

система была в состоянии 1 в момент t и ремонт за время $[t, t + \Delta t]$ не был закончен:

$$P_1(t + \Delta t) = P_0(t) \lambda \Delta t + P_1(t) (1 - \mu \Delta t) + 0(\Delta t).$$

Член $0(\Delta t)$ в обоих уравнениях представляет собой вероятность осуществления двух событий за отрезок времени $[t, t + \Delta t]$, т.е. является величиной следующего порядка малости по сравнению с остальными величинами.

Заметим, что коэффициенты этих уравнений являются элементами одних и тех же строк матрицы переходов. Как и ранее, дифференциальные уравнения получаем, используя предельный переход при $\Delta t \rightarrow 0$, а также определения

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_i(t + \Delta t) - P_i(t)}{\Delta t} = P'_i(t) \text{ и } \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{0(\Delta t)}{\Delta t} = 0.$$

В результате имеем

$$P'_0(t) = -\lambda P_0(t) + \mu P_1(t); \quad P'_1(t) = -\lambda P_0(t) + \mu P_1(t).$$

Если система при $t = 0$ находилась в работе, то начальными условиями будут $P(0) = 1$, $P_1(0) = 0$.

Интересно также рассмотреть случай, когда при $t = 0$ система находится в ремонте. Тогда начальными условиями будут $P(0) = 0$, $P_1(0) = 1$. Применяя преобразование Лапласа и учитывая начальные условия $P(0) = 1$, $P_1(0) = 0$, получаем

$$sP_0(s) - 1 + \lambda P_0(s) - \mu P_1(s) = 0, \quad sP_1(s) - \lambda P_0(s) + \mu P_1(s) = 0.$$

и после приведения подобных членов

$$(s + \lambda)P_0(s) - \mu P_1(s) = 1, \quad -\lambda P_0(s) + (s + \mu)P_1(s) = 0.$$

Хотя $P_0(s)$ и $P_1(s)$ для этого случая можно легко найти подстановкой, мы используем правило Крамера, так как это окажется полезным для дальнейшего изложения. Для решения данной системы уравнений введем определитель D , элементами которого являются коэффициенты при $P_i(s)$. Кроме того, введем определитель D_i , который образуется в результате замены i -го столбца столбцом коэффициентов правой части уравнений системы. Тогда $P_i(s) =$

$$= D_i/D, \text{ и поэтому } P_0(s) = \frac{\begin{vmatrix} 1 & -\mu \\ 0 & s + \mu \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} s + \lambda & -\mu \\ -\lambda & s + \mu \end{vmatrix}} \text{ или } P_0(s) = \frac{s + \mu}{s(s + \lambda + \mu)}.$$

Функция готовности, которую обозначим через $A(t)$, является обратным преобразованием Лапласа для $P_0(s)$, т. е. $A(t) = L^{-1}\{P_0(s)\}$ или $A(t) = P_0(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}$ и

$$1 - A(t) = \frac{\lambda}{\mu + \lambda} - \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (6.1)$$

Если система в начальный момент $t = 0$ находилась в ремонте, т.е. $P_0(0) = 0$ и $P_1(0) = 1$, то

$$A(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} - \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}$$

и

$$1 - A(t) = P_0(t) = \frac{\lambda}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (6.2)$$

Заметим, что при больших значениях t выражения (6.1) и (6.2) становятся равными. Это показывает, что после того, как система проработает некоторое время, ее поведение становится независимым от начального состояния.

Функцию готовности $A(t)$ можно понимать как вероятность того, что система находится в рабочем состоянии в произвольный момент времени t . Во многих случаях нас интересует среднее время исправного состояния для некоторого конечного интервала времени. Тогда можно просто просуммировать $A(t)$ по всему интервалу и разделить на него, т. е.

$$A(T) = \frac{1}{T} \int_0^T A(t) dt.$$

В данном случае

$$A(T) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{(\lambda + \mu)^2 T} - \frac{\lambda}{(\lambda + \mu)^2 T} e^{-(\lambda + \mu)T}.$$

Если нас интересует коэффициент готовности системы при длительной эксплуатации, то, полагая $T \rightarrow \infty$, имеем

$$A(\infty) = \mu / (\mu + \lambda), \quad (6.3)$$

причем $A(\infty)$ обычно называют *коэффициентом готовности в установившемся режиме*. Этим предполагается, что для большой совокупности (ансамбля) одинаковых образцов оборудования процесс будет поддерживаться в состоянии статистического равновесия.

Для системы из одного образца оборудования среднее время до отказа равно $1/\lambda$, а среднее время ремонта $1/\mu$ и $\lambda^{-1}(1/\lambda + 1/\mu) = \mu/\lambda + \mu$, т.е. коэффициент готовности (6.3) равен отношению среднего времени до отказа к сумме среднего времени до отказа и среднего времени ремонта. Для резервированных систем эта эквивалентность не сохраняется. На рис. 6.2 показаны графики этих мер надежности для $\lambda = 0,01 \text{ ч}^{-1}$ и $\mu = 1,0 \text{ ч}^{-1}$. В данном случае каждая мера достигает установившегося значения (установившийся режим) через 20 ч непрерывной работы.

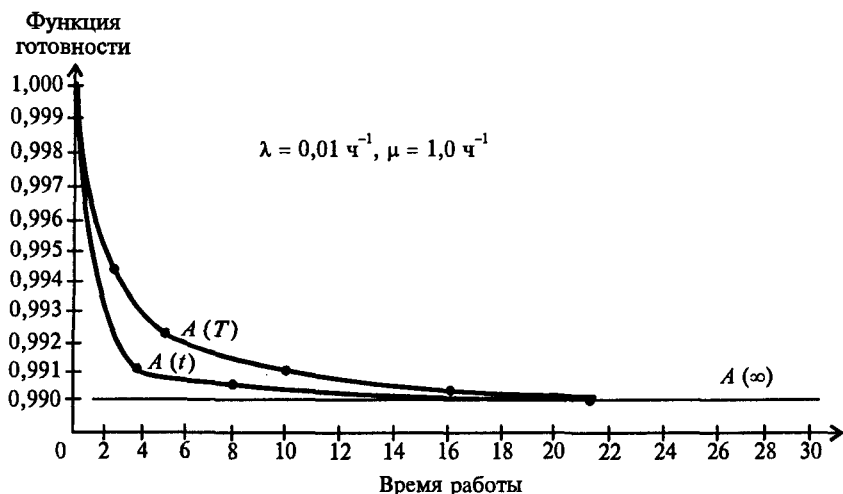


Рис. 6.2. Сравнение трех мер готовности нерезервированных систем

Установившийся режим. Для всех случаев, когда оказывается возможным перейти из одного состояния в другое в течение длительного периода времени, легко показать, что $\lim_{t \rightarrow \infty} P_i(t) = P_i$ всегда существует. Это означает, что решение для установившегося режима можно получить, полагая $P_i'(t) = 0$. Тогда система дифференциальных уравнений сводится к системе алгебраических уравнений. Для решения этих уравнений нужно использовать тот факт, что P_i ($i = 0, 1, 2, \dots, n$) составляют распределение вероятностей, т.е. $\sum_{i=0}^n P_i = 1$. Так, рассматриваемая система уравнений приобретает следующий вид:

$$0 = -\lambda P_0 + \mu P_1, \quad 0 = \lambda P_0 - \mu P_1, \quad 1 = P_0 + P_1,$$

откуда $P_0 = \mu (\mu + \lambda)$, $P_1 = \lambda (\lambda + \mu)$.

6.1.2. Определение коэффициента готовности систем различной конфигурации

Системы с последовательным соединением оборудования. Рассмотрим систему, состоящую из двух образцов оборудования, соединенных последовательно, так что отказ любого из них приводит к отказу системы. Для простоты предположим, что каждый образец имеет одинаковые интенсивности отказов λ и ремонтов μ .

Теперь систему можно считать находящейся в некоторый момент времени t в одном из трех возможных состояний:

- 0 — оба образца оборудования исправны;
- 1 — один образец исправен, а второй ремонтируется;
- 2 — ремонтируются оба образца.

Так как для работы системы необходимы оба образца оборудования, то неисправное состояние (состояние простоя) определяется попаданием в состояние 1. Таким образом, вероятность того, что система находится в состоянии 0 в момент времени t , имеет вид $A(t) = P_0(t)$.

Далее будем считать, что функция готовности системы непосредственно зависит от числа ремонтников, обслуживающих отказавшее оборудование. Например, следует ожидать, что если иметь двух ремонтников, то система будет находиться большее время в состоянии 0, чем, при наличии только одного ремонтника, так как в последнем случае время простоя системы будет складываться из времени непосредственного ремонта и времени ожидания начала ремонта.

Случай, когда в распоряжении имеется один ремонтник для обслуживания двух образцов оборудования. Вероятности перехода за время $[t, t + \Delta t]$ выразятся следующим образом:

1. Система находится в состоянии 0 в момент времени t . Она будет оставаться в этом состоянии, если в течение отрезка времени $[t, t + \Delta t]$ ни один образец оборудования не выйдет из строя. Вероятность этого равна $(1 - \lambda\Delta t)^2 = 1 - 2\lambda\Delta t + 0(\Delta t)$.

2. Система находится в состоянии 0 в момент времени t и может перейти в состояние 1 при отказе любого из образцов оборудования в интервале $[t, t + \Delta t]$. Так как оба образца имеют одинаковую интенсивность отказов, то эта вероятность складывается из вероятностей того, что первый образец отказал, а второй — нет, или наоборот, т.е. $2\lambda\Delta t (1 - \lambda\Delta t) = 2\lambda\Delta t + 0(\Delta t)$.

3. Система находится в состоянии 0 в момент времени t и может перейти в состояние 2 за время $[t, t + \Delta t]$, если оба образца оборудования откажут за это время. Вероятность такого перехода равна $(\lambda\Delta t)^2 = 0(\Delta t)$.

4. Система находится в момент времени t в состоянии 1 и может возвратиться в состояние 0 за время $[t, t + \Delta t]$, если за этот период ремонт закончится, с вероятностью $\mu \Delta t$.

5. Система находится в состоянии 1 в момент t и может оставаться в этом состоянии в течение времени $[t, t + \Delta t]$ при условии, что ремонт отказавшего образца за этот период не заканчивается, а второй образец остается исправным. Вероятность такого события равна $(1 - \mu \Delta t)(1 - \lambda \Delta t) = 1 - (\lambda + \mu)\Delta t + 0(\Delta t)$.

6. Система находится в состоянии 1 в момент времени t и может перейти в состояние 2 за время $[t, t + \Delta t]$, если ремонт отказавшего образца не был закончен в этом интервале времени, а второй образец оставался исправным. Вероятность такого перехода равна $(1 - \mu \Delta t)\lambda \Delta t = \lambda \Delta t + 0(\Delta t)$.

7. Система находится в состоянии 2 в момент t и может возвратиться в состояние 0 за время $[t, t + \Delta t]$ при условии, что ремонт двух образцов оборудования за данный период будет закончен. Вероятность такого перехода равна $(\mu \Delta t)^2 = 0(\Delta t)$.

8. Система находится в состоянии 2 в момент t и может вернуться в состояние 1 за время $[t, t + \Delta t]$, если ремонт любого одного из двух образцов оборудования будет закончен за это время. Однако при наличии только одного ремонтника лишь один образец обслуживается им в момент t . Поэтому вероятность такого перехода равна $\mu \Delta t$.

9. Наконец, система находится в состоянии 2 в момент t и может остаться в том же состоянии в течение времени $[t, t + \Delta t]$ при условии, что ремонт одного образца оборудования не был закончен за этот период. Вероятность этого события равна $(1 - \mu \Delta t)$. Таким образом, матрица переходов $\mathbf{P}$ для данного случая имеет следующий вид:

$$\mathbf{P} = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccc} 1 - 2\lambda & 2\lambda & 0 \\ \mu & 1 - (\lambda + \mu) & \lambda \\ 0 & \mu & 1 - \mu \end{array} \right\| \end{matrix}.$$

Отметим, что матрица $\mathbf{P}$ является стохастической, так как сумма элементов каждой ее строки равна единице. В результате можно выписать следующую систему дифференциальных уравнений:

$$\begin{aligned} P_0'(t) &= -2\lambda P_0(t) + \mu P_1(t), \\ P_1'(t) &= 2\lambda P_0(t) - (\lambda + \mu)P_1(t) + \mu P_2(t), \\ P_2'(t) &= \lambda P_1(t) - \mu P_2(t). \end{aligned}$$

После задания начальных условий можно решить эту систему, применяя преобразование Лапласа. Предоставляем эту возможность читателю в качестве самостоятельного упражнения.

Будем, как правило, искать решение для установившегося режима, поэтому необходимо помнить, что при длительной эксплуатации доля времени, которое система будет проводить в каждом состоянии, не зависит от ее начального состояния. Отсюда в пределе значение каждой вероятности $P_i(t)$ будет постоянным, т. е.

$\lim_{t \rightarrow \infty} P_i(t) = P_i$, что даст возможность отыскивать решения для установившегося режима, приравнивая производные к нулю

$\left(\lim_{t \rightarrow \infty} P_i'(t) = 0 \right)$ и используя условие, постулирующее, что пребывания системы в каждом из возможных состояний суть события взаимоисключающие, т. е. $P_0 + P_1 + P_2 = 1$.

Тогда можно составить следующую систему алгебраических уравнений и решить ее относительно P_0 , P_1 и P_2 :

$$\text{а) } 0 = -2\lambda P_0(t) + \mu P_1,$$

$$\text{б) } 0 = 2\lambda P_0(t) - (\lambda + \mu)P_1 + \mu P_2,$$

$$\text{в) } 0 = \lambda P_1(t) - \mu P_2,$$

$$\text{г) } 1 = P_0 + P_1 + P_2.$$

Для решения этой системы будем использовать метод Гаусса (последовательную замену переменных).

Из условия а) имеем $P_0 = \frac{\mu}{2\lambda} P_1$, из условия в) $P_1 = \frac{\mu}{\lambda} P_2$. Тогда $P_0 = \frac{\mu^2}{2\lambda^2} P_2$. Подставляя эти выражения в уравнение г), получаем:

$$\frac{\mu^2}{2\lambda^2} P_2 + \frac{\mu}{\lambda} P_2 + P_2 = 1; \quad P_2 = \frac{2\lambda^2}{\mu^2 + 2\lambda\mu + 2\lambda^2}.$$

Отсюда следует установить, что $A(\infty) = P_2 = \frac{2\lambda^2}{\mu^2 + 2\lambda\mu + 2\lambda^2}$.

В общем случае замечаем, что если $X \approx \mu/\lambda$, то для искомым вероятностей справедливы следующие рекуррентные соотношения:

$$P_n = X^0 P_n,$$

$$P_{n-1} = X^1 P_n,$$

$$P_{n-2} = \frac{X^2}{2} P_n,$$

.....

$$P_0 = \frac{X^n}{n!} P_n.$$

Так как $P_0 + P_1 + P_2 + \dots + P_n = 1$, то $P_n = \frac{1}{n! \sum_{j=0}^n X^j/j!}$, и так как

$$P_n = \frac{X^n P_n}{n!}, \text{ то } A(\infty) = P_0 = \frac{X^n}{n! \sum_{j=0}^n X^j/j!}.$$

Случай, когда число ремонтников равно числу образцов оборудования. В качестве другого крайнего случая рассмотрим последовательное соединение n образцов оборудования при наличии $r = n$ ремонтников. Допустим, что каждый ремонтник может обслуживать только один определенный образец оборудования. Перед изучением общего случая рассмотрим систему из двух образцов оборудования с двумя ремонтниками, для которых матрица переходов имеет вид

$$\mathbf{P} = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccc} 1 - 2\lambda & 2\lambda & 0 \\ \mu & 1 - (\lambda + \mu) & \lambda \\ 0 & \mu & 1 - \mu \end{array} \right\| \end{matrix},$$

отличаясь от предыдущей лишь последней строкой. Это отличие возникает в связи с тем, что система, находясь в состоянии 2 в момент t , может возвратиться в состояние 1 в течение отрезка времени $[t, t + \Delta t]$, если любой из образцов оборудования отремонтирован за данное время. Вероятность такого события равна $2\mu\Delta t (1 - \mu\Delta t) = 2\mu\Delta t + 0(\Delta t)$.

Из матрицы $\mathbf{P}$ можно получить уравнение для установившегося режима. Имеем систему алгебраических уравнений:

- а) $0 = -2\lambda P_0(t) + \mu P_1$,
- б) $0 = 2\lambda P_0(t) - (\lambda + \mu) P_1 + \mu P_2$,
- в) $0 = \lambda P_1(t) - \mu P_2$,
- г) $1 = P_0 + P_1 + P_2$.

Решая эти уравнения подстановкой, находим $P_0 = \frac{\mu}{2\lambda} P_1$, $P_1 = \frac{2\mu}{\lambda} P_2$, так что $P_0 = \frac{\mu^2}{\lambda^2} P_2$. Отсюда $A(\infty) = P_0 = \mu^2/(\lambda + \mu)^2$.

Полагая $X = \mu/\lambda$, получаем следующие рекуррентные соотношения:

$$P_n = \binom{n}{n} X^0 P_n,$$

$$P_{n-1} = \binom{n}{n-1} X^1 P_n,$$

$$P_{n-2} = \binom{n}{n-2} X^2 P_n,$$

.....

$$P_0 = \binom{n}{n-n} X^n P_n.$$

Тогда

$$A(\infty) = P_0 = \frac{X^n}{\sum_j \binom{n}{n-j} X^j} = \frac{\mu^n}{(\lambda + \mu)^n}.$$

Этого результата и следовало ожидать, так как для каждого образца оборудования имеется свой ремонтник, который работает независимо от остальных, и, таким образом, коэффициент готовности каждого образца не зависит от готовности остальных образцов. Если коэффициент готовности любого образца оборудования равен $\mu/(\mu + \lambda)$, то вероятность одновременной готовности n образцов равна вероятности сложного события, или $\mu^n/(\mu + \lambda)^n$.

Совместное обслуживание отказавших образцов оборудования.

Во многих практических случаях ремонтники не могут работать независимо друг от друга. Если система из двух последовательно соединенных или взаимодействующих образцов оборудования обслуживается двумя ремонтниками, то можно считать, что они вместе будут обслуживать отказавшее оборудование. Они работают независимо только при одновременном отказе двух образцов.

Если один ремонтник производит обслуживание неисправного оборудования с интенсивностью μ , то обслуживание того же самого оборудования двумя ремонтниками будет происходить с интенсивностью 2μ . Но эта линейная зависимость не всегда сохраняется. Если число ремонтников велико и они вместе пытаются обслужить один неисправный образец оборудования, то это может привести даже к путанице и уменьшению скорости ремонта.

Предположим, что при обслуживании одного образца двумя ремонтниками интенсивность равна $1,5\mu$ и что если оба ремонтника обслуживают один образец, а второй образец выходит из строя, то второй ремонтник немедленно переключается на обслуживание своего образца. Тогда матрица переходов P приобретает вид:

$$P = \begin{matrix} & 0 & 1 & 2 \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \parallel & \begin{matrix} 1 - 2\lambda & 2\lambda & 0 \\ 1,5\mu & 1 - (\lambda + \mu) & \lambda \\ 0 & 2\mu & 1 - 2\mu \end{matrix} & \parallel \end{matrix},$$

а коэффициент готовности

$$A(\infty) = P_0 = \frac{3\mu^2}{3\mu^2 + 4\lambda\mu + 2\lambda^2}.$$

Интересно сравнить коэффициенты готовности в трех случаях для рассмотренной системы из двух взаимодействующих образцов оборудования. Пусть $\lambda = 0,005 \text{ ч}^{-1}$ (т. е. отказ происходит в среднем каждые 20 ч) и $\mu = 1,0 \text{ ч}^{-1}$ (т. е. один ремонтник завершает ремонт одного образца в среднем за 1 ч). Тогда можно составить табл. 6.1 коэффициентов готовности для каждого способа проведения ремонта.

Таблица 6.1

Коэффициенты готовности для различных способов ремонта

Способ ремонта	Коэффициент готовности системы	Суммарный простой за 10 000 ч
Один ремонтник	0,905	950
Два ремонтника:		
• независимое обслуживание	0,907	930
• совместное обслуживание	0,936	640

Можно заметить, что готовность системы с двумя ремонтниками при независимом обслуживании ненамного выше готовности системы с одним ремонтником. В то же время если оба ремонтника работают совместно, то коэффициенты готовности системы значительно повышаются.

Системы с параллельным соединением резервного оборудования. Рассмотрим случай, когда отдельные образцы оборудования соединяются параллельно. Предположим, что все образцы одновременно выполняют одну и ту же функцию, и поэтому система будет готова к действию, если хотя бы один из образцов исправен.

На рис. 6.3 изображен типичный для дублированной системы процесс переходов. Вначале оба образца оборудования *A* и *B* исправны. Если *A* выходит из строя, система переходит в состояние 1 (один образец работает, второй — в ремонте). Когда оборудование *A* будет отремонтировано, система возвратится в состояние 0. Аналогично при отказе *B* система попадает в состояние 1 и после окончания ремонта возвращается в состояние 0. И, наконец, если

оборудование B неисправно и отказ A происходит до окончания ремонта образца B , то система оказывается в состоянии отказа 2.

Определим теперь коэффициент готовности системы как долю времени, проведенного системой во всех состояниях, кроме состояния 2. Функция надежности определяется вероятностью достижения системой состояния 2 за некоторый интервал времени $(0, t)$ при условии, что первоначально при $t=0$ система находилась в состоянии 0.

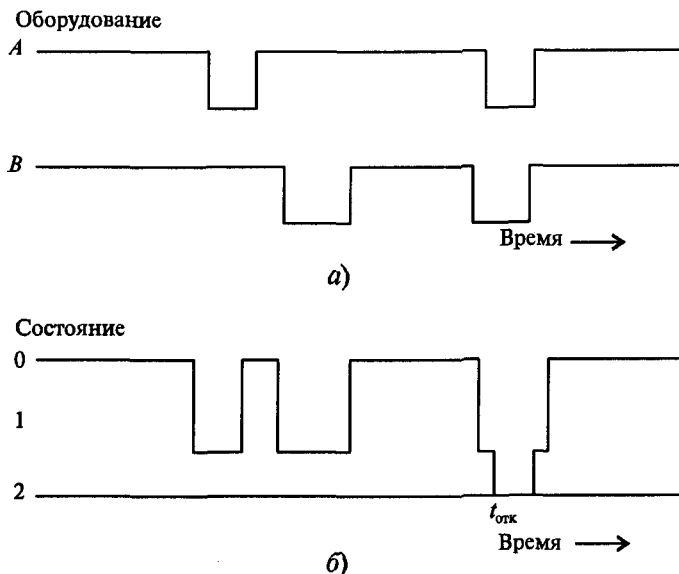


Рис. 6.3. Циклограмма работы при параллельном соединении оборудования

Будем предполагать, что каждый образец оборудования имеет одинаковые интенсивности отказов λ и ремонтов μ .

Функция готовности. Рассмотрим резервированную систему, состоящую из двух образцов оборудования, работающих параллельно. Эта система может находиться в состоянии 0 (оба образца исправны), 1 (один образец работает, второй — в ремонте) и 2 (оба образца в ремонте). Состояние 2 определяет отказ системы. Функция готовности системы $A(t) = P_0(t) + P_1(t)$, а матрица переходов P для этого случая имеет вид

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{array}{ccc} 1 - 2\lambda & 2\lambda & 0 \\ 0 & 1 - (\lambda + \mu) & \lambda \\ 0 & 2\mu & 1 - 2\mu \end{array} \right\| \end{matrix}.$$

В результате получаем следующую систему дифференциальных уравнений:

$$\begin{aligned}P_0'(t) &= -2\lambda P_0(t) + \mu P_1(t), \\P_1'(t) &= \lambda P_0(t) - (\lambda + \mu)P_1(t) + 2\mu P_2(t), \\P_2'(t) &= P_2(t) - 2\mu P_2(t).\end{aligned}$$

Если в начальный момент $t = 0$ система находится в состоянии 0, то $P(0) = 1$, $P_1(0) = 0$, $P_2(0) = 0$. Для решения системы снова применим преобразование Лапласа:

$$\begin{aligned}(s + 2\lambda)P_0(s) - \mu P_1(s) &= 1, \\-2\lambda P_0(s) + (s + \lambda + \mu)P_1(s) - 2\mu P_2(s) &= 0, \\-\lambda P_1(s) + (s + 2\mu)P_2(s) &= 0.\end{aligned}$$

Найдя $P_j(s)$ и используя обратное преобразование Лапласа, получим

$$A(\infty) = P_0(t) + P_1(t) = \frac{\mu^2 + 2\mu\lambda}{(\lambda + \mu)^2} - \frac{\lambda^2 e^{-2(\lambda + \mu)t}}{(\lambda + \mu)^2} + \frac{2\lambda^2 e^{-(\lambda + \mu)t}}{(\lambda\mu)^2}.$$

Можно заметить, что последние два члена быстро стремятся к нулю по мере роста t . Практически они становятся пренебрежительно малыми, если $(\lambda + \mu)t > 3$. Если нас в основном интересует коэффициент готовности для установившегося режима, то не нужно решать систему дифференциальных уравнений. В этом случае вероятности P_j не зависят от времени и $\frac{dP_j(t)}{dt} = 0$. Используя эти упрощения, находим, что $P_0 = \mu^2/(\lambda + \mu)^2$; $P_1 = 2\lambda\mu/(\lambda + \mu)^2$;

$$P_2 = \lambda^2/(\lambda + \mu)^2, \text{ откуда } A(\infty) = P_0 + P_1 = \frac{\mu^2 + 2\mu\lambda}{(\lambda + \mu)^2}.$$

И в общем случае при выполнении условия независимости коэффициент готовности в установившемся режиме (т. е. вероятность того, что, по крайней мере, m из n образцов оборудования находится в состоянии готовности) может быть представлен в виде

$$A(\infty) = P_m + P_{m+1} + \dots + P_n = \sum_{i=m}^n \binom{n}{i}^j \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu} \right)^{n-j}.$$

Если число ремонтников меньше числа образцов оборудования, то условие независимости не сохраняется. Например, если

имеется один ремонтник для обслуживания двух образцов оборудования, то матрица переходов P будет иметь вид

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \left\| \begin{matrix} 1 - 2\lambda & 2\lambda & 0 \\ 0 & 1 - (\lambda + \mu) & \lambda \\ 0 & 2\mu & 1 - \mu \end{matrix} \right\| \end{matrix},$$

а коэффициент готовности

$$A(\infty) = P_0 + P_1 = \frac{\mu^2 - 2\mu\lambda}{(\lambda + \mu)^2}.$$

Для отыскания общего решения с любым числом n образцов оборудования и одним ремонтником отметим, что $A(\infty) = 1 - P_1$.

Если $X = \mu/\lambda$, то можно показать, что $P_n = \frac{1}{\sum_{j=0}^n X^j/j!}$. Если умно-

жить числитель и знаменатель на e^{-X} , то получим в знаменателе выражение для суммы n вероятностей процесса Пуассона

$$P_n = \frac{1}{e^{-X} \sum_{j=0}^n X^j/j!}.$$

Существует много других интересных видоизменений способа ремонта или обслуживания, которые можно было бы рассмотреть. Например, имеется довольно многочисленный класс систем, в которых обслуживание невозможно до наступления полного отказа системы. Это может произойти в том случае, если контролируется только выход системы, а не исправность отдельных образцов ее оборудования. Для дублированной системы с параллельным соединением оборудования ремонт нельзя начать до попадания системы в состояние 2.

При наличии двух ремонтников можно ввести четыре состояния:

- 0 — оба образца оборудования исправны;
- 1 — один образец работает, второй отказал и не ремонтируется;
- 2 — оба образца отказали и находятся в ремонте;
- 3 — один образец работает, другой отказал и ремонтируется.

Такая постановка задачи приводит к матрице переходов

$$P = \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{array} \left\| \begin{array}{cccc} 0 & 1 & 2 & 3 \\ 1-2\lambda & 2\lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1-(\lambda+\mu) & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & 1-\mu & 2\mu \\ \mu & 0 & \lambda & 1-(\lambda-\mu) \end{array} \right\|$$

и системе уравнений для установившегося режима:

$$\begin{aligned} 0 &= -2\lambda P_0 + \mu P_3, \\ 0 &= 2\lambda P_0 - \lambda P_1, \\ 0 &= \lambda P_1 - 2\mu P_2 + \lambda P_3, \\ 0 &= 2\mu P_2 - (\mu + \lambda) P_3, \\ 1 &= P_0 + P_1 + P_2 + P_3. \end{aligned}$$

Отсюда находим коэффициент готовности системы:

$$A(\infty) = P_0 + P_1 + P_3 = \frac{3\mu^2 + 2\mu\lambda}{3\mu^{2+3}\lambda\mu + \lambda^2}.$$

Для сравнения такого способа обслуживания со случаем, когда каждый образец оборудования обслуживается при возникновении неисправностей, допустим, что $\lambda = 0,01 \text{ ч}^{-1}$ и $\mu = 10 \text{ ч}^{-1}$. Если ремонт осуществляется после достижения системой состояния 2 (полного выхода из строя), ожидаемый простой за 10 000 ч составит 33 ч, тогда как в том случае, если ремонт начинается сразу, он будет равен 1 ч.

Системы с резервированием замещением. В отличие от параллельной работы резервного оборудования резервирование замещением предполагает, что запасные (резервные) образцы оборудования до включения в работу либо не могут выйти из строя, либо имеют меньшую интенсивность отказов, чем в условиях работы. Когда это условие выполняется, можно считать готовность системы с резервированием способом замещения выше готовности системы при параллельной работе резервного оборудования.

Рассмотрим, например, дублированную систему, в которой рабочее оборудование отказывает с интенсивностью λ , а резервное не выходит из строя до тех пор, пока его не включают в работу. Предполагая абсолютную надежность переключения, составим матрицу переходов P при наличии одного ремонтника:

$$P = \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array} \left\| \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ 1-2\lambda & 2\lambda & 0 \\ 0 & 1-(\lambda+\mu) & \lambda \\ 0 & 0 & 1-\mu \end{array} \right\|.$$

Коэффициент готовности в установившемся режиме можно

найти по формуле $A(\infty) = P_0 + P_1$ или $A(\infty) = 1 - P_2 = \frac{(\mu^2 + \lambda\mu)}{(\mu^2 + \lambda\mu + \lambda^2)}$.

В общем случае для резервированной системы из n одинаковых образцов оборудования, включаемых замещением, имеем

$$P_n = 1 / \sum_{j=0}^n X^j, \quad A(\infty) = 1 - 1 / \sum_{j=0}^n X^j,$$

где $X = \mu/\lambda$. Подобным методом можно изучить случай, когда система состоит из n одинаковых образцов оборудования, обслуживаемых n ремонтниками, причем $(n-1)$ образец являются резервными, включаемыми замещением. В этом случае

$$P_n = 1 / \sum_{j=1}^n \frac{n!}{j!} X^{n-j}.$$

6.2. Обобщенная математическая модель эксплуатации

Любая техническая система на протяжении своего жизненного цикла применяется по назначению, хранится, проверяется, ремонтируется. Отдельные из указанных операций могут и не выполняться. Однако в общем случае именно эти состояния (фазы эксплуатации) следует учитывать при построении математической модели эксплуатации системы. Рассмотрение этого вопроса целесообразно начать с построения вербальной (описательной) модели эксплуатации систем достаточно общего вида.

Система может находиться в одном из двух состояний: S_1 — работоспособном и S_2 — неработоспособном со скрытым (параметрическим) отказом, интенсивность перехода в которое равна λ_c . Находясь в этих состояниях, система может внезапно явно отказать с интенсивностью λ_a перехода в явно неработоспособное состояние, при этом она переходит в состояние подготовки к восстановлению (S_3) и далее в состояние восстановления (S_4). Из состояния S_1 система может с периодичностью τ переходить в состояние проверки (S_5) и с периодичностью $\tau_{\text{сп}}$ — в состояние самопроверки (S_{10}). Аналогичные переходы и с той же периодичностью система может совершать из состояния неработоспособности со скрытым отказом (S_2).

Проверка и самопроверка неизбежно сопровождаются ошибками I (с условными вероятностями α_n — для проверки и α_c — для самопроверки) и II (с условными вероятностями β_n — для проверки и β_c — для самопроверки) рода, а восстановление (ремонт) —

ошибкой регулировки II рода с условной вероятностью β_p признания системы отремонтированной, в то время как она в действительности неработоспособна.

При поверке может возникнуть, кроме внезапного, скрытый отказ, тогда система перейдет из состояния поверки работоспособной системы (S_5) в состояние поверки неработоспособной системы со скрытым отказом (S_7). Поверка, самоповерка и ремонт системы выполняются в течение времени $T_{\text{пов.}}$, τ_c и $T_{\text{рем.}}$ соответственно. После ремонта (состояние S_4) система поверяется — переходит с вероятностью $(1 - \beta_p)$ в состояние S_5 , если она работоспособна, или с вероятностью β_p в состояние S_7 , если она неработоспособна со скрытым отказом.

Из-за ошибок поверки система, находясь в состоянии работоспособности S_5 , может признаваться годной и с вероятностью $(1 - \alpha_n)$ переходить в состояние S_1 либо ошибочно признаваться негодной и с вероятностью α_n переходить в состояние подготовки к восстановлению S_6 , а система, находящаяся в состоянии неработоспособности со скрытым отказом S_7 , может признаваться негодной и с вероятностью $(1 - \beta_n)$ переходить в состояние ожидания восстановления S_3 либо признаться годной, хотя в действительности она будет неработоспособной, и переходить с вероятностью β_n в состояние скрытого отказа.

Из одних состояний в другие система может переходить в соответствии с графом, изображенным на рис. 6.4. Вероятности $P_i(t)$, $i = 1, 2, \dots, 10$, пребывания системы в каждом из этих состояний (попарно несовместных) не зависят от предыстории процесса и образуют полную группу событий, т. е. сумма вероятностей этих событий равна единице. Если к тому же все потоки событий, переводящие процесс из одного состояния в другое, являются пуассоновскими, то рассматриваемый процесс смены состояний хорошо описывается марковским случайным процессом с непрерывным временем. Рассмотрим марковскую модель эксплуатации системы. Такая модель позволяет достаточно просто, хотя и приближенно, описать процесс эксплуатации системы.

Исследуем случай, когда временные параметры модели являются случайными величинами, распределенными по экспоненциальному закону. Упомянутые выше интенсивности явных λ_y и скрытых λ_c отказов связаны с наработкой системы на внезапный T_y и постепенный T_c отказы соотношениями $\lambda_y = T_y^{-1}$ и $\lambda_c = T_c^{-1}$. При этих условиях граф переходов системы из одного состояния в другое, представленный на рис. 6.5, описывается матричным дифференциальным уравнением

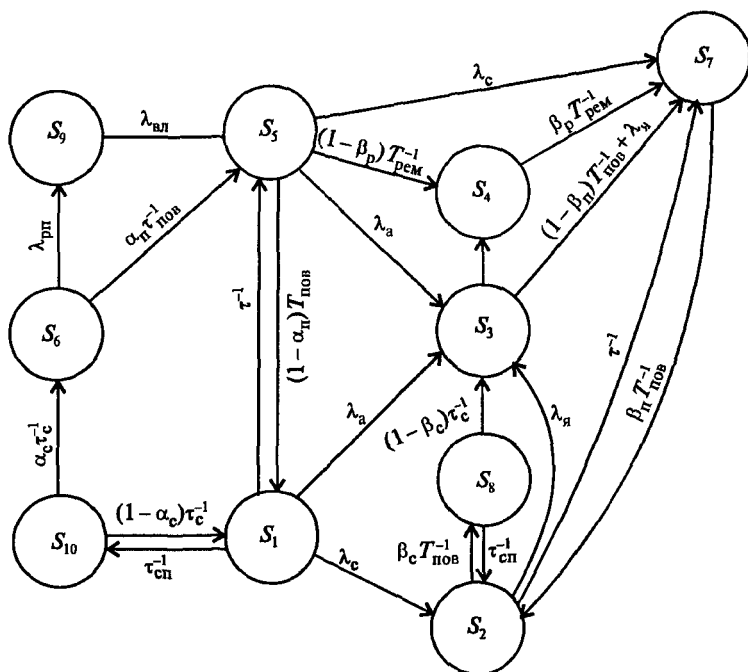


Рис. 6.4. Граф переходов из одних состояний в другие при эксплуатации системы:

S_1 — система применяется по назначению, находясь в работоспособном состоянии; S_2 — система применяется по назначению со скрытым отказом, т.е. находясь в неработоспособном состоянии; S_3 — система готовится к восстановлению, находясь в неработоспособном состоянии; S_4 — проводится восстановление неработоспособной системы; S_5 — проводится проверка работоспособной системы; S_6 — система готовится к восстановлению, находясь в работоспособном состоянии (подготовка к ложному ремонту); S_7 — проводится проверка неработоспособности системы; S_8 — выполняется самопроверка неработоспособной системы; S_9 — проводится восстановление работоспособной системы (ложный ремонт), S_{10} — проводится самопроверка работоспособной системы

$$P(t) = \Lambda P(t), \quad (6.4)$$

где

$$\Lambda = \begin{pmatrix} -(\lambda_{\text{в}} - \lambda_{\text{с}} + \tau_{\text{в}}^{-1} + \tau_{\text{св}}^{-1}) & 0 & 0 & 0 & (1 - \alpha_{\text{в}} T_{\text{вс}}^{-1}) & 0 & 0 & 0 & (1 - \alpha_{\text{с}}) \tau_{\text{с}}^{-1} \\ -(\tau_{\text{с}}^{-1} + \tau_{\text{св}}^{-1} + \lambda_{\text{в}}) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{\text{в}} T_{\text{вс}}^{-1} & \beta_{\text{с}} \tau_{\text{с}}^{-1} & 0 \\ \lambda_{\text{с}} & -(\tau_{\text{с}}^{-1} + \tau_{\text{св}}^{-1} + \lambda_{\text{в}}) & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{\text{в}} T_{\text{вс}}^{-1} & \beta_{\text{с}} \tau_{\text{с}}^{-1} & 0 \\ \lambda_{\text{в}} & \lambda_{\text{в}} & -\lambda_{\text{вп}} & 0 & \lambda_{\text{в}} & 0 & \lambda_{\text{в}} + (1 - \beta_{\text{в}}) T_{\text{вс}}^{-1} & (1 - \beta_{\text{с}}) \tau_{\text{с}}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 & -\lambda_{\text{вп}} & T_{\text{вс}}^{-1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\tau_{\text{с}}^{-1} & 0 & -\lambda_{\text{вп}} & (1 - \beta_{\text{в}}) T_{\text{вс}}^{-1} & -(\lambda_{\text{с}} + \lambda_{\text{в}} + T_{\text{вс}}^{-1}) & 0 & 0 & \lambda_{\text{вп}} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_{\text{в}} T_{\text{вс}}^{-1} & -\lambda_{\text{в}} & 0 & 0 & \alpha_{\text{с}} \tau_{\text{с}}^{-1} \\ 0 & \tau_{\text{с}}^{-1} & 0 & T_{\text{вс}}^{-1} & \lambda_{\text{с}} & 0 & -(T_{\text{вс}}^{-1} + \lambda_{\text{в}}) & 0 & 0 \\ 0 & \tau_{\text{св}}^{-1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \tau_{\text{с}}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{\text{в}} & 0 & 0 & 0 \\ -\tau_{\text{св}}^{-1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\lambda_{\text{вп}} & \tau_{\text{с}}^{-1} \end{pmatrix};$$

$$\mathbf{P}(t) = [P_1(t), P_2(t), \dots, P_{10}(t)]^T,$$

$|\cdot|^T$ — операция транспонирования; $\lambda_{\text{нр}}, \lambda_{\text{р}}$ — интенсивности поступления в ремонт неработоспособной и работоспособной систем, соответственно; $\lambda_{\text{лр}}$ — интенсивность ремонта работоспособной системы (ложный ремонт).

Математическая модель (6.4) является достаточно общей и описывает все основные фазы, в которых может находиться любая система. Если отдельные операции над теми или иными системами не выполняются и они никогда не переходят в соответствующие фазы (состояния S_i), это легко учесть, перестроив модель (6.4). Так, например, если система не имеет режима самопроверки, то модель (6.4) можно несколько упростить, приняв $\tau_{\text{сп}} \rightarrow 0$. Это будет означать, что система никогда не перейдет в состояния S_8 и S_{10} , а следовательно, их можно из модели (6.4) исключить. В результате матрица Λ примет вид

$$\Lambda = \begin{pmatrix} -(\lambda_{\text{я}} + \lambda_{\text{с}} + \tau^{-1}) & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{\text{с}} & -(\tau^{-1} + \lambda_{\text{я}}) & 0 & 0 \\ \lambda_{\text{я}} & \lambda_{\text{я}} & -\lambda_{\text{нр}} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{\text{нр}} & T_{\text{рем}}^{-1} \\ \tau^{-1} & 0 & 0 & (1 - \beta) T_{\text{рем}}^{-1} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \tau^{-1} & 0 & \beta_{\text{р}} \tau_{\text{рем}}^{-1} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Продолжение

$$\begin{pmatrix} (1 - \alpha_{\text{п}}) T_{\text{пов}}^{-1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{\text{п}} T_{\text{пов}}^{-1} & 0 \\ \lambda_{\text{я}} & 0 & \lambda_{\text{я}} + (1 - \beta_{\text{п}}) T_{\text{пов}}^{-1} & 0 \\ -(\lambda_{\text{с}} + \lambda_{\text{я}} + T_{\text{пов}}^{-1}) & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{\text{п}} T_{\text{пов}}^{-1} & 0 & 0 & \lambda_{\text{лр}} \\ \lambda_{\text{с}} & -\lambda_{\text{р}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\tau_{\text{пов}}^{-1} + \lambda_{\text{я}}) & 0 \\ 0 & \lambda_{\text{р}} & 0 & -\lambda_{\text{лр}} \end{pmatrix}. \quad (6.5)$$

Решая уравнение (6.4) для установившегося режима эксплуатации системы стандартными приемами, можно получить следующее матричное уравнение, позволяющее определять вероятности пребывания $P_1, \dots, P_{10}$ в зависимости от характеристик и параметров этой системы:

$$\mathbf{P} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}, \quad (6.6)$$

где $\mathbf{P} = |P_1 P_2 P_3 P_4 P_5 P_6 P_7 P_8 P_9 P_{10}|^T$;

$$\mathbf{A} = \begin{vmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ \lambda_c & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_y & -(\tau^{-1} + \tau_{сп}^{-1} + \lambda_y) & -\lambda_{нр} & 0 & \lambda_y \\ 0 & 0 & \lambda_{нр} & T_{рем}^{-1} & 0 \\ \tau^{-1} & 0 & 0 & (1 - \beta_p) T_{рем}^{-1} & -(\lambda_c + \lambda_y + T_{пов}^{-1}) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_p T_{пов}^{-1} \\ 0 & \tau^{-1} & 0 & \beta_p T_{рем}^{-1} & \lambda_c \\ 0 & \tau_{сп}^{-1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{vmatrix}$$

Продолжение

$$\begin{vmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & \beta_p T_{пов}^{-1} & \beta_c \tau_c^{-1} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_y + (1 - \beta_p) T_{пов}^{-1} & (1 - \beta_c) \tau_c^{-1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{лр} & 0 \\ -\lambda_p & 0 & 0 & 0 & \alpha_c \tau_c^{-1} \\ 0 & -(\tau_{пов}^{-1} + \lambda_y) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \tau_c^{-1} & 0 & 0 \\ \lambda_p & 0 & 0 & -\lambda_{лр} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\tau_c^{-1} \end{vmatrix};$$

$$\mathbf{B} = |100\ 000\ 000|^T.$$

В конкретных задачах число состояний может варьироваться.

Пример 6.1. Многофункциональный метеонавигационный бортовой радиолокатор содержит семь функциональных блоков: две антенны, приемопередатчик, индикатор, пульт управления, электронный блок и систему встроенного тестового контроля. Последняя обеспечивает проверку функционирования всех каналов и систем радиолокатора и однозначное определение вышедшего из строя съемного блока. Средняя наработка радиолокатора на отказ $T_0 \geq 1000$ ч, при этом наработка на постепенный отказ $T_c \geq 500$ ч, на явный отказ $T_{\text{я}} \geq 1500$ ч. Периодичность контроля — τ , продолжительность контроля — $T_{\text{пов}} \leq 30$ с, продолжительность восстановления — $T_{\text{рем}}$, вероятности ошибок контроля в целом по изделию — $\alpha_{\text{п}}$ и $\beta_{\text{п}}$, вероятность ошибки восстановления — $\beta_{\text{р}}$.

На стадии эксплуатации, не считая этапов хранения и транспортирования, изделие может находиться в одном из следующих состояний: S_1 — изделие применяется по назначению и работоспособно; S_2 — изделие применяется по назначению со скрытым отказом; S_3 — выполняется контроль изделия, имеющего скрытый отказ; S_4 — выполняется контроль работоспособного изделия; S_5 — выполняется восстановление работоспособного изделия (ложный ремонт); S_6 — выполняется восстановление неработоспособного изделия (например, замена неисправного блока). Из одного состояния в другое изделие может переходить с интенсивностью λ_{ij} , вероятности его пребывания в каждом состоянии P_i .

Рассмотрим случай, когда параметры T_c , $T_{\text{я}}$, τ , $T_{\text{пов}}$, $T_{\text{рем}}$ — случайные величины, распределенные по экспоненциальному закону, а вероятности P_i не зависят от предыстории исследуемого пуассоновского процесса. При этих условиях процесс эксплуатации изделия может быть описан однородным марковским процессом с дискретными состояниями и непрерывным временем. Такая модель позволяет достаточно просто и в аналитическом виде, хотя и приближенно, найти искомые зависимости параметров процесса эксплуатации:

$$P_1 = \left\{ 1 + \frac{\lambda_c + \lambda_{\text{я}}\beta_{\text{р}}}{(1 - \beta_{\text{п}})(1 - \beta_{\text{р}})} (T_{\text{пов}} + \tau) + \frac{\lambda_c(T_{\text{пов}} + \alpha_{\text{п}}\tau_{\text{пл}})}{1 - \alpha_{\text{п}}} + \frac{\lambda_c + \lambda_{\text{я}}}{1 - \beta_{\text{р}}} (\tau_{\text{р}} - \beta_{\text{р}}\tau) \right\}^{-1};$$

$$P_2 = \tau \left[\frac{\lambda_c + \lambda_{\text{я}}\beta_{\text{р}}}{(1 - \beta_{\text{п}})(1 - \beta_{\text{р}})} - \frac{\beta_{\text{р}}(\lambda_c + \lambda_{\text{я}})}{1 - \beta_{\text{р}}} \right] P_1; \quad P_3 = \frac{T_{\text{пов}}(\lambda_c + \lambda_{\text{я}}\beta_{\text{р}})}{(1 - \beta_{\text{п}})(1 - \beta_{\text{р}})} P_1;$$

$$P_4 = \frac{\lambda_0 T_{\text{пов}}}{1 - \alpha_{\text{п}}} P_1; \quad P_5 = \frac{\lambda_0 \alpha_{\text{п}} \tau_{\text{пл}}}{1 - \alpha_{\text{п}}} P_1; \quad P_6 = \frac{\tau_{\text{р}}(\lambda_c + \lambda_{\text{я}})}{1 - \beta_{\text{р}}} P_1; \quad (6.7)$$

$$\lambda_0 = \lambda_c + \lambda_{\text{я}} + \lambda; \quad \lambda_c = T_c^{-1}; \quad \lambda_{\text{я}} = T_{\text{я}}^{-1}; \quad \lambda = \tau^{-1},$$

где τ_{p1} — продолжительность восстановления изделия с ложным отказом; τ_{p2} — продолжительность восстановления изделия со скрытым отказом.

В соответствии с предположением об экспоненциальном законе распределения параметров (6.7) интенсивности отказов изделия будут равны: $\lambda_c = T_c^{-1} = 0,002 \text{ ч}^{-1}$; $\lambda_{\pi} = T_{\pi}^{-1} = 0,63 \cdot 10^{-3} \text{ ч}^{-1}$. Параметры системы контроля радиолокатора равны: $\alpha_{\pi} = 0,10$; $\beta_p = \beta_{\pi} = 0,05$; $\tau_{p1} = \tau_{p2} = 2 \text{ мин}$; $\tau = 0,5 \text{ ч}$, интенсивность контроля $\lambda = \tau^{-1} = 2 \text{ ч}^{-1}$.

Для этих данных по формулам (6.7) получим следующие значения вероятностей состояний радиолокатора: $P_1 = 0,972$; $P_2 = 0,1 \cdot 10^{-2}$; $P_3 = 0,002 \cdot 10^{-2}$; $P_4 = 1,8 \cdot 10^{-2}$; $P_5 = 0,7 \cdot 10^{-2}$; $P_6 = 0,01 \cdot 10^{-2}$. Это, в частности, означает, что около 98% времени эксплуатации (без транспортирования и хранения) радиолокатор работает по прямому назначению, из которого 0,1% со скрытым отказом, около 2% занимает контроль, а 0,7% — восстановление. Заметим также, что все вероятности состояний и большинство вероятностей переходов из состояния в состояние P_{ij} функционально связаны с характеристиками контроля и восстановления радиолокатора α_{π} , β_{π} , β_p , τ_k , $T_{\text{пов}}$, $T_{\text{рем}}$, т.е. с теми характеристиками, с которыми через контролируемые параметры связаны характеристики методов и средств измерений.

Пример 6.2. Средство измерений (СИ) имеет наработку на внезапный T_{π} и постепенный T_c отказы, равную 500 ч, а система его метрологического обслуживания имеет следующие параметры: $\tau = 2 \cdot 10^3 \text{ ч}$; $\tau_{\text{сп}} = 5 \text{ ч}$; $T_{\text{пов}} = 1 \text{ ч}$; $\tau_c = 1 \text{ ч}$; $T_{\text{рем}} = 2 \text{ ч}$; $\alpha_{\pi} = 0,01$; $\beta_{\pi} = 0,05$; $\beta_p = 0,25$; $\alpha_c = 0,01$; $\beta_c = 0,2$; $\lambda_p = 0,2^{-1}$; $\lambda_{\text{лр}} = 0,2^{-1}$; $\lambda_{\text{нр}} = 0,2^{-1}$.

В этом случае в соответствии с алгоритмом (6.6) вероятности пребывания СИ в соответствующих состояниях равны: $P_1 = 0,793944$; $P_2 = 0,007969$; $P_3 = 0,012097$; $P_4 = 0,004839$; $P_5 = 0,004411$; $P_6 = 0,008160$; $P_7 = 0,000037$; $P_8 = 0,001594$; $P_9 = 0,008160$; $P_{10} = 0,158789$.

Полученные вероятности свидетельствуют о том, что при указанных параметрах и характеристиках около 80% времени СИ применяется по назначению в работоспособном состоянии и около 15% времени находится на самопроверке. Это свидетельствует о том, что параметры режима самопроверки выбраны неправильно.

Алгоритм (6.6) можно успешно использовать в задачах как анализа, так и синтеза оптимальной системы. Так, на рис. 6.5 приведены зависимости вероятности нахождения системы в состоянии S_i от продолжительности поверки $T_{\text{пов}}$ и ремонта $T_{\text{рем}}$, ошибок поверки I рода α_{π} , II рода β_{π} и ошибки регулировки II рода β_p , интенсивностей скрытых λ_c и явных λ_{π} отказов.

Аналогичные зависимости можно построить и для вероятностей нахождения систем в других состояниях. По этим зависимостям можно анализировать влияние на вероятности нахождения системы в соответствующих состояниях одних параметров и характеристик системы при фиксированных других. В частности, приведенные на рис. 6.5 зависимости показывают следующее:

- Влияние продолжительности поверки системы $T_{\text{пов}}$ на вероятность нахождения системы в состоянии S_1 резко возрастает с уменьшением τ (так, при больших τ , например равном 1000 ч, увеличение $T_{\text{пов}}$ в 2 раза снижает P_1 на 10%, а при малых τ , например равном 100 ч, увеличение $T_{\text{пов}}$ в 2 раза приводит к снижению P_1 уже на 18%).

- Ошибки поверки $\beta_{\text{п}}$ и регулировки $\beta_{\text{р}}$ II рода слабо влияют на P_1 . В то же время рост ошибки поверки I рода $\alpha_{\text{п}}$ приводит к существенному снижению P_1 , причем тем большему, чем больше $\alpha_{\text{п}}$.

Рост продолжительности регулировки $T_{\text{рем}}$ заметно снижает P_1 . Так, увеличение $T_{\text{рем}}$ в 2 раза при $\beta_{\text{р}} = 0,05$ приводит к уменьшению P_1 на 5%.

- Чем выше безотказность системы, тем больше вероятность ее нахождения в состоянии S_1 . Особенно ярко эта очевидная закономерность проявляется у малонадежных систем ($T_{\text{с}} < 100$ ч, $T_{\text{я}} < 100$ ч). Здесь наблюдается прямая пропорциональность между $T_{\text{с}}$, $T_{\text{я}}$ и P_1 (например, рост $T_{\text{с}}$ в 5 раз приводит к увеличению P_1 на 25%). Если $T_{\text{с}} > 100$ ч и $T_{\text{я}} > 100$ ч, то P_1 при увеличении $T_{\text{с}}$ или $T_{\text{я}}$ растет значительно медленнее (например, рост в этой области $T_{\text{с}}$ и $T_{\text{я}}$ в 5 раз приводит к увеличению P_1 лишь на 8 и 10%, соответственно).

Таким образом, в результате анализа можно установить, что наиболее влияющими на вероятность P_1 являются характеристики безотказности системы ($T_{\text{с}}$ и $T_{\text{я}}$) и ряд параметров ее обслуживания ($\alpha_{\text{п}}$, τ , $T_{\text{пов}}$, $T_{\text{рем}}$).

Полученная на основе модели (6.4) зависимость (6.6) позволяет не только выполнять анализ, но и использовать его в задачах оптимального синтеза системы, в частности определять наилучшие по критерию максимума коэффициента готовности системы (при ограничениях на стоимость ее эксплуатации) либо минимума стоимости (при ограничениях на коэффициент готовности)

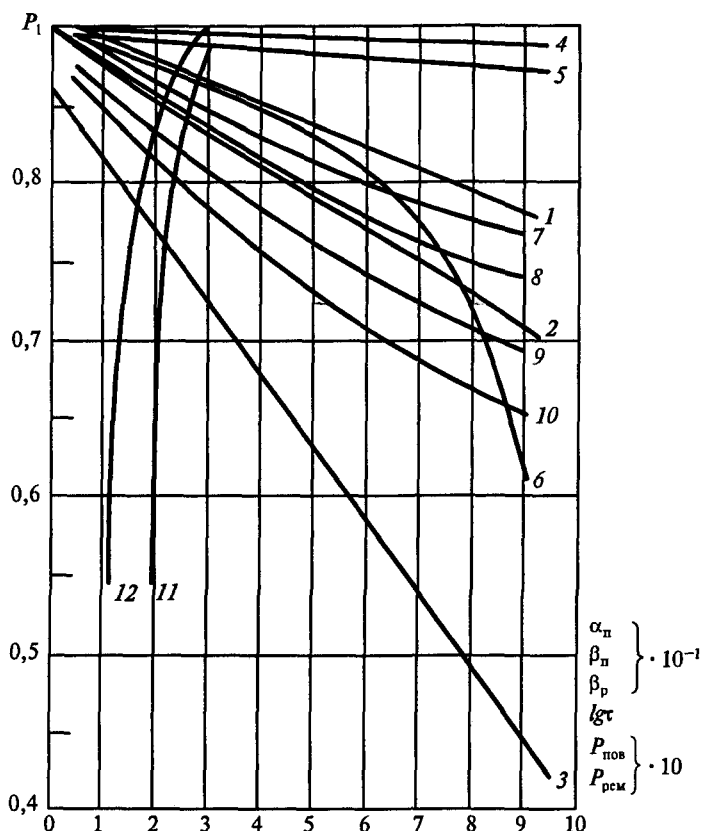


Рис. 6.5. Зависимости вероятности нахождения системы в состоянии S_1 от $T_{пов}$ (1—3), $T_{рем}$ (7—10), α_n (6), β_n (4), β_p (5), λ_c (11), λ_a (12)

системы обслуживания, выбрать рациональный тип организации этого обслуживания, а также определять требуемые значения характеристик безотказности с учетом параметров системы обслуживания.

6.3. Определение количества запасных частей

Необходимая исходная информация: планируемое время эксплуатации $T_{пл}$; количество изделий одного типа N ; количество комплектующих одного типа в одном изделии n ; среднее время безотказной работы комплектующего T_0 ; среднее время ремонта комплектующего $t_{рем}$; среднее время транспортировки комплектую-

шего до места ремонта и обратно, включая время оформления документов на отправку $t_{\text{тр}}$.

Общее среднее время оборачиваемости складывается из $t_{\text{рем}}$ и $t_{\text{тр}}$:

$$t_o = t_{\text{рем}} + t_{\text{тр}}.$$

Среднее количество снятий комплектующих определяется исходя из среднего времени безотказной работы:

$$d_c = T_{\text{пл}} N n / T_o.$$

Ежедневное среднее количество комплектующих, находящихся в процессе транспортировки, ремонта или оформления, $d_{\Sigma} = t_o d_c / 365$. Считая распределение указанных комплектующих пуассоновским с математическим ожиданием μ и дисперсией d_{Σ} и используя нормальную аппроксимацию пуассоновского распределения, получим необходимое количество комплектующих запасных частей на складе:

$$N_{\text{зап}} = d_{\Sigma} + u_{\gamma} \sqrt{d_{\Sigma}},$$

где u_{γ} — γ -квантиль стандартного нормального распределения.

Пример 6.3. Исходные данные: $T_{\text{план}} = 2000$ ч; $N = 5$; $n = 3$; $t_{\text{рем}} = 20$ сут.; $t_{\text{тр}} = 15$ сут.; $T_o = 1500$ ч; $\gamma = 0,95$.

Результаты расчета: $t_o = 20 + 15 = 35$ сут.; $d_c = 2000 \cdot 5 \cdot 3 / 1500 = 20$; $d_{\Sigma} = 35 \cdot 20 / 365 = 2$; $N_{\text{зап}} = 2 + 1,65 \sqrt{2} = 4,31$. Принимаем $N_{\text{зап}} = 5$.

Проведем анализ основных факторов, влияющих на количество запасных частей. Факторы $T_{\text{пл}}$, N , γ находятся в компетенции эксплуатирующей организации. Время ремонта «замораживает» вложенные средства и наносит экономический ущерб эксплуатирующей организации. Выбор ремонтной организации и связанного с ним времени транспортировки обычно производится эксплуатирующей организацией. Среднее время безотказной работы играет главную роль в экономике эксплуатации при большом парке изделий и длительном планируемом времени эксплуатации. Увеличение этого времени должно стать основным направлением деятельности как организаций разработчика и изготовителя, так и эксплуатирующей организации.

6.4. Два подхода к планированию технического обслуживания систем

6.4.1. Проблема перехода к обслуживанию по фактическому состоянию

Организация технического обслуживания является основным методом обеспечения эксплуатационной надежности. При планировании частоты обслуживания возможны два основных подхода: постоянный период между обслуживаниями, рассчитанный по некоторым усредненным для партии идентичных изделий показателям (обслуживание по нормативу), и переменный период, определяемый на основе оценки фактического состояния изделия (обслуживание по фактическому состоянию). В настоящее время наблюдается устойчивое предпочтение второму подходу.

Действительно, приходится учитывать и тот факт, что потребителя интересуют не высокие средние показатели надежности выпускаемых изделий, а лишь безотказность изделий, находящихся у него в эксплуатации. Понимая это, Госстандарт еще в 1980-е годы сделал попытку нормировать показатели надежности для каждого изделия партии, но эта попытка не дала позитивных результатов, поскольку нельзя оценить надежность одного изделия, используя статистические методы. Необходимы иные решения.

Проследим возможную реализацию названной тенденции, начиная с анализа простейшей модели «прочность—нагрузка». В соответствии с этой моделью отказ изделия возникает, когда нагрузка превышает его прочность, при этом нагрузка определяется воздействием на изделия, а прочность — способностью изделия «сопротивляться» воздействиям. Из-за нестабильности производства и условий эксплуатации изделий прочность и нагрузка являются случайными величинами. При сплошном непрерывном контроле изделия параметры его прочности перестают быть случайными и имеют конкретные значения для каждого изделия на каждый момент времени. Если при этом и нагрузка на изделие стабилизирована, отказ перестает быть случайным событием.

Однако остается еще один неучтенный фактор — старение. При длительной эксплуатации изделий в них в результате определенной деградации свойств развиваются процессы старения, приводящие к снижению прочности. В отдельных случаях это снижение компенсируют выбором соответствующего режима функционирования, а при подходе к пределу прочности (характеризующему параметрический отказ) осуществляют изъятие изде-

лия из эксплуатации еще до наступления отказа. Иллюстрацией такого решения может служить контроль качества режущего инструмента металлорежущих станков. Сначала износ инструмента частично компенсируется изменением режима резания, однако с момента снижения точности обработки металла, осуществляемой с помощью этого инструмента, управление режимом уже не позволяет предотвратить брак, и тогда инструмент заменяется.

Анализ зарубежных систем контроля механообработки показал, что подавляющее большинство этих систем используют принцип слежения за фактическим состоянием режущего инструмента. При приближении инструмента к критическому состоянию дается команда на его замену, что предупреждает появление дефектов в производстве.

Анализ погрешности ряда измерительных приборов США показал, что 30% приборов отказали в нормативном межповерочном интервале, а 50% приборов не нуждались в обслуживании.

Несмотря на эффективность методов рассматриваемого направления, их применение, ограниченное до сих пор сравнительно узким кругом относительно простых изделий, не имеет достаточно полно проработанной стратегии перехода к предотвращению отказа, отсутствуют теоретические предпосылки к исключению «риска» отказа и соответствующие методические рекомендации по использованию современных средств математического анализа и обработки результатов. До сих пор нет технико-экономического анализа по изделиям, для которых внедрение методов обеспечения безотказности экономически целесообразно. В результате для таких, например, технических объектов, как системы летательных аппаратов и др., отказ которых недопустим, проблема до настоящего времени полностью не решена.

Создание стратегии обслуживания по фактическому состоянию требует решения целого комплекса задач, куда входят:

- выбор необходимого и достаточного количества параметров, адекватно описывающих состояние изделия;
- установление области допустимых значений этих параметров, обеспечивающих нормальное функционирование изделия;
- построение аналитических моделей деградационных изменений этих параметров при эксплуатации изделий;
- разработка алгоритма прогнозирования состояния изделия на заданный интервал времени;

- разработка алгоритма принятия решения о продолжении эксплуатации изделия или снятии его с эксплуатации для обслуживания;
- выбор метода и средств измерения определяющих параметров;
- оценка количественных показателей эксплуатационной надежности при данной стратегии обслуживания.

6.4.2. Планирование обслуживания по фактическому состоянию

Анализ надежности сложных технических систем, например, авиационной техники показал, что большое количество эксплуатационных отказов связано с нарастающим старением этих систем.

В табл. 6.2. приведены данные о числе постепенных и внезапных отказов отдельных видов самолетного оборудования.

Таблица 6.2

Отказы самолетного оборудования

Вид оборудования	Число отказов, %	
	постепенных	внезапных
Датчики и соединительные линии	23—40	2—12
Вычислительные устройства и пульта управления	38—66	2—5
Устройства индикации	1—2	6—10
Топливо-измерительные системы	52	48

Информацию о нарастающем старении систем можно получить из рассмотрения динамики некоторых определяющих параметров. Такими параметрами могут быть: количественная оценка механического износа части конструкции, расход горючего, чувствительность измерительного инструмента, напряжение пружины и пр. Придание этим параметрам исходного значения, т. е. того, которое они имели в начале работы ($t=0$), называется *восстановлением* [8]. Для количественной оценки процесса восстановления необходимо математическое моделирование динамики определяющих параметров.

Обозначим через Y_t значение параметра в момент t . В теории восстановления рассматривается стохастический процесс $\{Y_t\}_{t \geq 0}$, задаваемый в виде $Y_t = Y_0 + X_t$, где $\{X_t\}_{t \geq 0}$ — действительно-значный стохастический процесс, обладающий свойством $P(X_0 = 0) = 1$.

Существуют одномерные функции распределения процесса $\{Y_t\}$ и плотности распределения: $F_t(x) = P(Y_t \leq x)$; $f_t(x) = dF_t(x)/dx$.

Допустимая область, определяющая безотказную работу системы, задается в виде отрезка $[Y_n, Y_b]$ либо, когда возможны лишь односторонние отклонения, в виде ограничений снизу Y_n или сверху Y_b . Основной характеристикой безотказности является случайное время до наступления постепенного отказа (выхода определяющего параметра за границы допустимой области), называемое *наработкой*.

Основное внимание в теории восстановления уделяется вычислению наработки при различных заданных моделях динамики определяющих параметров. Информация о параметрах этого распределения позволяет планировать мероприятия по восстановлению для серии идентичных систем, т. е. планировать техническое обслуживание по некоторым нормативным показателям.

Отличием подхода, внедряемого авторами, является отказ от обслуживания «по нормативу» и переход к обслуживанию каждой конкретной системы в зависимости от ее фактического состояния. При таком подходе нас интересует не ансамбль случайных функций $\{Y_t\}_{t \geq 0}$, а отдельная реализация Y_t . При этом будем считать известной модель динамики определяющего параметра с точностью до постоянных неизвестных коэффициентов этой модели, определяемых путем математической обработки измерений процесса Y_t .

Для иллюстрации принципиального различия двух подходов к техническому обслуживанию — по нормативу и по состоянию — рассмотрим простейший пример.

Пусть динамика определяющего параметра задается в виде:

$$Y_t = Y_0 + Vt, \quad (6.8)$$

где Y_0 — известная величина, V — нормально распределенная случайная величина с математическим определением μ_V и дисперсией σ_V^2 , т. е. $P(V \leq y) = \Phi[(y - \mu_V)/\sigma_V]$, а закон распределения $\varphi(x)$ задан выражением

$$\varphi(x) = \frac{\int_{-\infty}^x e^{-(y/2)^2} dy}{(2\pi)^{1/2}}.$$

Таким образом, параметр Y_t распределен нормально с математическим ожиданием: $M[Y_t] = Y_0 + \mu_V t$ и дисперсией $D[Y_t] = \sigma_V^2 t^2$.

Рассмотрим одностороннюю допустимую область и монотонно возрастающие реализации стохастического процесса $\{Y_t\}_{t \geq 0}$ для $P(V \geq 0) = 1$.

Вероятность безотказной работы

$$F(t) = \Phi \left[\frac{Y_b - M(Y_t)}{\sigma(Y_t)} \right]. \quad (6.9)$$

Интервал восстановления τ_b рассчитывается из условия $F(\tau_b) = R_3$, где R_3 — заданное значение вероятности безотказной работы.

Из (6.9) следует равенство:

$$U_{R_3} = (Y_b - Y_0 - \mu_V \tau_b) / (\sigma_V \tau_b),$$

Отсюда находим

$$\tau_b = (Y_b - Y_0) / (\mu_V + \sigma_V U_{R_3}), \quad (6.10)$$

где U_{R_3} — квантиль стандартного нормального распределения.

Пусть зазор механической управляющей системы увеличивается в соответствии с выражением (6.8) при $Y_0 = 3$ мм; $M[Y_{50ч}] = 5$ мм; $\sigma[Y_{50ч}] = 1$ мм; $\mu_V = 0,04$ мм; $\sigma_V = 0,02$ мм/ч, $Y_b = 13$ мм.

В табл. 6.3 приведены значения интервалов восстановления, обеспечивающих различные значения вероятностей безотказной работы.

Таблица 6.3

Значения интервалов восстановления для различных R_3

R_3	0,9	0,95	0,99	0,999
τ_b	219	137	116	98

При обслуживании по фактическому состоянию в модели (6.4) скорость рассчитывается по результатам измерений Y_i . Будем считать, что систематическая погрешность измерений отсутствует, а случайная нормально распределенная погрешность характеризуется дисперсией σ_0^2 . В качестве неизвестной величины V принимаем ее оценку, полученную, например, методом наименьших квадратов:

$$\bar{V}_i = \frac{1}{i \Delta_t} \sum_{j=1}^i (Y_j - Y_{j-1}),$$

где Y_j — измерение параметра Y_i в дискретный момент времени $j \Delta_t$; i — число измерений.

Оценка $\bar{V}_i$ имеет нормальное распределение с математическим ожиданием: $M[\bar{V}_i] = V$ и дисперсией $D[\bar{V}_i] = \sigma_V^2 (2i - 1) / (i^2 \Delta_t^2)$.

При подстановке оценки $\bar{V}_i$ в модель (6.4) получаем нормально распределенную оценку текущего значения параметра Y_i

$$\bar{Y}_i = Y_0 + \bar{V}_i i \Delta_t$$

с математическим ожиданием $M[\bar{Y}_i] = Y_0 + V_i i \Delta_t$ и дисперсией $D[\bar{Y}_i] = \sigma_V^2(2i - 1)$.

Оценка $\bar{V}_i$ позволяет построить прогнозируемое значение определяющего параметра Y_{i+m} ($m = 0, 1, 2$):

$$\bar{Y}_{i+m} = Y_0 + \bar{V}_i(i + m)\Delta_t$$

с математическим ожиданием $M[\bar{Y}_{i+m}] = Y_{i+m}$ и дисперсией $D[\bar{Y}_{i+m}] = \sigma_V^2(2i - 1)(i + m)^2 / i^2$. Таким образом, случайная величина

$$Z = \frac{Y_{i+m} - \bar{Y}_{i+m}}{\sigma_V(i + m)\sqrt{2i - 1}/i}$$

имеет стандартное нормальное распределение и интервал восстановления $(i + m) \Delta_t$ определяется аналогично (6.10) по формуле

$$U_{R_3} = \frac{Y_B - Y_0 - \bar{V}_i(i + m)\Delta_t}{\sigma_V(i + m)\sqrt{2i - 1}/i},$$

откуда с учетом выражения для $D(\bar{V}_i)$ получим

$$(i + m)\Delta_t = (Y_B - Y_0) / [U_{R_3} \sigma(\bar{V}_i) + \bar{V}_i]. \quad (6.11)$$

Сравнение выражений (6.10) и (6.11) указывает на их аналогию, однако в (6.11) вместо математического ожидания и среднеквадратичного отклонения, характеризующих свойства генеральной совокупности идентичных систем, появляются оценка $\bar{V}_i$ и ее среднеквадратичное отклонение $\sigma(\bar{V}_i)$, характеризующее процесс идентификации модели старения конкретной единственной системы.

Учитывая, что погрешность измерения выбирается, как правило, не менее чем в 10 раз меньше разброса измеряемого параметра в партии изделий, проведем численное сравнение двух подходов.

Пусть $Y_0 = 3$ мм, $Y_B = 13$ мм, $Y_{50ч} = 0,04$ мм/ч, $\Delta_t = 5$ ч, $i = 10$, $\sigma_0 = 0,1$ мм. Расчет $\sigma(V_{50ч})$ дает значение $\sigma(V_{50ч}) = 0,000872$ мм/ч.

В табл. 6.4 приведены результаты расчета интервалов восстановления для различных значений вероятностей безотказной работы.

Таблица 6.4

Значение интервалов восстановления для различных R_3

R_3	0,9	0,95	0,99	0,999
$\tau_p = (i + m)\Delta_t$, ч	243	241	238	234

Сравнение табл. 6.3 и 6.4 указывает на преимущества подхода к обслуживанию по фактическому состоянию.

В заключение заметим, что при достаточно большом числе измерений, используемых для неизвестной скорости V , дисперсия ее оценки стремится к нулю, модель старения становится детерминированной и с вероятностью $R_3 \approx 1$ может быть установлен необходимый момент восстановления. Так, в приведенном числовом примере при $\sigma(\bar{V}) = 0$ получим $\tau_b = 250$ ч.

Рассмотренный подход может быть обобщен на любую параметрическую модель старения, при этом основное внимание уделяется методу идентификации этой модели.

При идентификации модели динамики параметров достаточно часто дисперсия оценки параметра точно неизвестна и оценивается по той же выборке. Действительно, модели изменения параметров в процессе эксплуатации систем являются в основном эмпирическими. Поэтому разброс оценки определяется не только случайными погрешностями измерений, но и неизвестными случайными флюктуациями параметра от модельного значения. В этом случае задача несколько усложняется, так как случайная величина $Y_b - \hat{Y}_t / \hat{\sigma}(\hat{Y}_t)$ уже не будет иметь нормальное распределение вероятностей. Рассмотрим более подробно распределение случайной величины $Z = (Y_b - \hat{Y}_t) / \hat{\sigma}(\hat{Y}_t)$.

Представим случайную величину Z в виде

$$Z = \frac{\frac{Y_b - M[\hat{Y}_t]}{\sigma[\hat{Y}_t]} - \frac{\hat{Y}_t - M[\hat{Y}_t]}{\sigma[\hat{Y}_t]}}{\hat{\sigma}[\hat{Y}_t] / \sigma[\hat{Y}_t]},$$

где n — объем выборки, по которой производилась оценка $\hat{Y}_t$. Первое слагаемое числителя совпадает с предыдущим случаем, т. е. $(Y_b - M[\hat{Y}_t]) / \sigma[\hat{Y}_t] = U_{R_3}$. Второе слагаемое числителя — случайная величина, имеющая стандартное нормальное распределение, т. е. $(\hat{Y}_t - M[\hat{Y}_t]) / \sigma[\hat{Y}_t] = U$.

Знаменатель представляет собой случайную величину, имеющую распределение $\chi / \sqrt{n - m}$, где χ^2 — распределение Пирсона с $(n - m)$ -й степенями свободы; m — число оцениваемых параметров, в данном примере $m = 1$. В результате случайная величина Z

имеет нецентральное t -распределение Стьюдента с параметром нецентральности U_{R_3} .

Используя при $n \geq 5$ нормальную аппроксимацию нецентрального t -распределения, получим

$$P\{Z > k\} = \Phi\left\{\frac{U_{R_3} - U}{\chi/\sqrt{n-1}} > k\right\} = \Phi\left\{\frac{U - U_{R_3}}{\chi/\sqrt{n-1}} < k\right\} = P\left\{U - \frac{\chi k}{\sqrt{n-1}} < U_{R_3}\right\},$$

где случайная величина $U - \chi k/\sqrt{n-1}$ имеет нормальное распределение с математическим ожиданием k и дисперсией $1 + \frac{1}{2} \frac{k^2}{n-1}$.

Следовательно, выбрав доверительную вероятность γ , получим

$$P\{Z > k\} = \Phi\left\{\frac{U_{R_3} - k}{1 + \frac{1}{2} \frac{k^2}{n-1}}\right\} = 1 - \gamma,$$

т. е. $U_{R_3} - k = U_{1-\gamma} \sqrt{1 - \frac{1}{2} \frac{k^2}{n-1}}$ или, учитывая, что $U_{1-\gamma} = -U_\gamma$,

$k = U_{R_3} + U_\gamma \sqrt{1 + \frac{1}{2} \frac{k^2}{n-1}}$, окончательно имеем

$$k = \frac{U_{R_3}}{1 - U_{1-\gamma}^2/2(n-1)} \pm \sqrt{\left(\frac{U_{R_3}}{1 - U_{1-\gamma}^2/2(n-1)}\right)^2 - \frac{U_{R_3}^2 - U_{1-\gamma}^2}{1 - U_{1-\gamma}^2/2(n-1)}}.$$

Решение существенно упрощается при выборе доверительной вероятности $\gamma = R_3$, тогда

$$k = \frac{2U_{R_3}}{1 - U_{R_3}^2/2(n-1)}.$$

В табл. 6.5 приведены результаты расчетов значений коэффициентов k при различных $R_3 = \gamma$ и $n = 6$.

Таблица 6.5

Значения k при $n = 6$

R_3	0,9	0,95	0,99	0,999
U_{R_3}	1,282	1,645	2,324	3,092
k	3,066	4,513	10,104	14,054

Алгоритм расчета времени восстановления в данном случае будет иметь вид $\tau_B = (Y_B - Y_0)/(\hat{V} + k\hat{\sigma}_V)$.

В табл. 6.6 приведены значения времени восстановления для рассматриваемого примера при замене дисперсии σ_V на ее оценку $\hat{\sigma}_V$ той же величины.

Таблица 6.6

Время восстановления при неизвестной дисперсии оценки скорости изменения параметра

R_s	0,9	0,95	0,99	0,999
τ_s	221	204	166	147

Как следует из сравнения табл. 6.3 и 6.6, неопределенность в оценке дисперсии снижает эффект от перехода к обслуживанию по фактическому состоянию, что выдвигает жесткие требования к точности идентификации деградационных процессов старения при эксплуатации изделий.

Контрольные вопросы

1. Что такое статистический запас прочности?
2. Что понимается под прочностью?
3. Что понимается под нагрузкой?
4. Как влияет приложение многократных нагрузок на надежность изделий?
5. Назовите основные показатели безотказной работы.
6. Какие методы резервирования вы знаете?
7. Что такое состояние системы?
8. Как выбрать метод резервирования?
9. В чем заключается превентивный подход при обеспечении качества продукции?
10. Какие статистические методы управления технологическими процессами вы знаете?
11. Кратко изложите суть этих методов.
12. Какие показатели надежности обслуживаемых систем вы знаете?
13. Что такое переходный и установившийся режимы?
14. Влияет ли способ ремонта на показатели надежности обслуживаемых систем?
15. Для чего применяется «дерево событий»?
16. Что такое исходное событие?
17. Что такое конечное состояние?
18. Охарактеризуйте качественный и количественный анализ надежности.
19. Как влияет на надежность системы зависимость отказов элементов?

20. В чем состоит различие между техническим обслуживанием по нормативу и по фактическому состоянию?

21. Что означает термин «восстановление»?

22. За счет чего при обслуживании по фактическому состоянию увеличивается интервал восстановления?

23. Какую информацию нужно иметь для организации обслуживания по фактическому состоянию?

24. Перечислите задачи, которые нужно решить при переходе к обслуживанию по фактическому состоянию.

МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ БЕЗОПАСНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Глава 7

Основные принципы обеспечения безопасности технических систем

7.1. Принципы обеспечения безопасности потенциально опасных объектов

В настоящее время мировым сообществом выработаны общие универсальные принципы обеспечения безопасности (ПОБ) потенциально опасных объектов. В зависимости от специфики системы эти принципы могут дополняться и/или адаптироваться к конкретным условиям проектирования, изготовления и эксплуатации объекта. За разработку этих принципов человечество заплатило достаточно дорогую цену — это результат анализа аварий и происшествий, имевших место в мире в современную эпоху, а также опыта эксплуатации потенциально опасных объектов.

Среди основных ПОБ особое место занимает *принцип защиты в глубину (глубоко эшелонированная защита)*, который предполагает создание ряда последовательностей уровней защиты от возможных отказов элементов объекта и ошибок персонала [45, 62], включая:

- установление последовательных физических барьеров на пути распространения энергии или для устранения контакта с опасными элементами объекта;
- разработку технических и административных мероприятий по сохранению целостности и эффективности этих барьеров.

Примерами физических барьеров безопасности служат различные защитные оболочки и кожухи (капоты), экраны, отсеки и т. п. Чем больше физических барьеров, тем более безопасным является объект. В качестве примера оценим влияние барьеров на безопасность объекта. Здесь предполагается, что:

- 1) барьеры функционируют в нагруженном режиме, общее число барьеров равно n ;
- 2) барьеры разрушаются (отказывают) независимо друг от друга;
- 3) вероятность разрушения (отказа) i -го барьера равна q_i ($i = 1, 2, \dots, n$) и не зависит от срока эксплуатации барьера;

4) авария наступает в случае, когда откажут все барьеры безопасности.

Рассматривая совокупность барьеров как резервированную систему с невозстанавливаемыми элементами (барьерами), можно рассчитать вероятность безотказной работы P совокупности из n барьеров:

$$P = 1 - \prod_{i=1}^n q_i. \quad (7.1)$$

Из (7.1) следует, что с ростом числа барьеров n и/или уменьшением вероятности разрушения барьера q_i ($i = 1, 2, \dots, n$) вероятность безотказной работы совокупности барьеров увеличивается, т. е. снижается вероятность аварии, или риск аварии.

Выражение (7.1) дает оценку P снизу, так как при расчете предполагалось, что режим работы барьеров нагруженный. Для равнонадежных барьеров справедлива формула

$$n \geq \ln(1 - P) / \ln q, \quad (7.2)$$

которая следует из (7.1) и позволяет оценить требуемое число барьеров безопасности из условия обеспечения заданной вероятности P .

Надежность каждого барьера обеспечивается в процессе проектирования, изготовления и эксплуатации. Техническое состояние барьеров безопасности контролируется при эксплуатации, и при нарушении целостности одного из них эксплуатация системы должна быть прекращена до восстановления его работоспособности.

Работоспособность барьеров и безопасность объекта обеспечивается комплексом технических и административных мероприятий [5], среди которых можно выделить следующие:

- проектирование на основе консервативного подхода, предполагающего выбор всех параметров и характеристик только «в запас» надежности и безопасности;
- использование в проекте свойств самозащищенности и саморегулирования, т. е. свойств, определяющих устойчивость объекта к опасным отклонениям параметров технологического процесса и способность к восстановлению параметров в пределах допустимых значений (объект с развитыми обратными связями);
- введение в проект специальных элементов — систем блокировок и защит (СБЗ), которые предназначены для предотвращения аварий или ограничение их последствий;
- подготовка персонала, обладающего признаками «культуры безопасности», т. е. квалификационными и психологическими на-

выками, при которых обеспечение безопасности объекта является приоритетной целью и внутренней потребностью, приводящей к самосознанию ответственности и самоконтролю при выполнении всех работ, влияющих на безопасность;

- профилактические (превентивные) меры по устранению причин возможных отказов, а также корректирующие меры, препятствующие перерастанию отказов элементов объекта в нарушения нормальной эксплуатации (ННЭ), а последних — в происшествия и аварии;

- эксплуатация объекта в строгом соответствии с требованиями нормативных документов и инструкций по эксплуатации.

Отметим, что использование свойств самозащищенности во многом опирается на применение *пассивных систем*, функционирование которых связано только с вызвавшим их работу событием и не зависит от работы другой (активной) системы, например источника энергии и т. п. Примером такой пассивной системы безопасности являются ремни безопасности и/или подушки безопасности (рис. 7.1), устанавливаемые в автомобиле, работа которых зависит только от соответствующего воздействия на автомобиль.

По конструктивным признакам пассивные системы делятся на пассивные устройства с механическими движущимися элементами (например, обратные клапаны) и без механических движущихся частей (трубопроводы, ремни безопасности, сосуды и т. п.). Применение в конструкции пассивных элементов способствует повышению надежности, так как вероятность безотказной работы таких устройств на порядок выше, чем у активных систем.

Следует иметь в виду, что приведенные меры обеспечения безопасности не являются единственными. В различных отраслях промышленности и производствах применяются и другие, специфические меры. Например, для предотвращения аварий на хранилищах и складах взрыво- и пожароопасных веществ применяют следующие меры [30]:

- устройство отсекающих задвижек на трубопроводах через определенный интервал (на аммиакопроводах — через 10 км);

- исключение возможности совмещения различных горючих материалов;

- хранение на складах только кондиционных материалов и др.

Однако для уже упомянутых хранилищ и складов пожароопасных веществ многие меры вписываются в принцип глубоко инженеризированной защиты. Например, обвалование участков территории с растекающейся жидкостью — это формирование физического барьера безопасности; автоматическая система защиты для вывода из предаварийного состояния опасных технологических процес-



Рис. 7.1. Примеры пассивных систем безопасности

сов при нарушениях номинальных значений параметров может рассматриваться как СБЗ с использованием свойства саморегулирования.

Принцип глубоко эшелонированной защиты реализуется по мере усугубления ситуации с точки зрения безопасности (рис. 7.2).

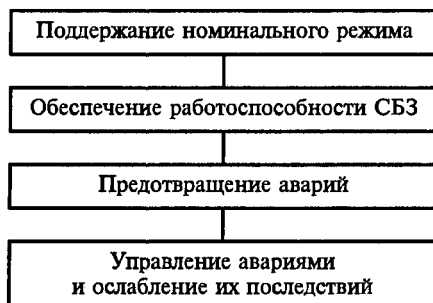


Рис. 7.2. Реализация принципа глубоко эшелонированной защиты

Следующий важный ПОВ — *принцип единичного отказа*, состоящий в том, что система блокировок и защит объекта должна выполнять заданные функции при любом требующем ее срабатывания событии и при независимом от этого события отказе любого элемента СБЗ. Реализация принципа единичного отказа обеспечивает срабатывание СБЗ в случае возникновения единичного отказа элемента объекта или ошибки персонала (рис. 7.3).

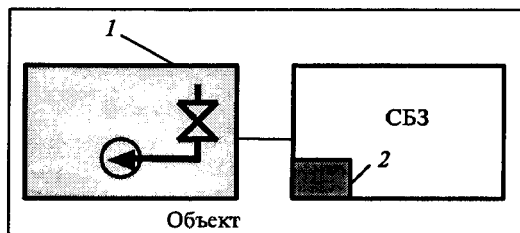


Рис. 7.3. Иллюстрация принципа единичного отказа:

1 — отказавший элемент объекта; 2 — отказавший элемент СБЗ

На практике принцип единичного отказа реализуется путем *резервирования* элементов СБЗ (рис. 7.4), под которым понимают способ обеспечения надежности за счет использования дополнительных элементов, избыточных по отношению к минимально необходимым для выполнения требуемых функций. Цель резервирования — сохранить работоспособность СБЗ в случае возникновения отказа одного из ее элементов. В большинстве случаев применение резервирования себя оправдывает, так как увеличение стоимости за счет введения дополнительных элементов компенсируется получающимся при этом повышением надежности. Например, на пассажирских самолетах ИЛ-86 и последующих модификациях в системах управления предусмотрены резервные бустеры, применено секционирование рулевых поверхностей, управление располагается на двух бортах самолета, что позволяет в случае заклинивания одной из проводок управления обеспечить его с помощью другой. Эти и другие меры реализуют принцип единичного отказа.

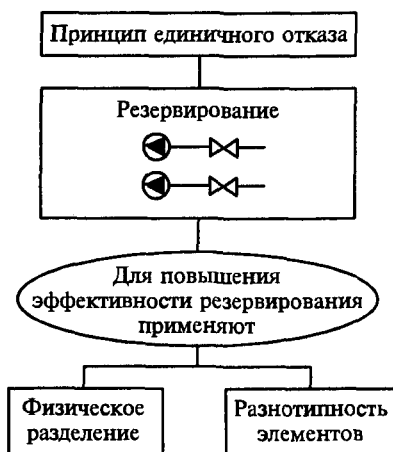


Рис. 7.4. Реализация принципа единичного отказа

Выигрыш в оценке вероятности безотказной работы от применения резервирования может составлять порядок и более. Исключения представляют случаи резервирования в условиях ограничения массы (например, для летательных аппаратов), когда введение дополнительных элементов формально приводит к повышению надежности, а на самом деле оборачивается ее снижением (за счет увеличения массы и уменьшения подъемной силы).

Эффективность резервирования практически может снижаться из-за отказов резервируемых элементов по общей причине [45, 59].

Отказ по общей причине, как это следует из названия, может быть обусловлен воздействием общего для резервируемых элементов фактором — внутренним или внешним. К внутренним факторам относят общие конструктивные, технологические и прочие внутренние причины, к внешним — воздействия природных явлений и/или деятельности человека, например землетрясения, пожары, взрывы, действия террористов и т. п.

Основной путь повышения безотказности систем связан не столько с увеличением числа резервных элементов, сколько с ведением борьбы за устранение отказов по общим причинам. В табл. 7.1 приведен примерный перечень внешних воздействий, способных вызвать отказы по общей причине строительных и крупногабаритных конструкций.

Таблица 7.1

Примерный перечень внешних воздействий

Ударные воздействия	Постепенные воздействия
Пожар	Температура
Загрязнение помещений	Давление
Наводнение	Вибрация
Запаривание помещений	Коррозия
Летающие предметы	Загрязнение
Реактивные струи	Радиационное излучение
Взрывы	Электромагнитное излучение
Гидравлический удар	Помехи в электрических цепях
Колебание труб после разрыва	Живые организмы
Короткое замыкание	Влажность
Землетрясение	
Ураган, смерч и т. п.	
Падение самолета	

На практике уменьшения вероятности отказа систем по общим причинам дополнительно достигают двумя путями: физическим разделением резервируемых элементов и разнотипностью.

Физическое разделение обеспечивает устойчивость резервируемых элементов к одновременному отказу по общим причинам. Инженерно-физическое разделение достигается размещением резервируемых элементов в разных помещениях (шкафах), а также путем создания физических барьеров, например экранов, огне-

упорных перегородок, отдельных проводок и т. п., что обеспечивает сохранение работоспособности отдельных резервных элементов при отказе одного из них.

Разнотипность резервируемых элементов подразумевает применение разных по принципу действия элементов, предназначенных для выполнения одних и тех же функций. Например, во взрывоопасных химических производствах источником аварий может быть прекращение подачи электроэнергии. Для повышения безопасности устанавливается автономный источник электроснабжения (генератор с двигателем внутреннего сгорания и аккумуляторные батареи с соответствующей аппаратурой). В пассажирских самолетах предусматриваются аварийные источники питания для обеспечения полета в случае отказа основных генераторов. Аналогичные подходы применяют на атомных станциях (АС) для создания бесперебойного питания для собственных нужд. Отсечная арматура блочных технологических установок сбора и транспортировки нефти, отсекающая нефтегазоконденсатный поток в случае отказа установки, может иметь ручной, электрический и пневматический привод.

На практике важное место в обеспечении безопасности, кроме рассмотренных выше, занимают такие ПОБ, как:

- применение проверенных и апробированных технологий;
- учет опыта эксплуатации аналогичных объектов;
- извлечение уроков из аварий;
- принятие решений на основе фактов.

Последний принцип особенно важен для раскрытия места вероятностного анализа в обосновании безопасности.

7.2. Место и роль вероятностного анализа безопасности

В современной практике обеспечения безопасности методы вероятностного анализа безопасности служат целям исследования нескольких типов задач:

- определения риска (на стадиях проектирования и эксплуатации);
- оптимизации проектных решений путем сравнительного анализа нескольких вариантов объекта;
- выделения наиболее значимых с точки зрения безопасности отказов и ННЭ для целенаправленного внедрения корректирующих мер по повышению безопасности объекта.

В то же время ВАБ не может быть подменен другими формами и методами исследования, так как позволяет получить комплекс-

ную количественную меру безопасности — вероятность аварии с определенными последствиями, т. е. риск [40].

Введение показателей, характеризующих безопасность, и разработка методов их вычисления позволяют решать также задачу количественной оценки безопасности объекта, т. е. сформировать суждение относительно безопасности объекта, основанное на сопоставлении (в статистическом смысле) показателя безопасности системы с некоторым наперед установленным значением показателя, принятым за базовое.

В качестве базового значения показателя безопасности обычно принимают значение:

- показателя $[S]$, регламентированное в нормативной документации (государственном или отраслевом стандарте, правилах и нормах по безопасности и др.);
- показателя безопасности объекта-аналога S_a ;
- показателя безопасности S_1 данного объекта, вычисленное на предыдущей стадии жизненного цикла объекта.

Здесь S (от англ. *safety* — безопасность) — любой из показателей безопасности, рассмотренных выше.

Для того чтобы сопоставить значение показателя безопасности объекта с базовым значением показателя безопасности, необходимо решить следующие задачи:

- разработать методы вычисления показателей безопасности;
- установить базовое значение показателя безопасности;
- разработать процедуру сопоставления, которая в теории решений называется *решающим правилом*.

В том случае, когда показатель безопасности объекта не соответствует базовому значению, необходима разработка соответствующих корректирующих мер по повышению безопасности, в противном случае возможен переход к следующему этапу проектирования объекта (если количественная оценка безопасности осуществляется на стадии проектирования) или эксплуатации (если количественная оценка безопасности относится к этой стадии).

В этом и заключается механизм управления безопасностью, основанный на количественной оценке ее показателей, блок-схема которого представлена на рис. 7.5. Учитывая, что методы ВАБ предназначены для количественных оценок безопасности, можно считать, что он является основой управления безопасностью, когда решение принимается на основе фактов.

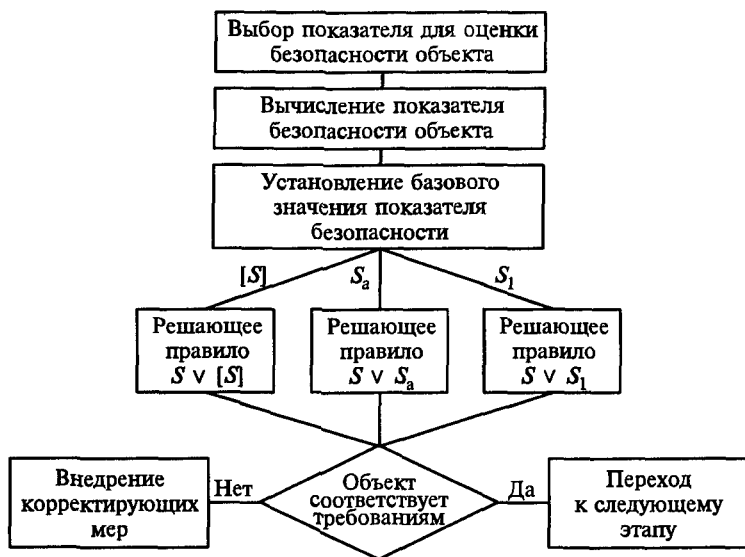


Рис. 7.5. Механизм управления безопасностью на основе количественной оценки безопасности

7.3. Основы регламентации (нормирования) риска

Наиболее общим и универсальным методом расчета критериального (базового) значения риска $[S]$ является подход, основанный на экономическом анализе безопасности [17, 18, 36]. Согласно этому методу критерием оптимума уровня безопасности служит минимум величины Z , которая служит суммой двух составляющих: $X(r)$ — приведенных расходов на обеспечение безопасности, характеризуемой риском r , и $Y(r)$ — прямого ущерба, обусловленного риском r . Таким образом:

$$r_{\text{opt}} = \arg \min_r Z(r) = \arg \min_r [X(r) + Y(r)]. \quad (7.3)$$

Значение r_{opt} может быть принято в качестве критериального значения $[S]$. На рис. 7.6 представлена графическая иллюстрация выражения (7.3).

Несмотря на кажущуюся простоту, этот метод не нашел широкого распространения, так как, прежде всего, недостаточно обоснована величина Y как функция риска r . При относительно малых рисках для многих опасных объектов считается справедливой линейная зависимость [18] $Y(r) = \alpha r$, где α — цена риска. Как отмечается в литературе, для объектов атомной энергетики значения α различаются на два порядка: $\alpha = 10 \dots 10^3$ ($r = 2 \cdot 10^{-4}$). Эта

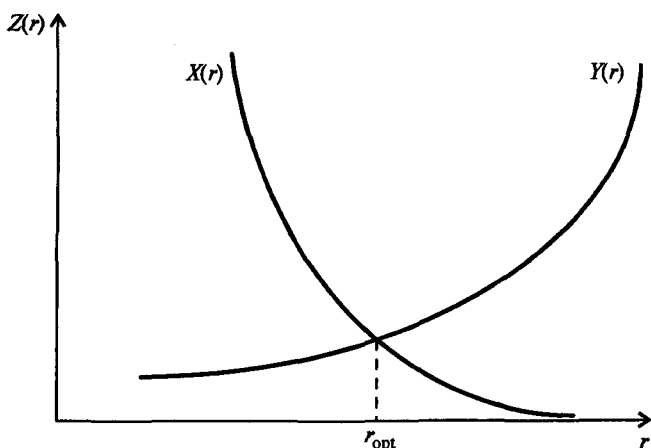


Рис. 7.6. Графическая иллюстрация поиска оптимального значения риска r_{opt}

величина учитывает только прямой экономический ущерб, поэтому она названа «хозяйственной» ценой риска — α_x .

При оптимизации безопасности для расчета критериального значения риска важно учитывать также «социально-психологическую» цену риска — α_c , характеризующую баланс между качеством жизни и безопасностью. Предварительные оценки показывают, что $\alpha_c \approx 200$. Следовательно, величина $Y(r)$ в (7.3) может быть представлена выражением $Y(r) = (\alpha_x + \alpha_c)r$.

Кроме того, при формировании целевой функции $Z(r)$ необходимо учитывать «разновременность» слагаемых $X(r)$ и $Y(r)$, а также принимать во внимание фактор инфляции. К числу факторов, затрудняющих формализацию расчета $[S]$, как правило, относят [18]:

1. Неприемлемость для общества высоких значений $[S]$. Учитывая этот фактор, современное общество готово отказаться от применения потенциально опасных технологий (даже и высокоэффективных), если критериальное значение риска его (общество) не устраивает.

2. Индивидуальное отношение к риску. Индивидуум полагает более приемлемым (допустимым) риск при автомобильных гонках или занятии горнолыжным спортом, так как, возможно, считает, что в этой ситуации он управляет риском. В то же время нефтехимический комбинат, расположенный рядом с его домом, представляет собой вынужденный и потому менее приемлемый риск.

3. Масштабы последствий. Население отрицательно относится к риску, который может привести к гибели 100 человек в одной авиационной катастрофе, но принимает риск в 50 тыс. смертельных случаев в год, связанных с автотранспортом.

4. Адаптацию к риску (привыкание к источникам некоторых опасностей). Привычные риски, например опасность получения травм при работе с электроприборами, очевидно, более допустимы по сравнению с неизвестными рисками в результате работы химического комбината.

5. Невозможность проведения анализа со значениями вероятностей менее 10^{-9} , так как такие величины выходят за пределы человеческого опыта.

6. Распределение риска. Часто источник опасности обеспечивает определенные выгоды обществу в целом, а риск приходится на население, живущее вблизи опасных объектов.

Таким образом, нормирование риска является сложной проблемой, затрагивающей экономические, психологические, социальные, технические и медико-биологические аспекты, что затрудняет ее решение. Для многих объектов приемлемой считается величина риска, равная 10^{-6} 1/год, соответствующая риску природных катастроф. Это значение может быть принято в качестве «реперного» уровня риска при его нормировании.

В табл. 7.2 приведены некоторые критериальные значения рисков фатального исхода для некоторых видов деятельности (данные Института медико-биологических проблем), а в табл. 7.3 — критериальные значения рисков для промышленных объектов.

Таблица 7.2

Критериальные значения риска фатального исхода
в результате природных явлений и для некоторых видов деятельности

Вид опасности	Значение риска, 1/ч
Естественная среда обитания	10^{-12}
Ураганы, грозы, радиоактивные вещества в товарах	10^{-11}
Тайфуны, укусы ядовитых насекомых, землетрясения	10^{-10}
Огнестрельное оружие в быту, взрыв газа в многоквартирных домах	10^{-9}
Болезни в возрасте 10—14 лет	10^{-8}
Болезни в возрасте 30—35 лет, езда на велосипеде, охота, полеты на самолете	10^{-7}
Курение, болезни в возрасте 60—69 лет	10^{-6}
Испытания самолетов	10^{-5}
Скачки, регулярные полеты на военных самолетах	10^{-4}
Участие в спортивных автогонках	10^{-3}

Критериальные значения риска аварии для некоторых объектов

Тип объекта	Риск аварии, 1/год
Реакторы, активная зона	10^{-7}
Реакторы, первый контур	10^{-6}
Ракетно-космические системы	10^{-4}
Турбогенераторы	10^{-4}
Летательные аппараты	10^{-4}
Трубопроводы	$2 \cdot 10^{-3}$

Учитывая, что экономический подход к обоснованию критериального значения риска затруднен, во многих случаях нормирование риска осуществляется на основе принципа *ALAP* (от англ. *as low as possible* — так низко, как только возможно). Реализация этого принципа при нормировании риска означает компромисс между требованиями общества к безопасности и возможностями науки и техники обеспечить требуемый ее уровень. Такой компромисс осуществляется путем согласования критериальных значений риска, устанавливаемых в нормативных документах.

7.4. Использование теории риска для обоснования форм подтверждения соответствия

Вступление в силу с 1 июля 2003 г. Федерального закона «О техническом регулировании» обусловило необходимость разработки научно обоснованного подхода к выбору форм подтверждения соответствия (декларирование соответствия, или сертификация соответствия) при разработке технических регламентов. В основу такого подхода может быть положена концепция риска.

При разработке технических регламентов можно рассматривать три зоны технического регулирования в зависимости от возрастания риска:

1) a_1 — подтверждения соответствия путем принятия изготовителем (продавцом) декларации о соответствии на основе собственных доказательств;

2) a_2 — подтверждения соответствия путем принятия декларации о соответствии для относительно опасной продукции и при возможном участии 3-й стороны;

3) a_3 — подтверждения соответствия для опасной продукции путем принятия декларации о соответствии при обязательном участии 3-й стороны или по схемам обязательной сертификации.

Продукция рассматривается как источник потенциальной, не всегда точно установленной опасности для людей и окружающей среды. Анализ и оценка рисков продукции ориентированы в значительной степени на концепцию относительной безопасности на основе вероятностных подходов, общих для различных видов продукции. Сложность отнесения продукции к зонам технического регулирования заключается в многообразии видов продукции и видов опасностей.

При формализации процесса установления зон технического регулирования следует оценить и сопоставить диапазон допустимых опасностей для людей и окружающей среды, с одной стороны, и соответствующие этим опасностям технические характеристики вида продукции — с другой стороны. Допустимый уровень опасностей для людей и окружающей среды регламентируются научно обоснованными нормами безопасности и уровнем приемлемого риска, допускаемого обществом.

Допустимые технические характеристики продукции, соответствующие этим опасностям, устанавливаются для каждого конкретного вида продукции техническими нормами на основе экспериментальных данных или расчетных зависимостей. Нормирование продукции и соответствующих опасностей способствует установлению критериальных отметок зон технического регулирования на научной основе. Решением проблемы могло бы быть наличие и использование универсальной шкалы с критериальными отметками, соответствующими зонам a_1 — a_3 .

В действительности такое решение достижимо лишь в определенных, поддающихся детерминистической оценке случаях, и проблема связывается с неопределенностью ситуации, оцениваемой на основе методологии приемлемого риска.

Для значительной части продукции различной степени сложности при выборе зон технического регулирования представляет практический интерес оценка рисков применительно не только к предельным ситуациям (авариям, отказам), но и к ситуациям, выходящим за некоторые уровни безопасности, т. е. к несоответствиям и нарушениям (далее — несоответствиям). Такие несоответствия не всегда просто идентифицировать и оценить, они не всегда могут быть учтены и статистически, что вносит дополнительную неопределенность в оценку безопасности продукции.

Степень несоответствий потенциально опасной продукции оценивается на основе качественного (экспертного) и количественного определения рисков. Экспертное определение риска сопровождается суждениями либо оценками относительного свойства; при количественном определении используются оценки

в числовом измерении. Количественное определение рисков приводится в аспекте отнесения продукции к зонам технического регулирования с определенными критериальными значениями. Количество зон технического регулирования принципиально неограниченно и выбирается на основе процедур оценки соответствия с учетом руководящих указаний по техническому регулированию продукции. Критериальные значения рисков, установленные на основе норм безопасности, статистических данных, анализа объектов-аналогов способствуют научно обоснованному выбору зон технического регулирования, но и сами регулируются уровнем приемлемого риска, допускаемого обществом.

Для оценки риска причинения вреда используются сведения о результатах эксплуатации и испытаний продукции, публикации, базы данных, исследования рынка, мнения специалистов и экспертов.

Информация для оценки рисков должна включать:

- область использования продукции;
- сведения об источниках потенциальной опасности;
- сведения о конструкции, применяемых материалах и веществах;
- сведения о несчастных случаях и происшествиях;
- сведения о подобных ситуациях для различных видов продукции;
- любую информацию о вреде для здоровья.

Отсутствие или недостаточность информации об опасностях не дает оснований для суждений о небольшой величине риска.

Область использования продукции включает:

- все стадии жизненного цикла продукции;
- весь диапазон применения продукции, включая возможное неправильное применение и функционирование;
- весь диапазон предполагаемого использования продукции (например, промышленное, непромышленное, в домашних условиях);
- предполагаемых потребителей с их уровнем образования, опытом или способностями с учетом пола, возраста, с различными физическими возможностями;
- указание на подверженность других лиц опасности, если это можно предвидеть.

Идентификация опасностей обеспечивает основу для оценки рисков. Следует установить все возможные опасности, опасные ситуации и события, связанные с использованием продукции. Для всех видов продукции надо определить виды опасностей и

для каждой группы однородной продукции состав опасностей на всех стадиях ее жизненного цикла.

В общем случае рассматриваются следующие *виды опасностей*:

- механическая;
- электроопасность;
- промышленная, в том числе от шума и вибрации;
- термическая;
- пожароопасность;
- взрывоопасность;
- химическая;
- биологическая;
- излучения;
- магнитные поля;
- ядерная и радиационная;
- нарушение электромагнитной совместимости.

Определение факторов риска. Оценка риска связывается с уровнем потенциальной опасности продукции, определяемой тяжестью ущерба и вероятностью его возникновения. Риски, связанные с определенной ситуацией или конкретным техническим процессом, описываются комбинацией следующих элементов: тяжести ущерба и вероятности нанесения ущерба, которая зависит от частоты и продолжительности воздействия опасности на людей, вероятности возникновения опасной ситуации, технических и человеческих возможностей избежать или ограничить возможный ущерб.

Для конкретного вида однородной продукции определяются номинальные (допустимые) значения опасных воздействий продукции в связи с тяжестью ущерба и все возможные несоответствия. Далее устанавливаются факторы риска, в том числе человеческий фактор и сопряженные с ним риски. Определяются вероятностные характеристики и весомость этих факторов. Общее значение потенциальной опасности будет зависеть от суммы составляющих опасности.

На основе полученных результатов качественной или количественной оценок рисков проводится рассмотрение видов продукции как объектов подтверждения соответствия или декларирования.

Факторы риска. При анализе риска рекомендуется учитывать следующее.

1. Тяжесть возможного ущерба:

- а) по последствиям для персонала, имущества, животных и растений, окружающей среды;
- б) по степени воздействия — легкая, серьезная, непоправимая;
- в) по объему (число пострадавших или количество изделий).

2. Вероятность нанесения ущерба:

а) частоту и продолжительность воздействия опасности — необходимость доступа в опасную зону; вид доступа в опасную зону; время, проведенное в опасной зоне; число людей, подверженных опасности; частоту попадания в опасную зону;

б) вероятность возникновения опасной ситуации — вероятность безотказной работы или другие статистические данные; прецеденты процессов развития опасной ситуации; сравнение рисков;

в) возможность исключения или ограничения ущерба:

- при использовании изделия — квалифицированным персоналом, неквалифицированным персоналом, роботом или автоматом;

- при развитии опасной ситуации — мгновенно, быстро, медленно;

- на основе представлений о возникновении риска — с учетом информации общего характера, прямого наблюдения;

- с учетом ловкости, рефлекса — возможно, возможно при определенных условиях, невозможно;

- с учетом практического опыта и знаний — о данной конкретной продукции, о подобной продукции, при отсутствии опыта.

3. Аспекты, принимаемые во внимание при оценке элементов риска:

а) лица, подверженные опасности (следует принимать во внимание всех людей, подвергаемых опасности, включая и тех, кого можно предвидеть);

б) тип, частота и продолжительность подверженности опасности — оценка подверженности опасности, включая долговременное воздействие, требует анализа и должна учитывать все виды использования продукции, а также ситуаций, при которых необходимо отключать защитные устройства;

в) взаимосвязь между подверженностью опасности и ее последствиями — должны учитываться последствия накопления опасности и содействующие факторы;

г) человеческий фактор — взаимодействие человека с изделием, взаимодействие между людьми, психологические аспекты, эргономические факторы, способность сознавать риск в данной ситуации, которая зависит от обучения, опыта или способностей;

д) надежность защитных мероприятий — если защитные меры включают организацию работ, правильное поведение, внимательность, применение персональных средств защиты, мастерство или навык, то при оценке риска должна учитываться относительно низкая надежность этих средств по сравнению с техническими мерами;

е) возможность отмены мер безопасности. Желание обойти меры безопасности возникает, когда мера безопасности снижает

производительность или мешает другим видам деятельности, когда ее трудно применить или когда она не признана пользователем;
ж) возможность установки защитных устройств.

4. *Оценка рисков экспертным путем* — проводится при согласованном мнении экспертов на основе инженерного анализа. Для возникающего события и его вероятностных последствий используются словесные формы или шкалы описательного свойства. Множеству возникающих ситуаций соответствует множество возможных решений.

При экспертной оценке риска следует исходить из того, что:

- опасности, оцениваемые по отдельности как незначительные, могут при совместном проявлении вызвать значительную опасность;

- величина ущерба может зависеть от многих факторов, которые нельзя предусмотреть полностью, поэтому следует учитывать самый незначительный ущерб, который может возникнуть в рассматриваемой опасной ситуации;

- возможно проводить сравнения между похожими опасными ситуациями у различных видов продукции;

- недостаточно использовать только данные о несчастных случаях, которые охватывают незначительное число опасных ситуаций, так как не все несчастные случаи фиксируются и проявляются за ограниченное время наблюдений. Кроме того, статистические данные не в полной мере отражают причины, вызвавшие несчастный случай.

Частью процесса определения риска может являться сравнение риска, связанного с данным изделием, и риска применения аналогичного изделия с учетом следующих критериев:

- аналогичное изделие безопасно;
- технологии изготовления изделий сравнимы;
- опасность и элементы риска сравнимы;
- технические условия сравнимы;
- условия использования сравнимы.

При принятии решения о величине риска принимаются во внимание источники опасностей (виды опасностей) в категориях «много—мало» и эффективность защитных мер в категориях «слабо—хорошо». При этом, если:

1) источников опасностей много и они слабо предотвращаются защитными мерами, то больше оснований для включения объекта в зону a_3 (путем обязательной сертификации или принятия декларации о соответствии при обязательном участии 3-й стороны);

2) источников опасностей много, но они хорошо предотвращаются защитными мерами, то больше оснований для включения объекта в зону a_2 (путем принятия декларации о соответствии для относительно опасной продукции и при возможном участии 3-й стороны);

3) источников опасностей мало и они предотвращаются защитными мерами, то больше оснований для включения объекта в зону a_1 (путем принятия декларации о соответствии на основе собственных доказательств).

Пример 7.1. Определение зон технического регулирования на основе правил классификации.

При классификации применяют следующие критерии:

- наличие источников опасности;
- степень контакта непосредственно с источником опасности;
- длительность и интенсивность воздействия опасных факторов;
- наличие физических барьеров безопасности;
- возможная степень тяжести последствий.

По отдельному виду опасности проводится классификация зоны технического регулирования и затем осуществляется переход к другому виду опасности. По всем видам опасностей выбирается зона технического регулирования, соответствующая самой высокой степени опасности.

В ГОСТ Р 51609—2000 приведена методика классификации применительно к медицинским изделиям. Устанавливаются критерии и правила классификации медицинских изделий, позволяющие отнести всю группу изделий к трем соответствующим зонам технического регулирования (ТР) в зависимости от величины риска вреда (табл. 7.4).

Таблица 7.4

Ориентировочная классификация медицинских изделий по величине риска

Зона ТР	Класс	Характер изделий	Примеры изделий
a_1	1	С низкой степенью риска	Изделия артериального давления неавтоматизированные, звукоореактотесторы, микроскопы, приборы для исследования стереоскопического зрения
a_2	2а	Со средней степенью риска	Аудиметры, лабораторная техника, перевязочные специальные средства, спидометры, тепловизоры, электромиографы, жесткие и гибкие эндоскопы
a_2	2б	С повышенной степенью риска	Измерители пульса и сердечных сокращений, пульсоксиметры, кардиоанализаторы, мониторы, в том числе прикроватные
a_3	3	С высокой степенью риска	Аппараты для гемодиализа, гемосорбции, лимфосорбции, аппараты искусственного кровообращения и другие изделия, замещающие жизненно важные органы

В случае недостаточной точности решений при отнесении продукции к зонам технического регулирования на основе качественной оценки, следует воспользоваться количественным определением рисков. В зависимости от удобства представлений вероятностных понятий и понятий тяжести ущерба используется одномерная или двухмерная шкала.

Идентифицируется вид опасности и на основе представлений критериальных значений риска $R_{кр1}$, $R_{кр2}$, $R_{доп}$ на шкале рисков намечаются зоны технического регулирования (рис. 7.7).

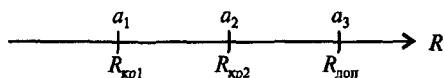


Рис. 7.7. Зоны технического регулирования на одномерной шкале

На рис. 7.8 приведена двухмерная шкала. В соответствии с рекомендациями ИСО 14971:2000 риск оценивается в системе координат P и H , где P — вероятность наступления опасной ситуации, H — тяжесть ущерба. По аналогии с этими рекомендациями можно схематически наметить зоны технического регулирования.

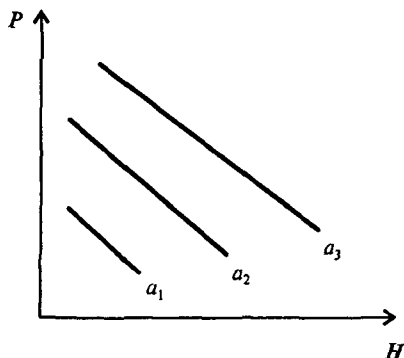


Рис. 7.8. Зоны технического регулирования на двухмерной шкале

Критериальные значения рисков могут быть установлены:

- по одному доминирующему виду опасности с использованием представлений нормирования продукции;
- по нескольким видам опасности с использованием представлений нормирования продукции и приведением всех видов опасности к эквивалентному виду опасности;
- в общем случае с использованием статистических данных для аналогичных или эталонных объектов, включая результаты испытаний.

Нормирование продукции способствует установлению критериальных значений риска на научной базе. В этом случае критериальные отметки устанавливаются по результатам сопоставления норм безопасности и технических характеристик продукции в соответствии с ее основным назначением и регулируются уровнем приемлемого риска, допускаемого обществом с учетом технических, экономических и социальных возможностей.

Нормы безопасности определяют шкалу опасностей физиологического свойства. На этой шкале в тех же самых единицах измерения должен быть установлен диапазон (или предельный уровень) технических характеристик продукции, соответствующих виду этой опасности, т. е. критериальные отметки. Для каждого вида продукции общество допускает различный уровень опасностей (тяжести ущерба) и различные вероятностные характеристики, связанные с риском использования продукции.

Между тем в связи с многообразием и неопределенностью ситуаций, непредсказуемостью использования продукции не всегда могут быть адекватно учтены, соблюдены или воспроизведены условия, на основе которых проводилось нормирование продукции. В этом случае установление критериальных отметок связывается с данными статистических наблюдений.

7.5. Международные стандарты в области анализа и оценки безопасности

Важность рассматриваемой проблемы стимулировала разработку ряда международных стандартов (руководств) в области безопасности. В табл. 7.5 приведен перечень международных документов этой сферы, относящихся только к одному из аспектов безопасности — анализу (assessment) риска.

Анализ этих документов позволил выявить две важные тенденции. Во-первых, безопасность в них рассматривается как отсутствие неприемлемого риска (Руководство ИСО/МЭК 51:1990) или как способность объекта (машины) выполнять требуемые функции в условиях, предназначенных для ее применения и определенных изготовителем, без риска ущерба для здоровья (стандарт EN 292—1:1991, стандарт ИСО 12100—1:1992).

Из этого следует, что обеспечение безопасности рассматривается в рамках концепции приемлемого риска. Смысл подхода, охватываемого названной концепцией, состоит в том, что общество отказывается от понятия «абсолютной» безопасности.

Перечень документов в области безопасности продукции

№ п/п	Название документа	Международная организация, утвердившая документ
1	Руководство 51:1990 «Руководство по включению аспектов безопасности в стандарты»	ИСО/МЭК
2	Стандарт 60812:1985 «Приемы анализа надежности систем», «Процедура анализа видов и последствий отказов»	МЭК
3	Стандарт 61025:1990 «Анализ деревьев отказов»	МЭК
4	Стандарт 14121:1999 «Безопасность машин: принципы и оценки риска»	ИСО
5	Стандарт 12100—1:1992 «Безопасность машин: Основные концепции, общие принципы проектирования». Ч. 1. Основная терминология, методология	ИСО
6	Стандарт 12100—2:1992 «Безопасность машин: Основные концепции, общие принципы проектирования». Ч. 2. Технические принципы и требования	ИСО
7	Стандарт 60204—1:1992 «Электрооборудование машин». Ч. 1. Общие принципы	МЭК
8	Стандарт EN 292—1:1991 «Безопасность машин: Основные концепции, общие принципы проектирования». Ч. 1. Основная терминология, методология	CEN
9	Стандарт EN 292—2:199 «Безопасность машин: Основные концепции, общие принципы проектирования». Ч. 2. Технические принципы и требования	CEN
10	Стандарт EN 60204—1:1992 «Электрооборудование машин». Ч. 1. Общие принципы	CEN
11	Стандарт EN 954—1:1996 «Элементы безопасности управления». Ч. 1	CEN
12	Стандарт «Медицинское оборудование: Управление риском применительно к медицинскому оборудованию»	ИСО
13	Стандарт 60300—3—9 «Управление надежностью». Ч. 3. Прикладное руководство. Разд. 9. Анализ риска технологических систем	МЭК
14	Стандарт 60601—1:1998 «Медицинское электрооборудование». Ч. 1. Общие требования к безопасности	МЭК

Этим самым неявно признается, что объекты (продукция) могут содержать источники опасности. Задача проектировщиков и изготовителей продукции состоит в том, чтобы каким-то образом исключить или ограничить влияние этих источников опасности на человека или окружающую среду. При невозможности полностью исключить воздействие источников опасности необходимо оценить степень потенциальной опасности, которая рассматривается как «остаточная» опасность, не покрываемая принятыми защитными мерами обеспечения безопасности.

В стандартах ИСО 14121:1999, EN 954—1:1996 и ИСО 14971:2000 рассмотрен общий подход к обеспечению безопасности объектов на стадии проектирования, который основывается на концепции приемлемого риска и соответственно учитывает возможные меры его сокращения. Наиболее глубоко этот подход описан в стандарте ИСО 14971:2000. И хотя формально стандарт распространяется на медицинское оборудование, общая схема обеспечения безопасности объекта представляется универсальной. В стандартах ИСО 14121:1999, EN 954—1:1996 она также рассмотрена, но в более ограниченном варианте.

Важным аспектом последующего изложения является относящаяся к обеспечению безопасности терминология, которая, к сожалению, в стране до настоящего времени не является предметом глубокого анализа. Ниже будут использованы русскоязычные термины без их анализа, а в скобках приведены англоязычные термины.

Общий порядок (схема) обеспечения безопасности на стадии проектирования предусматривает выполнение следующих этапов:

1. *Анализ риска* (risk analysis) — систематическое использование необходимой информации для идентификации видов опасностей и оценки (estimation) риска. В рамках анализа риска выполняются следующие процедуры:

- выделение качественных и количественных характеристик, которые влияют (могут повлиять) на безопасность продукции;
- определение (там, где это возможно) предельных значений этих характеристик;
- идентификация известных и прогнозируемых видов опасностей;
- описание предполагаемой последовательности событий, которые могут последовать после наступлений опасной ситуации для каждого вида идентифицированной опасности;
- оценка риска для каждого вида идентифицированной опасности.

Оценка риска может быть количественной или качественной. В последнем случае важно оценить частоту наступления опасной ситуации для каждого вида идентифицированной опасности и возможные последствия. Оценка выполняется для случаев штатной (при наличии опасной ситуации) и нештатной ситуаций.

Количественная оценка риска может быть выполнена несколькими методами: FMEA (анализ видов и последствий отказов), FTA (анализ «деревьев событий» (отказов, неисправностей)), HAZOP (анализ опасностей и эксплуатационных возможностей) и др. Стандарты не устанавливают, какой из методов является предпочтительным. Выбор наиболее адекватного метода — прерогатива разработчика оборудования.

2. *Оценка (evaluation) риска* — процесс выработки суждения, выносимого по результатам анализа риска, с целью определения приемлемости риска. В рамках этого этапа по каждому виду идентифицированной опасности в соответствии с принятым критерием оценивается, приемлем ли риск. Допустимость риска обусловлена социально-экономическими факторами общества и оценивается путем сравнения возможных потерь, связанных с наступлением опасной ситуации, и выгод для общества или индивида.

Приемлемость риска во многом обуславливается также индивидуальным отношением к восприятию опасной ситуации. Например, альпинист приемлет повышенный риск фатального исхода при восхождении и не приемлет такой же риск фатального исхода (по величине), связанный с курением.

При анализе приемлемости риска в стандарте ИСО 14971:2000 предлагается рассматривать три зоны:

- безусловно приемлемого риска;
- риска столь низкого уровня, который может быть практически достижим, или зона ALARP (As Low As Reasonably Practicable);
- неприемлемого риска.

Оба этапа, анализ риска и оценка (evaluation) риска, объединяются названием *экспертиза (assessment) риска*. Если результат экспертизы риска отрицателен, т. е. признается, что для какого-то вида опасности риск неприемлем, то принимается решение о необходимости снижения риска. Если результат экспертизы положителен по каждому виду опасности, то рассматривают общую оценку риска по всем видам опасностей.

В стандарте ИСО 14121:1999 и Руководстве ИСО/МЭК 51:1991 этим этапом завершается схема обеспечения безопасности объекта.

Стандарт ИСО 14971:2000 рассматривает этот процесс более глубоко — с позиций непрерывного совершенствования, согласно циклу PDCA. Поэтому аспект снижения риска в этом стандарте рассматривается на следующем этапе.

3. *Управление (control) риском* — этап, в рамках которого разрабатываются корректирующие меры (защитные меры — по Руководству ИСО/МЭК 51), направленные на снижение риска, и проводится оценка остаточного риска после внедрения корректирующих мер. Если в результате выполнения этого этапа признается, что риск для какого-либо вида опасности не может быть снижен и, тем не менее, этот риск недопустим, то проводится сопоставление риска с преимуществами, которые обеспечивает применение данного объекта. Если риск оказывается более значимым по сравнению с преимуществами, то принимается отрицательное решение.

Если преимущества более весомы, то на следующем этапе осуществляют общую оценку риска по всем идентифицированным видам опасности.

4. *Общая оценка (overall evaluation) остаточного риска* может показаться излишней, если по каждому виду опасностей принято решение о допустимости риска. Но на практике риски могут накладываться из-за того, что источники опасности действуют одновременно, например электромагнитное излучение и температурное воздействие и т. п. При этом тяжесть последствий в этом случае, безусловно, увеличивается, а соответственно возрастает и общий риск. Поэтому в рамках данного этапа необходимо проанализировать общий (совокупный) риск. Если окажется, что совокупный риск неприемлем, то принимается отрицательное решение.

Совершенствование оборудования и повышение его безопасности предполагает реализацию следующего, 5-го этапа, на котором осуществляется анализ эксплуатационных данных о безопасности объектов.

5. *Послепроизводственный анализ данных о безопасности* завершает цикл PDCA, обеспечивая требуемый объем информации для совершенствования эксплуатируемых объектов и обеспечения безопасности проектируемых изделий.

Все пять этапов — анализ риска, оценка риска, управление риском, общая оценка остаточного риска, послепроизводственный анализ данных — в стандарте ИСО 14971:2000 объединены в процесс *менеджмента риска*, схема которого представлена на рис. 7.9.

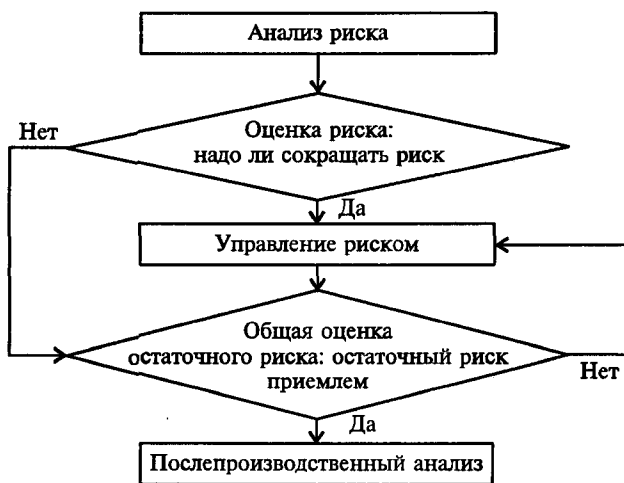


Рис. 7.9. Схема менеджмента риска

Глава 8

Вероятностный анализ безопасности

8.1. Формулировка основных задач вероятностного анализа безопасности (этап 1)

Как было указано выше, вероятностный анализ безопасности (ВАБ) применяют для сравнительного анализа вариантов объекта, сопоставления при единых предпосылках с прототипами и аналогами, выявления принципиальной достижимости требуемой безопасности, уточнения инструкций по эксплуатации и решения других задач.

Важная задача ВАБ — выделение наиболее опасных сценариев, которые вносят наибольший вклад в оценку риска. ВАБ выполняется на стадии раннего проектирования группой специалистов, среди которых, как правило, присутствуют проектировщики, технологи и специалисты по обеспечению безопасности. Роль первых заключается в выполнении детерминистских расчетов, позволяющих уточнить возможные сценарии развития аварий, а также оценить последствия аварий.

Важно подчеркнуть, что чем раньше выполняется ВАБ, тем эффективней его результаты, поскольку тем меньше затраты на обеспечение безопасности объекта. Это объясняется правилом десятикратного (!) увеличения затрат на устранение дефектов (несо-

ответствий) при переходе к следующей стадии жизненного цикла объекта, что иллюстрируется диаграммой на рис. 8.1 [2, 15]. Это простое правило десятикратного увеличения затрат демонстрирует эффективность раннего обнаружения потенциальных проблем в части безопасности.

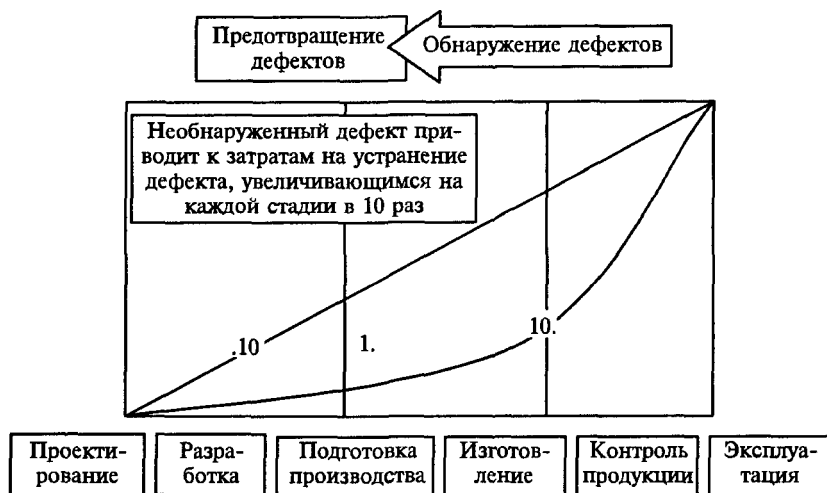


Рис. 8.1. Иллюстрация правила десятикратного увеличения затрат из-за необнаруженного дефекта

Базой для ВАБ является построение «дерева событий», т.е. выполнение системного анализа того, что последует за исходным событием (ИС). Порядок проведения ВАБ, представленный на рис. 8.2, предусматривает [59]:

- выбор и классификацию ИС и оценку их частоты;
- использование объективных данных о надежности (безотказности) элементов объекта в рассматриваемых сценариях того, что последует за ИС;
- анализ гипотетических путей развития аварии после каждого ИС (аварийных последовательностей);
- расчет вероятностей реализации аварийных последовательностей;
- классификацию конечных состояний и расчет риска.

Следует отметить, что ВАБ является сложной и трудоемкой задачей, решение которой зачастую предполагает участие и других специалистов, кроме перечисленных выше. Так как ВАБ выполняется на стадии проектирования, на которой информация об отдельных процессах и явлениях может отсутствовать или быть



Рис. 8.2. Этапы проведения ВАБ

неполной, расчет риска сопровождается высокой степенью неопределенности. В этой ситуации целесообразно отказаться от решения задачи выявления принципиальной достижимости требуемой безопасности, которая связана с сопоставлением расчетного значения риска с критериальным значением, или попытаться проанализировать возможные виды неопределенности для их учета при расчете риска. Как правило, возможные неопределенности в расчете риска не сказываются на решении других задач ВАБ, так как предполагается, что эти неопределенности одинаково сказываются на расчетных значениях риска, например при сравнении различных вариантов конструкции объекта.

Во многих случаях выполнение ВАБ в полном объеме может быть затруднено. В этом случае проводятся только качественный и количественный анализы надежности объекта. Для повышения объективности анализа безопасности должны применяться верифицированные (одобренные) базы данных, содержащие сведения о показателях надежности элементов-аналогов и режимах их работы, а также специализированные базы данных о надежности персонала.

Результаты ВАБ оформляются в виде отчетов и архивируются для последующих проверок и экспертизы. Эти результаты подлежат

детальному инженерному анализу для выработки соответствующих корректирующих мер. Важное требование выполнения ВАБ — простота интерпретации его результатов, так как в противном случае инженерная общественность может их не воспринять [40].

Ниже последовательно рассмотрены основные этапы проведения ВАБ.

8.2. Анализ исходных событий (этап 2)

Этот этап предполагает составление полного перечня возможных событий, потенциально опасных с точки зрения формирования ущерба, превышающего допустимый, и выделение из этого перечня группы исходных событий для дальнейшего моделирования путем построения «дерева событий». Выполнение этого шага необходимо для сокращения перебора возможных аварийных сценариев.

При формировании полного перечня исходных событий должны быть выделены внутренние и внешние ИС. Внутренние исходные события вызываются отказами элементов объекта, ошибочными действиями оператора (летчика, водителя, персонала) или ошибками в программном обеспечении (ПО), а внешние — воздействиями, связанными с природными явлениями или деятельностью человека в районе нахождения объекта (ураганы, наводнения, атака террористов и т. п.). Классификация ИС приведена на рис. 8.3.



Рис. 8.3. Классификация исходных событий

Исходными данными для выполнения этого этапа служат анализы аварий аналогичных объектов. Важность работ на этом этапе обусловлена необходимостью обеспечения безопасности не только в период нормальной эксплуатации, но и при наступлении события. Кратко рассмотрим некоторые виды исходных событий.

Землетрясения — это колебания земной поверхности вследствие внезапных смещений и разрывов в земной коре или верхней мантии. Движение грунта при землетрясении носит волновой характер. Классификация землетрясений по величине и мощности ведется по безразмерной шкале магнитуд M , которые характеризуют общую энергию упругих колебаний, вызванных землетрясением. Шкала M находится в пределах от 0 до 9.

Интенсивность землетрясений на поверхности земли оценивается по 12-балльной шкале J согласно ГОСТ 6249 или по международной шкале ЮНЕСКО MSK-1964.

В табл. 8.1 приведена классификация землетрясений по магнитуде, балльности и средней частоте [1].

Таблица 8.1

Классификация землетрясений

Характеристика землетрясения	Магнитуда M	Балльность J	Средняя частота (за год)
Планетарного масштаба		8	1...2
Сильное, регионального масштаба	7...8	9...10	15...20
Сильное, локального масштаба	6...7	7...8	100...150
Среднее	5...6	6...7	750...1000
Слабое местное	4...5	5...6	5000...7000

Ураганы — атмосферные вихри больших размеров со скоростью ветра до 120 км/ч, а в приземном слое — до 200 км/ч. Энергия урагана достигает значений $4 \cdot 10^{16}$. Частотным анализом годового числа ураганов ν установлено [1], что оно может быть описано пуассоновским законом с функцией распределения $f(\nu)$:

$$f(\nu) = \mu^\nu \exp(-\mu)/\nu!,$$

где μ — средняя ежегодная частота ураганов, которая, например, для ураганов Атлантического побережья США равна 2.

Под **наводнением** понимают значительное затопление местности в результате подъема уровня воды в реке, озере или море. Среди других стихийных бедствий в России по повторяемости (частоте) и материальному ущербу наводнения стоят на первом месте. Наиболее часто наводнения ливневого типа происходят на Дальнем Востоке. В табл. 8.2 приведены данные о частоте наводнений в Приморье [1].

Частота наводнений в Приморье

Река	Частота наводнения, год ⁻¹		
	небольшого	большого	значительного
Уссури	0,50	0,25	0,11
Иман	0,50	0,33	0,17
Суйфун	0,50	0,14	0,06
Даубихе	0,50	0,25	0,10

Существенную роль в инициации аварий играют *отказы элементов сложных систем*. Так, по данным МАГАТЭ (Международное агентство по атомной энергии) отказы оборудования атомных станций явились причинами четверти аварий на АЭС за период с 1971 по 1985 г. в 14 странах мира (табл. 8.3) [35].

Таблица 8.3

Причины аварий на АЭС (данные МАГАТЭ)

Причина аварий	Доля аварий, %
Ошибка в проекте	30,7
Износ оборудования, коррозионные процессы	25,5
Ошибки оператора	17,5
Ошибки в эксплуатации	14,7
Прочие причины	11,6

Для других потенциально опасных объектов это соотношение может, безусловно, меняться, однако и в этих случаях отказы элементов систем будут играть существенную роль в формировании аварийных состояний.

Как правило, частота отказов элементов объекта, или интенсивность отказов, определяется по результатам автономных испытаний этих элементов на надежность или при испытаниях в составе объекта. Но наиболее достоверная оценка частоты (интенсивности) отказов получается при обработке данных об отказах из сферы эксплуатации объектов-аналогов. В результате формируется база данных о надежности элементов, которая может быть использована для анализа исходных событий. Для примера в табл. 8.4 приведены сведения об интенсивности отказов типовых элементов автомобиля.

Интенсивность отказов элементов автомобиля

Наименование составной части	Интенсивность отказов, 1/тыс. км пробега
Электрооборудование	0,1030
Подвеска автомобиля	0,0015
Система питания	0,0076
Система выпуска газов	0,0071
Двигатель в сборе	0,0068
Тормозная система	0,0056
Ступицы и коляска	0,0047
Система охлаждения	0,0039

Выделяя из соответствующей базы данных информацию о надежности элементов, можно оценить частоту исходных событий для фактора «отказ элементов объекта».

Роль человеческого фактора в формировании аварий иллюстрируется данными табл. 8.3 и 8.5. Их анализ показывает, что ошибки человека-оператора достаточно часто являются причинами ИС аварий. Здесь под *ошибкой персонала* понимается вид отказа человека-оператора, не связанный с прекращением деятельности или саботажем. По данным зарубежных исследований, неправильные (т. е. ошибочные) действия персонала при управлении сложными объектами вызывали до 40% неблагоприятных исходов при испытаниях ракет, до 64% аварий на морском флоте, до 30% отказов радиоэлектронного оборудования [16, 29, 35].

Таблица 8.5

Основные причины аварий, связанных с потерей самолета
(данные фирмы «Боинг» по всем авиационным инцидентам)

Причина аварий	Число аварий	Доля аварий, %
Экипаж	298	6,1
Авиатехника	45	9
Техническое обслуживание	9	2,0
Метеоусловия	20	4,1
Службы аэропорта	19	3,9
Другие причины	14	2,8
Не установлена	83	17,2
Всего:	488	100

В результате анализа и классификации исходных событий, содержащихся в их начальном полном перечне, формируется окончательный перечень ИС, которые подлежат дальнейшему анализу. Из начального перечня, как правило, исключаются те события, частота (интенсивность) которых очень низкая и последствия которых (по результатам анализа аварий объектов-аналогов) незначительны по сравнению с другими. Такая процедура отсеивания называется *скринингом* ИС. Он позволяет сократить перечень исходных событий до разумного предела. В результате формируется окончательный их перечень с соответствующими значениями частоты реализации, что в дальнейшем позволит осуществить количественный расчет риска. Для примера в табл. 8.6 приведен фрагмент окончательного перечня ИС с указанием их интенсивности, рассматриваемых при проектировании энергоблоков АЭС [53].

Таблица 8.6

Перечень ИС, рассматриваемых в проекте АЭС (фрагмент)

Наименование исходного события	Интенсивность возникновения, год ⁻¹
Разрыв корпуса реактора	$< 10^{-6}$
Разгерметизация первого контура	$10^{-4} \dots 10^{-3}$
Разгерметизация трубопровода	10^{-4}
Падение самолета на АЭС	$< 10^{-6}$
Максимальное расчетное землетрясение	10^{-4}
Пожар на АЭС	10^{-1}
Ошибка оператора при извлечении рабочего органа стержней управления защитой на работающем реакторе	10^{-2}
Пожар на блочном щите управления	$(2 \dots 5) \cdot 10^{-3}$

8.3. Анализ аварийных последовательностей (этап 3)

Построение «деревьев событий». Как было выяснено выше, безопасность объектов определяется рядом событий, например ошибками персонала, внешними событиями и т. п., которые нельзя трактовать как отказы. Более того, анализ ряда аварий показывает, что, как правило, они происходят в результате наложения цепочки событий, последовательность которых удобно отобразить в виде «дерева событий». «Дерево событий» — это связный ациклический граф, на котором выделяют вершинное (исходное) собы-

тие, промежуточные события, обусловленные наступлением исходного события и конечные состояния [13]. Исходное событие и последующие за ним промежуточные события фактически описывают возможные пути протекания инцидента.

Существенными достоинствами методологии построения «дерева событий» для расчета риска являются простота анализа, визуализация расчета риска и возможность учета поведения оператора за счет включения в «дерево» фиктивных элементов, характеризующих действия оператора, или путем рассмотрения ИС аварий, связанных с ошибками персонала.

«Дерева событий» ориентированы на учет причинно-следственной зависимости между состояниями элементов объекта в фиксированные моменты времени, приводящие объект к некоторой совокупности состояний, среди которых могут быть и критические.

«Дерево событий» строится с целью анализа последствий некоторого исходного события I_0 (отказа элемента, ошибки персонала, внешнего события), которое изображается в основании «дерева» [13, 59]. Это исходное событие может привести (но может и не привести) к последующим событиям, непосредственно им обусловленным, которые называются событиями 1-го уровня: $I_{11}, I_{12}, \dots, I_{1k}$. Каждое из событий 1-го уровня может вызвать (или не вызвать) последующие события, непосредственно им обусловленные. Другими словами, «дерево событий» представляет собой логическую диаграмму, которая определяет множество конечных состояний объекта, каждое из которых является реализацией определенных сочетаний промежуточных событий, могущих повлиять на процессы развития аварии при заданном ИС.

Графически «дерево событий» изображается в виде таблицы состояний и дихотомического «дерева». В заголовках колонок таблицы слева направо размещаются название и условные обозначения промежуточных событий и характеристики конечных состояний. В табл. 8.7 приведен формат таблицы, которая используется для отображения «дерева событий».

Таблица 8.7

Формат таблицы для построения «дерева событий»

Исходное событие	Промежуточные события, связанные с выполнением или невыполнением функций элементами объекта и персоналом	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--	--------------------	-----------------------

В качестве промежуточных могут быть использованы следующие события:

- успешное или неуспешное срабатывание элементов объекта, в том числе защит и блокировок;
- правильные или ошибочные действия оператора (персонала).

Порядок разработки «дерева событий» следующий:

1. Выбор конкретного ИС из окончательного перечня исходных событий (этап 2) и его описание.
2. Определение функций, которые должны выполнить те или иные элементы объекта при наступлении данного выбранного ИС из перечня.
3. Моделирование «дерева событий» (построение путей развития инцидента).
4. Классификация множества конечных состояний.

Первый шаг разработки «дерева событий» очевиден и не требует комментариев. В результате выполнения второго шага может быть построена вершина «дерева событий» (колонка 1 табл. 8.7).

Пример 8.1. На рис. 8.4 изображена система охлаждения химического реактора, состоящего из двух насосов, соединенных параллельно (в смысле надежности), прокачивающих охлаждающую жидкость.

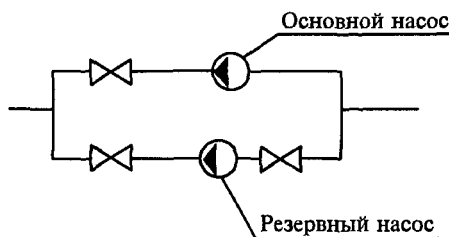


Рис. 8.4. Система охлаждения химического реактора (фрагмент)

Из окончательного перечня ИС, рассматриваемых на предыдущем этапе, выбирается событие I_0 — ложное срабатывание задвижки (на рисунке не обозначена). После выполнения первого шага заполняется таблица на рис. 8.5 и строится вершина «дерева событий». В таблице на рис. 8.5 приняты следующие обозначения: элемент 1 — основной насос; элемент 2 — резервный насос; I_0 — ИС (ложное срабатывание задвижки).

Исходное событие	Промежуточное состояние: элемент 1	Промежуточное состояние: элемент 2	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	------------------------------------	------------------------------------	--------------------	-----------------------

I_0 —

Рис. 8.5. Пример заполнения таблицы и построения «дерева событий» после первого шага анализа

Второй шаг заключается в проведении анализа:

- процессов протекания аварий на аналогичных объектах;
- инструкций по эксплуатации, используемых для аналогичных объектов;
- элементов объекта, которые могут быть вовлечены в процесс после наступления исходного события;
- функций, выполняемых этими элементами для предотвращения наступления ущерба или снижения его величины;
- функций, выполняемых персоналом.

Исходные данные для выполнения этого этапа те же, что и для предыдущего. Кроме того, анализу подвергаются чертежи объекта и его технологические схемы.

Реализация этого этапа позволяет перейти к следующему шагу, который заключается собственно в построении «дерева событий» для рассматриваемого ИС. Оно строится на основе последовательного рассмотрения успешного или неуспешного выполнения функций элементами объекта, которые могут быть вовлечены в процесс после наступления исходного события, а также успешного или неуспешного выполнения функций персоналом объекта. Успешная реализация функций обозначается «ступенькой» вверх, неуспешная — «ступенькой» вниз. Узлы «дерева событий» (точки ветвления) располагаются посередине соответствующих колонок таблицы (колонок 2 табл. 8.1), отображающих промежуточные состояния.

Для рассматриваемого примера можно выделить два промежуточных состояния (рис. 8.6), относящихся к двум элементам (насосам). Точки ветвления характеризуют события, которые могли бы иметь место после ИС:

- работоспособны оба насоса;
- работоспособен основной насос, отказал резервный насос;
- отказал основной насос, работоспособен резервный насос;
- отказали оба насоса.

Исходное событие	Промежуточное состояние: элемент 1	Промежуточное состояние: элемент 2	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	------------------------------------	------------------------------------	--------------------	-----------------------

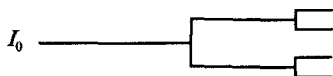


Рис. 8.6. Пример «дерева событий» после выполнения второго шага анализа АП

Таким образом, каждому ИС из группы рассматриваемых исходных событий можно поставить в соответствие «дерево событий».

Целесообразно сделать дополнительные пояснения, которые направлены на более полное обоснование моделирования. Моде-

лирование «деревьев событий» позволяет, как сказано выше, учесть и оценить роль персонала после наступления ИС, если инструкциями по эксплуатации предусмотрено его участие. Это может быть достигнуто путем введения фиктивного элемента в табл. 8.1 (колонка 2) и соответственно изображения точки ветвления, характеризующей действия персонала: «ступенька» вверх — правильная реакция оператора, «ступенька» вниз — ошибочные действия.

Анализ надежности элементов. Для элементов, которые могут эксплуатироваться непрерывно в течение заданной наработки t , в качестве основного расчетного показателя принимается вероятность безотказной работы $P(t)$ за заданную наработку t .

Для элементов, которые должны находиться в режиме ожидания с возможными перерывами на техническое обслуживание и ремонт, в качестве основного расчетного показателя принимается стационарный коэффициент готовности K_r . Этот же показатель применяют для элементов, которые используют по назначению с перерывами на техническое обслуживание и ремонт.

Важным аспектом расчета надежности элементов является установление критериев их отказов. Критерии отказов элемента объекта определяют в зависимости от назначения этого элемента, используя его описание, чертежи и другую конструкторскую документацию. В зависимости от вида элемента, его назначения, конфигурации системы, в которой этот элемент выполняет определенные функции, к основным признакам неработоспособного состояния относят прекращение функционирования (выполнения элементом одной или нескольких требуемых функций) и нарушение основных технических требований к элементу.

Завершается данный этап дальнейшим развитием «дерева событий»: каждый новый элемент снабжается информацией о расчетном значении показателя надежности. В результате формируется таблица, аналогичная той, которая изображена на рис. 8.7.

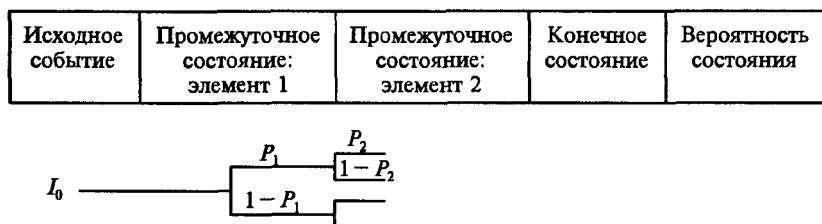


Рис. 8.7. Пример «дерева событий» после выполнения расчета надежности

8.4. Анализ конечных состояний (этап 4)

Данный этап заключается в описании конечных состояний и анализе всех возможных видов ущерба, обусловленного протеканием событий, начиная с исходного. Этот этап предусматривает следующие шаги:

- описание конечных состояний;
- оценка последствий;
- классификация и группировка.

Описание конечных состояний заключается в неформальной подробной характеристике каждого из исходов, представленных на «дереве событий». Оценка последствий связана с анализом прямых и косвенных ущербов, которые могут наступить при данном исходе (конечном состоянии). Если в результате какого-либо исходного события ущербы исчисляются в различных единицах, они должны быть приведены к одному эквивалентному ущербу. Кроме того, конечные состояния могут иметь немедленный эффект или пролонгированный. Например, в США при рассмотрении радиационных аварий различают такие три вида последствий, как немедленная смерть, болезнь и отдаленная смерть, и, соответственно, следующие ущербы: 1 млн долларов США на один случай немедленной смерти, 100 тыс. долларов США на один случай отдаленной смерти или болезни [18].

При оценке последствий рекомендуется опираться на консервативный подход: если невыполнение какой-либо функции элементом объекта или персоналом может повлечь несколько видов ущерба, то конечное состояние связывается с наибольшим ущербом. В результате проведенного последовательного анализа исходов на «дереве событий» каждому конечному состоянию может быть поставлена в соответствие величина эквивалентного ущерба.

Классификация и группировка заключаются в сравнении величины эквивалентного ущерба (для каждого исхода) с величинами приемлемого и допустимого ущерба, что позволяет разделить конечные состояния на несколько групп:

- аварийные состояния (АС) — эквивалентный ущерб превышает допустимый ущерб;
- неработоспособные опасные состояния (НОС) — эквивалентный ущерб превышает приемлемый, но не превосходит допустимый ущерб;
- неработоспособные состояния (НС) — эквивалентный ущерб не превосходит приемлемый ущерб (только экономический ущерб);
- работоспособные состояния (РС) — эквивалентным ущербом можно пренебречь (незначительный экономический ущерб).

Значения приемлемого и допустимого ущербов являются производными от экономического состояния страны или региона. Чем выше уровень развития страны и выше качество жизни населения, тем ниже значения приемлемого и допустимого ущербов.

В результате формируется колонка 3 табл. 8.1, которая для рассматриваемого примера может иметь вид, представленный на рис. 8.8.

Исходное событие	Промежуточное состояние: элемент 1	Промежуточное состояние: элемент 2	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	------------------------------------	------------------------------------	--------------------	-----------------------

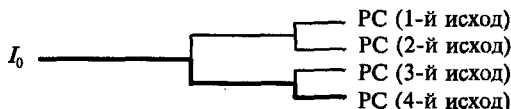


Рис. 8.8. Пример «дерева событий» после выполнения анализа конечных состояний

Безусловно, отказы насосов, которые имеют место при 2-м и 3-м исходах, приводят к ущербу, однако он не превышает величину приемлемого ущерба. Отказ обоих насосов (4-й исход) приводит к потере функции «охлаждение реактора ниже температуры 150°C» и аварии.

Ребра, связывающие ИС с промежуточными событиями и конечными состояниями, отождествляемыми с аварийными, называются *путями развития аварии*, или *аварийными последовательностями* (АП), обусловленными данным ИС.

Из анализа «дерева событий» на рис. 8.8 следует, что в данном случае имеется один аварийный путь (обозначен жирной линией).

8.5. Расчет риска (этап 5)

Если для некоторого исходного события I_0 можно выделить n АП, которые пронумерованы как $E_1, \dots, E_n$, то авария может наступить при реализации любой из n несовместных аварийных последовательностей. Таким образом, авария — это событие (в вероятностном смысле), которое является суммой несовместных событий $E_1, \dots, E_n$. Следовательно, вероятность (условная) аварии:

$$Q(I_0) = \sum_{i=1}^n Q_i(E|I_0), \text{ где } Q_i(E|I_0) \text{ — вероятность реализации } i\text{-й,}$$

$i = 1, 2, \dots, n$, АП для данного ИС.

Для вычисления полной вероятности $R(I_0)$ наступления аварии (безусловной) необходимо учесть вероятность $P(I_0)$ наступления ИС. Тогда по формуле полной вероятности (см. приложение) может быть рассчитана вероятность аварии $R(I_0)$ при наступлении исходного события I_0 :

$$R(I_0) = P(I_0) \sum_{i=1}^n Q_i(E_i | I_0) = \sum_{i=1}^n P(I_0) Q_i(E_i | I_0), \quad (8.1)$$

где $P(I_0)$ — вероятность наступления исходного события I_0 за некоторый период времени T , например один год. Эту вероятность определяют, пользуясь результатами анализа ИС (этап 2).

Последнее выражение — это формула полной вероятности, которая характеризует безусловную вероятность наступления аварии, т. е. риск R аварии. На практике, учитывая, что ИС достаточно редки, распределение вероятности наступления ИС за время T может быть принято пуассоновским:

$$P(v = m) = \lambda^m e^{-\lambda} / m!, \quad m = 0, 1, 2, \dots, \lambda > 0,$$

которое характеризует вероятность наступления ровно m ИС за единицу времени. Здесь λ — интенсивность наступления ИС, измеряемая их числом в единицу времени. Полагая, что $m = 1$, а $\lambda T \approx 0$ (что справедливо для высоконадежных потенциально опасных объектов), легко видеть, что $P(v = 1) = P(I_0) \approx 1$.

Таким образом, в формуле (8.1) для расчета риска вместо вероятности наступления ИС целесообразно подставлять интенсивность (частоту) их наступления $R(I_0) = \lambda \sum_{i=1}^n Q_i(E_i | I_0)$. Преимущество

этой замены связано с более простой интерпретацией риска как частоты аварий в единицу времени. Большинство количественных анализов безопасности содержит оценку риска именно в этой форме. Кроме того, часто анализ ИС опирается именно на информацию о частоте их наступления, а не на вероятности.

В свою очередь значения $Q_i(E_i | I_0)$, $i = 1, \dots, n$, вычисляют по формуле вероятности совместного наступления независимых событий (в совокупности), формирующих данную АП, E_i . Другими словами, если i -я аварийная последовательность E_i обусловлена наступлением k_i независимых в совокупности событий (отказов элементов, ошибок персонала, безотказной работой элементов), вероятность наступления каждого из которых определена на этапе 3 и равна π_{ij} , то $Q_i(E_i | I_0) = \prod_{j=1}^{k_i} \pi_{ij}$, где $j = 1, \dots, k_i$, $\pi_{ij} = p_{ij}$ (вероятность безотказной работы) или $\pi_{ij} = q_{ij}$ (вероятность отказа).

Необходимо подчеркнуть, что предположение о независимости в совокупности событий, входящих в АП, является достаточно спорным. Однако учет зависимости событий может значительно усложнить расчет вероятностей $Q_i(E_i | I_0)$, и поэтому здесь не рассматривается.

Рассчитанные значения $Q_i(E_i | I_0)$ размещаются в 5-й колонке табл. 8.1. Кроме того, в этой колонке иногда целесообразно разместить значения вероятностей реализации всех последовательностей событий.

Для примера на рис. 8.9 приведены значения вероятностей возможных последовательностей, каждое из которых предварительно классифицировано на соответствующие группы.

Исходное событие	Промежуточное состояние: элемент 1	Промежуточное состояние: элемент 2	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	------------------------------------	------------------------------------	--------------------	-----------------------

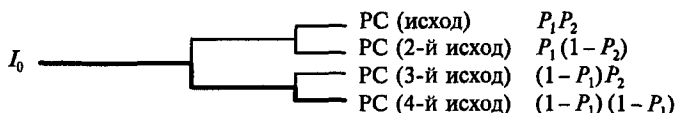


Рис. 8.9. Пример «дерева событий» с указанием вероятностей конечных состояний

Анализ 4-й колонки на рис. 8.9 показывает, что число АП равно единице ($i = 1$). Тогда

$$Q(I_0) = Q_1(E_1 | I_0). \quad (8.2)$$

В свою очередь условная вероятность реализации АП (вероятность отказа обоих элементов)

$$Q_1(E_1 | I_0) = (1 - P_1) (1 - P_2). \quad (8.3)$$

Здесь при расчете величины Q не учтен временной фактор (заданная наработка), играющий важную роль при вычислении вероятности безотказной работы. Очевидно, что если совокупность конечных состояний совпадает с полной группой элементарных событий (в рамках элементарной теории вероятностей), то сумма всех вероятностей конечных состояний равна единице.

Значение риска аварии вычисляется по формуле (8.3) с учетом условия (8.2):

$$R(I_0) = P(I_0) Q_1(E_1 | I_0) = P(I_0) (1 - P_1) (1 - P_2).$$

8.6. Анализ результатов расчета риска (этап б)

Этот анализ является заключительным этапом вероятного анализа безопасности. Содержание анализа во многом зависит от его общих целей. Например, результаты расчета риска, приведенные в разд. 8.5, позволяют решить задачи сравнения нескольких вариантов объекта (в части безопасности) и выявления принципиальной достижимости требуемой безопасности.

Для решения первой задачи необходимо сопоставить значения риска $R(I_0)$, вычисленные для нескольких вариантов объекта, и выбрать тот вариант, для которого значение риска является минимальным. Решение второй задачи связано с сопоставлением вычисленного значения риска $R(I_0)$ с критериальным значением риска $[S]$:

- если $R(I_0) \leq [S]$, то принимается положительное решение (требуемая безопасность достижима);
- если $R(I_0) > [S]$, то принимается решение о необходимости доработки системы.

Чтобы такое сопоставление было корректным, необходимо учитывать возможную неопределенность в оценке $R(I_0)$. Учитывая, что риск, или вероятность (частота), аварии является негативным показателем безопасности, важно уметь рассчитывать верхнюю доверительную границу для $R(I_0)$.

При $R(I_0) > [S]$ возможны следующие варианты доработки:

- повышение надежности основного насоса (повышение значения вероятности безотказной работы P_1);
- повышение надежности резервного насоса (повышение вероятности безотказной работы P_2);
- снижение вероятности наступления исходного события (снижение вероятности $P(I_0)$).

В сложных случаях «дерево событий» оказывается более разветвленным, поэтому анализ результатов расчета риска усложняется.

Пример 8.2. На рис. 8.10 помещено «дерево событий», характеризующее сценарии развития аварии — схода подвижного состава с рельсов из-за дефекта рельсов [13]. Аварийное состояние, связанное со сходом состава с рельсов, обусловлено следующими промежуточными событиями:

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

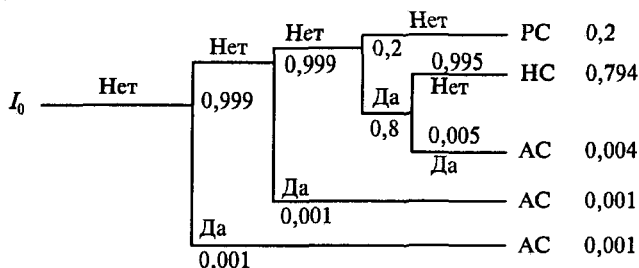


Рис. 8.10. «Дерево событий» для схода подвижного состава с рельсов

I_1 — наличием критического дефекта рельсов;

I_2 — неисправностью подвижного состава;

I_3 — наличием периодического дефекта рельсов и наступлением резонанса.

Исходное событие I_0 связано с ошибкой дефектоскописта (персонала, осуществляющего контроль рельсов). В данном случае можно выделить три аварийных пути:

E_1 — критический дефект рельсов;

E_2 — неисправность подвижного состава;

E_3 — периодический дефект рельсов и наступление резонанса.

Так как авария наступает при реализации одного из перечисленных АП (реализуется в результате суммы событий), то, считая эти АП попарно невозможными, можно записать:

$$\text{Вер} \{AC\} = P(E_1 | I_0) + P(E_2 | I_0) + P(E_3 | I_0),$$

где $P(.)$ — вероятность события в скобках.

Соответствующие вероятности $P(E_1 | I_0)$ и $P(E_2 | I_0)$ заданы (рассчитаны). В свою очередь вероятность $P(E_3 | I_0)$ реализации АП E_3 определяется по формуле вероятности произведения независимых событий: I_{31} — наличие периодического дефекта рельсов и I_{32} — наступление резонанса:

$$P(E_3 | I_0) = P(I_{31} I_{32}) = P(I_{31}) P(I_{32}) = 0,8 \cdot 0,005 = 0,004.$$

Значит, условная вероятность аварии при условии наступления ИС I_0 равна

$$\begin{aligned} Q(I_0) &= P(E_1 | I_0) + P(E_2 | I_0) + P(E_3 | I_0) = \\ &= 0,001 + 0,001 + 0,004 = 0,006. \end{aligned}$$

Зная вероятность наступления исходного события $P(I_0)$, по формуле (8.1) легко вычислить риск аварии, связанной со сходом состава с рельсов:

$$R(I_0) = P(I_0) \sum_{i=1}^3 Q_i(E_i | I_0) = P(I_0)(0,001 + 0,001 + 0,004).$$

Анализ результатов расчета риска позволяет выделить наиболее важную (в аспекте безопасности) АП, которая вносит наибольший вклад в величину риска. В рассматриваемом примере такой аварийной последовательностью является E_3 : периодический дефект рельсов и наступление резонанса. Таким образом, для повышения безопасности эксплуатации подвижного состава целесообразно в первую очередь повысить качество либо дефектоскопии с целью выявления периодических дефектов рельсов, либо изготовления и/или укладки рельсов.

Анализ значимости, чувствительности и неопределенности. Здесь под *значимостью* будем понимать вклад отдельных событий и элементов объекта в оценку вероятностных показателей безопасности, которые вычисляются путем проведения ВАБ. *Чувствительность* — это мера влияния предположений, используемых в моделях и исходных данных, относительно потенциально значимых результатов ВАБ. *Неопределенность* результатов ВАБ — степень разброса количественных результатов ВАБ.

Цель *оценки значимости* состоит в том, чтобы количественно охарактеризовать важные события с точки зрения их вклада в вероятностные показатели безопасности. При анализе значимости могут рассматриваться следующие события:

- аварийная последовательность;
- исходные события;
- отказы элементов;
- отказы по общей причине;
- ошибки оператора.

Анализ значимости, как правило, осуществляется для следующих показателей:

- частоты (вероятности) аварии;
- коэффициента готовности (неготовности) системы;
- вероятности безотказной работы системы.

Качественный анализ значимости основывается на логическом анализе процедур расчета вероятностного показателя безопасности. Например, из процедуры расчета вероятности безотказной работы системы с помощью «дерева отказов» следует, что отказы элементов, входящих в минимальное сечение, являются более значимыми, чем отказы других элементов, так как отказы первых приводят к отказу системы в целом. Элементы, входящие в несколько минимальных сечений, оказываются более значимыми для безопасности, чем элементы, входящие только в одно минимальное сечение.

Таким образом, можно сформулировать следующее простое правило: элемент A значимее элемента B , если число различных минимальных сечений, в которые входит элемент A , превосходит число различных минимальных сечений, в которые входит элемент B .

Количественный анализ значимости — это анализ составляющих вероятностного показателя безопасности, полученных в результате количественной оценки ВАБ.

В настоящее время предложено большое число показателей, которые численно характеризуют значимость тех или иных событий. Показатель значимости по «дереву отказов» $V_B(E)$ события E определен как скорость изменения вероятностного показателя безопасности относительно вероятности события E [58]:

$$V_B(E) = \frac{dS[P(E)]}{dP(E)},$$

где $S[P(E)]$ — вероятностный показатель безопасности как функция вероятности события $P(E)$.

Рассмотрим некоторые частные случаи. Для системы, состоящей из n элементов, соединенных последовательно в смысле надежности, показатель значимости отказа i -го элемента ($i = 1, \dots, n$)

$$V_B(E_i) = \prod_{j=1}^n P_j \text{ для } j \neq i.$$

Последовательно перебирая значения показателя $V_B(E_i)$ для всех элементов $i = 1, \dots, n$, приходим к выводу, что для системы из последовательно соединенных элементов наиболее значимым является отказ элемента с наименьшим значением вероятности безотказной работы или с максимальным значением вероятности отказа.

Для системы, состоящей из n элементов, соединенных параллельно в смысле надежности, показатель значимости отказа i -го элемента ($i = 1, \dots, n$)

$$V_B(E_i) = \prod_{j=1}^n (1 - P_0) \text{ для } j \neq i.$$

Последовательно перебирая значения показателя $V_B(E_i)$ для всех элементов $i = 1, \dots, n$, приходим к выводу, что для системы из параллельно соединенных элементов наиболее значимым является отказ элемента с наибольшим значением вероятности безотказной работы или с минимальным значением вероятности отказа.

При анализе чувствительности исследуется влияние предположений относительно потенциально значимых результатов ВАБ. Применяются два основных типа анализа чувствительности: исходных данных и модели.

Анализ чувствительности исходных данных состоит в исследовании влияния их изменений (например, частоты ИС, составляющих интенсивностей отказов, вероятности ошибки оператора и т. д.) на вероятностные показатели безопасности.

Для количественной оценки чувствительности основных событий используют показатель чувствительности по «дереву отказов». На рис. 8.11 этот показатель представлен графически. Здесь $E=1$ означает работоспособность элемента, $E=0$ — отказ элемента.

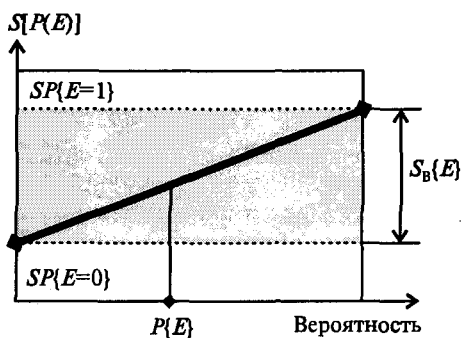


Рис. 8.11. Графическое представление показателя чувствительности

Легко установить, что для последовательной системы повышение надежности (в целях безопасности) обусловлено повышением вероятности безотказной работы наименее надежного элемента. Для параллельной системы повышение надежности связано с повышением вероятности безотказной работы наиболее надежного элемента. Продемонстрируем эти выводы на простом примере.

Пример 8.3. Пусть для системы, представленной на рис. 8.4, заданы конкретные значения вероятностей: $P_1=0,95$; $P_2=0,90$. Тогда, очевидно, вероятность безотказной работы системы $P_c = 1 - (1 - P_1)(1 - P_2) = 1 - 0,05 \cdot 0,1 = 0,995$. Если данное значение P по соображениям безопасности не устраивает разработчика, то принимается решение повысить надежность насосов. Допустим, в условиях ограниченности ресурсов есть возможность повысить вероятность безотказной работы только одного из двух насосов на величину 0,01. Возникает вопрос, в доработку какого из двух насосов следует вкладывать средства?

Если новое значение $P_{1н}=0,96$, то $P_{1с} = 1 - 0,04 \cdot 0,1 = 0,996$. Если новое значение $P_{2н}=0,91$, то $P_{2с} = 1 - 0,05 \cdot 0,09 = 0,9955$. Таким образом, элементарный расчет показывает, что доработка в целях повышения безопасности должна касаться более надежного (основного) насоса.

Цель *анализа неопределенности* — определить количественную меру разброса результатов ВАБ (частоты аварии, вероятности реализации аварийных последовательностей и т. д.). В частности, важным направлением в анализе неопределенности является выявление главных источников этой неопределенности и оценка их вкладов в нее.

Вообще говоря, существуют два типа источников неопределенности при вероятностном анализе безопасности:

1. Неопределенность входных параметров. Входные параметры (например, частоты ИС или вероятности отказов элементов) вероятностных моделей, используемые в ВАБ, не могут быть известны точно. Причин этому несколько: неполнота исходных данных и малый объем информации для проведения статистического оценивания параметров с приемлемой точностью, возможная неоднородность в надежном смысле парка однотипных объектов или их элементов, субъективность допущений, принятых экспертами, и экспертного оценивания.

2. Неопределенность модели. Основной задачей вероятного анализа безопасности является получение возможных сценариев реализации аварийных последовательностей. Однако нет гарантий, что все возможные сценарии были учтены и соответствующим образом проанализированы. Таким образом, вопрос полноты сценариев вносит неопределенность в результаты ВАБ и сделанные на его основе выводы. Кроме того, даже для тех сценариев, для которых были определены последовательности событий, модель системы может не отражать в точности действительность. Существует также неопределенность при выборе математической модели, функций распределения, численных методов, а также при вычислениях, например из-за ошибок программного обеспечения.

В качестве количественных мер неопределенности могут использоваться следующие величины: *дисперсия*, *среднее квадратичное отклонение*, *коэффициент вариации*. Для дальнейшего изложения введем несколько новых понятий. Будем называть математической моделью (или моделью) результатов ВАБ функцию, которая описывает зависимость вероятностного показателя безопасности S от показателей надежности элементов, включенных в аварийную последовательность, и показателей надежности персонала. Выходом Y модели результатов ВАБ будем называть собственно сам вероятностный показатель безопасности. Следовательно, можно использовать обозначение S или Y , так как $S \equiv Y$.

Дисперсия как мера неопределенности входных параметров X определяется так же, как дисперсия выхода модели $Y = y(X)$ (рис. 8.12). Здесь функция $y(X)$ представляет модель, X — вектор

входных данных: $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. Пусть E_Y является средним значением выхода модели:

$$E_Y = \iint Y(X) f_X(X) dX = \int Y f_Y(Y) dY,$$

где f_X — совместная плотность распределения вектора X ; f_Y — плотность распределения вектора Y . Тогда дисперсия V_Y может быть записана как

$$V_Y = E(Y - E_Y)^2 = \iint [Y(X) - E_Y]^2 f_X(X) dX = \int [Y - E_Y]^2 f_Y(Y) dY.$$

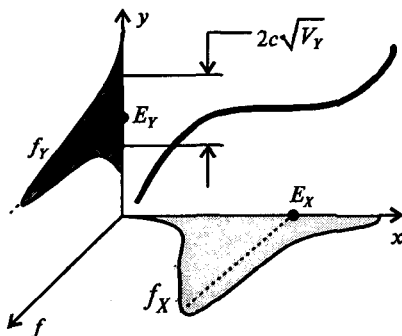


Рис. 8.12. Графическая иллюстрация среднего значения и дисперсии выхода модели

Смысл этой меры очевиден — это мера отклонения случайной величины Y от ее математического ожидания, т. е. от среднего значения. Чем дисперсия больше, тем выше неопределенность Y , тем, образно говоря, сильнее Y «размазана». И наоборот — чем меньше V_Y , тем «плотнее» случайная величина Y сосредоточена около своего среднего значения E_Y . Например, если $V_Y = 0$, то $Y = E_Y$ с вероятностью 1, т. е. она является константой.

Наряду с дисперсией V_Y используется также *среднее квадратичное отклонение*, определяемое как $\sqrt{V_Y}$. Оно удобно тем, что имеет ту же размерность, что и Y , и характеризует ее разброс: обычно говорят, что значения величины Y сосредоточены преимущественно в диапазоне $E_Y \pm c\sqrt{V_Y}$, где c — некоторая константа. Например, хорошо известно правило «трех сигм» для нормально распределенных случайных величин или близких к ним распределений: $P(-3 \leq x \leq 3) \cong 0,9927$, где x — стандартная нормально распределенная случайная величина с нулевым средним и единичной дисперсией.

Еще одной удобной характеристикой разброса является *коэффициент вариации*

$$V = \sqrt{V_Y} / |E_Y|.$$

Коэффициент вариации — это безразмерная мера разброса, что составляет основное его достоинство. Чем меньше значение коэффициента вариации, тем меньше неопределенность входных данных (параметров). Обычно полагают, что при $V \leq 0,3$ наблюдается удовлетворительный разброс Y ; при $0,3 < V \leq 0,5$ разброс характеризуется как средний; при $V > 0,5$ — значительный.

Анализ неопределенности проводится методами имитационного статистического моделирования, при этом в качестве выхода модели рассматриваются результаты ВАБ, например частота аварии, а входные параметры считаются случайными величинами.

Глава 9

Анализ видов, последствий и критичности отказов

9.1. Общие положения анализа видов, последствий и критичности отказов

Современная концепция формирования прибыли предприятием в рыночных условиях ориентирована на сокращение издержек, обусловленных низким качеством (безопасностью). Это положение закреплено в стандартах ИСО серии 9000, предусматривающих такую организацию управления, при которой появление дефектов (отказов, несоответствий) предупреждается, а не фиксируется при окончательном контроле или в эксплуатации. *Анализ видов, последствий и критичности отказов* (АВПКО) представляет собой группу методов вероятностного анализа безопасности, предназначенных для превентивного анализа отказов и дефектов элементов объекта, наиболее значимых с точки зрения безопасности (АВПКО объекта), и операций, влияющих на безопасность технологических процессов (АВПКО процесса). В табл. 9.1 представлена классификация видов АВПКО и целей анализа.

Таблица 9.1

Классификация видов АВПКО

Виды АВПКО	Цели АВПКО	Влияние отказа
Объекта	Анализ воздействия отказа элемента объекта	Вызывает критический отказ объекта и может приводить к аварийному состоянию
Процесса	Анализ воздействия операции на конечный продукт Анализ воздействия операции на технологический процесс	Вызывает критический дефект продукта Вызывает остановку технологического процесса, влияет на безопасность персонала и окружающую среду

В настоящее время методы АВПКО весьма популярны за рубежом (можно даже говорить о моде на их применение), что объясняется несколькими обстоятельствами.

Во-первых, эти методы более просты, чем методы ВАБ, рассмотренные в гл. 2, что дает возможность привлекать к анализу безопасности специалистов-практиков, не имеющих соответствующей подготовки в области теории вероятностей и математической статистики.

Во-вторых, для них справедливы соотношения относительно эффективности ВАБ на стадии проектирования. Кроме того, применение методов АВПКО диктуется международными стандартами QS 9000, устанавливающими требования к системам качества предприятий-поставщиков для автомобилестроительных заводов.

Следует также отметить, что большинство ведущих автомобилестроительных фирм Запада разработало фирменные стандарты по применению АВПКО, что свидетельствует о широком признании этого подхода для анализа безопасности на стадии проектирования. В табл. 9.2 для примера приведен перечень некоторых зарубежных документов, устанавливающих процедуры АВПКО.

Таблица 9.2

Перечень документов, устанавливающих процедуры АВПКО

Наименование документа на языке оригинала	Наименование документа на русском языке
FMEA: Fehler — Moglichkeits und Einfluss — Analyse, Notwendigkeit, Chance. Voraussetzung. Grundlagen, Volkswagen, 1988	АВПКО: Влияние возможных отказов — анализ, возможность, риск, предупреждение. Основные положения. Фольксваген. 1988
Qualitätskontrolle in der Automobil-industrie, Sicherung der Qualität von Serieneinsatz. VDA 4., Frankfurt am Main, 1986	Контроль качества в автомобильной промышленности, обеспечение качества для серийных образцов. Союз ав-томобилестроителей Германии, 1986
MIL—STD—1629A: Procedures for Performing Failure Mode, Effects and Criticality Analysis. Washington, DC 20301, USA, 1980	Военный стандарт США — 1629A: Процедуры выполнения АВПКО. 1980
IEC Publication 812. Analysis Techniques for System Reliability — Procedure for Failure Mode and Effects Analysis. IEC, Geneve, 1985	Стандарт МЭК 812. Процедура АВПО. МЭК, 1985

Как отмечают специалисты, применение АВПКО способствует:

- выявлению слабых мест в конструкции и технологических процессах;
- формированию и поддержанию культуры безопасности;

- сокращению числа доработок на стадиях изготовления и реализации продукции;
- сокращению сроков проектирования;
- повышению эффективности менеджмента за счет вовлечения в процесс проектирования специалистов разных направлений;
- снижению издержек проектирования.

АВПКО объекта проводится на ранних стадиях проектирования в целях оценки влияния отказов элементов объекта на его безопасность. АВПКО процесса осуществляется, как правило, после указанного анализа объекта или независимо от него в целях оценки влияния отдельных технологических операций на безопасность изготавливаемого объекта или собственно технологического процесса.

На предприятии АВПКО выполняют созданные для этих целей рабочие группы, в которые входят специалисты в области проектирования, производства, сбыта и маркетинга.

На рис. 9.1 представлены основные подразделения предприятия, специалисты которых участвуют в проведении АВПКО. В отдельных случаях в эти рабочие группы могут временно привлекаться специалисты и других отделов предприятия. Такая форма взаимодействия между подразделениями считается наиболее прогрессивной, так как она отвечает современным принципам менеджмента, связанным с формированием на предприятии так называемых плоскостных структур. В эти структуры вовлекаются отдельные специалисты из разных структурных подразделений предприятия, которые работают в рамках конкретного проекта (в данном случае АВПКО), а не в пределах своего подразделения.

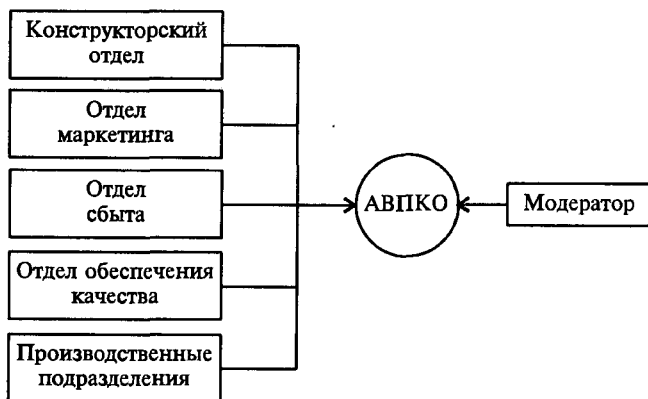


Рис. 9.1. Основные подразделения предприятия, связанные с проведением АВПКО

Такая реструктуризация предприятия позволяет достичь большей эффективности производства. В этом заключается дополнительный позитивный фактор АВПКО.

Процесс проведения АВПКО регулируется специалистом-модератором, основная задача которого заключается в уточнении отдельных аспектов анализа, разъяснении неясных вопросов, возникающих в ходе оценки критичности, и т. д.

АВПКО завершается разработкой корректирующих мер по снижению критичности отдельных отказов или технологических операций, что способствует повышению безопасности объекта или технологического процесса.

Важно отметить, что если ВАБ требует довольно значительных ресурсов для проведения, то АВПКО выполняется достаточно быстро. Это обстоятельство также способствовало широкому применению АВПКО в промышленности [2, 15, 64, 66, 70].

9.2. Анализ видов, последствий и критичности отказов объекта

Указанный анализ выполняется при проектировании нового объекта, смене материала, изменении основных технологических процессов, ужесточении требований безопасности и/или экологичности, расширении сферы применения объекта, при его модернизации и т. д.

АВПКО объекта выполняется в несколько этапов [2, 15, 64]:

1. Построение и анализ функциональной и иерархической схем объекта.
2. Анализ взаимодействия элементов (единиц оборудования) объекта.
3. Выделение наиболее ответственных (дефектоносных) элементов объекта.
4. Классификация возможных последствий отказов.
5. Анализ возможных методов (способов) предотвращения отказа.

Начальные этапы анализа позволяют сформировать перечень основных элементов объекта. Как правило, такое деление осуществляется «сверху вниз»: система — подсистемы — элементы подсистем — элементы элементов и т. д. В результате может быть сформирована структурная иерархическая схема объекта.

Важно отметить, что анализу подвергается не каждый элемент объекта, а только те из них, которые отказывали чаще других в объектах-аналогах. С этой целью, пользуясь диаграммой Парето, ранжируют отказы элементов объекта, которые имели место при эксплуатации других объектов. Напомним, что диаграммой Парето

то называется столбчатая диаграмма, по горизонтальной оси которой отложены названия анализируемых факторов (признаков), а по вертикальной — численные характеристики этих факторов. В данном случае с целью ранжирования элементов объекта на горизонтальной оси диаграммы откладывают названия элементов в порядке убывания (возрастания) числа отказов (дефектов) при эксплуатации, а по вертикальной — число отказов.

Пример такой диаграммы Парето представлен на рис. 9.2. Анализ этой диаграммы свидетельствует о том, что наибольшее внимание следует уделить элементам, обозначенным на диаграмме под номерами 4 и 5, т. е. лопаткам первой ступени турбины и диску ротора.

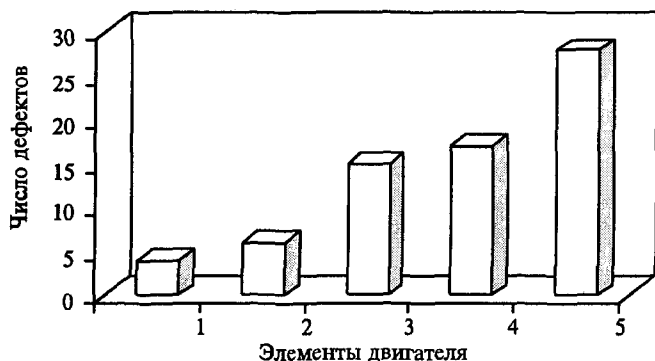


Рис. 9.2. Диаграмма Парето, характеризующая распределение отказов элементов одновального газотурбинного двигателя:

1 — радиально-упорный подшипник опоры ротора; 2 — уплотнения маслоснасоса; 3 — ведущая шестерня редуктора; 4 — лопатки первой ступени турбины; 5 — диск ротора турбины

Дальнейший анализ содержит две процедуры: а) анализ видов и последствий отказов (АВПО) и б) анализ (оценку) критичности отказов (ОК).

АВПО — это качественный метод анализа безопасности, предназначенный для уточнения оценки влияния элементов объекта на его безопасность. Наиболее удобной формой проведения АВПО является матричная [2]. Пример матричной формы АВПО представлен на рис. 9.3 и 9.4 для гипотетического объекта 1, состоящего из двух единиц оборудования, обозначенных 1.1 и 1.2. В свою очередь оборудование 1.1 содержит два элемента — 1.1.1 и 1.1.2.

АВПО выполняется по индукции, сначала идентифицируются отказы оборудования 1.1 и последствия отказов элементов 1.1.1 и 1.1.2 для него, а затем анализируются отказы объекта 1 и послед-

ствия отказов оборудования 1.1 и 1.2 для объекта, что отражено на рис. 9.3. Основная цель такого анализа «снизу вверх» — оценка степени влияния отказов составных частей системы на выполнение ею своих функций.

Последствия отказов элементов по влиянию на единицы более высокого уровня деления классифицируются на:

- локальные, не вызывающие отказы элементов более высокого уровня;
- промежуточные, связанные с отказами элементов следующего уровня;
- конечные, приводящие к отказу объекта.

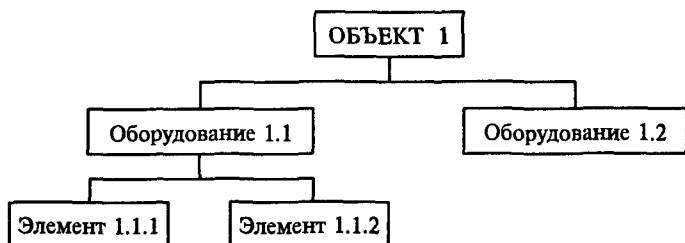


Рис. 9.3. Структурная схема объекта

Объект 1	Последствия отказов объекта 1		
	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>
Последствия отказов оборудования 1.1	–	+	–
Оборудование 1.2	<i>N5</i>	–	–

Оборудование 1.1	Последствия отказов оборудования 1.1			
	<i>e1</i>	<i>e2</i>	<i>e3</i>	
Элемент 1.1.1	<i>N1</i>	<i>N2</i>	–	
Элемент 1.1.2	–	<i>N3</i>	<i>N4</i>	

Рис. 9.4. Матричная форма АВПКО для объекта, представленного на рис. 9.3

По степени тяжести конечных последствий отказы подразделяют на четыре категории:

I — катастрофический отказ;

II — существенный отказ, приводящий к невыполнению объектом своих функций;

III — промежуточный (маргинальный) отказ, приводящий к экономическим потерям;

IV — несущественный (незначительный) отказ, который не относится к вышеперечисленным категориям.

АВПО рекомендуется дополнять частотным анализом, при котором в качественной форме учитывается вероятность наступления отказа. В табл. 9.3 представлена рекомендуемая стандартом МЭК классификационная матрица оценки частоты и значимости отказов по категориям I—IV.

Таблица 9.3

Оценка значимости отказа

Ожидаемая частота отказа	Категория отказа			
	I	II	III	IV
Частый	A	A	C	C
Вероятный	A	A	B	C
Редкий	A	B	B	D
Очень редкий	A	B	B	D
Невероятный	B	C	C	D

Причины отказов, попавшие в группу A, подлежат безусловному устранению при проектировании путем изменения конструкции, увеличения соответствующих запасов, устойчивости и т. п., смягчения условий эксплуатации и пр. Причины отказов, попавшие в группы B и C, требуют дальнейшего анализа, уточнения механизмов отказов, исследования характера деградационных процессов и других факторов, важных для более полного описания отказа. В результате могут быть приняты решения о доработке элементов объекта, изменении регламента технического обслуживания и ремонта, увеличении частоты и глубины диагностирования или иные корректирующие меры. Такой широкий диапазон исследований и возможных корректирующих мер может быть обеспечен только коллективом, в котором представлены конструкторы, технологи и другие специалисты. Этим фактором и объясняется необходимость формирования рабочей группы для проведения АВПКО.

Результаты исследования групп *B* и *C* вносятся в специальный перечень для последующего анализа и контроля. Причины отказов группы *D* не требуют дополнительного анализа.

Для ряда изделий предложены следующие количественные оценки частоты появления отказа [66]:

<i>Ожидаемая частота отказа</i>	<i>Ассоциируемая вероятность отказа</i>
Частый отказ	$P > 0,2$
Вероятный отказ	$0,1 < P < 0,2$
Редкий отказ	$0,01 < P < 0,1$
Очень редкий отказ	$0,001 < P < 0,01$
Невероятный отказ	$P < 0,001$

Для других потенциально опасных объектов эта классификация нуждается в уточнении.

Вторая фаза выполнения АВПКО предполагает количественную оценку критичности отказов. В настоящее время предложено несколько основных методов оценки критичности, которые закреплены в соответствующих национальных стандартах, например германском стандарте автомобильного союза VDA, военном стандарте США MIL-STD-1629A и др. В этих стандартах описан простой табличный метод расчета критичности отказов элементов сложных систем, рекомендуемый также различными фирменными стандартами.

Основная идея расчета критичности отказа (дефекта) состоит в учете трех факторов: частоты (вероятности) отказа, возможности обнаружения дефекта до начала эксплуатации и последствий отказа. Эти три фактора в совокупности и формируют критичность отказа. Чем выше значение частоты (вероятности) отказа и /или последствия отказа и/или ниже возможность обнаружения дефекта до начала применения объекта по назначению, тем выше значение критичности. Зависимость критичности отказа от указанных факторов показана на рис. 9.5.

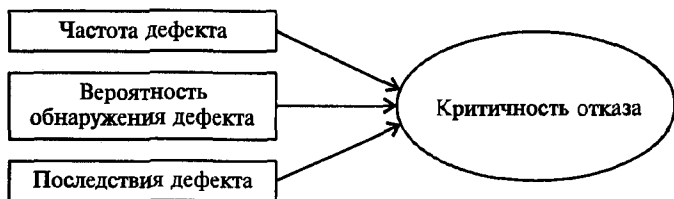


Рис. 9.5. К расчету критичности отказа

Критичность i -го элемента объекта рассчитывают по формуле

$$C_i = B_{1i} \times B_{2i} \times B_{3i}, \quad (9.1)$$

где B_{1i} — оценка частоты (вероятности) наступления потенциального отказа i -го элемента; B_{2i} — оценка вероятности выявления отказа (дефекта) i -го элемента до его проявления у потребителя; B_{3i} — оценка тяжести последствий отказа (дефекта) i -го элемента.

Значения B_j ($j = 1, 2, 3$) находят по соответствующим таблицам, которые разрабатываются заранее, в зависимости от типа системы, но при этом, как правило, $1 \leq B_j \leq 10$. В табл. 9.4—9.7 приведены значения коэффициентов B_1 , B_2 и B_3 , рекомендуемые рядом фирменных стандартов.

Таблица 9.4

Значения коэффициента B_1 (АВПКО объекта)

Характеристика частоты отказа (дефекта)	Ассоциируемая интенсивность отказов	Значение B_1 , баллы
Очень редкий	Ниже $2 \cdot 10^{-7}$	1
	$2 \cdot 10^{-7} \dots 8 \cdot 10^{-6}$	2
Редкий	$8 \cdot 10^{-6} \dots 2 \cdot 10^{-6}$	3
	$2 \cdot 10^{-6} \dots 8 \cdot 10^{-5}$	4
Возможный	$8 \cdot 10^{-5} \dots 2 \cdot 10^{-5}$	5
	$2 \cdot 10^{-5} \dots 8 \cdot 10^{-4}$	6
Частый	$8 \cdot 10^{-4} \dots 2 \cdot 10^{-4}$	7
	$2 \cdot 10^{-4} \dots 5 \cdot 10^{-3}$	8
Очень частый	$5 \cdot 10^{-3} \dots 2 \cdot 10^{-3}$	9
	Свыше $2 \cdot 10^{-3}$	10

Таблица 9.5

Значения коэффициента B_1 (отказ связан с ошибкой персонала)

Значение B_1 , баллы	Вид действий персонала	Ассоциируемая частота ошибки
1—4	Машинальные	$5 \cdot 10^{-3}$
5—8	Процедурные	10^{-2}
9—10	Познающие	$5 \cdot 10^{-2}$

Значения коэффициента B_2 (АВПКО объекта)

Характеристика вероятности выявления отказа (дефекта)	Значение B_2 , баллы
Очень высокая вероятность обнаружения дефекта перед поступлением заказчику. Возможно дефект будет обнаружен при контроле во время изготовления продукции или монтажа	1—2
Слабая вероятность не обнаружить дефект перед тем, как продукция поступит заказчику. Некоторые дефекты могут быть не обнаружены во время испытаний, но будут выявлены во время последующего монтажа	3—4
Умеренная вероятность того, что продукция будет отправлена с дефектами. Значительная доля дефектов будет обнаружена во время изготовления продукции, но часть дефектов будет выявлена при монтаже или контроле у заказчика	5—6
Повышенная вероятность не обнаружить дефект. Контроль не позволит выявить дефект	7—8
Очень высокая вероятность не обнаружить дефект. Дефекты скрытые и не будут выявлены	9—10

Таблица 9.7

Значения коэффициента B_3 (АВПКО объекта)

Значение B_3 , баллы	Последствия отказа
1—2	Незначительные. Заказчик может их не заметить
3—4	Значительные. Ремонт объекта может быть проведен у заказчика при незначительных затратах
5—6	Значительные. Затраты на ремонт существенные и обусловлены простым объектом
7—8	Критические. Отказ вызывает потерю объекта. Угроза для безопасности людей и окружающей среды отсутствует
9—10	Критические. Отказ связан с безопасностью для людей и окружающей среды

Выделение наиболее значимых отказов осуществляется путем сравнения критичности i -го отказа C_i с некоторым предельным значением C_k . Если $C_i > C_k$, то i -й отказ признается значимым (критическим) и, следовательно, его причины подлежат обязательному устранению. Если $C_0 < C_i \leq C_k$, то необходимы корректирующие меры для уменьшения критичности, например изменение регламента технического обслуживания и ремонта. Отказы такого типа заносятся в соответствующий перечень для последую-

щего анализа и контроля. Отказы, для которых $C_i \leq C_0$, признаются незначимыми и не требуют разработки дополнительных мер.

Как следует из анализа выражения (9.1) и таблиц значений коэффициентов B_j , критичность изменяется в диапазоне от 1 ($1 \cdot 1 \cdot 1$) до 1000 ($10 \cdot 10 \cdot 10$). Обычно в качестве предельного значения назначают $C_k = 125$ ($5 \cdot 5 \cdot 5$). В качестве значения C_0 рекомендуют значение 60 или 80.

В военном стандарте США MIL-STD-1629A критичность j -го вида отказа i -го элемента предлагается вычислять на основе предварительного анализа надежности элементов объекта по формуле

$$C_{ij}^p = \alpha_{ij} \times \beta_{ij}^p \times \lambda_i \times t_i, \quad (9.2)$$

где α_{ij} — относительный вес j -го вида отказа i -го элемента; β_{ij}^p — условная вероятность того, что j -й вид отказа i -го элемента вызовет категорию последствий, $p = I, II, III, IV$; λ_i — интенсивность отказов i -го элемента; t_i — время работы i -го элемента. Суммарная критичность i -го элемента по p -й категории последствий $C_i^p = \sum_{j=1}^n C_{ij}^p$, где n — число видов отказов элемента. Значения λ_i вычисляются расчетным путем или определяются по соответствующим справочным таблицам.

Можно показать, что критичность (9.2) является частным случаем риска, когда исходное событие обусловлено отказом элемента. Действительно, если полагать, что элементы объекта высоконадежны, тогда вероятность безотказной работы $P(t)$ l -го элемента может быть описана экспоненциальной функцией $P(t_l) = e^{-\lambda_l t_l}$, где λ_l — интенсивность отказов l -го элемента. Значит, вероятность наступления исходного события I_0 , связанного с отказом этого элемента, $P(I_0) = 1 - e^{-\lambda_l t_l} \approx \lambda_l t_l$. Следовательно, в соответствии с (9.2) критичность отказа l -го элемента $C_l = P(I_0) \times \beta_l^I$ или с учетом того, что $\beta_l^I = Q_l(E_l | I_0)$ является экспертной оценкой вероятности перехода исходного события — (отказа l -го элемента) в аварию $Q_l(E_l | I_0)$ в потенциальной аварийной последовательности

$$C_l = P(I_0) Q_l(E_l | I_0).$$

Учитывая последнюю формулу, приходим к выводу о равносильности критичности (9.2) риску для исходного события — отказа l -го элемента в потенциальной АП.

Достоинствами метода АВПКО являются относительная простота и универсальность, что позволяет применять его для широкого класса продукции, а недостатком — неопределенность в выборе значений α_{ij} и β_{ij} . Эта неопределенность обусловлена экспертным характером установления указанных значений, что должно учитываться при расчете критичности. Одна из задач модератора при проведении АВПКО как раз и состоит в организации экспертизы при назначении коэффициентов α_{ij} и β_{ij} .

После выполнения АВПКО рабочая группа анализирует критичность тех или иных дефектов (отказов) и предлагает соответствующие корректирующие меры. Важно отметить, что направления разработки корректирующих мер во многом «подсказывают» коэффициенты B_j . Очевидно, что если в произведении $B_1 B_2 B_3$ один из сомножителей вносит наибольший вклад, то цель корректирующих мер должна состоять в снижении именно этого коэффициента. Теоретическая оценка эффективности корректирующих мер также проводится на стадии проектирования путем АВПКО. Таким образом, рабочая группа оперирует начальным значением критичности $C_{\text{нач}}$ (до разработки корректирующих мер) и конечным значением критичности $C_{\text{кон}}$ (после разработки корректирующих мер). Если $C_{\text{кон}} < C_k$, то корректирующие меры, направленные на повышение безопасности, можно рекомендовать к внедрению.

Результаты АВПКО целесообразно оформлять в виде таблицы, форма которой представлена в табл. 9.8.

Таблица 9.8

Результаты проведения АВПКО

Анализ отказа				Элемент									
				Коэффициент			Критичность	Корректирующие меры	Коэффициент			Критичность	
Отказ	Частота отказа	Возможности контроля	Последствия отказа	B ₁	B ₂	B ₃					B ₁		B ₂

Пример 9.1. На рис. 9.2 представлено распределение отказов элементов газотурбинного двигателя. Наиболее дефектоносным элементом двигателя признается диск ротора. При разработке нового диска рабочей группой проводится анализ дефектов диска ротора, из которого следует, что основной вид дефекта — образование радиальных трещин, обусловленных недостаточным сопротивлением малоцикловой усталости. Расчет критичности, проведенный по формуле (9.1), дал следующий результат: $C_n = 6 \cdot 7 \cdot 8 = 336 > C_k = 125$. Иными словами, отказ диска ротора признается критическим.

Рабочей группой принята программа корректирующих мер, направленных на: усиление диска в районе отверстий, что позволяет сократить значение B_1 до 3; внедрение новых неразрушающих методов контроля, основанных на акустической эмиссии, позволяет сократить B_2 до 2. Таким образом, критичность после реализации корректирующих мер $C_{\text{кон}} = 3 \cdot 2 \cdot 8 = 48$. Учитывая, что $C_{\text{кон}} = 48 < C_k = 125 < C_0 = 60$, можно утверждать, что корректирующие меры позволяют повысить безопасность двигателя.

Частным случаем АВПКО объекта является анализ, проводимый для оценки значимости отказов элементов технологического оборудования. Критичность отказа элемента технологического оборудования рекомендуется вычислять по формуле (9.1), коэффициент B_1 — назначать по табл. 9.4. Однако коэффициенты B_2 и B_3 уже имеют другое содержание и выбираются по табл. 9.9 и 9.10 соответственно.

Таблица 9.9

Значения коэффициента B_2
(АВПКО технологического оборудования)

Характеристика вероятности выявления отказа (дефекта)	Значение B_2 , баллы
Очень высокая вероятность обнаружения отказа, так как он легко идентифицируется. Техническим обслуживанием работоспособность восстанавливается	1—2
Отказ не влечет мгновенные последствия, диагностика простая. Текущий ремонт восстанавливает работоспособное состояние	3—4
Отказ влечет мгновенные последствия, диагностика простая. Текущий ремонт восстанавливает работоспособное состояние	5—6
Отказ влечет мгновенные последствия, диагностика сложная. Текущий ремонт восстанавливает работоспособное состояние	7—8
Отказ не может быть обнаружен	9—10

Значения коэффициента B_3 (АВПКО технологического оборудования)

Значение B_3 , баллы	Последствия отказа
1—2	Незначительные. Отказ вызывает простой оборудования. Оборудование не повреждено
3—4	Значительные. Отказ вызывает простой оборудования. Ремонт оборудования может быть проведен на месте
5—6	Значительные. Затраты на ремонт существенные. Возможно потребуется замена поврежденных элементов оборудования
7—8	Критические. Отказ вызывает потерю оборудования и остановку производства. Угроза для безопасности людей и окружающей среды отсутствует
9—10	Критические. Отказ связан с безопасностью для людей и окружающей среды

9.3. Анализ видов, последствий и критичных отказов процесса

Цель АВПКО процесса заключается в анализе воздействия операции на безопасность производимого продукта (продукции, изделия) и технологического процесса. В зависимости от ситуации одна и та же операция может анализироваться и с той и другой целью. Например, операция сварки, осуществляемая в процессе монтажа трубопровода, может быть оценена с точки зрения ее влияния на безопасность самого трубопровода или процесса его монтажа.

Влияние операции на безопасность объекта сказывается прежде всего в том, что ее результатом может быть выпуск дефектной продукции. Здесь речь идет о технологическом процессе изготовления продукции. При этом дефект продукции может оказаться критическим, что напрямую связано с его безопасностью. Таким образом, идея анализа критичности операции состоит в учете следующих факторов: частоты дефекта, обусловленного потерей точности операции, вероятности выявления этого события и последствий отказа.

Здесь под *точностью* технологического процесса (операции) понимается его свойство обеспечивать близость действительных и номинальных значений параметров производимой продукции. Нарушение точности операции как раз приводит к дефекту изготавливаемой продукции. Для анализа точности операции сопоставляют поле рассеяния параметра производимой продукции с полем допуска. При этом *полем рассеяния* будем называть область

значений параметра производимой продукции, соответствующую близкой к единице вероятности их появления. При нормальном распределении параметра производимой продукции поле рассеяния ω принимается равным 6σ , где σ — среднеквадратичное отклонение параметра продукции. В этом случае поле рассеяния определится как область значений параметра, соответствующую вероятности их появления 0,9973.

Для анализа точности процесса используется основной показатель — *индекс воспроизводимости* C_p , под которым понимают отношение между допуском T на анализируемый параметр и полем рассеяния параметра: $C_p = T/\omega = T/(6\sigma)$. Следует подчеркнуть, что в отечественной литературе, посвященной исследованиям точности технологических процессов, это отношение называют *коэффициентом точности*.

Чем выше величина C_p , тем меньше уровень дефектности δ , обеспечиваемый данным технологическим процессом изготовления. Между C_p и δ (в случае нормального распределения параметра продукции) существует однозначная зависимость, представленная в табл. 9.11.

Таблица 9.11

Связь между индексом воспроизводимости и уровнем дефектности

C_p	δ , %	C_p	δ , %
2	2 PPB	0,83	1,3
1,67	6 PPM	0,71	3,3
1,33	63 PPM	0,63	4,9
1,00	0,27	0,56	9,3

Примечание: 1 PPB — один дефект на миллиард единиц продукции; 1 PPM — один дефект на миллион единиц продукции.

Для параметра, распределение которого отлично от нормального, точность операции характеризуют коэффициентом K_T , который определяется по формуле (предполагается, что распределение близко распределению Релея) $K_T = T/(2,745\mu)$, где μ — среднее значение параметра.

Этим выражением следует пользоваться для параметров, характеризующих несоосность двух номинально соосных цилиндрических поверхностей (эксцентриситет, биение), непараллельность двух плоскостей, перпендикулярность двух плоскостей или оси к плоскости, разностенность. Зависимость между коэффициентом точности и ожидаемым уровнем дефектности δ представлена в табл. 9.12.

Зависимость между коэффициентом точности и уровнем дефектности

K_T	$\delta, \%$	K_T	$\delta, \%$
1,1	0,01	0,8	2,0
1,0	0,2	0,7	5,1
0,9	0,9	0,6	12,0

Выяснив эту связь, можно перейти к расчету критичности операции при АВПКО процесса, проводимого в целях исследования влияния технологической операции на безопасность производимого продукта. На рис. 9.6 представлена схема учета факторов при расчете критичности операции.

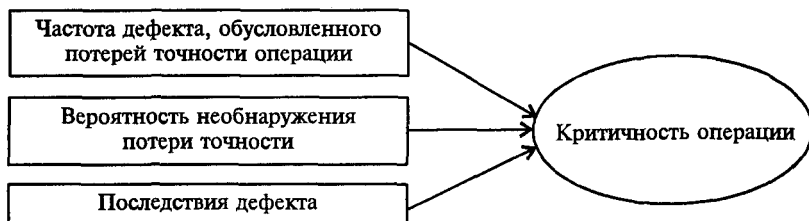


Рис. 9.6. К расчету критичности операции

Таким образом, критичность операции рассчитывают по формуле, аналогичной выражению (9.1). При этом коэффициент B_1 находят по табл. 9.13, учитывая возможное значение индекса воспроизводимости процесса C_p (или коэффициента точности K_T). Следует отметить, что величина C_p (или K_T) может быть оценена экспертно специалистами рабочей группы или рассчитана путем отбора мгновенных выборок и последующего анализа точности процесса.

Таблица 9.13

Значения коэффициента B_1 (АВПКО процесса)

Характеристика частоты дефекта	Ассоциируемое значение C_p	Значение B_1 , баллы
Практически невозможен	$< 1,67$	1
Очень редкий	1,33	2
Редкий	1,00	3
Возможен	0,83	4
Весьма возможен	0,71	5
Частый	0,63	7—8
Очень частый	$> 0,56$	9—10

Значение коэффициента B_2 , который характеризует вероятность выявления факта нарушения точности, определяют по табл. 9.14 в зависимости от принятой системы контроля технологического процесса.

Таблица 9.14

Значения коэффициента B_2 (АВПКО процесса)

Характеристика вероятности выявления нарушения точности	Значение B_2 , баллы
Очень высокая, так как это событие легко идентифицировать	1—2
Высокая	3—4
Умеренная, так как это событие сложно идентифицировать	5—6
Низкая вероятность обнаружить потерю точности	7—8
Очень низкая, так как это событие нельзя идентифицировать	9—10

Значение коэффициента B_3 , характеризующего последствия дефекта, возникающего в результате потери точности, определяют по табл. 9.7.

Кроме оценки влияния операции на безопасность продукции, производимой с помощью технологического процесса, АВПКО позволяет оценить влияние операции на безопасность самого процесса. Это влияние сказывается в том, что отказ операции, т. е. нарушение одной или нескольких характеристик операции, может вызвать критические последствия для процесса (влияние на продукцию не учитывается).

Анализ критичности операции начинают с разделения технологического процесса на отдельные операции. Затем проводят анализ возможных опасностей, которые могут возникнуть в результате потенциальных нарушений операций. Результаты анализа оформляют в виде табл. 9.15.

Таблица 9.15

Формат таблицы анализа опасных ситуаций

Операция	Описание опасной ситуации	Причина нарушения операции	Опасное событие	Параметры состояния

Дальнейший расчет критичности проводят для тех операций, которые признаны наиболее значимыми для безопасности процесса. Расчет критичности операции в связи с безопасностью

процесса может быть проведен по формуле, аналогичной (9.1). Если нарушение операции связано с отказами или дефектами оборудования, то коэффициент B_1 выбирается по табл. 9.4. В остальных случаях коэффициент B_1 выбирается по табл. 9.16.

Таблица 9.16

Значения коэффициента B_1 (АВПКО операции)

Характеристика частоты нарушения операции	Значение B_1 , баллы
Практически невозможны	1
Мала	2—5
Средняя, сравнима с предыдущими технологическими процессами	6
Высокая, сравнима с предыдущими технологическими процессами	7—8
Очень высокая, наверняка возникнет	9—10

Коэффициент B_2 , характеризующий возможность выявления нарушения операции, выбирают по табл. 9.17. Последствия нарушения операции характеризуются с помощью коэффициента B_3 , значение которого может быть найдено по табл. 9.18.

Таблица 9.17

Значения коэффициента B_2 (АВПКО операции)

Характеристика вероятности выявления нарушения операции	Значение B_2 , баллы
Очень высокая, так как это событие легко идентифицировать	1—2
Высокая, идентификация события простая	3—4
Умеренная, событие сложно идентифицировать	5—6
Низкая	7—8
Очень низкая, это событие нельзя идентифицировать	9—10

Таблица 9.18

Значения коэффициента B_3 (АВПКО операции)

Последствия нарушения операции	Значение B_3 , баллы
Незначительные. Нарушение операции легко устраняется	1—2
Значительные. Нарушение операции приводит к простоем оборудования и нарушает технологический процесс	3—4
Очень значительные. Нарушение операции вызывает остановку производства	5—6
Критические. Нарушение операции вызывает остановку	7—8
Критические. Нарушение операции связано с безопасностью для людей и окружающей среды	9—10

Выделение наиболее значимых операций осуществляется путем сравнения критичности i -й операции C_i с предельным значением $C_k = 125$. Если $C_i > C_k$, то i -я операция признается критической, и поэтому необходима обязательная разработка корректирующих мер по снижению критичности операций.

Пример 9.2. Технологический процесс приемки и удаления химических отходов может быть разбит на следующие операции: 1) прием пустой бочки; 2) размещение бочки на тележке; 3) размещение бочки на грузовой тележке; 4) подвод тележки под уплотнительную «юбку»; 5) размещение контейнера в бочке; 6) размещение бочки на подвижной тележке; 7) перемещение тележки в зал для отправления; 8) проветривание помещения. Предварительный анализ опасных событий показывает, что для безопасности процесса наиболее значимыми операциями являются 5, 6, 7 и 8. Возможные нарушения операций и последствия представлены в табл. 9.19.

Таблица 9.19

Предварительный анализ опасных ситуаций

Операция	Описание опасной ситуации	Причина нарушения операции	Опасное событие	Параметры состояния
Размещение контейнера в бочке	Падение контейнера	Настил потолка	Заражение помещения	
Размещение бочки на подвижной тележке	Падение контейнера	Настил потолка	Рассеивание отходов	
Перемещение тележки в зал для отправления	Бочка не закреплена	Отказ системы закрепления	Рассеивание отходов	
Проветривание помещения	Заражение помещения	Отказ системы вентиляции	Заражение помещения	

Рассмотрим операцию размещения контейнера в бочке. Она разбивается на три элементарных операции: ввод контейнера, помещение контейнера в бочку через дверь раздвижной «юбки», маневрирование дверью. Для каждой из этих элементарных операций рассчитаем критичность. Результаты расчета сведены в табл. 9.20.

Анализ последней колонки табл. 9.20, содержащей значения критичности операции показывает, что операция «помещение контейнера» является наиболее критичной. Этот вывод демонстрирует диаграмма Парето на рис. 9.7, где представлены значения критичности рассмотренных операций. Кроме того, сопоставляя рассчитанные значения критичности операций с величиной $C_k = 125$, можно прийти к этому же выводу.

Для снижения величины критичности операции размещения контейнера целесообразно разработать корректирующие меры. Анализ табл. 9.20

(колонки B_1 , B_2 и B_3) показывает, что наиболее перспективным направлением повышения безопасности является внедрение элементов диагностики двигателя, что должно способствовать повышению надежной работы двигателя и вероятности обнаружения нарушения операции.

Таблица 9.20

Критичность операции размещения контейнера в бочке

Операция	Нарушение операции	Причина нарушения	Средство обнаружения	B_1	B_2	B_3	C
Ввод контейнера	Потеря функции	Отказ тали	Есть	5	3	6	90
		Повреждение кабеля	Нет	1	10	7	70
Помещение контейнера	Заклинивание двери при ее открытии	Отказ двигателя	Нет	5	10	5	250
	Заклинивание двери при ее закрытии	Отказ двигателя	Нет	5	10	5	250
Маневрирование дверью	Потеря функции	Потеря электропитания	Есть	4	4	6	96



Рис. 9.7. Диаграмма Парето, иллюстрирующая наиболее значимую для безопасности операцию

1 — повреждение кабеля; 2 — отказ тали;
3 — потеря электропитания; 4 — отказ электродвигателя

Используя уже описанный подход, можно оценить эффективность корректирующих мер. В результате рассчитывается ожидаемая критичность операций после корректирующих воздействий, связанных с внедрением диагностики работоспособности двигателя. Тогда, например, можно положить, что критичность операции размещения контейнера (при отказе электродвигателя) $C = 4 \cdot 4 \cdot 5 = 80$. Следовательно, корректирующие меры оказались эффективными.

АВПКО процесса целесообразно дополнять качественным анализом для идентификации основных параметров процесса, лимитирующих безопасность объекта. К основным параметрам технологических процессов (ТП) изготовления продукции относят такие параметры процесса изготовления отдельных деталей и сборочных единиц, от которых существенно зависят эксплуатационные свойства объекта в целом, в том числе и его безопасность.

Выбор основных параметров технологических процессов, лимитирующих безопасность конечной продукции (лимитирующих параметров ТП), производят для:

- корректировки системы контроля качества при изготовлении продукции;
- проведения мероприятий по совершенствованию ТП;
- уточнения требований к комплектующим изделиям и материалам.

Выбор лимитирующих параметров ТП производят по результатам анализа причин отказов изделий в последовательности, изображенной на рис. 9.8. При этом в результате анализа причин отказов предварительно должны быть определены выходные параметры процесса изготовления отдельных деталей и сборочных единиц, нарушение которых потенциально может привести к потере работоспособного состояния.

Выявление параметров осуществляют в следующей последовательности:

- исключают параметры, подлежащие сплошному контролю при выполнении технологического процесса;
- исключают параметры, для которых установлены сокращенные (технологические) допуски на изготовление;
- исключают параметры, по которым предусмотрено проведение отдельных приемосдаточных испытаний или контроль при приемосдаточных испытаниях изделия в целом;
- исключают параметры, по которым в течение рассматриваемого промежутка времени не зафиксировано нарушений при изготовлении и (или) отказов при эксплуатации.

В этом случае целесообразно использовать графики причин отказов в форме диаграммы Парето. Графики составляют на уровне:

- процесса изготовления изделия (диаграмма отказов) либо деталей и сборочных единиц (диаграмма причин отказов);
- операций (диаграмма видов дефектов).

Количество уровней составления диаграмм Парето определяется сложностью изделия и располагаемой информацией о причинах отказов и видах дефектов.

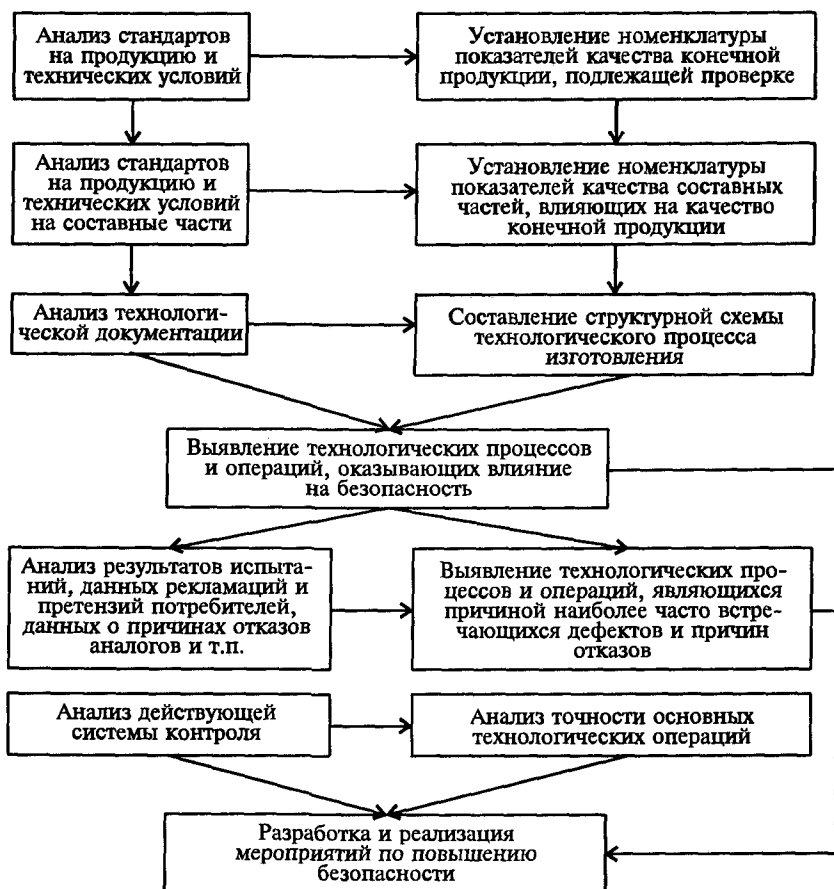


Рис. 9.8. Схема анализа параметров технологических процессов, влияющих на безопасность

Пример 9.3. Определить по регистрационным данным основные виды дефектов, связанные с невыполнением требований к параметрам технологического процесса, лимитирующим безопасность тягового электродвигателя постоянного тока.

Анализ диаграммы, представленной на рис. 9.9, показывает, что коллектор и щеткодержатель приносят наибольшее число отказов электродвигателя.

Далее строим диаграмму Парето по причинам отказов этих элементов (рис. 9.10). Анализ этой диаграммы показывает, что основными причинами отказов являются дефекты заготовок и покупных комплектующих изделий.

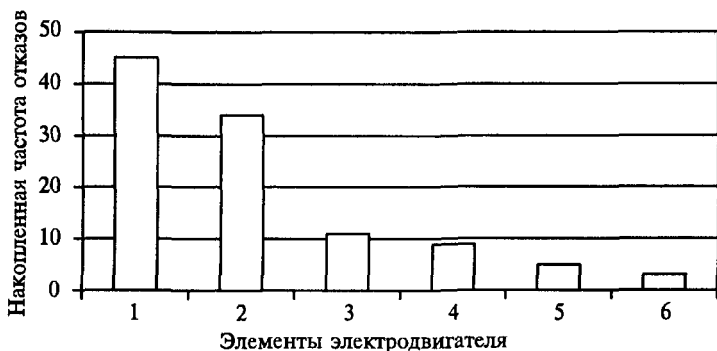


Рис. 9.9. Диаграмма Парето, характеризующая частоту возникновения отказов по элементам тягового электродвигателя:

1 — коллектор, 2 — щеткодержатель, 3 — индуктор, 4 — якорь,
5 — щиты подшипниковые, 6 — станина



Рис. 9.10. Диаграмма Парето, характеризующая причины отказов коллектора и щеткодержателя:

1 — дефекты заготовок, 2 — дефекты комплектующих изделий, 3 — дефекты отделки, 4 — отклонения размеров деталей, 5 — дефекты сборки

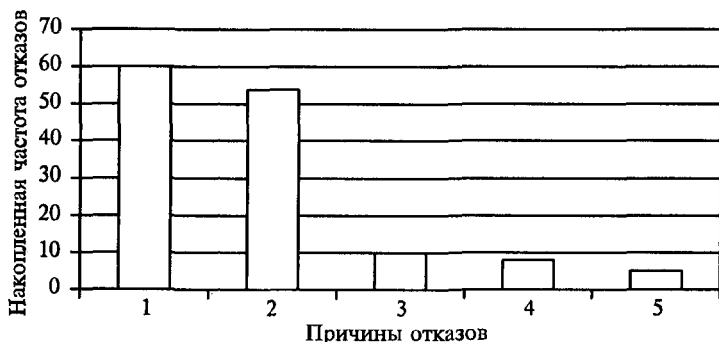


Рис. 9.11. Диаграмма Парето по видам дефектов:

1 — трещины, 2 — раковины, 3 — выщерблины, 4 — надрезы, 5 — прочие

В заключение отметим новые перспективные направления совершенствования методологии АВПКО, которые связаны с внедрением компьютерных технологий. В первую очередь это касается использования технологий САПР (система автоматизированного проектирования), РАМ (Reliability And Maintainability — безотказность и ремонтпригодность) и соответствующей экспертной системы для проведения АВПКО. В этом случае экспертная система подменяет рабочую группу и конструктор-разработчик или технолог получают возможность в режиме «реального времени» производить отработку конструкции или технологического процесса на безопасность. Подключение баз данных, содержащих сведения о показателях надежности элементов-аналогов, позволяет повысить объективность анализа критичности отказов.

Глава 10

Мониторинг эксплуатационной безопасности

10.1. Роль статистического анализа безопасности на стадии эксплуатации объекта

Роль ВАБ на стадии эксплуатации иная, чем на стадии проектирования. Это объясняется тем, что поскольку объект уже изготовлен, то анализ направлен на выяснение того, отвечает ли он требованиям безопасности. Если объект не отвечает установленным требованиям к безопасности, очень важно выявить этот факт достаточно быстро, пока не произошла авария. В этом случае необходима экстренная разработка корректирующих мер, направленных на повышение безопасности. В условиях ограниченности ресурсов корректирующие меры должны быть четко обоснованы, чтобы не допустить распыления ресурсов. Субъективизм при выработке управленческих решений и корректирующих мер, касающихся безопасности технических систем, порождает большие экономические потери, поэтому так важна разработка научных подходов к оперативному управлению безопасностью с использованием вероятностного анализа на стадии эксплуатации [2, 6, 7, 24].

Наконец, необходимо убедиться в том, что корректирующие меры оказались эффективными. Весь этот комплекс вопросов рассматривается в рамках ВАБ на этапе эксплуатации, который в свою очередь является важным элементом оперативного управления безопасностью при эксплуатации объекта.

Задачи анализа безопасности технических систем на стадии эксплуатации объединены общей направленностью и могут быть реализованы в единой блок-схеме, представленной на рис. 10.1.

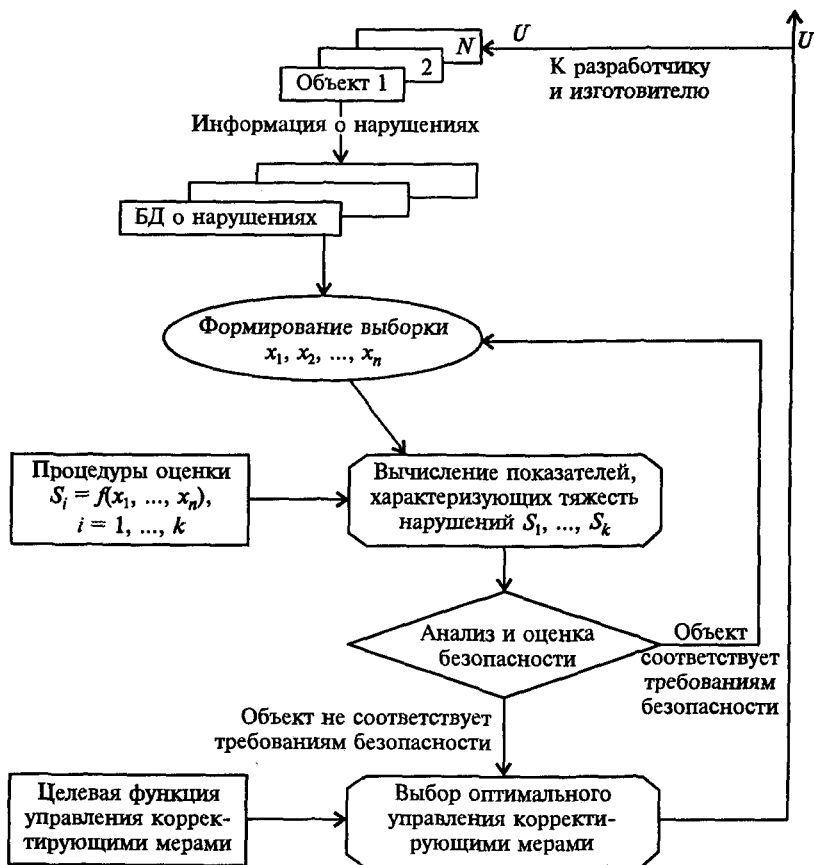


Рис. 10.1. Блок-схема анализа безопасности объекта при эксплуатации

10.2. Обоснование вероятностных показателей безопасности типа риск для стадии эксплуатации

Как было определено в гл. 1, события, связанные с безопасностью, подразделяют на нарушения, происшествия и аварии. На практике при эксплуатации технических систем наиболее часто фиксируют нарушения, более редко — происшествия и очень редко — аварии. Иллюстрацией данного утверждения служит табл. 10.1, которая демонстрирует частоту наступления инцидентов на АЭС России. Из табл. 10.1 следует, что за 1994 и 1995 гг.

ни одной аварии, повлекшей радиационные последствия для человека или окружающей среды, зарегистрировано не было, тогда как за это время наблюдалось 206 (114 + 92) событий, классифицируемых как нарушения нормальной эксплуатации АЭС.

Таблица 10.1

События, имевшие место на АЭС России в 1994—1995 гг.

Наименование события	Последствия	Число событий	
		1994 г.	1995 г.
Авария	Значительный ущерб здоровью людей и окружающей среде; облучение населения, тяжелые последствия для персонала	Нет	Нет
Серьезное происшествие	Облучение населения ниже установленных пределов, переоблучение персонала, загрязнение	Нет	Нет
Происшествие	Потенциальные последствия для безопасности	12	7
Нарушение нормальной эксплуатации	Экономические последствия, обусловленные простоем	114	92

Источник: Отчеты о деятельности Федерального надзора России по ядерной и радиационной безопасности в 1994 и 1995 гг.

Такая же картина характерна и для других потенциально опасных объектов. Для примера, в табл. 10.2 приведены сравнительные статистические данные ИКАО о количестве авиационных происшествий за 1982 г. и в среднем за 1977—1981 гг.

Таблица 10.2

Число авиационных происшествий

Категория	Число авиационных нарушений		Число авиационных происшествий со смертельным исходом	
	1982 г.	среднее за 1977—1981 гг.	1982 г.	среднее за 1977—1981 гг.
Авиакомпании	1	2	0	0,4
Общественные воздушные суда	0	0,2	0	0
Воздушный транспорт	8	12,6	0	1,6
Авиационные спецработы	45	61	8	5,2
Аэроклубы и летные школы	13	24,8	2	3,4
Любительские полеты	40	31	6	3,2
Полеты на планерах	18	18,2	1	0,6
Общее число	125	149,2	17	14,4

Анализ этой таблицы подтверждает вывод о том, что число нарушений при эксплуатации значительно превышает число аварий. Однако нарушения несут достаточно много информации о безопасности объекта, поэтому их анализ, в том числе статистический, позволяет эффективно выявлять аварийные факторы. Как отмечается в Руководстве ИКАО по предотвращению авиационных происшествий Doc. 9422-AN/923, важнейшими особенностями информации о нарушениях являются [51]:

- сходство нарушений и аварий, позволяющее выявить те же аварийные факторы, что и при авариях, исключая тяжелые последствия;
- нарушения происходят гораздо чаще, чем аварии (по разным оценкам в 10—100 раз), поэтому они являются обширным источником сведений об аварийных факторах.

Таким образом, на стадии эксплуатации наиболее емким является канал информации, содержащий сведения о нарушениях условий эксплуатации, число которых на несколько порядков превышает число серьезных происшествий и аварий. Следовательно, оперативное управление эксплуатационной безопасностью целесообразно ориентировать на результаты анализа нарушений. При этом анализ должен учитывать, что в условиях ограниченности временных и стоимостных ресурсов необходимость и срочность разработки корректирующих мер зависит от степени опасности нарушений. Это обуславливает целесообразность определения показателей, характеризующих тяжесть нарушений, и соответствующих методов оценки введенных показателей по эксплуатационным данным.

Следует подчеркнуть, что обычные показатели надежности, которыми оперируют для анализа безопасности на стадии эксплуатации, недостаточны для полной характеристики безопасности, они не характеризуют тяжесть нарушений в эксплуатации. Между тем степень возможной близости нарушения к аварии является важной характеристикой нарушения. Поэтому, когда производится оценка безопасности объекта в эксплуатации, например, по показателю среднего удельного числа нарушений n , из того факта, что для объекта A среднее удельное число нарушений n_A меньше, чем удельное среднее число нарушений n_B для объекта B ($n_A < n_B$), не следует, что объект A безопаснее, чем объект B , так как может оказаться, что степень «продвинутости» нарушений объекта A к аварии гораздо больше, чем нарушений объекта B .

Таким образом, традиционно используемых показателей надежности явно недостаточно для полной и корректной характе-

ристики безопасности объектов в эксплуатации, что соответственно дает толчок к введению новых показателей для оценки безопасности технических систем на стадии эксплуатации.

Для того чтобы корректно ввести комплексные показатели типа риска, характеризующие безопасность при эксплуатации, целесообразно обратиться к модели развития нарушения, представляемой правосторонним дихотомическим «деревом событий», используемым для расчета риска при проектировании. Необходимо лишь модифицировать этот подход для нужд анализа безопасности технических систем на стадии эксплуатации.

Обратимся к примеру расчета риска аварии, связанной со сходом состава с рельсов (см. пример 8.2). Пусть при движении состава наблюдалось нарушение эксплуатации, связанное с наличием периодического дефекта. Реальная последовательность событий в виде «дерева событий» представлена на рис. 10.2.

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

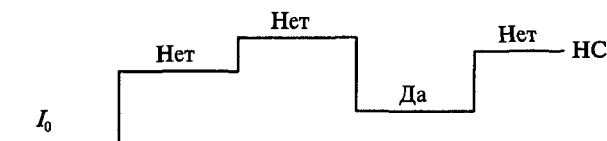


Рис. 10.2. «Дерево событий», описывающее нарушение эксплуатации, связанное с наличием периодического дефекта

Тяжесть данного нарушения (безопасность движения) естественно оценивать в виде вероятности возможного перехода этого нарушения в аварию. Чем выше эта вероятность, тем выше тяжесть рассматриваемого нарушения и тем ниже безопасность движения. Проанализируем потенциальные аварийные последовательности, которые могли бы реализоваться в процессе развития такого нарушения. С этой целью каждый элемент, который безотказно сработал в процессе развития нарушения, необходимо рассматривать как источник исходного события аварии.

Например, одна из возможных потенциальных аварийных последовательностей (АП), приводящая к аварии, связанной со сходом состава с рельсов, представлена на рис. 10.3 (изображена штриховой ломаной линией). Эта последовательность предполагает наличие резонанса во время движения.

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

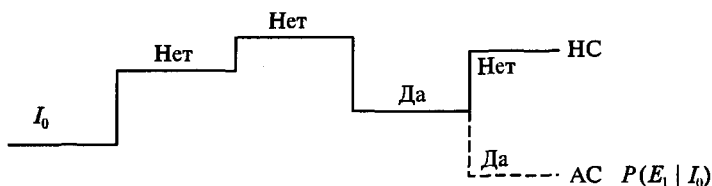


Рис. 10.3. «Дерево событий», описывающее аварийную последовательность — наличие резонанса

Тогда условная вероятность реализации этой аварийной последовательности E_1 равна $Q_1(I_0) = P(E_1 | I_0)$, где $P(E_1 | I_0)$ — вероятность реализации данной АП (в рассматриваемом случае вероятность наличия резонанса).

Вторая АП для исходного нарушения эксплуатации обусловлена наличием неисправности подвижного состава. Для этого случая «дерево событий», описывающее аварию, представлено на рис. 10.4.

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

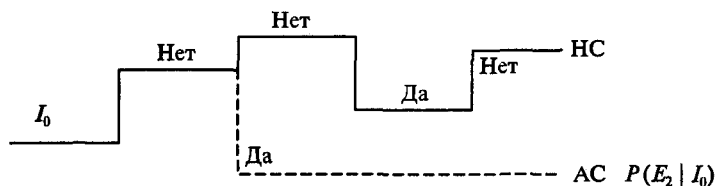


Рис. 10.4. «Дерево событий», описывающее АП — наличие неисправности подвижного состава

Условная вероятность реализации этой аварийной последовательности E_2 равна $Q_2(I_0) = P(E_2 | I_0)$, где $P(E_2 | I_0)$ — вероятность реализации данной АП (вероятность неисправности подвижного состава).

Третья АП для исходного нарушения эксплуатации обусловлена наличием критического дефекта. Для этого случая «дерево событий», описывающее аварию, представлено на рис. 10.5.

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

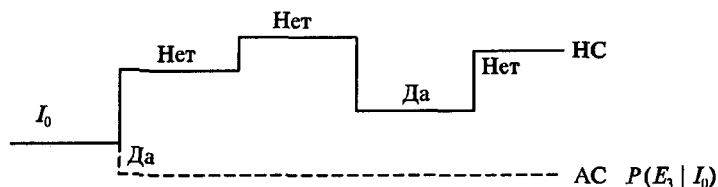


Рис. 10.5. «Дерево событий», описывающее АП — наличие критического дефекта

Условная вероятность реализации этой аварийной последовательности E_3 равна $Q_3(I_0) = P(E_3 | I_0)$, где $P(E_3 | I_0)$ — вероятность реализации данной АП (в рассматриваемом случае вероятность критического дефекта).

Таким образом, для указанного нарушения возможны три АП, изображенные на рис 10.6, с вероятностями реализации, представленными в колонке 7 таблицы. Для этого случая тяжесть данного нарушения оценивается вероятностью перехода нарушения в аварию. Так как АП, приводящие к аварии несовместны, то условная вероятность перехода нарушения в аварию $Q(I_0)$ для исходного события I_0 определится как сумма вероятностей реализации АП:

$$Q(I_0) = Q_1(I_0) + Q_2(I_0) + Q_3(I_0) = P(E_1 | I_0) + P(E_2 | I_0) + P(E_3 | I_0).$$

Исходное событие	Дефект критический	Подвижной состав неисправен	Дефект периодический	Резонанс возникает	Конечное состояние	Вероятность состояния
------------------	--------------------	-----------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

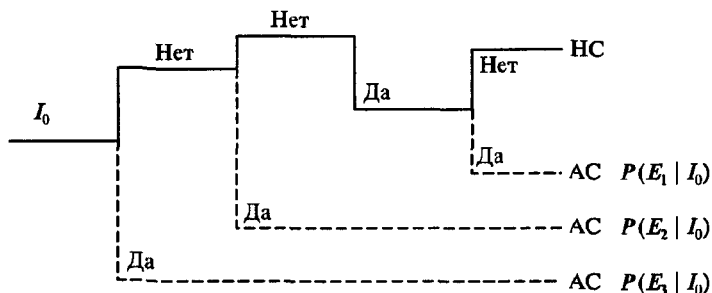


Рис. 10.6. «Дерево событий» с тремя возможными АП

Если для произвольного нарушения выделено L возможных аварийных последовательностей, то для каждой из них можно рассчитать соответствующую условную вероятность Q_l ($l = 1, \dots, L$) перехода нарушения в аварию. Другими словами, каждому нарушению ставится в соответствие L вероятностей перехода этого нарушения в аварию. Тогда логично сформировать несколько показателей, характеризующих тяжесть данного нарушения и отражающих вероятность перехода нарушения в аварию:

- суммарный рейтинг нарушения

$$R_c = \sum_{l=1}^L Q_l; \quad (10.1)$$

- максимальный рейтинг нарушения

$$R_{\max} = \max_{1 \leq l \leq L} (Q_l); \quad (10.2)$$

- средний рейтинг нарушения

$$R_{\text{ср}} = \sum_{l=1}^L Q_l / L = R_c / L. \quad (10.3)$$

Таким образом, величина $Q(I_0)$ — это суммарный рейтинг нарушения.

Набор показателей (10.1)—(10.3) характеризует тяжесть конкретного нарушения в виде вероятности возможного перехода в аварию, отражая тем самым уровень безопасности объекта при эксплуатации в конкретный момент времени t наступления нарушения.

В свою очередь значение вероятности Q_l реализации l -й гипотетической аварийной последовательности может быть рассчитано по формуле

$$Q_l = \prod_{j=1}^{m_l} q_{jl} = \prod_{j=1}^{m_l} (1 - p_{jl}),$$

где q_{jl} (p_{jl}) — вероятность отказа (безотказной работы) элементов $j = 1, \dots, m_l$, которые могли бы не сработать (отказаться) в процессе перехода нарушения в аварию в рассматриваемой l -й аварийной последовательности.

Интересно сопоставить условную вероятность аварии с суммарным рейтингом нарушения R_c , рассчитываемым согласно выражению (10.1). Расчет условной вероятности аварии предполагает учет вероятностей реализации всех возможных АП, в то же время при вычислении рейтинга R_c необходимо учитывать только те АП, которые могут быть порождены событиями (например, отказами

элементов объекта), включенными в «дерево событий» реального нарушения.

Следует отметить, что введенные показатели R_c , $R_{\max}$ и R_{cp} не идентичны и характеризуют различные аспекты тяжести нарушения. Показатель R_c отражает вероятность перехода нарушения в аварию по всем потенциальным АП и в этом смысле носит интегральный характер, включая маловероятные аварийные последовательности. Показатель $R_{\max}$ характеризует вероятность перехода нарушения в аварию по наиболее вероятной АП. Показатель R_{cp} характеризует в среднем вероятность перехода в аварию, приходящуюся на одну потенциальную АП.

В соответствии с законом больших чисел аварийные последовательности, имеющие малую вероятность реализации Q_i в отдельном нарушении, в серии нарушений могут наступать с достаточно большой вероятностью. Поэтому для объектов, которые эксплуатируются значительное время, для оценки тяжести нарушений целесообразно использовать показатель R_c , учитывающий все потенциальные АП, в том числе и маловероятные.

Если для конкретного нарушения возможна только одна аварийная цепочка, т.е. $L = 1$, тогда для этого нарушения $R_c = R_{\max} = R_{cp}$. Для произвольного нарушения, как следует из формул (10.1)—(10.3), $R_c \geq R_{\max} \geq R_{cp}$.

Два нарушения A_1 и A_2 при нормальной эксплуатации объекта полностью эквивалентны в аспекте безопасности, если одновременно выполнены следующие условия: $R_c(A_1) = R_c(A_2)$; $R_{\max}(A_1) = R_{\max}(A_2)$; $R_{cp}(A_1) = R_{cp}(A_2)$.

Аналогичным образом вводится понятие частичной эквивалентности нарушений A_1 и A_2 . Например, при выполнении условия $R_c(A_1) = R_c(A_2)$ можно говорить об эквивалентности нарушений A_1 и A_2 по показателю суммарного рейтинга нарушения. Если при этом $R_{\max}(A_1) > R_{\max}(A_2)$, то нарушение A_1 должно быть признано более тяжелым, чем нарушение A_2 , по показателю максимального рейтинга нарушения.

Если для двух нарушений A_1 и A_2 одновременно выполнены условия $R_c(A_1) > R_c(A_2)$, $R_{\max}(A_1) > R_{\max}(A_2)$, $R_{cp}(A_1) > R_{cp}(A_2)$, то признается, что нарушение A_1 равномерно более тяжелое, чем нарушение A_2 .

Таким образом, введенные выше показатели (10.1)—(10.3) позволяют сравнивать между собой нарушения одного и того же объекта или нарушения однотипных объектов по степени их тяжести и оценивать эффективность корректирующих мер по повышению безопасности объекта путем сравнения показателей, характеризую-

щих тяжесть нарушений, до внедрения мероприятий и после их внедрения.

Итог рассмотрения показателей (10.1)—(10.3) представлен в табл. 10.3.

Таблица 10.3

Характеристика показателей безопасности

Показатель, характеризующий тяжесть нарушения — рейтинг нарушения	Обозначение	Основная расчетная формула	Характеристика и область применения
Суммарный	R_c	(10.1)	Характеризует вероятность перехода нарушения в аварию по всем АП. Рекомендуется для оценки тяжести нарушений объектов длительного применения
Максимальный	$R_{\max}$	(10.2)	Характеризует вероятность перехода нарушения в аварию по наиболее вероятной АП. Рекомендуется для оценки тяжести нарушений особо опасных объектов
Средний	R_{cp}	(10.3)	Характеризует вероятность перехода нарушения в аварию, приходящуюся на одну АП

Если в периоде эксплуатации Δt было зафиксировано K ($K \geq 1$) нарушений, то на основе показателя (10.1) можно предложить показатель, характеризующий уровень безопасности объекта в течение рассматриваемого периода эксплуатации, — суммарный рейтинг безопасности $R_c[\Delta t]$:

$$R_c[\Delta t] = \sum_{k=1}^K R_{ck}, \quad (10.4)$$

где R_{ck} ($k = 1, \dots, K$) — значения суммарного рейтинга k -го нарушения.

Показатель вида (10.4), в отличие от показателей (10.1)—(10.3), характеризует не тяжесть нарушения объекта, а его безопасность на периоде эксплуатации Δt . Очевидно, что при $K = 1$ $R_c[\Delta t] = R_c$.

Введенные выше показатели безопасности объекта при эксплуатации являются комплексными, так как они учитывают возможные исходные события, пути перехода нарушения в аварию и возможные конечные состояния.

Показатели рейтинга позволяют осуществить процедуру диверсификации риска, под которой в этом случае понимается способ перечисления всех исходных событий, инициирующих нарушение эксплуатации технической системы, и соответствующих значений рейтингов нарушений. Эти данные могут быть использованы для целей страхования и перестрахования рисков аварий потенциально опасных объектов и оценки инвестиционной привлекательности наукоемких и опасных производств.

Сделаем несколько замечаний в связи с введением показателей, характеризующих безопасность объекта при эксплуатации:

1. Для того чтобы воспользоваться показателями рейтинга, необходимо предложить метод их вычисления по данным эксплуатации.

2. При сравнении нескольких нарушений в аспекте рейтингов нарушений или рейтингов безопасности необходимо учитывать возможную статистическую неопределенность в оценке рейтингов. В этой связи условия эквивалентности нарушений в части безопасности, рассмотренные выше, должны быть переформулированы для учета неопределенности.

3. Вычисление показателей рейтинга, кроме статистической неопределенности, сопровождается другими видами неопределенности, например, неполнотой возможных сценариев перерастания нарушения в аварию. Этот вид неопределенности нами не рассматривается.

4. При анализе возможных сценариев перехода нарушения в аварию следует иметь в виду, что конечные аварийные состояния могут отличаться по последствиям, что усложняет процедуру вычисления рейтинга. С целью упрощения расчетов далее предполагается, что все возможные последствия аварийных состояний эквивалентны.

5. Показатели рейтинга позволяют также оценить влияние различных технологических операций, проводимых в процессе эксплуатации объекта, на его безопасность. С этой целью достаточно ввести «фиктивные» элементы, отображающие проведение той или иной операции на объекте, в сценарии развития нарушения или рассмотреть исходные события нарушения, инициированные технологической операцией.

Аналогичным образом за счет включения в гипотетическую аварийную последовательность (см. рис. 10.6) «фиктивного» элемента, отображающего возможные действия персонала, удастся учесть человеческий фактор (надежность персонала).

10.3. Методы вычисления точечных и интервальных оценок показателей рейтинга

Для того чтобы воспользоваться введенными показателями безопасности в целях анализа безопасности на стадии эксплуатации объекта, необходимо обосновать процедуру их вычисления по результатам эксплуатации объекта. Иными словами, требуется разработать методы точечного и интервального оценивания показателей рейтинга.

Как следует из анализа выражений (10.1)—(10.3), расчет рейтингов основан на информации о показателях надежности (вероятности безотказной работы) элементов объекта, включенных в потенциальную АП.

На практике сведения о показателях надежности элементов систем формируются путем использования баз данных о показателях надежности. Как правило, такая информация может быть представлена в виде точечной и интервальной оценок показателей надежности элементов.

Напомним, что *точечной оценкой* $\hat{p}$ вероятности безотказной работы p называется функция от результатов наблюдений, значение которой представимо геометрически в виде точки (на числовой оси). *Интервальной оценкой показателя надежности* p называется интервал $[\underline{p}, \bar{p}]$, которому с заданной доверительной вероятностью γ ($\gamma > 0,5$) принадлежит значение p . Здесь не рассматриваются статистические процедуры точечных и интервальных оценок показателей надежности по данным эксплуатации. Для определенности будем полагать, что интервальная оценка вероятности безотказной работы j -го элемента, включенного в l -ю АП, задается в виде односторонней верхней $\bar{p}_{jl}$ и нижней $\underline{p}_{jl}$ границ доверительного интервала вероятности безотказной работы для произвольной доверительной вероятности γ :

$$P(\underline{p}_{jl} < p_{jl}) \geq \gamma, P(\bar{p}_{jl} > p_{jl}) \geq \gamma, j = 1, \dots, m_l; l = 1, \dots, L.$$

Если положить, что точечные оценки $\hat{p}_{jl}$ вероятности безотказной работы p_{jl} ($j = 1, \dots, m_l, l = 1, \dots, L$) элемента, включенного в АП, вычислены методом максимального правдоподобия, то в соответствии с положениями теории оценивания следует, что точечные оценки рейтингов (10.1)—(10.3) и (10.4) также являются оценками максимального правдоподобия [56]. Из этого факта вытекают следующие важные положения:

1. Точечные оценки рейтингов (10.1)—(10.3) и (10.4) являются функциями точечных оценок $\hat{p}_{jl}$ ($j = 1, \dots, m_l, l = 1, \dots, L$) вероят-

ностей безотказной работы элементов, включенных в аварийную последовательность. Например, точечная оценка суммарного рейтинга нарушения

$$\hat{R}_c = \sum_{l=1}^L \prod_{j=1}^{m_l} \hat{q}_{jl} = \sum_{l=1}^L \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}), \quad (10.5)$$

где $\hat{p}_{jl}$ — точечная оценка вероятности p_{jl} безотказной работы (срабатывания) j -го элемента в l -й потенциальной АП. Точечная оценка максимального рейтинга нарушения

$$\hat{R}_{\max} = \max_{1 \leq l \leq L} \left\{ \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) \right\}. \quad (10.6)$$

Точечная оценка среднего рейтинга нарушения

$$\hat{R}_{cp} = \sum_{l=1}^L \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) / L. \quad (10.7)$$

Точечная оценка суммарного рейтинга безопасности

$$\hat{R}_c[\Delta t] = \sum_{k=1}^K \hat{R}_{ck}, \quad (10.8)$$

где $\hat{R}_{ck}$ — точечная оценка суммарного рейтинга R_{ck} в k -м нарушении, которая вычисляется по формуле (10.5).

2. Точечные оценки (10.5)–(10.8) обладают свойствами состоятельности, асимптотической несмещенности и асимптотической нормальности, что согласно положениям теории оценивания позволяет рекомендовать эти оценки для применения.

Пример 10.1. Определим точечные оценки показателей рейтинга нарушений для случая, представленного на рис. 10.6. Для рассматриваемого примера число АП равно трем, т.е. $L = 3$. Положим, что по результатам эксплуатационных наблюдений определены точечные оценки вероятностей следующих событий:

- вероятности отсутствия резонанса $\hat{p}_{11} = 0,995$; $m_1 = 1$; $l = 1$;
- вероятности отсутствия неисправности состава $\hat{p}_{12} = 0,999$; $m_2 = 1$; $l = 2$;
- вероятности отсутствия критического дефекта $\hat{p}_{13} = 0,999$; $m_3 = 1$; $l = 3$.

В соответствии с выражением (10.5) находим

$$\hat{R}_c = \sum_{l=1}^L \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) = (0,005 + 0,001 + 0,001) = 0,007.$$

$$\hat{R}_{\max} = \max_{1 \leq l \leq L} \left\{ \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) \right\} = \max \{0,005; 0,001; 0,001\} = 0,005.$$

Точечная оценка среднего рейтинга нарушения

$$\hat{R}_{\text{ср}} = \sum_{l=1}^L \prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) / L = 0,007/3 = 0,0023.$$

Задача интервального оценивания рейтингов заключается в том, чтобы, зная интервальные оценки вероятности безотказной работы элементов, включенных в АП, вычислить интервальные оценки для показателей рейтинга.

Результаты, представленные ниже, основываются на следующей теореме Р.С. Судакова [55]: если $f(x) = f(x_1, \dots, x_m)$ — арифметическая функция, которая возрастает по каждой своей переменной в области определения и является симметрической (т. е. не изменяет своих значений при любой перестановке аргументов $x_j, j = 1, \dots, m$), то статистика $\underline{y} = f(\theta_{\min}, \dots, \theta_{\min})$ является нижней доверительной границей для доверительной вероятности γ (для упрощения будем говорить γ -нижней доверительной границей) для значения $y = f(\theta_1, \dots, \theta_m)$, а $\bar{y} = (\theta_{\max}, \dots, \theta_{\max})$ является верхней доверительной границей для доверительной вероятности γ (для упрощения будем говорить γ -верхней доверительной границей) для значения $\bar{y} = f(\theta_1, \dots, \theta_m)$, где $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$ — оцениваемый параметр, $\theta_{\min} = \min_m (\theta_{1\gamma}, \dots, \theta_{m\gamma})$, $\theta_{\max} = \max_m (\bar{\theta}_{1\gamma}, \dots, \bar{\theta}_{m\gamma})$, $\underline{\theta}_{j\gamma} (\bar{\theta}_{j\gamma})$ — γ -нижняя (верхняя) доверительная граница для параметра $\theta_j, j = 1, \dots, m$.

Обозначим $\prod_{j=1}^{m_l} (1 - \hat{p}_{jl}) = D_l, l = 1, \dots, L$. В соответствии с теоремой Р.С. Судакова γ -верхняя доверительная граница для D_l

$$\bar{D}_l = (1 - p_{\min})^{m_l}, p_{\min} = \min_j (\underline{p}_{1\gamma}, \dots, \underline{p}_{m_l\gamma}), l = 1, \dots, L. \quad (10.9)$$

В целом процедура вычисления верхней доверительной границы для D при доверительной вероятности γ предполагает выполнение следующих этапов:

1. Для элементов, вошедших в потенциальную l -ю АП, для которых предполагается, что они могут отказать в процессе развития

нарушения, определяются с помощью базы данных γ -нижние доверительные границы вероятности безотказной работы: $\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{ml}$.

2. На множестве $\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{ml}$ находится минимальное значение $p_{\min}$.

3. По формуле (10.9) вычисляется γ -верхняя доверительная граница для D .

Эти результаты позволяют предложить процедуру расчета интервальных оценок для рейтингов нарушения. Легко видеть, что γ -верхняя доверительная граница для R_c

$$\bar{R}_{c\gamma} = L \times D_{\max}, \quad D_{\max} = \max_l(\bar{D}_l, \dots, \bar{D}_{L\gamma}). \quad (10.10)$$

Аналогично рассуждая, приходим к выводу, что γ -верхняя доверительная граница для R_{cp} имеет вид

$$\bar{R}_{cp\gamma} = L D_{\max} / L = D_{\max}. \quad (10.11)$$

Очевидно, что для максимального рейтинга $R_{\max}$ γ -верхняя доверительная граница

$$\bar{R}_{\max} = \max_l(\bar{D}_l, \dots, \bar{D}_{L\gamma}). \quad (10.12)$$

Полученные результаты (10.10)–(10.12) носят универсальный характер, хотя интервальные оценки рейтингов в тех случаях, когда оценки $D_{l\gamma}$ ($l = 1, \dots, L$) значительно отличаются друг от друга, могут быть достаточно грубыми.

По аналогии находим γ -нижнюю доверительную границу D_l :

$$\underline{D}_l = (1 - p_{\max})^{m_l}, \quad p_{\max} = \max_j(\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{m_l}).$$

Таким образом, γ -нижняя доверительная граница для R_c

$$\underline{R}_{c\gamma} = L \times D_{\min}, \quad D_{\min} = \min_l(\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L\gamma}).$$

Аналогично приходим к выводу, что для R_{cp} γ -нижняя доверительная граница $\underline{R}_{cp\gamma} = D_{\min}$. Очевидно, что для показателя $R_{\max}$

γ -нижняя доверительная граница $\underline{R}_{\max\gamma} = \min_l(\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L\gamma})$.

Формулы для вычисления интервальных оценок показателей рейтинга сведены в табл. 10.4.

Формулы для расчета интервальных оценок показателей рейтинга

Рейтинг нарушения	Доверительная граница	
	нижняя	верхняя
Суммарный R_c	$\underline{R}_{cy} = L \times D_{\min},$ $D_{\min} = \min_l (\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L_l}),$ $\underline{D}_l = (1 - p_{\max})^{m_l},$ $p_{\max} = \max_j (\bar{p}_l, \dots, \bar{p}_{m_l}),$ $l = 1, \dots, L$	$\underline{R}_{cy} = L \times D_{\max},$ $D_{\max} = \max_l (\bar{D}_l, \dots, \bar{D}_{L_l}),$ $\bar{D}_l = (1 - p_{\min})^{m_l},$ $p_{\min} = \min_j (\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{m_l}),$ $l = 1, \dots, L$
Максимальный $R_{\max}$	$\underline{R}_{\max \gamma} = \max_l (\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L_l})$	$\bar{R}_{\max \gamma} = \max_l (\bar{D}_l, \dots, \bar{D}_{L_l})$
Средний R_{cp}	$\underline{R}_{cpr} = D_{\min}$	$\bar{R}_{cpr} = D_{\max}$

Возвращаясь к примеру, рассчитаем интервальные оценки для рейтингов нарушения. Положим, что по результатам эксплуатационных наблюдений определены интервальные оценки вероятностей следующих событий для доверительной вероятности $\gamma = 0,9$:

- вероятности отсутствия резонанса $\underline{p}_{11} = 0,990$; $\bar{p}_{11} = 0,999$;
- вероятности отсутствия неисправности состава $\underline{p}_{12} = 0,992$; $\bar{p}_{12} = 0,995$;
- вероятности отсутствия критического дефекта $\underline{p}_{13} = 0,990$; $\bar{p}_{13} = 0,9995$.

Тогда согласно формулам табл. 10.4 находим γ -верхние доверительные границы для рейтинга нарушения:

$$p_{\min} = \min_j (\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{m_l}) = \min (\underline{p}_{11}, \underline{p}_{12}, \underline{p}_{13}) = \min (0,99; 0,992; 0,99) = 0,99;$$

$$\bar{D}_1 = (1 - p_{\min}) = \bar{D}_2 = \bar{D}_3 = 1 - 0,99 = 0,01 \text{ (так как } m_1 = m_2 = m_3 = 1);$$

$$D_{\max} = 0,01; \bar{R}_{cy} = L \times D_{\max} = 3 \cdot 0,01 = 0,03;$$

$$\bar{R}_{\max} = \max_l (\bar{D}_l, \dots, \bar{D}_{L_l}) = 0,01; \bar{R}_{cpr} = D_{\max} = 0,01.$$

Теперь найдем γ -нижние доверительные границы для рейтинга нарушения:

$$p_{\max} = \max_j (\underline{p}_l, \dots, \underline{p}_{m_l}) = \max (0,999; 0,9995; 0,9995) = 0,9995;$$

$$\bar{D}_1 = (1 - p_{\max})^{m_1} = 1 - 0,9995 = 0,0005; \underline{D}_2 = \underline{D}_3 = 0,0005;$$

$$D_{\min} = \min_l (\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L_l}) = 0,0005; \underline{R}_{cy} = L \times D_{\min} = 3 \cdot 0,0005 = 0,0015;$$

$$\underline{R}_{\max \gamma} = \max_l (\underline{D}_l, \dots, \underline{D}_{L_l}) = 0,0015; \underline{R}_{cy} = D_{\min} = 0,0015.$$

Содержательный результат проведенных вычислений состоит в том, что найдены гарантированные (в статистическом смысле) оценки рейтинга нарушений, которые учитывают статистическую неопределенность, обусловленную ограниченностью исходных данных. Например, с доверительной вероятностью $\gamma = 0,9$ истинное (но неизвестное) значение суммарного рейтинга этого нарушения больше, чем 0,0005, или значение суммарного рейтинга данного нарушения меньше, чем 0,03.

Возможность вычислять интервальные оценки для рейтингов нарушений позволяет в дальнейшем рассмотреть статистические решающие правила.

10.4. Анализ безопасности технических систем по результатам выделения предвестников аварий

Один из важных аспектов системного анализа безопасности сложных технических объектов при эксплуатации связан с обоснованием наиболее тяжелых (значительных) нарушений для последующей выработки эффективных корректирующих воздействий. Эта задача является основной в рамках оперативного управления безопасностью технических систем в условиях ограниченности ресурсов. В такой ситуации орган оперативного управления безопасностью (ОУ) или лицо, принимающее решение, (ЛПР) в первую очередь должны вкладывать средства в устранение коренных причин именно наиболее существенных для безопасности нарушений.

Нарушения эксплуатации технической системы с наиболее высокими значениями рейтинга (т. е. с наибольшими значениями вероятности перехода нарушения в аварию) за некоторый фиксированный период эксплуатации называются *предвестниками аварии* [2, 6, 65]. Таким образом, поставленная выше задача выделения важных для безопасности объекта нарушений может быть переформулирована в аспекте определения предвестников аварий. Введение в практику анализа безопасности нарушений-предвестников аварий решает важную задачу раннего предупреждения аварий, т. е. прогнозирования безопасности.

Отсутствие для рейтинга нарушений предельно допустимого (критериального) значения не позволяет ввести простое решающее правило для выделения предвестников аварии, основанное на сопоставлении значения рейтинга нарушения (например, точечной оценки суммарного рейтинга нарушения) с критериальным значением. В этом случае целесообразно заменить неизвестное критериальное значение $[S]$ на некоторое значение $S_{пр}$, численная величина которого обусловлена тяжестью наблюдаемых наруше-

ний. Здесь и далее термином рейтинг будем характеризовать любой показатель типа (10.1)—(10.3) и обозначать его $S(t_i)$, где t_i — момент i -го нарушения эксплуатации.

Очевидно, что эксплуатация любого объекта, пусть даже обладающего высокой надежностью элементов, при наличии совершенных инструкций по эксплуатации и квалифицированного персонала сопровождается случайными нарушениями, каждое из которых можно охарактеризовать определенными значениями рейтинга, изменяющимися в некоторых пределах. Такие колебания рейтинга носят случайный (нетенденциозный) характер. Избежать нарушений в работе технической системы со случайным характером колебаний рейтинга практически невозможно. Верхний предел таких колебаний можно назвать естественной границей для рейтинга [7].

Другими словами, предполагается, что в контролируемом состоянии все систематические причины, влияющие на величину рейтинга нарушения, остаются неизменными. Вариация рейтинга отражает лишь влияние не контролируемых факторов, сопровождающих процесс последовательного формирования нарушений и имеющих в моменты времени $t_1, t_2, \dots, t_r$ рейтинги $S(t_1), S(t_2), \dots, S(t_r)$.

Ниже предполагается, что $S(t_1), S(t_2), \dots, S(t_r)$ образуют выборку значений рейтинга из бесконечной генеральной совокупности. Полагая, что рейтинг S подчиняется нормальному распределению, можно по выборочным характеристикам $\bar{S}$ и D_s (здесь $\bar{S}$ — оценка среднего значения рейтинга, D_s — оценка дисперсии рейтинга), вычисленным по выборке $S(t_1), \dots, S(t_r)$, найти такой предел $S_{\text{пр}}$, что с доверительной вероятностью $\gamma > 0,5$ можно гарантировать попадание большей доли $P \gg 0,5$ совокупности значений рейтинга в интервал $[0, S_{\text{пр}}]$.

Для значения рейтинга нарушения $S(t_j)$, зафиксированного в момент времени $t_j (j > r)$ и не попавшего в этот интервал, справедливо условие

$$S(t_j) > S_{\text{пр}}. \quad (10.13)$$

Таким образом, с высокой вероятностью γ можно отнести это нарушение, зафиксированное в момент t_j , к предвестникам аварии, так как значение рейтинга этого нарушения резко выделяется из других значений рейтинга, большая доля которых ($P \gg 0,5$) лежит ниже $S_{\text{пр}}$. В математической статистике предел $S_{\text{пр}}$ называют *верхним толерантным пределом* и для нормального распределения рассчитывают по формуле

$$S_{\text{пр}} = \bar{S} + k\sqrt{D_s}, \quad (10.14)$$

где коэффициент k называют *толерантным множителем* и определяют как [7]

$$k \approx U_P \left[1 + U_\gamma / \sqrt{2r} + (5U_\gamma^2 + 10) / 12r \right]. \quad (10.15)$$

Здесь U_P — квантиль нормального распределения для вероятности P ; U_γ — квантиль нормального распределения для вероятности γ . Значения квантилей нормального распределения определяют по специальным статистическим таблицам [14], входом в которые является значение вероятности P или γ . Например, для $P=0,9$ значение $U_P=1,281$; для $P=0,99$ $U_P=2,326$.

Значения $\bar{S}$ и D_s вычисляют по формулам

$$\bar{S} = \sum_{j=1}^r S(t_j) / r; \quad D_s = \sum_{j=1}^r [S(t_j) - \bar{S}]^2 / r.$$

В табл. 10.5 приведены значения толерантного множителя k для $P=\gamma=0,8; 0,9; 0,95; 0,99$ и $r=10; 15; 20; 30$.

Таблица 10.5

Значения толерантного множителя k

γ	P	$r=10$	$r=15$	$r=20$	$r=30$
0,8	0,8	1,096	1,035	1,002	0,9652
	0,9	1,665	1,573	1,523	1,467
	0,95	2,140	2,022	1,957	1,886
	0,99	3,024	2,845	2,766	2,668
0,9	0,8	1,210	1,124	1,076	1,024
	0,9	1,842	1,710	1,637	1,558
	0,95	2,365	2,196	2,102	2,000
	0,99	3,345	3,105	2,973	2,828
0,95	0,8	1,316	1,205	1,143	1,075
	0,9	2,003	1,833	1,739	1,636
	0,95	2,572	2,353	2,234	2,100
	0,99	3,638	3,328	3,159	2,970
0,99	0,8	1,539	1,373	1,282	1,181
	0,90	2,342	2,089	1,950	1,797
	0,95	3,007	2,683	2,504	2,308
	0,99	4,252	3,794	3,540	3,263

Анализ табл. 10.5 показывает, что с увеличением объема наблюдений r при фиксированных значениях γ и P величина S_{np} уменьшается. Это значит, что вероятность неравенства (10.13) увеличивается и соответственно возрастает число возможных предвестников аварии, вовлекаемых в анализ безопасности. При возрастании P , γ и фиксированном r значение S_{np} увеличивается, соответственно уменьшается число возможных предвестников аварии. Выбор значений P и γ обусловлен задачами анализа безопасности. Для обеспечения безопасности технических систем

(анализ производится «в запас» безопасности) значения P и γ целесообразно выбирать на уровне 0,9 и выше. Предположение о нормальном распределении значений рейтинга выполняется приближенно, при условии, что коэффициент вариации, т. е. отношение среднеквадратичного отклонения значений рейтинга к математическому ожиданию, много меньше 0,3.

На практике выделение нарушений-предвестников аварии удобно проводить с помощью *контрольной карты безопасности*, под которой понимают отображение последовательности нарушений в виде временного ряда значений рейтинга нарушений на координатную сетку.

Применительно к контрольной карте безопасности можно сказать, что рейтинги нарушений, обусловленных естественными «случайными» причинами, с высокой вероятностью $P \gg 0,5$ должны быть ниже контрольного предела $S_{пр}$, тогда как рейтинги нарушений, связанных с какими-то особыми существенными причинами, — выше значения $S_{пр}$. Так как эти нарушения являются предвестниками аварии, то можно сказать, что на контрольной карте безопасности они будут представлены выбросами за уровень $S_{пр}$.

Таким образом, роль контрольной карты безопасности состоит в накоплении информации о нарушениях и наглядном выделении нарушений-предвестников аварии. На рис. 10.7 для примера представлена карта безопасности объекта, на которой выделено нарушение-предвестник аварии.

Последовательность ведения контрольной карты такова:

- на каждый объект заводится формат контрольной карты безопасности, который запоминается в соответствующем банке данных;
- формат контрольной карты безопасности представляется в виде координатной сетки, по горизонтальной оси которой следует откладывать моменты наступления нарушений нормальной эксплуатации (ННЭ), а по вертикальной — соответствующие значения рейтинга нарушений;
- по истечении определенного периода времени T в соответствии с (10.14) вычисляется значение $S_{пр}$, которое наносится на контрольную карту в виде штриховой линии;
- контрольная карта заполняется по мере наступления нарушений и расчета соответствующих значений рейтинга;
- нарушения, у которых рейтинги превышают значение $S_{пр}$ с высокой вероятностью ($P \gg 0,5$), относят к предвестникам аварии;
- описания нарушений-предвестников аварий запоминаются в соответствующем банке данных.

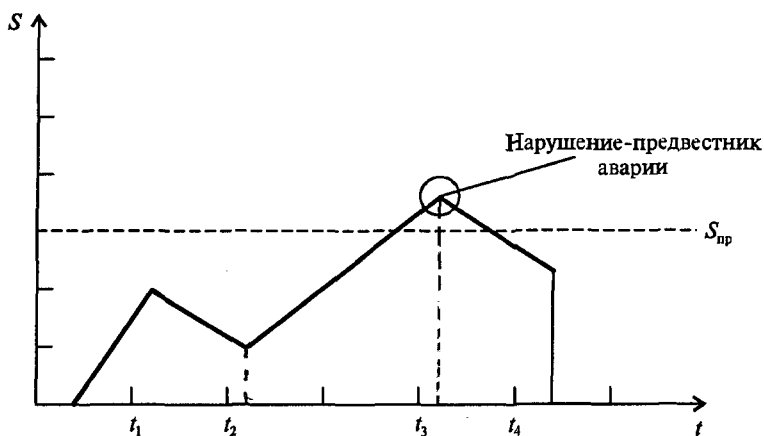


Рис. 10.7. Пример контрольной карты безопасности

С практической точки зрения важным является вопрос выбора периода наблюдений T (или, что тоже самое, числа нарушений), необходимого для последующего расчета $S_{пр}$. С этой целью должен быть проведен специальный инженерный анализ нарушений на отрезке T , на котором нарушения в работе объекта можно признать малозначительными. Период T , необходимый для расчета $S_{пр}$, назовем *установочным*. Тогда, если процесс эксплуатации технической системы протекает в условиях, сходных с теми, которые были во время оценки $S_{пр}$, то последующие значения $S(t_j)$ должны находиться ниже границы $S_{пр}$.

Причины нарушений-предвестников аварий должны идентифицироваться и устраняться в первую очередь. Необходима оценка эффективности корректирующих мер при оперативном управлении.

Блок-схема ведения контрольной карты безопасности представлена на рис. 10.8. Формирование банка (перечня) предвестников аварии позволяет обосновать корректирующие мероприятия по повышению безопасности объекта, оценить эффективность этих мероприятий и реализовать непрерывное наблюдение (мониторинг) за безопасностью объекта. Так как ННЭ не приводят к существенным ущербам, то своевременное выявление нарушений-предвестников аварий и устранение их причин, позволяет предупредить наступление аварий. В этом состоит прикладное значение карты безопасности. Кроме того, контрольная карта безопасности полезна как наглядное средство «истории безопасности» объекта для представления информации руководству и органам контроля.

Таким образом, контрольная граница $S_{пр}$ может быть использована для анализа будущих периодов эксплуатации. До тех пор,



Рис. 10.8. Блок-схема ведения контрольной карты безопасности и оперативного управления безопасностью на ее основе

пока значения S_j находятся в контрольных границах, можно с высокой вероятностью полагать, что процесс эксплуатации объекта (в аспекте безопасности) находится в контролируемых (управляемых) условиях.

Что же такое ННЭ-предвестник аварии не со статистической, а с практической точки зрения? Безусловно, для каждого типа объектов нарушения-предвестники аварии обладают некоторыми

специфическими особенностями. Однако можно выделить и важные универсальные признаки, характерные для всех (или, по крайней мере, для многих) видов нарушений-предвестников аварий). Во-первых, «дерево событий» таких нарушений представляется, как правило, довольно разветвленными последовательностями, многие из которых могут развиваться в аварии при несрабатывании (отказе) одного единственного элемента. Во-вторых, они часто связаны с нарушениями правил эксплуатации, свидетельствующими об отсутствии «культуры безопасности», и ошибками персонала. Кроме того, нарушения-предвестники зачастую в своем развитии предполагают срабатывание системы блокировки и защиты (СБЗ). И наконец, «деревья событий» таких нарушений содержат аварийные последовательности, вероятности реализации которых велики по сравнению с другими.

Детальный анализ причин нарушений-предвестников позволяет скорректировать эксплуатационные инструкции с учетом возможных признаков (симптомов) для дальнейшего повышения безопасности.

В заключение отметим, что вариации значений рейтинга нарушений в пределах $[0, S_{\text{пр}}]$ не отражают никаких тенденций, поэтому бессмысленно говорить, например, о снижении безопасности, если три подряд значения рейтинга нарушений возрастают, находясь в интервале $[0, S_{\text{пр}}]$.

10.5. Статистический анализ безопасности парка однотипных объектов

Как было отмечено выше, среди показателей безопасности имеются такие, которые характеризуют безопасность совокупности (парка) однотипных объектов, например летательных аппаратов, автомобилей и других транспортных средств. Одним из таких показателей является удельное число нежелательных событий. Рассматривая нарушения нормальной эксплуатации в качестве основных событий, конкретизируем этот показатель и назовем его удельным числом ННЭ. Для анализа безопасности совокупности объектов на основе этого показателя целесообразно использовать методологию контрольных карт, рассмотренную в разд. 10.4.

Будем полагать, что, если изменения числа ННЭ совокупности однотипных объектов обусловлены действием множества случайных причин, то это должно отразиться в незначительных колебаниях числа n ННЭ относительно некоторого среднего значения $\bar{n}$ на фиксированном отрезке эксплуатации. Если же действует некоторая «неслучайная» специальная причина, то она должна

сказаться в существенном колебании числа n относительно некоторого среднего $\bar{n}$ на фиксированном отрезке эксплуатации. На этой идее может быть построена контрольная карта безопасности « n », применяемая для анализа безопасности совокупности однотипных объектов.

Формат контрольной карты « n » представляет собой координатную сетку, по горизонтальной оси которой откладывают периоды наблюдений (эксплуатации) T , а по вертикальной — число ННЭ за этот промежуток эксплуатации. Кроме того, на контрольной карте указывают центральную линию, которая характеризует среднее число ННЭ за период наблюдений $\bar{n}$, и две контрольные границы — нижнюю LCL и верхнюю UCL , которые характеризуют предельные границы для процесса изменения числа ННЭ в случае действия случайных причин.

Расчет значений LCL и UCL основывается на предположении, что число ННЭ подчиняется биномиальному распределению, а контрольные границы находятся на расстоянии $\pm 3\sigma$ от центральной линии, где $\sigma^2 = \bar{n}(1 - q)$ — выборочная дисперсия числа ННЭ. Таким образом,

$$\bar{n} = \sum_{i=1}^k n_i / k, \quad q = \sum_{i=1}^k n_i / (Nk), \quad (10.15)$$

$$LCL = \bar{n} - 3\sqrt{\bar{n}(1 - q)} \geq 0, \quad (10.16)$$

$$UCL = \bar{n} + 3\sqrt{\bar{n}(1 - q)} \geq 0, \quad (10.17)$$

где k — число периодов эксплуатации T , по которым строится контрольная карта « n »; N — объем парка, который принимается постоянным.

Если в результате расчета выясняется, что $LCL < 0$, то при построении контрольной карты принимается, что $LCL = 0$. Если в результате анализа значений числа ННЭ выяснилось, что на каком-то отрезке эксплуатации T_i ($i = 1, \dots, k$) число ННЭ n_i превышает контрольную границу, то этот факт свидетельствует о том, что безопасность парка объектов снижена и необходимы корректирующие меры для изменения ситуации в лучшую сторону.

Если в нормативной документации задано критериальное значение $[n] = n_0$, то линии на контрольной карте вычисляются по формулам: 1) центральная линия: $\bar{n} = n_0$; 2) $LCL = n_0 - 3\sqrt{n_0(1 - q_0)}$; 3) $UCL = n_0 + 3\sqrt{n_0(1 - q_0)}$, где $q_0 = n_0/N$.

Эти контрольные границы могут быть использованы для анализа будущих периодов эксплуатации. До тех пор, пока значения

n_i ($i > k$) находятся в контрольных границах, можно с высокой вероятностью полагать, что процесс эксплуатации (в аспекте безопасности) находится в управляемых условиях. В таком случае вряд ли какое-либо усовершенствование может быть произведено без изменения самого процесса эксплуатации. Это очень важный вывод, который помогает лучше понять ответственность за причины низкой безопасности. Данную ситуацию как нельзя лучше иллюстрирует американская поговорка, смысл которой сводится к тому, что если постоянно продолжать делать одно и то же, то и результат будет постоянно один и тот же.

Пример 10.2. Парк однотипных объектов состоит из 400 единиц ($N = 400$). Ежемесячно в течение 10 месяцев ($k = 10$) фиксировались ННЭ по всем объектам. Распределение ННЭ по месяцам приведено в табл. 10.6.

Таблица 10.6

Распределение нарушений нормальной эксплуатации

Номер месяца	Число ННЭ n_i	Номер месяца	Число ННЭ n_i
1	2	6	1
2	4	7	6
3	0	8	3
4	3	9	2
5	2	10	1

В соответствии с формулами (10.15)–(10.17) определим среднюю линию контрольной карты и контрольные границы. Вычислим $\bar{n}$ и q :

$$\bar{n} = \sum_{i=1}^k n_i / k = 24/10 = 2,4; \quad q = \sum_{i=1}^k n_i / (Nk) = 24/4000 = 0,006,$$

а затем

$$LCL = \bar{n} - 3\sqrt{\bar{n}(1-q)} = 2,4 - 3\sqrt{2,4(1-0,006)} = -2,3;$$

$$UCL = \bar{n} + 3\sqrt{\bar{n}(1-q)} = 2,4 + 3\sqrt{2,4(1-0,006)} = 7.$$

Так как $LCL < 0$, то принимаем $LCL = 0$.

Контрольная карта « n » представлена на рис. 10.9.

Анализ этой карты показывает, что безопасность совокупности объектов обеспечивается. Процесс эксплуатации (в аспекте безопасности) находится в управляемом состоянии. Если бы какая-либо точка вышла за пределы UCL , то это явилось бы сигналом для выяснения причины, вызвавшей увеличение числа ННЭ.

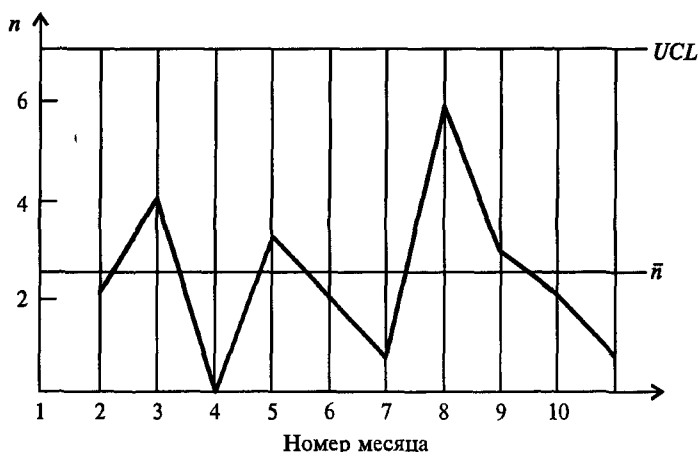


Рис. 10.9. Пример контрольной карты «n»

Контрольная карта этого типа позволяет более корректно уточнить наличие тенденций, связанных с повышением безопасности. Это особенно важно в следующей ситуации. Пусть на произвольном периоде эксплуатации T_i для парка объектов объемом N была зафиксирована величина n_i , характеризующая удельное число ННЭ. В результате внедрения корректирующих мероприятий на отрезке эксплуатации T_j ($T_i = T_j$) было определено значение n_j , причем $n_i > n_j$. Из этого факта менеджеры часто делают неверный вывод об эффективности корректирующих мер. Как следует из теории контрольных карт, такой вывод однозначно можно сделать только в том случае, если значение n_j лежит ниже LCL , характеризующей нижний предел естественных колебаний числа ННЭ. В противном случае приходится говорить о том, что снижение числа ННЭ обусловлено случайными причинами, т. е. корректирующие меры неэффективны.

В заключение приведем реальную контрольную карту типа «n» (рис. 10.10), характеризующую число аварий с потерей реактивных самолетов за 1974—1993 гг. (данные корпорации «Boeing» по глобальному парку самолетов). Как отмечают специалисты корпорации в области авиационной безопасности, пользуясь этой контрольной картой, можно установить, что процесс авиатransпорта находится в статистически управляемом состоянии. Следовательно, можно ожидать, что уровень аварийности, характеризуемый данной картой безопасности, будет наблюдаться и в дальнейшем. Поэтому, чтобы коренным образом изменить показатели безопасности, необходимо осуществить фундаментальные изменения в системе воздушных транспортных перевозок.

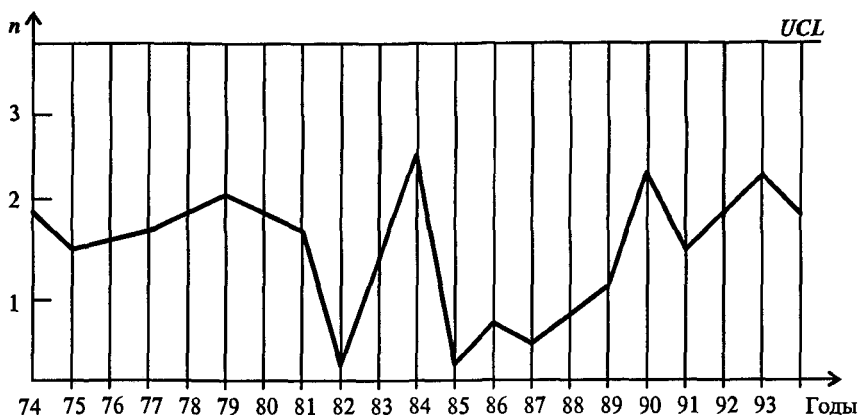


Рис. 10.10. Контрольная карта безопасности полетов самолетов

10.6. Разработка методов мониторинга безопасности технических систем на основе последовательного анализа

Мониторинг безопасности технических систем предполагает непрерывный анализ нарушений нормальной эксплуатации объекта с учетом того, что каждое нарушение несет определенную информацию об уровне безопасности. Эти данные, будучи усвоены (обработаны), увеличивают или уменьшают степень уверенности ЛПР об уровне безопасности. Таким образом, задача мониторинга безопасности может быть сформулирована в терминах последовательного анализа статистических гипотез.

Перед началом анализа на основании предыдущего опыта эксплуатации аналогичных объектов или расчетов на стадии проектирования, проведенных для данной системы, имеется информация об ожидаемом математическом ожидании рейтинга нарушений. Эта информация может быть представлена в виде k несовместных гипотез $H_1, H_2, \dots, H_k$ относительно математического ожидания рейтинга нарушений: гипотеза H_1 состоит в том, что средний рейтинг нарушений равен $\bar{S}_1$; гипотеза H_2 — в том, что средний рейтинг нарушений равен $\bar{S}_2$, и т. д.; одна из гипотез является верной и ее следует распознать (выделить) по результатам анализа нарушений.

Формализуем постановку задачи. Пусть $H_1, H_2, \dots, H_k$ есть k несовместных гипотез относительно математического ожидания рейтинга нарушений S , т. е. $H_1: S = \bar{S}_1$; $H_2: S = \bar{S}_2$, ..., $H_k: S = \bar{S}_k$.

До начала мониторинга ЛПР обладает некоторой априорной информацией о вероятности (правдоподобии) каждой из k гипотез:

$$\begin{aligned}\alpha_1 &= P(H_1) = P(S = \bar{S}_1); \\ \alpha_2 &= P(H_2) = P(S = \bar{S}_2); \\ &\dots\dots\dots \\ \alpha_k &= P(H_k) = P(S = \bar{S}_k); \\ \sum_{i=1}^k \alpha_i &= 1.\end{aligned}$$

Каждое нарушение приводит к перерасчету $P(H_i)$, $i = 1, 2, \dots, k$, вследствие включения в комплекс данных о безопасности информации о рейтинге нарушений. Новая информация об опасности нарушений добавляется последовательным применением формулы Байеса.

Если в момент t_1 случайное значение рейтинга нарушения оказалось равным $S(t_1)$, то в соответствии с байесовским подходом условная вероятность $P[H_i | S = S(t_1)]$ справедливости гипотезы H_i при условии $S = S(t_1)$ имеет вид

$$P[H_i | S = S(t_1)] = \frac{P(H_i^0) \times P[S = S(t_1) | H_i]}{\sum_{j=1}^k P(H_j^0) \times P[S = S(t_1) | H_j]}, \quad i = 1, \dots, k, \quad (10.18)$$

где $P(H_i^0) = P(S = \bar{S}_i) = \alpha_i$; $P[S = S(t_1) | H_i]$ — условная вероятность рейтинга $S = S(t_1)$ и справедливости гипотезы H_i .

Если в момент времени t_2 значение рейтинга оказалось равным $S(t_2)$, то

$$P[H_i | S = S(t_2)] = \frac{P(H_i^1) \times P[S = S(t_2) | H_i]}{\sum_{j=1}^k P(H_j^1) \times P[S = S(t_2) | H_j]}, \quad i = 1, \dots, k, \quad (10.19)$$

где $P(H_i) = P[H_i | S = S(t_1)]$.

Последовательный процесс учета опасности нарушений, аналогичный описанному формулами (10.18) и (10.19), продолжается в моменты времени t_3 , t_4 и т. д. В результате в произвольный момент времени t_l ЛПР может оперировать апостериорной вероятностью $P[H_i | S = S(t_l)]$ о справедливости каждой гипотезы H_i относительно математического ожидания рейтинга нарушений. Гипотеза H_i , для которой указанная апостериорная вероятность $P[H_i | S = S(t_l)]$ максимальна, должна быть признана наиболее вероятной (правдоподобной) к l -му наблюдению.

Для того чтобы реализовать данный подход, необходимо указать способ расчета условных вероятностей $P[S = S(t_i) | H_i]$, входящих в формулу (10.19). Так как рейтинг нарушений представляет собой реализацию случайной величины, изменяющейся от 0 до 1, то можно предположить, что распределение рейтинга может быть описано β -функцией, сосредоточенной на отрезке $[0, 1]$, с плотностью $f(S)$ вида

$$f(S) = S^{a-1}(1-S)^{b-1} / B(a, b), \quad (10.20)$$

где a, b — параметры распределения β -функции; $B(a, b)$ — β -функция, которая выражается через гамма-функцию $\Gamma(\cdot)$ как

$$B(a, b) = \frac{\Gamma(a) \times \Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}.$$

Для β -распределения вида (10.20) математическое ожидание рейтинга нарушений $\bar{S} = a/(a+b)$.

Таким образом, если справедлива гипотеза H_i , т.е. $\bar{S} = \bar{S}_i$, то из этой формулы следует, что при фиксированном параметре b имеем

$$a = b\bar{S}_i / (1 - \bar{S}_i). \quad (10.21)$$

Следовательно, если на l -м шаге определен рейтинг нарушения $S(t_l)$, то при справедливости гипотезы H_i из уравнений (10.21) и (10.19) вытекает

$$P[S(t_l) | H_i] = [S(t_l)]^{b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)} \times [1 - S(t_l)]^{b-1} / B_i, \quad (10.22)$$

$$\text{где } B_i = \frac{\Gamma[b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)] \times \Gamma(b)}{\Gamma[b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i) + b]} = \frac{\Gamma[b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)] \times \Gamma(b)}{\Gamma[b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)]}.$$

Окончательно приходим к следующему алгоритму мониторинга безопасности, основанному на байесовском подходе:

1. На основе предварительной информации об уровне безопасности объекта формируются k гипотез о математическом ожидании рейтинга нарушений $H_1, \dots, H_k$.

2. На основе этой же информации задаются k значений априорных вероятностей принятия (справедливости) каждой из гипотез

$\alpha_1, \dots, \alpha_k$; $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$. Если нет информации о приоритете той или иной гипотезы, то $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 1/k$.

3. Пусть в момент времени t_1 зафиксировано нарушение, рейтинг которого равен $S(t_1)$.

4. Условная вероятность того, что случайное значение рейтинга равно $S(t_i)$ при справедливости гипотезы H_i с учетом уравнения (10.22), определяется как

$$P[S(t_i)|H_i] = [S(t_i)]^{b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)} \times [1 - \bar{S}(t_i)]^{b-1} / B_i. \quad (10.23)$$

5. Условная вероятность справедливости H_i при условии, что наблюдается рейтинг $S(t_i)$, определяется по формуле

$$P[H_i|S = S(t_i)] = \frac{\alpha_i [S(t_i)]^{b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)} \times [1 - S(t_i)]^{b-1} / B_i}{\sum_{j=1}^k \alpha_j [S(t_i)]^{b\bar{S}_j/(1-\bar{S}_j)} \times [1 - S(t_i)]^{b-1} / B_j}.$$

Вычисления продолжаютсЯ до момента времени $t_i - 1$. Далее пусть в момент времени t_i зафиксировано нарушение, рейтинг которого равен $S(t_i)$.

Вероятность того, что рейтинг нарушения равен $S(t_i)$ при условии справедливости гипотезы H_i , определяется по формуле, аналогичной (10.23):

$$P[S(t_i)|H_i] = [S(t_i)]^{b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)} \times [1 - \bar{S}(t_i)]^{b-1} / B_i.$$

Вероятность того, что гипотеза H_i верна при условии, что наблюдается нарушение, рейтинг которого $S(t_i)$, определяется по формуле

$$P[H_i|S = S(t_i)] = \frac{P[H_i|S = S(t_{i-1})] \times [S(t_i)]^{b\bar{S}_i/(1-\bar{S}_i)} \times [1 - S(t_i)]^{b-1} / B_i}{\sum_{j=1}^k P[H_j|S = S(t_{i-1})] \times [S(t_i)]^{b\bar{S}_j/(1-\bar{S}_j)} \times [1 - S(t_i)]^{b-1} / B_j},$$

где $P[H_i|S = S(t_0)] = \alpha_i$.

После момента времени t_i признается наиболее вероятной и выбирается та гипотеза H_i^* , для которой вероятность $P[H_i^*|S = S(t_i)]$ максимальна для всех $i = 1, \dots, k$.

Сделаем три замечания.

1. Если на каком-то этапе вероятность принятия одной или нескольких гипотез значительно меньше остальных, то ее (их) можно исключить из дальнейшего анализа с последующей нормировкой к 1 суммы вероятностей оставшихся гипотез.

2. Выбор закона распределения рейтинга нарушений $S(t)$ существенно не влияет на результаты мониторинга, т. е. на значения вероятностей $P[H_i|S = S(t_i)]$, $i = 1, \dots, k$.

3. Можно предположить, что в отдельных случаях, особенно на начальном этапе наблюдений, несколько гипотез могут конкурировать, что объясняется большим разбросом рейтинга.

Для примера рассмотрим возможный отрезок неопределенности, на котором могут конкурировать все или несколько гипотез H_i , что затрудняет мониторинг. Анализ проводился методом статистического моделирования. Реализацию рейтинга S моделировали с помощью стандартного датчика случайных чисел.

Соответствующим преобразованием равномерно распределенные случайные числа преобразовывались в β -распределенные со средним рейтингом $\bar{S}_0$. В экспериментах принималось $\bar{S}_0 = 10^{-4}$. Конкурирующими гипотезами в эксперименте выступали:

$$H_1: \bar{S}_1 = 10^{-3}; \quad H_2: \bar{S}_2 = 10^{-5}; \quad H_3: \bar{S}_3 = 10^{-6}; \quad H_4: \bar{S}_4 = 10^{-7}.$$

Результаты выделения наиболее правдоподобной гипотезы $H_0: \bar{S} = 10^{-4}$ представлены на рис. 10.11. График изменения вероятности принятия наиболее правдоподобной гипотезы H_0 изображен тонкой линией. Номера ломаных на рис. 10.11 соответствуют номерам гипотез. Анализ графиков на рисунке показывает, что действительно есть отрезок неопределенности до 8–10 точек $S(t_i)$, соответствующих 8–10 последовательным нарушениям, когда гипотезы относительно математического ожидания их рейтингов конкурируют между собой. Однако после накопления информации о рейтингах 10 нарушений видно, что $P[H_i^* | S = S(t_i)] = P[H_0 | S = S(t_{10})]$.

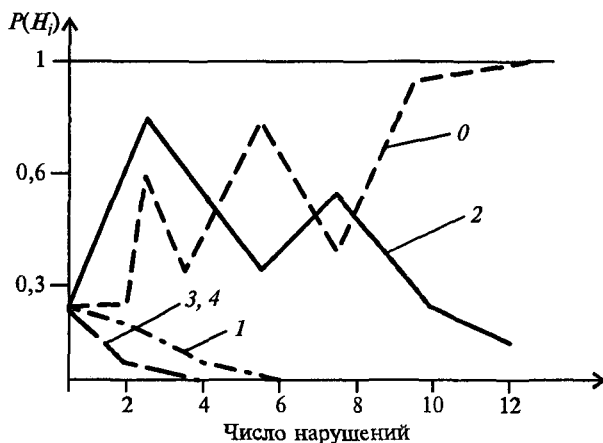


Рис. 10.11. График изменения вероятности принятия гипотез относительно математического ожидания рейтинга нарушений при статистическом моделировании рейтинга

Таким образом, устойчивые выводы относительно справедливости той или иной гипотезы целесообразно формулировать после накопления определенной информации о нарушениях.

Последовательный байесовский анализ безопасности может проводиться в режиме реального времени после наступления каждого нарушения, что позволяет повысить оперативность принимаемых решений, если признается, что математическое ожидание рейтинга нарушений велико.

10.7. Анализ эффективности корректирующих мер на основе статистических решающих правил

Как отмечалось выше, одна из особенностей анализа безопасности на стадии эксплуатации объекта связана с исследованием эффективности корректирующих мер, направленных на повышение безопасности объекта. Обычно такой анализ проводится путем сопоставления показателей безопасности до внедрения корректирующих мер и после их реализации. Простое сопоставление показателей без учета статистических особенностей оценок показателей, которыми приходится оперировать в ходе сравнения, некорректно. Более того, принимая во внимание, что, как правило, ННЭ для большинства потенциально опасных объектов не носят массовый характер, учет статистических неопределенностей, обусловленных ограниченностью объема наблюдений, должен всегда сопровождать принятие решений относительно выработки корректирующих мероприятий по повышению надежности. Это обстоятельство важно еще и потому, что внедрение корректирующих мер требует больших затрат времени, труда и средств.

Итак, правила принятия решений для выбора оптимального (в некотором смысле) недетерминированного решения, базирующиеся на методах математической статистики, называются *статистическими решающими* [26, 41]. Рассмотрим их для следующей типичной ситуации.

Пусть безопасность объекта характеризуется негативным показателем безопасности S_1 , который до внедрения корректирующих мероприятий выражался в виде точечной оценки $\hat{S}_1$, γ -нижней $\underline{S}_1$ и γ -верхней $\bar{S}_1$ доверительных границ для показателя S_1 . После внедрения корректирующих мер показатель S_2 безопасности объекта выражается в виде точечной оценки $\hat{S}_2$, γ -нижней $\underline{S}_2$ и γ -верхней $\bar{S}_2$ доверительных границ для показателя S_2 . Необходимо предложить статистическое решающее правило, которое

с высокой вероятностью $\gamma \gg 0,5$ могло бы позволить принять правильное решение, т.е. если $S_1 < S_2$ (корректирующие меры эффективны), то в серии сравнений в среднем с вероятностью, не меньшей γ , будет приниматься именно это решение.

Пусть значения $\underline{S}_1$ и $\bar{S}_2$ таковы, что

$$\bar{S}_2 < \underline{S}_1. \quad (10.24)$$

По определению γ -доверительных границ справедливы неравенства $\text{Вер}\{S_1 > \underline{S}_1\} \geq \gamma$ и $\text{Вер}\{S_2 < \bar{S}_2\} \geq \gamma$. Тогда, учитывая (10.24), получаем неравенство $\text{Вер}\{S_2 < \bar{S}_2 < \underline{S}_1 < S_1\} \geq \gamma$, из которого следует, что $\text{Вер}\{S_2 < S_1\} \geq \gamma$.

Таким образом, если выполняется условие (10.24), то корректирующие меры эффективны, что обеспечивается с высокой вероятностью γ . Очевидно, что правило, основанное на сравнении точечных оценок показателя безопасности $\hat{S}_1$ и $\hat{S}_2$, не обеспечивает такие статистические гарантии.

Рассмотренное решающее правило (10.24), применяемое при анализе эффективности корректирующих мер, является статистически гарантированным и универсальным, в том смысле, что в качестве показателя S может выступать любой из показателей вида «риск», рейтинг безопасности, вероятность отказа и другие негативные показатели безопасности.

Решающее правило (10.24) представлено графически на рис. 10.12.

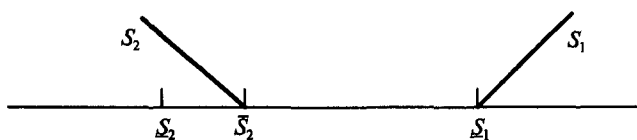


Рис. 10.12. Графическая иллюстрация решающего правила (10.24)

Во многих практических ситуациях анализ эффективности корректирующих мер проводится на основе сравнения не показателей безопасности, а диаграмм Парето, построенных до и после внедрения корректирующих мер.

Индикатором эффективности управляющих воздействий служит уменьшение высоты столбца, относящегося к выбранной категории анализа. Если высота столбца, характеризующего число неблагоприятных факторов на диаграмме Парето, построенной после внедрения корректирующих мер, уменьшилась, то делают простой вывод о том, что управляющие воздействия по данной категории эффективны.

Для примера на рис. 10.13 приведены диаграммы Парето, характеризующие сокращение числа отказов оборудования парка однотипных объектов, происшедших в 1995 г. (рис. 10.13, б), по сравнению с отказами в 1994 г. (рис. 10.13, а), за счет внедрения корректирующих мер. Из анализа этих диаграмм можно сделать, например, вывод, что корректирующие воздействия эффективны по категории «отказы электротехнического оборудования». Однако критический анализ такого подхода показывает его некорректность в связи с тем, что исходные совокупности, по которым производится сопоставление, как правило, небольшого и разного объема.

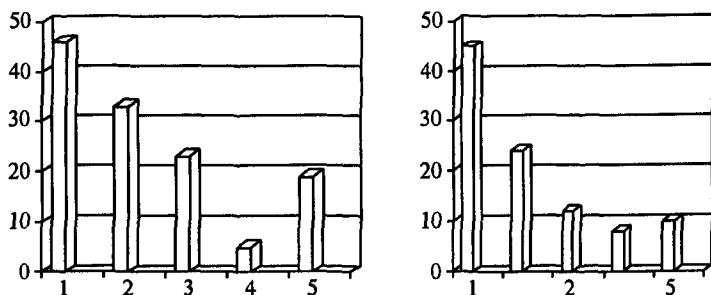


Рис. 10.13. Распределение нарушений по отказам оборудования:

а — отказы оборудования в 1994 г.; б — отказы оборудования в 1995 г.; 1 — тепломеханическое оборудование; 2 — электротехническое оборудование; 3 — электронное оборудование; 4 — контрольно-измерительное оборудование; 5 — прочее оборудование

Поэтому даже в том случае, когда визуально наблюдается изменение высоты столбца, нельзя сделать достоверный (с точки зрения математической статистики) вывод, что корректирующие меры эффективны. Такое сопоставление должно основываться на статистических критериях. С этой целью введем следующие обозначения: k — число категорий, по которым построены диаграммы Парето до и после внедрения корректирующих мер; i — текущий номер категории при анализе, $1 \leq i \leq k$; m_i — число наблюдений в категории i до внедрения корректирующих мер; $M = \sum_{i=1}^k m_i$ — суммарное число наблюдений, по которым построена диаграмма Парето до внедрения корректирующих мер; n_i — число наблюдений в категории i после внедрения корректирующих мер; $N = \sum_{i=1}^k n_i$ — суммарное число наблюдений, по которым построена диаграмма Парето после корректирующих мер.

Очевидно, что задача статистического анализа в данном случае сводится к сравнению частот n_i/N и m_i/M для рассматриваемой i -й категории. Если корректирующие меры были малоэффективны, то разница Δ между частотами n_i/N и m_i/M должна быть близка нулю, если же разница Δ оказалась существенной для принятого уровня значимости, то корректирующие меры признаются эффективными для рассматриваемой i -й категории. В соответствии с представлениями математической статистики распределение частот признаков является гипергеометрическим.

Рассмотрим функцию результатов наблюдений Z_i до и после внедрения корректирующих мер:

$$Z_i = \left| \frac{n_i - NP_i}{\sqrt{NP_i(1 - P_i)}} \right|, \quad (10.25)$$

где $P_i = m_i/M$. Критерий основывается на статистике Z_i (10.25), которая сопоставляет фактическое число наблюдений после внедрения корректирующих мер n_i с ожидаемым числом наблюдений NP_i в предположении, что после внедрения корректирующих мер изменений не произошло. Таким образом, нулевая гипотеза H_0 состоит в том, что $m_i/M = n_i/N$; альтернативная ей гипотеза H_1 : $m_i/M \neq n_i/N$.

В табл. 10.7 приведены критические значения $Z_\alpha(k)$ для уровня значимости $\alpha = 0,1$ и $k = 4 \dots 30$.

Таблица 10.7

Критические значения статистики $Z_{0,1}(k)$

k	4	5	6	7	8	9	10	20	30
$Z_{0,1}(k)$	1,95	2,05	2,12	2,18	2,23	2,28	2,32	2,57	2,71

Если $Z_i \leq Z_\alpha(k)$, то с уровнем значимости α признается, что диаграммы Парето не подтверждают эффективность корректирующих мер по i -й категории ($i = 1, \dots, k$): если $Z_i > Z_\alpha(k)$, тогда с уровнем значимости α признают, что наблюдается существенная разница между частотами по i -й категории, т. е. корректирующие меры эффективны. Если для всех $i = 1, \dots, k$ выполняется условие $Z_i > Z_\alpha(k)$, то с уровнем значимости α признается, что в целом корректирующие меры успешны (результативны, эффективны).

Пример 10.3. Оценим эффективность корректирующих мер по категории «отказы электротехнического оборудования», если в 1994 г. было зафиксировано 32 отказа по этому виду оборудования ($m_2 = 32$), а в сле-

дующем году — 22 отказа ($n_2 = 22$). Всего же в 1994 г. наблюдалось 124 отказа ($M = 124$), а в 1995 г. — 95 отказов ($N = 95$). Общее число анализируемых видов оборудования (категорий) $k = 5$. В соответствии с выражением (10.25) вычисляем $P_2 = m_2/M = 32/124 = 0,25$;

$$Z_2 = \left| \frac{n_i - NP_i}{\sqrt{NP_i(1 - P_i)}} \right| = \left| \frac{22 - 95 \times 0,25}{\sqrt{95 \times 0,25 \times 0,75}} \right| = 0,41.$$

По табл. 10.7 для $k = 5$ находим критическое значение $Z_{0,1}(5) = 2,05$. Так как $Z_{0,1}(5) = 2,05 > Z_2 = 0,41$, то следует вывод, что с уровнем значимости $\alpha = 0,1$ эффективность корректирующих мер не подтверждается по категории «отказы электротехнического оборудования».

В каждом конкретном случае содержание категорий, по которым построены диаграммы Парето, зависит от вида корректирующих мер. Например, оценка эффективности корректирующих мер может быть произведена по числу коренных причин, выявленных до и после внедрения корректирующих мер.

В рамках рассмотренной задачи может быть решена сопряженная с ней задача — планирование числа наблюдений для оценки эффективности корректирующих мер. Предполагается, что по результатам анализа безопасности построена диаграмма Парето, характеризующая состояние безопасности по k категориям. Необходимо определить, сколько наблюдений следует привлечь для построения новой диаграммы Парето (после корректирующих мер), чтобы подтвердить результативность мероприятий по повышению безопасности.

Возможны два варианта расчета числа необходимых наблюдений.

1. Предполагается, что $N = M$; необходимо определить число наблюдений в категории i , чтобы принять или отвергнуть гипотезу H_0 с уровнем значимости α . В этом случае из выражения (10.25) следует:

$$n_i \geq \left[m_i + Z_\alpha(k) \sqrt{m_i(1 - P_i)} \right], \quad (10.26)$$

где $[x]$ — целая часть числа x .

2. Предполагается, что неизвестно общее число наблюдений N , но можно наперед задать относительную разность ε между наблюдаемой частотой $P_i = m_i/M$ и ожидаемой $r_i = n_i/N$:

$$\varepsilon_i = |(r_i - P_i)/P_i|. \quad (10.27)$$

Тогда с учетом (10.27) из выражения (10.26) можно определить:

$$N_i = \left[\frac{Z_\alpha(k)}{\varepsilon_i f_i} \right]^2, \quad (10.28)$$

где

$$f_i = \sqrt{P_i / (1 - P_i)}. \quad (10.29)$$

Анализ выражения (10.29) показывает, что с увеличением относительной разности ε объем наблюдений N_i , необходимый для отвержения гипотезы H_0 для i -й категории, убывает. Это условие согласуется с тем фактом, что чем большая разность между частотами P_i и r_i по i -й категории ожидается, тем на меньшем объеме наблюдений можно подтвердить эффективность корректирующих мер.

Легко видеть, что необходимый для подтверждения эффективности корректирующих мер по всем k категориям объем наблюдений

$$N = \max_{1 \leq i \leq k} N_i. \quad (10.30)$$

Таким образом, выражения (10.26), (10.28) и (10.30) решают задачу планирования наблюдений для подтверждения эффективности корректирующих мер.

10.8. Оперативное управление безопасностью технических систем

На основе рассмотренных выше методов анализа показателей безопасности может быть разработана система оперативного управления безопасностью на стадии эксплуатации технических систем. Эта система предусматривает реализацию следующих основных методов анализа:

- выделение предвестников аварии;
- ведение контрольных карт безопасности для объекта или/и совокупности объектов;
- мониторинг безопасности.

Анализ безопасности, проводимый с помощью одного или нескольких методов, завершается исследованием коренных причин нарушений, внедрением корректирующих мероприятий по устранению коренных причин и оценкой эффективности корректирующих мероприятий.

Механизм управления безопасностью объектов с использованием рассмотренных методов представлен на рис. 10.14. Реализация этого механизма управления безопасностью объекта при эксплуатации возможна при широком внедрении статистических методов анализа в промышленность, что предполагает использование методологии принятия решений на основе фактов, а не субъективных взглядов менеджеров. Для этого нужно прежде всего изменить базовые принципы менеджмента, активно внедрить философию «культуры безопасности» как неотъемлемую часть «культуры качества», обучить персонал современным методам статистического анализа безопасности.

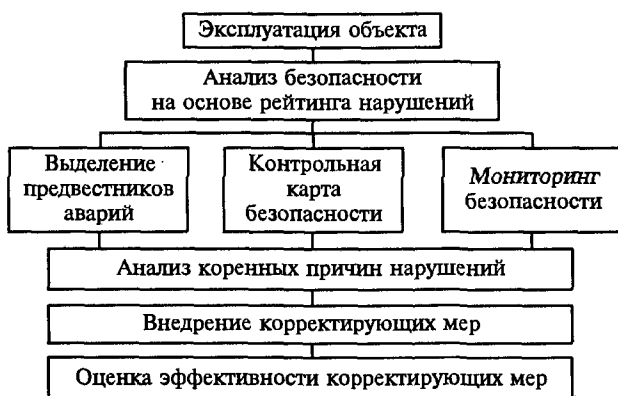


Рис. 10.14. Механизм управления безопасностью с использованием рейтингов нарушений

В настоящее время управление безопасностью при эксплуатации во многом строится на принципе немедленного (грубого) вмешательства в процесс (систему) эксплуатации в случае фиксации нарушений нормальной эксплуатации или происшествий. Однако, как показывает теория контрольных карт, такое реагирование может быть оправдано только тогда, когда наблюдаются особые причины вариаций, что может быть установлено с помощью контрольной карты. Резкое вмешательство в статистически управляемый процесс может привести только к увеличению вариаций и, как следствие, к снижению уровня безопасности. Это обстоятельство является важным фактором внедрения статистических методов для анализа безопасности.

Глава 11

Влияние надежности персонала на эксплуатационную безопасность

11.1. Общие положения

Анализ надежности персонала (АНП) предназначен для качественной и количественной оценки надежности персонала при нормальной эксплуатации и во время аварии. При АНП обычно рассматриваются только непреднамеренные ошибочные действия персонала, т. е. события, не относящиеся к саботажу персонала или диверсии.

Объектом анализа является надежность выполнения определенных функций персонала (ФП) во взаимодействии с комплексом технических средств *системы управления* (СУ). Здесь под СУ понимается система, состоящая из технических средств [16, 29, 37]: датчиков D , определяющих значения параметров $X(t)$ текущего состояния объекта управления; блока B принятия решений $Y(t)$; исполнительных механизмов I ; линий связи и интерфейса J и некоторых формализованных и неформализованных описаний в виде модели объекта управления M , которая с той или иной степенью адекватности описывает объект управления и критерия управления K .

Система управления функционирует в условиях внешних возмущений F , что может привести к изменению M и/или K .

Упрощенная структура СУ представлена на рис. 11.1. Примеров таких систем, которые отвечают структуре, изображенной на рис. 11.1, очень много: автомобиль с водителем, автоматизированная система управления технологическим процессом, предприятие и т.п.

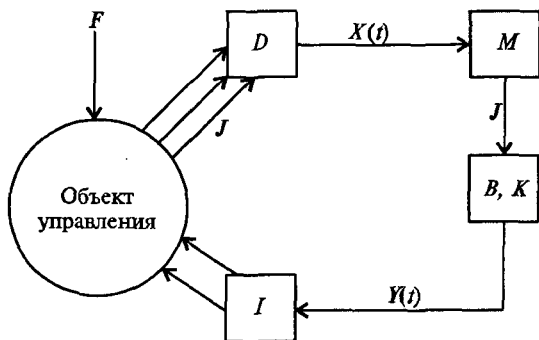


Рис. 11.1. Упрощенная структура системы управления

Роль человека в СУ в зависимости от назначения последних чрезвычайно разнообразна. Под *персоналом* будем понимать группу лиц (лицо), которые прошли специальное обучение и были допущены к реализации ряда действий (ФП), объединенных выполнением задачи в рамках СУ [29].

В ВАБ обычно рассматриваются три группы задач персонала [59, 63]:

- 1) управление объектом при нормальной эксплуатации (включая нарушение нормальной эксплуатации);
- 2) техническое обслуживание и ремонт объекта (элементов объекта);
- 3) управление объектом при аварии.

Невыполнение или неправильное выполнение ФП в рамках перечисленных задач может приводить к таким последствиям [29], как:

- возникновение ИС аварии, неготовность элементов объекта в процессе эксплуатации, что должно учитываться при построении «дерева событий»;
- неготовность элементов объекта после технического обслуживания и ремонта, что должно учитываться при анализе надежности СБЗ;
- реализация аварийных последовательностей, которые предварительно не рассматривались, и конечных состояний объекта с тяжелыми последствиями в результате аварии, что учитывается при построении «дерева событий» в рамках анализа конечных состояний.

В соответствии с этой классификацией в табл. 11.1 приведен перечень типовых функций персонала, которые могут рассматриваться в анализах надежности персонала при проведении ВАБ [59, 63].

С учетом рассмотренной классификации функций персонала при проведении ВАБ рассматриваются следующие типы задач АНП:

- оценка показателей надежности персонала при эксплуатации, когда невыполнение или ошибочное выполнение функций приводит к возникновению ИС;
- оценка показателей надежности персонала при техническом обслуживании и ремонте элементов, когда невыполнение или неправильное выполнение функций приводит к неготовности этих элементов при возникновении ИС;
- оценка показателей надежности персонала при аварии, когда невыполнение или ошибочное выполнение функций приводит к усугублению последствий аварии.

Перечень типовых функций персонала и условий их выполнения

Функции персонала	Условия выполнения ФП
1. <i>Функции персонала, выполняемые в процессе нормальной эксплуатации объекта:</i>	
1.1. Подготовка и ввод в эксплуатацию	График плановых ремонтов и технического обслуживания
1.2. Обнаружение, контроль и идентификация нарушений нормальной эксплуатации объекта	Случайные переходные процессы
1.3. Оперативная корректировка и стабилизация параметров в переходных режимах объекта	
1.4. Оперативное регулирование параметров элементов после их включения в работу	
1.5. Оперативное устранение отказов элементов (при наличии соответствующих возможностей)	Отказы элементов объекта
1.6. Вывод элементов объекта в резервное состояние или ремонт	График плановых ремонтов и технического обслуживания
2. <i>Функции персонала, выполняемые при техническом обслуживании и ремонте:</i>	
2.1. Контроль работоспособности элементов	График плановых ремонтов и технического обслуживания
2.2. Восстановление работоспособного состояния элементов, отказы которых обнаружены при техническом обслуживании	Отказы элементов объекта
3. <i>Функции персонала, выполняемые при управлении объектом в случае аварии:</i>	
3.1. Обнаружение, контроль и идентификация ИС	Инструкции по устранению аварий
3.2. Контроль срабатывания требуемых СБЗ	Инструкции по устранению аварий
3.3. Оперативное регулирование параметров	Случайные переходные процессы после ИС
3.4. Оперативное устранение отказов элементов (при наличии соответствующих возможностей)	Отказы элементов после ИС

Причиной невыполнения или неправильного выполнения функций персоналом являются ошибки или его ошибочные действия. При анализе влияния человеческого фактора на безопасность объекта рассматриваются следующие *типы ошибок персонала* (ОП):

- пропуск — не выполняются требуемые в соответствии с алгоритмом операции (например некоторые операции контроля технического состояния);

- некачественное выполнение операций — требуемые в соответствии с алгоритмом операции выполняются, но полученный результат не отвечает некоторым критериям качества (например, неполное открытие арматуры);

- нарушение следования — операции выполняются в соответствии с алгоритмом, но не в той последовательности, которая требуется (если это существенно);

- замещение операций — вместо требуемых в соответствии с алгоритмом операций выполняются другие, имеющие аналогичные признаки (например, вместо нужной кнопки нажимается другая, окрашенная в тот же цвет);

- выполнение ложных действий — ошибочно выполняются действия при отсутствии на них требований;

- ошибочные включения — аналогичны ложным действиям, но допускаются при выполнении требуемых функций;

- нарушение своевременности операций — требуемые в соответствии с алгоритмом операции выполняются либо преждевременно, либо с опозданием.

Надежность персонала может оцениваться качественно (при качественном анализе) или количественно при количественном ее анализе.

11.2. Качественный анализ надежности персонала

Качественный анализ надежности персонала проводится с целью определения логико-временной структуры алгоритма (инструкции) выполнения или каждой функции в конкретных условиях взаимодействия с СУ, а также последствий возможных ошибочных действий [59, 67].

Проведение анализа включает следующие этапы:

1. Определение функций персонала, выполнение которых влияет на возникновение рассматриваемой группы последствий (исходных событий — аварий, конечных состояний с тяжелыми последствиями).

2. Определение места выделенных функций персонала в разработанных «деревьях отказов» или «деревьях событий».

3. Анализ алгоритмов (инструкций) выполнения рассматриваемых функций персонала с учетом особенностей его деятельности.

Первый этап качественного анализа надежности персонала включает определение функций персонала, которые:

- влияют на возникновение рассматриваемой группы исходных событий;
- влияют на показатели готовности СБЗ;
- могут потребоваться в процессе анализа рассматриваемой аварии.

Выбор возможных функций персонала производится на основании предварительных анализов аварийных процессов объекта и имеющихся инструкций или алгоритмов действий персонала. В результате проведения этого этапа определяется перечень функций персонала для дальнейшего анализа его надежности.

Второй этап качественного анализа надежности персонала заключается в определении взаимосвязей ошибок персонала при выполнении им его функций с другими событиями на объекте в рассматриваемой ситуации (например, для данной аварийной последовательности) с целью установления места и роли оператора в ее реализации. Взаимосвязи ошибок персонала с отказами элементов, а также с их последствиями для объекта определяются при детальной разработке «деревьев отказов» и «деревьев событий». Эти взаимосвязи рассматриваются на трех уровнях: функциональном, системном и элементном.

На функциональном и системном уровнях рассматриваются такие функции персонала, при выполнении которых ошибки непосредственно приводят к отказам систем в целом или их отдельных элементов. События, связанные с такими ошибками, являются промежуточными на «деревьях событий» и «деревьях отказов». В последнем случае такие события непосредственно включают в минимальные сечения наряду с отказами элементов систем.

На элементном уровне рассматриваются такие функции персонала, при выполнении которых ошибочные действия приводят к возникновению отказов на интервале времени, предшествующем данному техническому обслуживанию. Такие события могут не представляться в «деревьях отказов», а учитываются в расчетных моделях надежности систем.

Третий этап качественного анализа надежности персонала заключается в анализе алгоритмов (предписанных инструкций) выполнения рассматриваемой функции персонала с учетом особенностей деятельности всех задействованных при этом специалистов из состава персонала. Целью этапа является выявление

всех важных для оценки надежности персонала факторов деятельности (ФД), которые должны учитываться при количественном анализе надежности и, в случае необходимости, соответствующего преобразования имеющегося алгоритма.

Результаты этого этапа оформляются в виде табл. 11.2.

Таблица 11.2

Результаты качественного анализа надежности персонала

№ п/п	Операция	Факторы деятельности персонала	Способы резервирования персонала	Критерии выполнения функций	Типы ошибок персонала	Последствия ошибок

Факторами деятельности являются любые условия, влияющие на качество и надежность действий персонала.

Количественный анализ надежности персонала также основывается на сочетаниях ФД, которые являются основными определителями вероятности ошибок персонала.

Отметим одну принципиальную особенность рассматриваемых СУ — работу в реальном масштабе времени, что является одним из основных факторов. Это значит, что решение (управляющее воздействие) должно вырабатываться практически мгновенно, как только изменилось состояние объекта. В противном случае резко ухудшается качество управления.

Действительно, пусть ведется управление только по одному параметру управления X . Пусть также известна связь между этим параметром управления $X(t)$ в момент времени t и управляющим воздействием Y , которое следует предпринять в этот же момент времени: $Y(t) = F[X(t), K]$, где $F(\cdot)$ — функция связи; K — критерий качества управления.

Качество управления будем характеризовать разностью между требуемым управляющим воздействием $Y(t)$ в момент t и фактическим воздействием $Y(t + \Delta t)$, которое было предпринято в момент $t + \Delta t$, где Δt — время задержки, связанное с принятием решения. Например, критерий K может иметь вид: $K = Y(t + \Delta t) - Y(t) < \delta$.

Временем реакции технических средств и исполнительных механизмов пренебрегаем. Если функция связи $F(\cdot)$ является монотонной, например, такой, как это представлено на рис. 11.2, то легко видеть, что, чем больше Δt , тем больше разность ΔY : $\Delta Y = Y(t + \Delta t) - Y(t)$. В этом случае для некоторых значений Δt будем иметь $K = Y(t + \Delta t) - Y(t) > \delta$, что свидетельствует о нарушении качества управления.

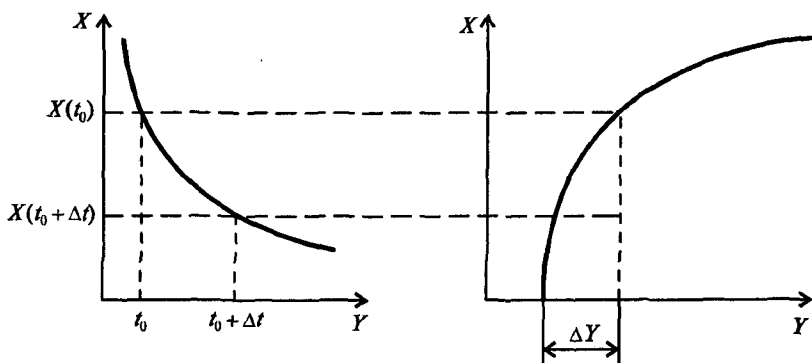


Рис. 11.2. Иллюстрация работы СУ в режиме реального времени

Необходимость наличия ресурса времени на выработку управляющего воздействия осложняет деятельность человека-оператора — ограниченный лимит времени на выполнение возложенных на него функций управления приводит к дополнительным ошибкам. Как показал ряд экспериментальных исследований, в таких условиях справедлива общая закономерность: чем меньше времени отведено оператору на выполнение какого-либо вида деятельности, тем больше должны быть регламентированы его функции в соответствующих инструкциях [63].

Обычно рассматривают три группы факторов деятельности (рис. 11.3):

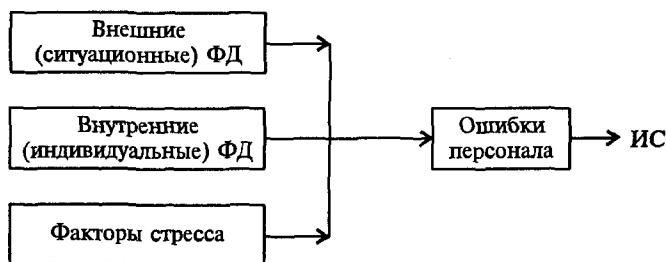


Рис. 11.3. Влияние ФД на безопасность объекта

1. *Внешние* — определяют условия работы персонала, характеристики требуемых от персонала функций и необходимые инструкции при выполнении этих функций.

2. *Внутренние* — определяют потенциальный уровень совершенствования качества и надежности человека, поддающийся развитию и совершенствованию при подготовке персонала.

3. *Стресса* — из-за своей важности, хотя и являются внутренними ФД, рассматриваются отдельно. В зависимости от степени напряжения психологический стресс может быть либо разрушительным, либо мобилизирующим. Первый из них является результатом такого уровня стресса, который угрожает и пугает человека; второй — результат любого уровня стресса, который настораживает, побуждает к действию и возбуждает человека.

Зависимость эффективности деятельности от уровня стресса не является линейной функцией. При чрезвычайно высоких уровнях стресса деятельность человека существенно ухудшается. При низких уровнях стресса его деятельность не будет оптимальной из-за недостаточного возбуждения для удержания человека в состоянии заинтересованности осуществлять деятельность. Оптимальный уровень стресса соответствует случаю, когда задача для персонала будет не слишком скучной, не слишком напряженной. Все физиологические факторы стресса являются разрушительными. Ниже приведен перечень факторов деятельности персонала для АНП при проведении ВАБ.

1. Внешние ФД

1.1. Характеристики ситуаций

- 1.1.1. Особенности рабочих помещений
- 1.1.2. Качество рабочей обстановки
- 1.1.3. Рабочие часы и перерывы
- 1.1.4. Последовательности смен и ночная работа
- 1.1.5. Готовность специального оборудования и инструмента
- 1.1.6. Особенности комплектации вахт
- 1.1.7. Организационная структура и действия вспомогательного персонала

1.2. Характеристики функций персонала и оборудования

- 1.2.1. Требования по восприятию
- 1.2.2. Требования по истолкованию
- 1.2.3. Требования по принятию решений
- 1.2.4. Требования по памяти (долговременная и оперативная)
- 1.2.5. Требования по моторным реакциям (скорость, усилие, точность)
- 1.2.6. Требования по оповещению
- 1.2.7. Взаимосвязи органов управления и средств контроля
- 1.2.8. Обратные связи (контроль результатов)
- 1.2.9. Объем (границы) задачи
- 1.2.10. Частота и повторяемость задачи
- 1.2.11. Критичность и сложность задачи
- 1.2.12. Требования по расчетам
- 1.2.13. Характеристика человеко-машинного взаимодействия

1.3. Характеристики инструкций по выполнению функций персонала

1.3.1. Предписанные и непредписанные инструкции

1.3.2. Письменные и устные сообщения, предостережения и предупреждения

1.3.3. Рекомендации и станционные распоряжения

2. Внутренние (индивидуальные) ФД

2.1. Предшествующая подготовка и опыт

2.2. Текущее состояние опыта, навыков и квалификации

2.3. Личностные и умственные характеристики

2.4. Знание требуемых стандартов деятельности

2.5. Мотивация по отношению к деятельности

2.6. Физическое состояние

2.7. Половые различия

2.8. Влияние семьи и посторонних людей

2.9. Групповые стереотипы

3. Факторы стресса

3.1. Психологические факторы стресса

3.1.1. Неожиданность ситуации

3.1.2. Темп выполнения задачи

3.1.3. Функциональная нагрузка

3.1.4. Монотонность работы

3.1.5. Раздражающие факторы (шум, свет, мерцание, движение)

3.1.6. Длительность периодов ожидания

3.1.7. Плохая психологическая поддержка

3.1.8. Потеря чувствительности

3.1.9. Высокий риск для жизни

3.1.10. Угроза неудачи

3.1.11. Конфликты по поводу работы

3.1.12. Продолжительность стресса

3.2. Физиологические факторы стресса

3.2.1. Утомление

3.2.2. Ограниченность движений

3.2.3. Недостаток физической нагрузки

3.2.4. Чрезмерные физические нагрузки (статические усилия)

3.2.5. Голод или жажда

3.2.6. Недостаток кислорода

3.2.7. Внешние воздействующие факторы (температура, вибрация и т. п.)

3.2.8. Нарушения суточного ритма

Анализ надежности персонала проводится с учетом следующих особенностей его деятельности:

- персонал выполняет свои функции согласно с предписанным алгоритмам (инструкциям) с использованием письменных инструкций и без них (по памяти);

- отдельный оператор выполняет действия только последовательно, а группа операторов (персонал смены (вахты), участвующий в реализации каждой конкретной функции) — как последовательно, так и параллельно;

- персонал обладает способностью к самоконтролю и устранению собственных ошибок и их последствий;

- персонал и используемые им технические средства в момент поступления требования на их функционирование могут находиться в состоянии неготовности, в результате чего возникают задержки или отказы и, как следствие, события, связанные с невыполнением функции персонала;

- надежность выполнения персоналом отдельных действий зависит от их типа, условий функционирования оператора, типа используемого технического средства и допустимого времени на осуществление операций;

- надежность выполнения персоналом всей функции в целом зависит от ее структуры (алгоритма с учетом условий функционирования) и допустимого времени на ее осуществление;

- надежность выполнения действий персонала зависит от факторов его психофизиологической напряженности, связанной с уровнем стресса, дефицитом времени, информации и т. д.;

- при наличии дефицита времени оператор отказывается от проведения операций самоконтроля и других необязательных операций и увеличивает темп выполнения операций, в результате чего может увеличиваться вероятность его ошибочных действий;

- при наличии дефицита информации вследствие неадекватного дизайна средств контроля увеличивается время выполнения и вероятность ошибочной диагностики исходного события аварии, нарушения нормальной эксплуатации и других событий, связанных с переходными процессами или непроектными аварийными последовательностями.

Наиболее значимыми факторами при АНП являются запас времени, факторы стресса, сложность и критичность задачи, характеристики человеко-машинного взаимодействия, характеристики инструкций по выполнению функций персонала. Эти факторы, как правило, учитываются при количественном анализе надежности персонала.

11.3. Количественный анализ надежности персонала

Количественный анализ надежности проводится для вычисления численных значений показателей надежности персонала. В качестве основного такого показателя обычно выбирают вероят-

ность безошибочного выполнения функции оператором (персоналом) или величину, дополняющую ее до единицы, т. е. вероятность ошибки персонала (ВОП). Эти оценки являются исходными данными при анализе интенсивностей (частот) исходных событий, а также используются для расчета вероятности реализации отдельных АП на «дереве событий».

Вероятность безошибочного выполнения функции или вероятность ошибки персонала могут оцениваться на уровне отдельной операции или в целом, или на уровне функции. Разницу между функцией и операцией поясним на примере. Водитель, выполняя функцию «Остановка транспортного средства», осуществляет последовательно ряд операций: 1) перестроение; 2) торможение; 3) контроль скорости движения; 4) полную остановку у тротуара или на обочине.

Если обозначить через p_i вероятность безошибочного выполнения i -й операции, то, предполагая, что все операции, входящие в соответствующую функцию, осуществляются последовательно, легко вычислить вероятность P безошибочной реализации функции:

$$P = \prod_{i=1}^n p_i, \quad (11.1)$$

где n — число операций, $i = 1, \dots, n$.

Формула (11.1) справедлива, если отдельные операции, реализуемые оператором, независимы. На практике это условие часто не выполняется, однако при отсутствии достоверной информации о характере зависимости операций для расчета P целесообразно использовать выражение (11.1).

Для расчета вероятности безошибочного проведения операции или ВОП используются два основных метода: статистический и экспертный.

Статистический метод заключается в исследовании деятельности оператора (как правило, в фазе устойчивой работы) и фиксации общего числа M_i операций i -го вида и допущенных при этом ошибок m_i . Тогда точечная оценка вероятности безошибочного выполнения i -й операции вычисляется по формуле $\hat{p}_i = (M_i - m_i)/M_i$. Эта формула справедлива при условии, что при проведении одной операции возможна только одна ошибка оператора. Точечная оценка вероятности ошибки персонала q_i при выполнении i -й операции вычисляется по формуле $\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i = m_i/M_i$.

В случае, когда $m_i = 0$, т. е. за время наблюдений ошибки персонала по i -й операции не зафиксировано, вычисляется нижняя до-

верительная граница для вероятности безошибочного выполнения i -й операции $\underline{p}_i$ для доверительной вероятности γ : $\underline{p}_i = (1 - \gamma)^{1/M_i}$.

Иногда целесообразно (в запас надежности) вычислять нижнюю доверительную границу для вероятности безошибочного выполнения операции не только при $m_i = 0$. Общая формула для расчета $\underline{p}_i$ имеет вид $\underline{p}_i = f_2(M_i, m_i, \gamma)$, где $f_2(M_i, m_i, \gamma)$ — функция Клоппера—Пирсона с тремя входами M_i, m_i, γ . Значения этой функции приводятся в специальных статистических таблицах [14]. Таблица 11.3 представляет собой фрагмент такой таблицы.

Таблица 11.3

Значения нижней доверительной границы для вероятности безошибочного выполнения операции при $\gamma = 0,9$

$\underline{p}_i$	$M_i = 50$	$M_i = 100$	$\underline{p}_i$	$M_i = 50$	$M_i = 100$
0,95	0,880	0,909	0,9995	0,954	0,976
0,99	0,939	0,962	0,9999	0,955	0,977
0,995	0,947	0,969	0,99995	0,955	0,977
0,999	0,953	0,976	0,99999	0,955	0,977

В некоторых случаях (при отсутствии статистических таблиц) доверительные границы для вероятности p (индекс опущен) вычисляются по формуле

$$\bar{p}(\underline{p}) = \frac{m + 0,5U_\gamma^2 + (-)U_\gamma^2 \sqrt{\hat{p}(M - m) + 0,25U_\gamma^2}}{M + U_\gamma^2},$$

где U_γ — квантиль нормального распределения при доверительной вероятности γ . При $\gamma = 0,9$ $U_\gamma = 1,282$; при $\gamma = 0,95$ $U_\gamma = 1,645$.

В базах данных приводятся номинальные значения вероятностей ошибок персонала, которые относятся к нормальным условиям его деятельности по всему спектру характеристик, включая обычные ситуационные (режимные) и психофизиологические условия.

В табл. 11.4 приведены значения вероятности ошибки оператора при выполнении некоторых моторных операций и операций восприятия.

Вероятность ошибки оператора при выполнении операций

Название операции	Вероятность ошибки
Восприятие устного сообщения (1—3 слова)	0,0002
Выдача речевого сообщения (1—3 слова)	0,0002
Чтение (1—3 слова)	0,0010
Выполнение записи (1—3 слова)	0,0003
Восприятие свечения сигнальной лампы, транспаранта	0,0035
Восприятие указаний таблички	0,0014
Восприятие показаний стрелочного прибора	0,0072
Восприятие показаний цифрового прибора	0,0012
Нажатие кнопки	0,0025
Нажатие требуемой клавиши	0,0050
Включение тумблера	0,0020
Установка многопозиционного переключателя в требуемое положение	0,0044
Соединение кабелей посредством штепсельных разъемов	0,0032
Разъединение штепсельных разъемов	0,0009
Установка параметра вращением ручки управления	0,0094
То же, вращением штурвала	0,0100
То же, перемещением рычага	0,0150
Выбор переключателя	0,0001
Напряженная работа, при которой быстро происходит смена ситуаций	0,2...0,3

Для ряда операций опытным путем определена связь между вероятностью безошибочного выполнения действий и факторами деятельности. Например, для операций, связанных с сенсорно-моторной деятельностью оператора, установлена зависимость p_i от размеров органа управления, их числа и способа группировки (табл. 11.5). Моторная деятельность представляет собой комплекс операций, действий и движений, связанных с точной реакцией оператора на сигналы.

Вероятность безошибочного выполнения сенсорно-моторных операций

Параметр органа управления	Вероятность p	Параметр органа управления	Вероятность p
Размер кнопки: миниатюрный диаметр более 12,7 мм	0,9995 0,9999	Длина ручки управления, мм: 152,4...228,6 305...458 533...686	0,9963 0,9967 0,9963
Число кнопок (один или два ряда или столбика): 1...5 6...10 11...25	0,9997 0,9995 0,9990	Пределы перемещения ручки, град.: 5...20 30...40 40...60	0,9981 0,9975 0,9960

Для получения общей оценки вероятности безошибочного выполнения сенсорно-моторной функции следует перемножить показатели надежности, относящиеся к органу. Например, если требуется определить вероятность безошибочной работы оператора с ручкой управления длиной 196 мм при угловом перемещении 30...40°, то необходимо по табл. 11.6 найти следующие значения: $p_1 = 0,9963$ и $p_2 = 0,9975$. Тогда $P = p_1 \cdot p_2 = 0,9963 \cdot 0,9975 = 0,9938$.

Таблица 11.6

Вероятность ошибочного действия

Время для принятия решения и осуществления действий	Вероятность ошибочных действий квалифицированного персонала
Очень короткое — менее 5 мин.	0,1
Короткое — от 5 до 60 мин.	10^{-3}
Продолжительное — более 1 ч	$3 \cdot 10^{-4}$

Для ряда объектов (например, транспортных средств) весьма актуальна проблема анализа надежности оператора, обусловленная внезапными заболеваниями. Например, по данным Всемирной организации здравоохранения потеря сознания во время вождения автотранспортных средств встречается один раз на 83...100 млн миль пробега, что соответствует вероятности отказа из-за болезни $P = 0,000002$ за ч.

Для ситуаций, связанных с отклонениями номинальных условий деятельности персонала, необходим их учет на основе рассмотрения соответствующих факторов деятельности персонала. В этом случае учет ФД связан с корректировкой значений $\hat{p}_i$ по следующей формуле:

$$\hat{p}_{iH} = \exp(\ln \hat{p}_i \cdot k),$$

где k — корректирующий коэффициент, учитывающий ФД; $\hat{p}_{iH}$ — откорректированное значение $\hat{p}_i$.

Значения коэффициента k определяют по специальным таблицам в зависимости от факторов деятельности. Например, если учитывается фактор стресса, то $k = 3 \dots 10$; если учитывается дефицит времени на выполнение операции, то $k = 3 \dots 8$.

Экспертные методы предполагают назначение вероятности безошибочного выполнения операций с помощью экспертного опроса, проводимого по специальной программе, или соответствующих таблиц, содержащих информацию о значениях p_i в зависимости от тех или иных ФД.

В табл. 11.6 приведены обобщенные значения $q_i = 1 - p_i$ для действий разного типа в зависимости от времени для принятия решений.

Одним из распространенных экспертных подходов к оценке вероятности ошибки при выполнении функции связан с разработкой специальных шкал, которые позволяют перейти от качественного описания ФД, которое выбирается экспертом, к количественным значениям вероятности q . В этом смысле данный подход напоминает АВПКО, проводимый с помощью таблиц. Одна из простейших шкал такого рода приведена в табл. 11.7.

Таблица 11.7

Простая шкала вероятности ошибочных действий персонала

Вероятность ошибки	Количество ошибок из числа возможных	Качественное описание ошибок
1,0 0,5	1 1/2	Ошибку допустят почти все
0,1 0,05	1/10 1/20	Выполнение действия не очень надежно
0,01 0,005	1/100 1/200	Выполнение действия более или менее надежно
0,001 0,0005	1/1000 1/2000	Выполнение действия надежно
0,0001	1/10000	Выполнение действия очень надежно

Эта шкала связывает возможность ошибки (правая колонка) с вероятностью ошибки (левая колонка). Безусловно, точность оценки с помощью такой шкалы невелика, так как в анализ вовлечен только один фактор деятельности.

Более сложные шкалы для экспертной оценки вероятности ошибки учитывают основные факторы деятельности: запас времени, фактор стресса, сложность принятия решения, интерфейс (т. е. связь с техническими средствами), качество инструкций и др.

На рис. 11.4 приведен фрагмент такой шкалы, построенной в форме «дерева решений» для случая, когда запас времени большой, а фактор стресса средний и легкий.

Пример 11.1. При оценке вероятности выполнения функции «Парковка автомобиля по сухой дороге из 2-го ряда» эксперт выбирает следующие факторы:

- запас времени — большой;
- фактор стресса — легкий;
- сложность принятия решений — просто;
- интерфейс — адекватный;
- качество инструкции — хорошее.

Тогда, перемещаясь по «дереву решений», по правой шкале находим вероятность ошибки — $5,5 \cdot 10^{-4}$.

В ряде случаев важно определить фактическое время t_f , затраченное оператором должной квалификации на выполнение требуемой функции, и затем сравнить его с требуемым запасом времени T . Значения t_f оценивают по данным тренажерных испытаний и результатам наблюдений в эксплуатационных условиях. В качестве характеристики t_f используют математическое ожидание t_{f0} случайной величины t_f . Если проведено m опытов, в которых зафиксированы значения $t_{f1}, t_{f2}, \dots, t_{fm}$, то математическое ожидание t_{f0} можно оценить как среднее значение $\bar{t}_f = \sum_{i=1}^m t_{fi} / m$. Статистическая оценка $\bar{t}_f$ имеет разброс, зависящий от числа опытов (наблюдений), который необходимо учитывать при сравнении с запасом времени T . Если предположить, что фактическое время t_f выполнения функции распределено нормально, то разброс $\bar{t}_f$ характеризуется среднеквадратичным отклонением σ_f , которое вычисляется по формуле $\sigma_f = \sqrt{D_f / m}$, где $D_f = \sum_{i=1}^m (t_{fi} - \bar{t}_f)^2 / m$.

Тогда можно вычислить верхнюю доверительную границу для математического ожидания t_{f0} времени выполнения функции при доверительной вероятности γ по формуле $t_{f0} < \bar{t}_f + t_\gamma(m-1)\sigma_f$, где $t_\gamma(m-1)$ — квантиль распределения Стьюдента для вероятности γ и числа степеней свободы $m-1$. Значение $t_\gamma(m-1)$ определяется

1. Запас времени	2. Фактор стресса	3. Сложность принятия решения	Интерфейс	Качество инструкции	Вероятность ошибки	
Большой	Средний	Легкий	Просто	Хороший	Хорошее	$2,4 \cdot 10^{-4}$
				Слабое	$3,6 \cdot 10^{-4}$	
				Адекватный	Хорошее	$5,5 \cdot 10^{-4}$
					Слабое	$8,3 \cdot 10^{-4}$
				Слабый	Хорошее	$8,6 \cdot 10^{-4}$
					Слабое	$1,3 \cdot 10^{-3}$
			Трудно	Хороший	Хорошее	$8,0 \cdot 10^{-3}$
				Слабое	$1,2 \cdot 10^{-3}$	
				Адекватный	Хорошее	$1,9 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$2,8 \cdot 10^{-3}$
				Слабый	Хорошее	$2,9 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$4,3 \cdot 10^{-3}$
		Очень трудно	Хороший	Адекватный	Хорошее	$1,4 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$2,5 \cdot 10^{-3}$
				Адекватный	Хорошее	$3,2 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$4,7 \cdot 10^{-3}$
			Слабый	Адекватный	Хорошее	$4,9 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$7,4 \cdot 10^{-3}$
			Просто	Хороший	Хорошее	$1,0 \cdot 10^{-3}$
				Слабое	$1,5 \cdot 10^{-3}$	
				Адекватный	Хорошее	$2,4 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$3,5 \cdot 10^{-3}$
				Слабый	Хорошее	$3,7 \cdot 10^{-3}$
					Слабое	$5,5 \cdot 10^{-3}$
Трудно	Хороший	Адекватный	Хорошее	$3,4 \cdot 10^{-3}$		
			Слабое	$5,1 \cdot 10^{-3}$		
	Адекватный	Хорошее	$7,9 \cdot 10^{-3}$			
		Слабое	$1,2 \cdot 10^{-3}$			
	Слабый	Адекватный	Хорошее	$1,2 \cdot 10^{-3}$		
			Слабое	$1,2 \cdot 10^{-3}$		

Рис. 11.4. Разветвленная шкала вероятности ошибочных действий персонала

по специальным статистическим таблицам с двумя входами γ и m [14]. Если оказывается, что верхняя доверительная граница для t_{f0} меньше, чем значение $T(\overline{t_f} + t_\gamma(m-1)\sigma_f < T)$, то с вероятностью γ можно полагать, что обеспечен достаточный запас времени для выполнения функции.

Глава 12

Экспертиза результатов вероятностного анализа безопасности

12.1. Организация экспертизы безопасности

Безопасность объекта — сложное свойство, которое не может быть полностью охарактеризовано только введенными вероятностными показателями безопасности. Учитывая это обстоятельство и возможные негативные последствия, обусловленные недостаточной безопасностью, для ряда потенциально опасных объектов законодательными и нормативными актами предусмотрено проведение экспертизы безопасности. Здесь под *экспертизой безопасности* понимается научно-техническая деятельность по исследованию и анализу материалов, обосновывающих безопасность и представляемых заявителем для оценки соответствия безопасности объекта требованиям нормативных документов.

Экспертиза безопасности проводится с целью проверки соблюдения основных принципов и критериев безопасности. Нормативной базой этой экспертизы служат в первую очередь законы и подзаконные акты. В частности, проведение экспертизы безопасности предусмотрено Федеральными законами: для технологических систем — «О промышленной безопасности опасных производственных объектов», для объектов использования атомной энергии — «Об использовании атомной энергии», экологической экспертизы — «Об экологической экспертизе»; для гидротехнических сооружений — «О безопасности гидротехнических сооружений».

В настоящее время в соответствии с устоявшейся практикой требования к качеству продукции рассматриваются в аспекте контрактного права, согласно которому обязательность тех или иных показателей качества определяется договором-контрактом между заказчиком (потребителем) и поставщиком (исполнителем). Требования, относящиеся к безопасности продукции, входят, как

правило, в сферу государственного регулирования, так как ущерб, связанный с аварией, затрагивает многих членов общества. Это положение нашло отражение в Федеральном законе «О стандартизации», в котором требования безопасности рассматривают как обязательные в нормативных документах.

Для ряда особо ответственных объектов, аварии которых могут приводить к особо тяжелым последствиям, регулирование безопасности осуществляют специально уполномоченные на то органы (Госгортехнадзор России, Госатомнадзор России, Морской регистр и др.). С этой целью разрабатываются соответствующие нормы безопасности и проводится экспертиза безопасности объектов, входящих в соответствующую сферу регулирования.

Для проектируемых объектов экспертиза чаще всего проводится на стадии проектирования, чтобы по результатам экспертизы можно было вовремя и с минимальными затратами принять необходимые корректирующие меры, направленные на обеспечение безопасности. Экспертиза безопасности может проводиться как самой организацией, которая разработала соответствующие обосновывающие безопасность материалы (внутренняя экспертиза), так и сторонними экспертными организациями (внешняя экспертиза). В первом случае заявителем выступает подразделение, непосредственно ответственное за разработку этих материалов, а экспертизу осуществляют подразделения, не заинтересованные в результатах экспертизы. В случае внешней экспертизы заявителем является организация, представляющая материалы, обосновывающие безопасность.

Следует иметь в виду разницу между организацией, непосредственно разработавшей обосновывающие безопасность материалы, и организацией, представляющей эти материалы, которая может выступать заказчиком их разработки. В отдельных ситуациях это может быть одна и та же организация, но в общем случае разработка материалов для обоснования безопасности может быть поручена сторонней организации. Заказчиком экспертизы безопасности могут выступать также федеральные органы исполнительной власти.

Экспертизу в организации, которой поручено ее проводить, осуществляют специалисты, аттестованные на право проведения одного или нескольких видов работ в области экспертизы безопасности или признанные компетентными в соответствующей области.

Во многих случаях экспертиза безопасности может осуществляться отдельными независимыми экспертами. Как правило, это бывает тогда, когда заказчиком экспертизы выступают негосударственные организации, общественные экологические объединения и т. п.

Экспертиза проводится в соответствии с техническим заданием, в котором, в частности, оговариваются ее цель, задачи, объемы и сроки выполнения. Техническое задание разбивается на ряд частных технических заданий, поручаемых экспертам.

Задача эксперта всесторонне оценить безопасность объекта в рамках технического задания и оформить свое суждение в виде экспертного заключения. Если к экспертизе безопасности привлекается несколько экспертов, то обычно один из них (главный эксперт), опираясь на заключения отдельных экспертов, формирует сводное заключение.

Основные требования, предъявляемые к экспертам: компетентность, независимость, объективность, умение работать в группе. Если первые качества не требуют комментариев, то последнее нуждается в пояснении. Как следует из предыдущего анализа, экспертиза безопасности предполагает участие ряда экспертов. При этом по одному и тому же вопросу (направлению экспертизы) могут привлекаться несколько экспертов, которые должны конструктивно взаимодействовать между собой. Если среди них окажется специалист с конфликтным характером, то экспертиза может быть сорвана в результате нарушения связей между экспертами.

Еще одним важным аспектом организации экспертизы безопасности является необходимость разработки *программы обеспечения качества экспертизы (ПОКЭ)*. ПОКЭ — это организационный документ планирования экспертизы, содержащий ряд инструкций, описывающих действия экспертов в тех или иных штатных и нештатных ситуациях при проведении экспертизы. Например, в некоторых случаях между экспертами могут возникать разногласия по некоторым вопросам экспертизы — ПОКЭ должна содержать инструкцию для разрешения таких спорных ситуаций. Другой типичный случай — ведение архивов. Каждый эксперт должен иметь свой собственный банк данных проведенных экспертиз и экспертных заключений. Кроме того, сама экспертная организация должна вести собственный архив экспертных заключений. Инструкция по ведению таких архивов — также задача разработки ПОКЭ. Эта документация служит эффективным средством демонстрации соответствия системы качества экспертной организации требованиям стандартов ИСО 9000.

При проведении экспертизы эксперт должен руководствоваться требованиями законодательных актов и нормативных документов, которые составляют критерии экспертизы. Во многих случаях экспертиза безопасности предполагает проведение расчетов. Следовательно, эксперт должен обладать необходимым набором расчетных программ, которые позволяют обеспечить требуемую

точность расчетов. Очевидно, что точность расчетов, проводимых экспертом, не должна уступать точности проверяемых расчетов. Кроме того, применяемые экспертом вычислительные программы и методики должны быть верифицированы.

Как сказано выше, по результатам проведения экспертизы эксперт подготавливает свое заключение, которое затем обобщает руководитель группы экспертов. Экспертное заключение должно содержать всестороннюю оценку материалов, предназначенных для экспертизы безопасности. Все нарушения требований нормативных документов должны найти отражение в экспертном заключении. Важно отметить, что в последнем отмечаются не только недостатки анализируемого материала, но и его положительные аспекты, что способствует обеспечению безопасности объекта.

12.2. Особенности экспертизы результатов вероятностного анализа безопасности

12.2.1. Общие положения

Экспертиза ВАБ, как правило, проводится с одной из перечисленных целей, которая уточняется в техническом задании:

- общей проверки допущений, моделей, данных и методов анализа, использованных в ВАБ, которая предполагает отбор отдельных систем (элементов) объекта или некоторых аварийных последовательностей, анализируемых более глубоко;
- проверки результатов ВАБ, где основной упор делается на анализ отдельных АП, которые вносят наибольший вклад в величину риска или частоту (вероятность) аварии;
- проверки эффективности эксплуатации объекта с акцентом на анализ предвестников аварий и мониторинг безопасности объекта.

Экспертизу ВАБ на стадии проектирования объекта целесообразно проводить в два этапа. На первом этапе (при степени готовности ВАБ на 50—70%), если это возможно, осуществляют проверки правильности построения «деревьев отказов» и «деревьев событий», полноты данных о надежности элементов объекта и персонала, проводят анализ надежности. На втором этапе проверяют оценку конечных состояний, выполняют анализы риска и неопределенностей.

К экспертизе должны привлекаться специалисты, которые имеют опыт в проведении ВАБ, построении «деревьев отказов» и «деревьев событий», системного анализа, а также анализа надежности

элементов и персонала. Очень важно, чтобы в группу экспертов входил специалист по проектированию или эксплуатации аналогичных объектов.

В зависимости от типа объекта, целей анализа, времени проведения экспертизы и других факторов группу экспертов формируют из трех—шести специалистов, один из которых назначается руководителем группы. Руководитель группы ответственен также за координацию работы экспертов в группе и организацию взаимодействия со специалистами, которые провели ВАБ, подвергаемый экспертизе. При экспертизе ВАБ необходимо учитывать, что управление группой более шести человек может быть затруднено.

Прежде чем каждый эксперт приступит к работе, целесообразно представить членов экспертной группы друг другу. Затем происходит их «знакомство» с объектом экспертизы и вспомогательными материалами, которые должны содержать:

- принципиальную, функциональную и структурные схемы объекта;
- описание функций безопасности, которые выполняют те или иные системы, входящие в объект;
- границы систем, которые могут анализироваться;
- критерии отказов выделенных систем;
- инструкции по эксплуатации;
- описание использованных в ВАБ баз данных о надежности элементов объекта, а также персонала.

При анализе всех моделей, допущений, сценариев развития событий и других аспектов эксперт должен придерживаться принципа консерватизма (в запас безопасности). Ниже рассмотрены особенности экспертизы вероятностного анализа безопасности, связанной с проверками его результатов и эффективности эксплуатации объекта.

12.2.2. Порядок проведения экспертизы результатов вероятностного анализа безопасности

Экспертиза ВАБ выполняется в соответствии с техническим заданием. Экспертизе подвергаются материалы, содержащие описание объекта, режимов его работы, анализ возможных штатных (проектных) и нештатных ситуаций, описание ИС аварий, сценарии развития аварий в виде «деревьев событий» с соответствующими оценками риска или частоты (вероятности) аварии, анализы надежности систем (в том числе, зависимых отказов) и персонала, а также анализ неопределенностей.

Рассмотрим основные элементы экспертизы ВАБ. Общая последовательность проведения экспертизы представлена на рис. 12.2.

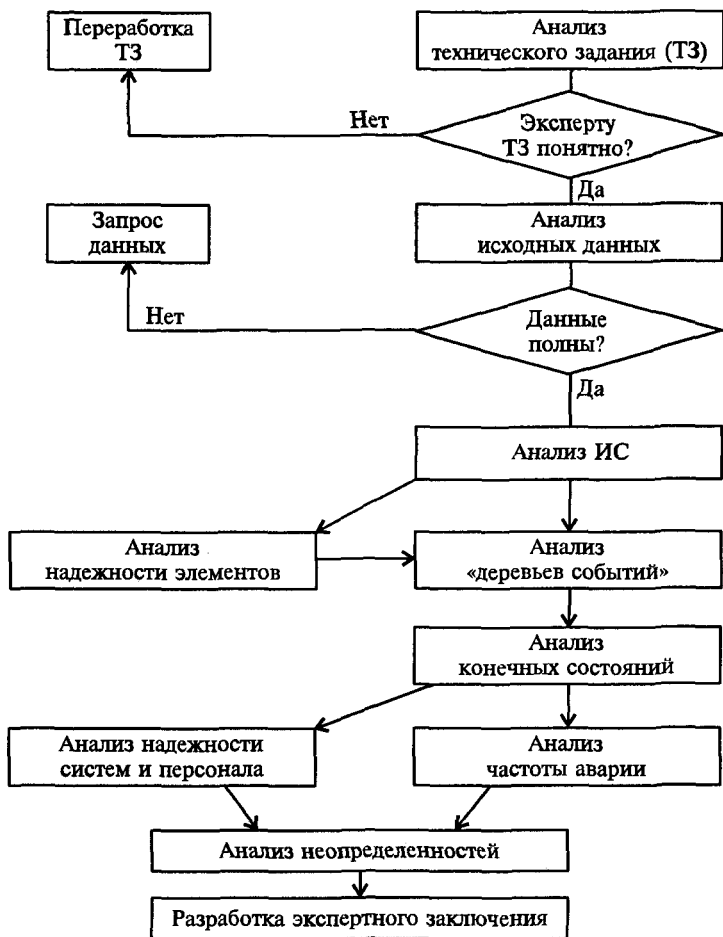


Рис. 12.1. Общая схема проведения экспертизы ВАБ

Прежде всего эксперт должен ознакомиться с техническим заданием (ТЗ) на экспертизу, определить объем последней, сроки и критерии. Если ТЗ содержит неясности, двусмысленности, неопределенности и т. п., эксперт должен обратиться к главному эксперту для уточнения или переработки этого задания.

Следующий шаг экспертизы — анализ исходных данных. Эксперт должен провести анализ комплектности материала, который предложен для экспертизы. Если материал неполон, он должен запросить недостающие данные. Если разработчики ВАБ использовали неадекватные данные, например устаревшую базу данных по надежности элементов объекта или чертежи, в которые были

внесены изменения, то следует предварительно на основе ТЗ разработать таблицу по форме табл. 12.1, содержащую контрольные точки (критерии). Таким образом эксперт будет иметь возможность сопоставить данные, представленные заявителем, с теми, которыми владеет он.

Таблица 12.1

Форма таблицы для анализа исходных данных

№ п/п	Данные	Способ получения	Область использования	Критерии приемлемости	Примечания
1	Средства обнаружения пожара	Документация, инструкции, анализ объекта	Выбор пожарных зон	Проверка расположения путем инспектирования	

Часто необходимо совершить инспекцию (проверку) объекта для того, чтобы собрать исходные данные, необходимые для экспертизы. Например, если для экспертизы безопасности объекта на стадии эксплуатации важны какие-либо размеры элементов (длина кабелей) или их взаимное расположение (трассировка кабелей), то при анализе данных целесообразно не полагаться на чертежи, которые могут быть изменены в процессе изготовления и монтажа объекта, а совершить проверку объекта. Если в результате выполнения этого этапа выясняется, что исходные данные не достаточны для формирования однозначных выводов, эксперт должен их запросить. Такой запрос, как правило, осуществляется через главного эксперта.

При экспертизе исходных событий в первую очередь обращают внимание на полноту перечня исходных событий. Пропуск в этом перечне какого-либо из ИС, которое может происходить часто, сказывается на неопределенности результатов ВАБ. Кроме того, должна быть проведена проверка корректности скриннинга, т. е. обоснования исключения некоторых ИС из окончательного перечня для последующего анализа. И наконец, необходимо проверить правильность назначения частот ИС аварий и источников получения этих данных.

Основной момент этой части анализа связан с назначением частот ИС, обусловленных ошибками персонала. Эксперт должен убедиться, что при расчете частот (вероятностей) ошибок персонала учтены все существенные факторы его деятельности.

Экспертиза «деревьев событий» заключается в последовательном анализе цепочек последующих событий, которые могут возникнуть после наступления ИС. Здесь эксперты обращают внимание на правильность реализаций функций отдельными системами

(элементами), которые включаются в цепочки событий, хронологию последующих событий, а также на верные или ошибочные действия персонала.

Важным элементом анализа на этой стадии является анализ надежности элементов, включенных в последовательности событий. Эксперты оценивают правильность:

- отбора элементов для включения их в последовательность;
- назначения критериев отказов этих элементов в конкретных ситуациях;
- установления численных значений показателей надежности.

Решение последней задачи связано с проверкой используемых при проведении ВАБ данных о показателях надежности. Эксперт должен определить корректность перехода от номинальных показателей надежности к тем их значениям, которые будут соответствовать реальной ситуации. Поэтому эксперт должен также представлять сценарий развития событий в детерминированной (физической) форме: изменения параметров объекта, изменения окружающей среды и т. п.

Учитывая, что в реальной ситуации многие цепочки по тем или иным причинам не рассматриваются при проведении ВАБ, эксперты обращают внимание на обоснованность этих решений. Они имеют возможность построить собственные сценарии развития событий, которые могут отличаться промежуточными событиями от исходных «деревьев событий». Важно оценить, насколько эти сценарии отличаются в части конечных состояний.

Экспертиза конечных состояний заключается в проведении детерминированного анализа (или его проверке) и отборе состояний, которыми может завершиться тот или иной сценарий развития данного ИС. На этом этапе эксперт должен проверить корректность группирования конечных состояний и отнесения некоторых из них к аварийным. С этой целью эксперт должен качественно (или количественно) оценить возможные ущербы, характеризующие конечные состояния.

Следующая стадия экспертизы связана с проверкой расчетов вероятностей реализации конечных состояний и выработкой суждений относительно оценки риска. Эксперт в состоянии выделить доминирующие элементы (системы) и отдельные цепочки, которые вносят наибольший вклад в оценку риска.

Для таких систем или цепочек может быть проведена самостоятельная экспертиза, основанная на анализе правильности построения «деревьев отказов» и зависимых отказов, а также проверка выполнения анализа значимости.

Проверка правильности построения «деревьев отказов» заключается в анализе выделения вершинных и отбора промежуточных событий, идентификации структурной схемы системы с «деревом отказов», оценке полноты всех «ветвей дерева». При необходимости могут быть проанализированы выделения минимальных сечений и точность расчета надежности системы. Эксперт должен оценить эффективность компенсирующих мер, направленных на снижение вероятности отказа систем (элементов).

Экспертиза отказов по общей причине проводится параллельно с анализом независимых отказов. В процессе экспертизы решаются следующие задачи:

- правильность идентификации зависимых отказов рассматриваемой системы и их моделирования на «дереве отказов»;
- оценка эффективности предусмотренных средств защиты для предотвращения или ограничения масштабов зависимых отказов.

Экспертиза отказов по общей причине включает следующие этапы:

- 1) анализ реализованных в проекте мер защиты от отказов по общей причине;
- 2) выявление и устранение концептуальных проектных ошибок, если таковые имеют место;
- 3) формирование групп элементов, потенциально подверженных отказам по общей причине, на основании признаков общности;
- 4) выбор моделей для количественной оценки вероятностей рассматриваемых событий-отказов по общей причине.

Эксперт рассматривает принятые в проекте меры защиты против отказов по общей причине и их эффективность в отношении различных источников таких отказов. В случае выявления отступлений от требований НТД в части мер защиты против отказов по общей причине проект объекта должен перерабатываться с целью устранения таких отступлений.

Результаты анализа реализованных в проекте мер защиты от отказов по общей причине являются основой для определения групп элементов, подверженных отказам по общей причине.

Первостепенное внимание при экспертизе должно быть уделено выявлению всех без исключения проектно-концептуальных ошибок, как правило, приводящих к невыполнению каких-либо функций безопасности при реализации определенных аварийных режимов и условий. Если ВАБ был проведен с помощью компьютерных программ, эксперт должен убедиться в их адекватности.

Заключительный этап экспертизы связан с оценкой всех возможных источников неопределенностей, проверкой полноты учета неопределенностей в предоставленном материале, оценкой возможных последствий неучета отдельных источников неопределенностей.

Кроме того, эксперт должен убедиться в адекватности расчетной модели, т. е. выяснить, удовлетворяет ли модель расчета риска или частоты аварии критерию практики, согласуются ли результаты наблюдений (испытаний) с теоретическими следствиями модели в пределах точности наблюдений.

По результатам проведения экспертизы эксперт подготавливает свое заключение, которое затем обобщает руководитель группы экспертов. Экспертное заключение должно быть изложено в конструктивном стиле: отмечены все положительные моменты анализа безопасности и предложены варианты изменения отдельных разделов ВАБ.

12.2.3. Экспертиза эффективности эксплуатации объекта

Экспертиза эффективности эксплуатации объекта связана с проверкой ВАБ, выполненного на стадии эксплуатации объекта. В рамках подобной экспертизы могут решаться все задачи, перечисленные в разд. 12.2.2 и связанные с анализом «деревьев событий». Этот аспект экспертизы не имеет каких-либо особенностей за исключением той, что назначение численных значений показателей надежности элементов объекта может быть основано на данных эксплуатации конкретного объекта или при этом может привлекаться сторонняя информация. Эксперт должен обратить внимание на источник сведений о надежности и оценить их достоверность.

При проверке правильности построения «деревьев событий» важно оценить их адекватность реальным событиям, имевшим место на объекте. С этой целью проверяют источник информации о нарушениях эксплуатации, описание этих нарушений, при необходимости возможна проверка на месте событий. Кроме того, целесообразно оценить правильность построения «деревьев событий», инициированных исходным ННЭ. Оценка правильности расчета рейтингов нарушений также входит в задачу экспертизы.

При экспертизе нарушений-предвестников аварий эксперт должен обратить внимание на корректность отбора предвестников, полноту их описаний и эффективность корректирующих мер, направленных на устранение причин предвестников. При экспертизе нарушений-предвестников эксперт анализирует карты безопасно-

сти или рассматривает детерминистические сценарии возможного перехода нарушения в аварию.

На завершающем этапе эксперт оценивает эффективность «извлечения уроков» из зафиксированных нарушений-предвестников для других однотипных объектов. Экспертиза эффективности эксплуатации может осуществляться по результатам анализа показателей, характеризующих безопасность эксплуатации, и индикаторов безопасности. Трудность этого подхода заключается в том, что несмотря на то, что для многих объектов установлены критерийные значения риска, их безопасность нельзя полностью охарактеризовать только этим показателем (см. гл. 1), а для индикаторов безопасности вообще недопустимо введение каких-либо нормативных значений.

Для преодоления этой трудности целесообразно использовать простой качественный метод, заключающийся в сопоставлении показателей безопасности эксплуатации объекта и индикаторов безопасности (далее — показателей), характерных для безусловно безопасного объекта (эталона), с показателями, зафиксированными для эксплуатируемого объекта, безопасность которого подвергается экспертизе.

Обозначим показатели безопасности объекта-эталона через $S_{э1}, S_{э2}, \dots, S_{эn}$. Пусть для анализируемого объекта эти показатели равны $S_1, S_2, \dots, S_n$. Задача эксперта состоит в том, чтобы, во-первых, оценить полноту выбора номенклатуры показателей безопасности, а во-вторых — сопоставить значения $S_{э1}, S_{э2}, \dots, S_{эn}$ и $S_1, S_2, \dots, S_n$ между собой.

Решение второй задачи можно легко формализовать. С этой целью используют два метода — дифференциальный и комплексный.

Дифференциальный метод применяют для получения качественного результата сопоставления показателей безопасности объекта и эталона. Для этого вычисляют значения относительных показателей безопасности η_i по формулам:

$$\eta_i = S_i/S_{эi}, \quad \eta_i = S_{эi}/S_i \quad (i = 1, 2, \dots, n). \quad (12.1)$$

Для позитивных показателей безопасности выбирают первую формулу (12.1), для негативных — вторую. В результате сопоставления показателей дифференциальным методом могут быть сформулированы следующие экспертные суждения:

- безопасность исследуемого объекта выше безопасности объекта-эталона, если все значения $\eta_i \geq 1$, причем хотя бы для одного значения i ($i = 1, 2, \dots, n$) $\eta_i > 1$;

- безопасность рассматриваемого объекта не уступает безопасности объекта-эталона, если все значения $\eta_i = 1$;
- безопасность данного объекта ниже безопасности объекта-эталона, если хотя бы для одного значения i ($i = 1, 2, \dots, n$) $\eta_i < 1$.

Комплексный метод применяют для качественного сопоставления показателей безопасности с помощью специального комплексного показателя $\mathfrak{R}$, который вычисляется как функция нормированных к единице показателей безопасности v_i :

$$\mathfrak{R} = F(v_1, v_2, \dots, v_n), \quad (12.2)$$

где показатель v_i вычисляют по формулам

$$v_i = S_i / \max(S_i, S_{\mathfrak{R}i}), \quad (12.3a)$$

$$v_i = S_i^{-1} / \max(S_i^{-1}, S_{\mathfrak{R}i}^{-1}). \quad (12.3b)$$

Формулу (12.3a) используют для позитивных показателей безопасности, а (12.3b) — для негативных показателей безопасности.

Наиболее простой вид функции F в формуле (12.2) — взвешенная сумма аргументов v_i . Обычно «веса» α_i показателей v_i задает эксперт из условия

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad 0 \leq \alpha_i \leq 1, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Чем более значим i -й показатель безопасности по мнению эксперта, тем более высокое значение принимает коэффициент α_i .

В окончательном виде получается следующая процедура сопоставления:

- для объекта вычисляется комплексный показатель $\mathfrak{R}$ по формуле

$$\mathfrak{R} = \sum_{i=1}^n \alpha_i v_i;$$

- для объекта-эталона вычисляется комплексный показатель $\mathfrak{R}_\mathfrak{E}$ по формуле

$$\mathfrak{R}_\mathfrak{E} = \sum_{i=1}^n \alpha_i v_{\mathfrak{E}i},$$

в которой показатели $v_{\mathfrak{E}i}$ определяют по формулам

$$v_{\mathfrak{E}i} = S_{\mathfrak{E}i} / \max(S_i, S_{\mathfrak{E}i}), \quad v_{\mathfrak{E}i} = S_{\mathfrak{E}i}^{-1} / \max(S_i^{-1}, S_{\mathfrak{E}i}^{-1});$$

- если $\mathfrak{R} \geq \mathfrak{R}_\mathfrak{E}$, то эксперт полагает, что безопасность анализируемого объекта выше (не ниже), чем безопасность объекта-эталона;
- если $\mathfrak{R} < \mathfrak{R}_\mathfrak{E}$, то эксперт полагает, что безопасность анализируемого объекта ниже, чем безопасность объекта-эталона.

Пример 12.1. Экспертиза безопасной эксплуатации парка грузовых автомобилей основывается на таких четырех показателях безопасности, как:

- вероятность безотказной работы автомобиля (по критическим отказам) за 50 тыс. км пробега $P = 0,999$;
- удельное число дорожно-транспортных происшествий $n = 0,0003$;
- число совещаний, посвященных анализу дорожно-транспортных происшествий, $T = 5$ в течение года;
- процент курящих водителей (от общего списочного состава) $B = 72\%$.

Для эталонного парка характерны следующие показатели:

- вероятность безотказной работы автомобиля (по критическим отказам) за 50 тыс. км пробега $P_3 = 0,980$;
- удельное число дорожно-транспортных происшествий $n_3 = 0,0004$;
- число совещаний, посвященных анализу дорожно-транспортных происшествий, $T_3 = 4$ в течение года;
- процент курящих водителей (от общего списочного состава) $B_3 = 60\%$.

Если воспользоваться предложенной процедурой, то можно дать экспертную оценку в части безопасной эксплуатации парка автомобилей.

Показатель «вероятность безотказной работы» является позитивным показателем безопасности, поэтому

$$v_1 = P / \max(P, P_3) = 0,999 / 0,999 = 1;$$

$$v_{31} = P_3 / \max(P, P_3) = 0,980 / 0,999 = 0,98.$$

Показатель «удельное число дорожно-транспортных происшествий» является негативным показателем безопасности, поэтому

$$v_2 = n^{-1} / \max(n^{-1}, n_3^{-1}) = 3333,3 / 3333,3 = 1;$$

$$v_{32} = n_3^{-1} / \max(n^{-1}, n_3^{-1}) = 2500 / 3333,3 = 0,75.$$

Показатель «число совещаний...» является позитивным индикатором безопасности, поэтому

$$v_3 = T / \max(T, T_3) = 5 / 5 = 1; v_{33} = T_3 / \max(T, T_3) = 4 / 5 = 0,8.$$

Показатель «процент курящих водителей» является негативным индикатором безопасности, так как экспериментально установлено, что курящие водители в 2,5 раза чаще совершают дорожно-транспортные происшествия. Поэтому

$$v_4 = B^{-1} / \max(B^{-1}, B_3^{-1}) = 0,014 / 0,017 = 0,82;$$

$$v_{34} = B_3^{-1} / \max(B^{-1}, B_3^{-1}) = 0,017 / 0,017 = 1.$$

Последовательно вычисляют (полагая, что значения коэффициентов весомости показателей равны между собой, а именно $\alpha_i = 0,25$ для $i = 1, \dots, 4$):

- комплексный показатель $\mathfrak{R} = 0,25 \cdot 1 + 0,25 \cdot 1 + 0,25 \cdot 1 + 0,25 \cdot 0,82 = 0,955$;

• комплексный показатель $\mathfrak{R}_3 = 0,25 \cdot 0,98 + 0,25 \cdot 0,75 + 0,25 \cdot 0,8 + 0,25 \cdot 1 = 0,883$.

Сравнивая между собой значения $\mathfrak{R}$ и $\mathfrak{R}_3$, можно сформировать экспертное суждение, что безопасность эксплуатации рассматриваемого парка автомобилей выше, чем у парка-эталона.

Комплексный метод анализа при всей своей привлекательности обладает существенным недостатком — произволом в выборе коэффициентов весомости, что может сказываться на результатах экспертизы.

Для визуализации комплексного метода анализа целесообразно использовать диаграмму «радар», которая строится в следующей последовательности. Окружность произвольного радиуса разбивается на равные сектора n лучами (по числу показателей безопасности). Каждый луч от центра до периферии окружности представляют шкалой, на которой в принятом масштабе откладывают соответствующее значение показателя безопасности S . Для позитивных показателей шкала значений изменяется от периферии к центру окружности; для негативных — от центра к периферии. Все точки на лучах S_i соединяют между собой последовательно отрезками прямой, образуя в общем случае неправильный многоугольник. Площадь этого многоугольника $\mathfrak{Z}$ характеризует безопасность объекта в целом: по условиям построения чем меньше площадь $\mathfrak{Z}$, тем выше безопасность. На этой же диаграмме указывают показатели безопасности для объекта-эталона. Таким образом, если $\mathfrak{Z} < \mathfrak{Z}_3$, то можно полагать, что безопасность анализируемого объекта больше, чем безопасность объекта-эталона. Если же $\mathfrak{Z} > \mathfrak{Z}_3$, то можно считать, что безопасность анализируемого объекта меньше, чем безопасность объекта-эталона. Эти факты легко устанавливаются визуальным сопоставлением площадей $\mathfrak{Z}$ и $\mathfrak{Z}_3$.

Достоинствами этого метода являются его наглядность и простота интерпретации. Кроме того, диаграммы типа «радар» являются стандартными диаграммами для Microsoft Excel (в «меню» они называются лепестковыми диаграммами), что позволяет эксперту легко формировать заключение на компьютере.

На рис. 12.3 представлена диаграмма «радар», характеризующая безопасность двух сравниваемых парков автомобилей. Анализ этой диаграммы подтверждает вывод о том, что безопасность анализируемого парка автомобилей выше безопасности эталонного.

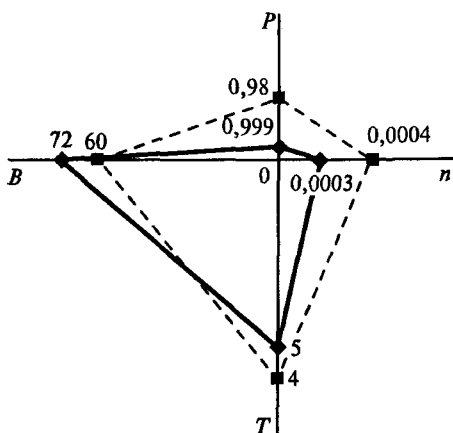


Рис. 12.2. Диаграмма «радар», характеризующая безопасность двух объектов

12.3. Экспертиза результатов вероятностного анализа безопасности и управление безопасностью

Экспертиза ВАБ, завершающаяся разработкой экспертного заключения, не является самоцелью. Основная задача экспертизы ВАБ — содействовать повышению безопасности объекта, и поэтому она рассматривается как важный этап управления безопасностью.

Связь между экспертизой и управлением безопасностью была озвучена в середине 1980-х годов в странах ЕЭС в рамках так называемой Директивы по СВЕЗО, в соответствии с которой руководители промышленных предприятий должны предоставлять доклады (декларации) о безопасности. Эти доклады, содержащие описание мер по обеспечению безопасности и доказательства того, что эти меры эффективны, в дальнейшем подвергаются соответствующей экспертизе. По оценкам отечественных и зарубежных специалистов в области анализа безопасности, после включения требования о предоставлении докладов о безопасности в национальные законодательства число аварий на промышленных предприятиях снизилось за 5 лет в 7 раз (!).

Заключение, разрабатываемое на основе экспертизы ВАБ, должно способствовать эффективной разработке корректирующих мер при проектировании или эксплуатации. Если по результатам экспертизы органы государственного управления принимают решение о возможности выдачи разрешения на соответствующий вид деятельности (лицензии), то, как правило, необходимость разра-

ботки корректирующих мер оговаривается в условиях действия лицензии, что является важным аспектом управления безопасностью объекта.

Экспертизу ВАБ можно также рассматривать в контексте непрерывного повышения безопасности, даже в том случае, если признано, что объект безопасен. Здесь узловым понятием является слово «непрерывный». Организации, ответственные за этапы проектирования и эксплуатации, должны стремиться с помощью внутренней экспертизы выявить потенциальные проблемы в области обеспечения безопасности внутри предприятия.

Схематично роль экспертизы в управлении безопасностью представлена на рис. 12.4.

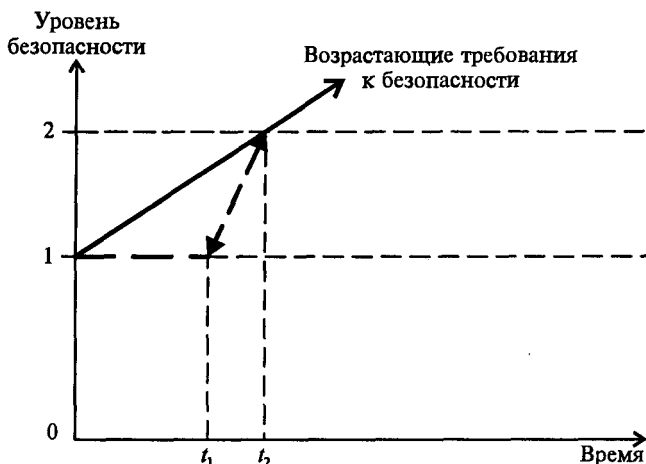


Рис. 12.4. Роль экспертизы в повышении безопасности

1 — уровень безопасности к началу проведения экспертизы; 2 — уровень безопасности после внедрения корректирующих мер; t_1 — время проведения экспертизы; t_2 — время внедрения корректирующих мер по результатам экспертизы

Стремление менеджеров многих организаций представить проблему обеспечения безопасности как важную, но уже решенную, крайне опасно. Анализ причин многочисленных аварий свидетельствует о том, что лучше проблему обнаружить как можно раньше, прежде чем она сможет привести к существенному ущербу. Экспертиза ВАБ может рассматриваться как один из способов выявления проблем безопасности.

Как отмечается в [43], «в проблемах заключена возможность для улучшения, и, если вы не отыщите проблемы, то будьте уверены, проблемы отыщут вас».

Контрольные вопросы

1. Дайте определение риска.
2. Перечислите основные принципы обеспечения безопасности техники.
3. Перечислите этапы вероятностного анализа безопасности.
4. Как охарактеризовать значимость, чувствительность и неопределенность ВАБ?
5. Какие виды АВКПО вы знаете?
6. В чем состоит различие АВКПО объекта и процесса?
7. Какие категории критичности отказов вы знаете?
8. Как количественно оценить критичность отказа?
9. Что такое рейтинг безопасности?
10. Какие виды рейтинга вы знаете?
11. Что такое предвестники аварии?
12. Что представляет собой контрольная карта безопасности?
13. Что понимается под мониторингом безопасности?
14. Как можно охарактеризовать эффективность корректирующих мер?
15. Что понимается под оперативным управлением безопасностью?
16. Перечислите типовые функции персонала и условия их выполнения.
17. Какие ошибки допускаются персоналом?
18. Какие факторы влияют на качество работы персонала?
19. Зачем проводится экспертиза безопасности?
20. Какие виды экспертизы вы знаете?
21. Каким требованиям должен удовлетворять эксперт?
22. Перечислите цели экспертизы ВАБ.
23. Какая информация должна быть предоставлена эксперту?
24. Перечислите основные этапы проведения экспертизы.
25. Какова роль теории риска при подтверждении соответствия?

ОЦЕНИВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ И ПОДТВЕРЖДЕНИЕ ТРЕБОВАНИЙ К НИМ

Глава 13

Оценивание интенсивности отказов или среднего времени безотказной работы

13.1. Основные планы испытаний на надежность

Испытания на надежность могут проводиться по одному из основных планов (ГОСТ 16504—74):

- [NUR] — без замены отказавших образцов и с прекращением испытаний после отказа заданного числа образцов r ;
- [NMr] — с заменой отказавшихся образцов и прекращением испытаний после отказа заданного числа образцов r ;
- [NMT] — с заменой отказавших d образцов и прекращением испытаний в заданный момент времени T ;
- [NUT] — без замены отказавших d образцов и прекращением испытаний в заданный момент времени T .

В табл. 13.1 приведены выражения точечных и интервальных оценок среднего времени безотказной работы (средней наработки на отказ) и интенсивности отказов для перечисленных планов [56].

План [NUR]. Плотность вероятности того, что в моменты времени $t_1, t_2, \dots, t_r$ откажут 1, ..., i , ..., r образцов, а остальные в интервале времени $(0, t_r)$ не откажут, имеет вид

$$P(t_1, \dots, t_r) = \frac{n!}{(n-r)!} e^{-(n-r)\lambda t_r} \left(\prod_{i=1}^r \lambda e^{-\lambda t_i} \right) = \frac{n!}{(n-r)!} \lambda^r \exp \left\{ \lambda \left[\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r \right] \right\} = \frac{n!}{(n-r)!} \left(\frac{1}{T_{cp}} \right)^r \exp \left\{ -\frac{1}{T_{cp}} \left[\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r \right] \right\},$$

где множитель $\frac{n!}{(n-r)!}$ учитывает возможные способы наступления r из n событий, а множитель $e^{-(n-r)\lambda t_r}$ представляет собой вероятность того, что в момент окончания испытаний $(n-r)$ образцов остались работоспособными.

Таблица 13.1

Выражения точечных и интервальных оценок средней наработки на отказ и интенсивности отказов для различных планов испытаний на надежность

План	Суммарная наработка	Точечная оценка средней наработки на отказ T_{cp}	Интервальная оценка средней наработки на отказ	Несмещенная точечная оценка интенсивности отказов	Интервальная оценка интенсивности отказов
NUr	$\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r$	t_{Σ}/r	$\left[\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r)}, \frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)} \right]$	$(r-1)/t_{\Sigma}$	$\left[\frac{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)}{2t_{\Sigma}}, \frac{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r)}{2t_{\Sigma}} \right]$
NMr	nt_r	t_{Σ}/r		$(r-1)/t_{\Sigma}$	
NMT	nT	t_{Σ}/r	$\left[\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r+2)}, \frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)} \right]$	r/t_{Σ}	$\left[\frac{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)}{2t_{\Sigma}}, \frac{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r+2)}{2t_{\Sigma}} \right]$
NUT	$\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)T$	t_{Σ}/r		$(r-1)/t_{\Sigma}$	

Логарифмируя, дифференцируя соответственно по T_{cp} или λ и приравнявая результат к нулю, получаем точечные оценки максимального правдоподобия для среднего времени безотказной работы:

$$\hat{T}_{\text{cp}} = \frac{\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r}{r} = \frac{t_{\Sigma}}{r}$$

и для интенсивности отказов: $\hat{\lambda} = r/t_{\Sigma}$, где t_{Σ} — суммарная наработка.

Для анализа свойств оценок $\hat{T}_{\text{cp}}$ и $\hat{\lambda}$ необходимо получить их распределения. Для этого вводим новые переменные $Y_1 = t_1$; $Y_2 = t_2 - t_1$; ..., $Y_r = t_r - t_{r-1}$. Тогда плотность вероятности $P(t_1, \dots, t_r)$ преобразуется к виду $P(Y_1, \dots, Y_r) = n\lambda e^{-n\lambda Y_1}(n-1)\lambda e^{-\lambda(n-1)Y_2} \times \dots \times (n-r+1)\lambda e^{-\lambda(n-r+1)Y_r}$ и представит собой произведение экспоненциальных распределений $P(Y_i/\lambda) = (n-i+1)\lambda e^{-(n-i+1)\lambda Y_i}$ с параметрами $(n-i+1)\lambda$. Таким образом, переменные $Y_1, \dots, Y_r$ — независимы.

Заметим, что выборка $Y_1, \dots, Y_r$ неоднородна, так как параметры распределений составляющих ее элементов различны.

Переходом к переменным $Z_i = (n-i+1)Y_i$ преобразуем выборку в однородную с постоянным параметром λ экспоненциальных распределений составляющих ее элементов. На основе связи между экспоненциальным и γ -распределением нетрудно получить следующий результат:

$$\sum_{i=1}^r (n-i+1) = \sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r = t_{\Sigma},$$

т. е. сумма случайных величин $(n-i+1)Y_i$ имеет γ -распределение 1-го рода:

$$P(t_{\Sigma}/\lambda) = \frac{\lambda^r t_{\Sigma}^{r-1}}{(r-1)!} e^{-\lambda t_{\Sigma}} = \left(\frac{1}{T_{\text{cp}}}\right)^r \frac{t_{\Sigma}^{r-1}}{(r-1)!} e^{-t_{\Sigma}/T_{\text{cp}}}$$

с математическим ожиданием $M[t_{\Sigma}] = rT_{\text{cp}}$ и дисперсией $D[t_{\Sigma}] = rT_{\text{cp}}^2$.

Отсюда следует, что оценка $\hat{T}_{\text{cp}} = t_{\Sigma}/r$ несмещенная, так как

$$\begin{aligned} M[\hat{T}_{\text{cp}}] &= M[t_{\Sigma}]/r = r\hat{T}_{\text{cp}}/r = \hat{T}_{\text{cp}} \text{ и имеет дисперсию } D[\hat{T}_{\text{cp}}] = \frac{D[t_{\Sigma}]}{r} = \\ &= \frac{rT_{\text{cp}}^2}{r^2} = \frac{rT_{\text{cp}}^2}{r}. \end{aligned}$$

В соответствии с неравенством Рао-Крамера вычисляем

$$J = M \left[\frac{\partial \ln P(t_1, \dots, t_r / T_{\text{cp}})^2}{\partial T_{\text{cp}}} \right] = M \left[\left(-\frac{r}{T_{\text{cp}}} + \frac{t_{\Sigma}}{T_{\text{cp}}^2} \right)^2 \right] = \\ = M \left[\frac{t_{\Sigma}^2 - 2r t_{\Sigma} T_{\text{cp}} + r^2}{T_{\text{cp}}^4} \right] = \frac{M[t_{\Sigma}^2] - 2r t_{\Sigma} T_{\text{cp}} M[t_{\Sigma}] + r^2 T^2}{T_{\text{cp}}^4} = \frac{r}{T_{\text{cp}}^2}$$

и проверяем условие $D[\hat{T}_{\text{cp}}] = 1/J$. Отсюда следует, что оценка $\hat{T}_{\text{cp}}$ эффективна. Для определения свойств оценки $\hat{\lambda}$ найдем математическое ожидание

$$M \left[\frac{r}{t_{\Sigma}} \right] = r M \left[\frac{1}{t_{\Sigma}} \right] = r \int_0^{\infty} \frac{r}{t_{\Sigma}} P(t_{\Sigma} / \lambda) dt_{\Sigma} = r \int_0^{\infty} \frac{\lambda^r t_{\Sigma}^{r-2}}{(r-1)!} e^{-\lambda t_{\Sigma}} dt_{\Sigma}.$$

После замены переменной $Y = \lambda t_{\Sigma}$ получим:

$$M \left[\frac{r}{t_{\Sigma}} \right] = \frac{r\lambda}{r-1} \int_0^{\infty} \frac{Y^{r-2} e^{-Y}}{(r-2)!} dY,$$

где подынтегральное выражение представляет собой интеграл от плотности γ -распределения, равный единице. Таким образом,

$$M \left[\frac{r}{t_{\Sigma}} \right] = \frac{r\lambda}{r-1} \neq \lambda, \text{ т.е. оценка } \hat{\lambda} \text{ смещенная.}$$

Дисперсия оценки $\hat{\lambda}$ определяется как

$$D[\hat{\lambda}] = M \left[\frac{r^2}{t_{\Sigma}^2} \right] = r^2 M \left[\frac{1}{t_{\Sigma}^2} \right] = r^2 \int_0^{\infty} \frac{\lambda^r t_{\Sigma}^{r-3}}{(r-1)!} e^{-\lambda t_{\Sigma}} dt_{\Sigma} = \frac{r^2 \lambda^2}{(r-1)^2 (r-2)}.$$

Вычисляя $J = r\lambda^2$, убеждаемся, что эта оценка неэффективна.

Нетрудно получить несмещенную оценку $\hat{\lambda}' = (r-1)/t_{\Sigma}$ с дисперсией

$$D[\hat{\lambda}'] = \frac{(\lambda')^2}{r-2} < D[\hat{\lambda}].$$

Используя плотность распределения суммарной наработки, определяем доверительные интервалы для параметров T_{cp} и λ . Для этого, введя переменную $2r\hat{T}_{\text{cp}}/T_{\text{cp}} = 2t_{\Sigma}/T_{\text{cp}} = 2\lambda t_{\Sigma}$, путем преобразования плотности вероятности $P(t_{\Sigma}/T_{\text{cp}})$ получим χ^2 -распределение:

$$P \left(\frac{2r\hat{T}_{\text{cp}}}{T_{\text{cp}}} \right) = \frac{1}{2(r-1)!} \left(\frac{2r\hat{T}_{\text{cp}}}{T_{\text{cp}}} \right)^{r-1} \exp \left\{ -\frac{r\hat{T}_{\text{cp}}}{T_{\text{cp}}} \right\}.$$

Отсюда, задаваясь доверительной вероятностью γ , определяем $\gamma\%$ -ный доверительный интервал для $T_{\text{ср}}$

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r)} \leq T_{\text{ср}} \leq \frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)}$$

и для λ

$$\frac{\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)}{2t_{\Sigma}} \leq \lambda \leq \frac{\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r)}{2t_{\Sigma}},$$

где $\chi^2_{(1-\gamma)/2}(2r)$, $\chi^2_{(1+\gamma)/2}(2r)$ — квантили χ^2 -распределения.

Зная оценки среднего времени безотказной работы $\hat{T}_{\text{ср}}$ или интенсивности отказов $\hat{\lambda}$, можно дать оценку вероятности безотказной работы:

$$\hat{R}(t) = e^{-\hat{\lambda}t} = e^{-t/\hat{T}_{\text{ср}}}.$$

Заметим, что даже при несмещенных оценках $\hat{\lambda}$ оценка $\hat{R}$ смещена вследствие нелинейной ее зависимости от λ . Однако для высоконадежных изделий вероятность безотказной работы — линейная функция интенсивности отказов $R(t) \approx 1 - \lambda t$, поэтому оценка $\hat{R}(t) = 1 - \hat{\lambda}t$ — несмещенная.

Для вероятности безотказной работы $\gamma\%$ -ные доверительные границы получают подстановкой в выражение для $R(t)$ нижних и верхних границ для $T_{\text{ср}}$ или λ :

$$e^{-t/T_{\text{срв}}} \leq R(t) \leq e^{-t/T_{\text{срн}}}; \quad e^{-\lambda_{\text{н}}t} \leq R(t) \leq e^{-\lambda_{\text{в}}t}.$$

План [NMr]. Если отказавшие изделия заменяются, то выборка интервалов между отказами становится однородной. Любой элемент этой выборки подчиняется распределению

$$P(Y_i/\lambda) = n\lambda e^{-n\lambda Y_i} = \frac{n}{T_{\text{ср}}} e^{nY_i/T_{\text{ср}}},$$

а совместное их распределение имеет вид

$$P(Y_1, \dots, Y_r/\lambda) = \prod_{i=1}^r P(Y_i/\lambda) = \left(\frac{n}{T_{\text{ср}}} \right)^r \exp \left\{ \frac{nt_r}{T_{\text{ср}}} \right\} = (n\lambda)^r \exp \{ -n\lambda t_r \}.$$

Логарифмируя, дифференцируя соответственно по $T_{\text{ср}}$ или λ и приравнявая результат к нулю, получаем точечные оценки максимального правдоподобия для среднего времени безотказной работы:

$$\hat{T}_{\text{cp}} = \frac{\sum_{i=1}^n nY_i}{r} = \frac{nr}{r} = \frac{t_{\Sigma}}{r},$$

и для интенсивности отказов $\hat{\lambda} = r/t_{\Sigma}$.

Свойства оценок полностью идентичны свойствам оценок плана [NУГ].

План [NMT]. Плотность вероятности того, что в моменты времени $t_1, \dots, t_r$ откажут 1, ..., r образцов, а в интервале времени (t_r, T) отказов не будет, для плана [NMT] по аналогии с планом [NMR] будет иметь вид

$$P(t_1, \dots, t_r/\lambda) = \prod_{i=1}^n n\lambda \exp\{-n\lambda(t_i - t_{i-1})\} \exp\{-n\lambda[T - t_r]\} = \\ = (n\lambda)^r \exp\{-n\lambda T\},$$

где сомножитель $\exp\{-n\lambda[T - t_r]\}$ определяет вероятность того, что в интервале (t_r, T) отказов не произошло.

Логарифмируя, дифференцируя по λ и приравнявая результат к нулю, получаем точечную оценку максимального правдоподобия для интенсивности отказов

$$\hat{\lambda} = r/nT = r/t_{\Sigma},$$

и среднего времени безотказной работы

$$\hat{T}_{\text{cp}} = t_{\Sigma}/r.$$

Для анализа свойств полученных оценок используем известную связь между экспоненциальным и пуассоновским распределениями. Если наработка на отказ — случайная величина, распределенная по экспоненциальному закону с параметром λ , то число отказов в интервале длительностью t является случайной величиной, распределенной по закону Пуассона с параметром λt ,

т. е. если $P(t) = \lambda \exp\{-\lambda t\}$, то $P(r) = \frac{(\lambda t)^r \exp\{-\lambda t\}}{r!}$.

Рассматривая вероятность наступления отказа в элементарных интервалах Y_i и учитывая, что сумма r случайных величин, имеющих пуассоновское распределение с параметром λ_i , также имеет пуассоновское распределение с параметром $\lambda = \sum_{i=1}^r \lambda_i$ в интервале времени $(0, T)$, получим:

$$P(r/n\lambda T) = \frac{(n\lambda T)^r \exp\{-n\lambda T\}}{r!} = \frac{(\lambda t_{\Sigma})^r \exp\{-\lambda t_{\Sigma}\}}{r!}$$

с математическим ожиданием $M[r] = n\lambda T = \lambda t_{\Sigma}$ и дисперсией $D[r] = n\lambda T = \lambda t_{\Sigma}$.

Вычисляя математическое ожидание и дисперсию оценки $\hat{\lambda}$

$$M[\hat{\lambda}] = \frac{M[r]}{nT} = \frac{n\lambda T}{nT} = \lambda, \quad D[\hat{\lambda}] = \frac{D[r]}{nT} = \frac{n\lambda T}{n^2 T^2} = \frac{\lambda}{nT} = \frac{\lambda}{t_{\Sigma}}$$

и проверяя равенство $J = nT/\lambda$, устанавливаем несмещенность и эффективность оценки $\hat{\lambda}$.

Можно показать, что несмещенной точечной оценкой $T_{\text{ср}}$ является оценка

$$\hat{T}_{\text{ср}} = nT/(r+1) = t_{\Sigma}/(r+1).$$

Используя известную связь между интегральными функциями распределения Пуассона и χ^2 -распределения, нетрудно получить $\gamma\%$ -ный доверительный интервал для $T_{\text{ср}}$

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi_{(1+\gamma)/2}^2(2r+2)} \leq T_{\text{ср}} \leq \frac{2t_{\Sigma}}{\chi_{(1-\gamma)/2}^2(2r)}$$

и для $\hat{\lambda}$.

$$\frac{\chi_{(1-\gamma)/2}^2(2r)}{2t_{\Sigma}} \leq \lambda \leq \frac{\chi_{(1+\gamma)/2}^2(2r+2)}{2t_{\Sigma}}.$$

План [NUT]. Плотность вероятности того, что в моменты времени $t_1, \dots, t_r$ откажут 1, ..., r образцов, а в интервале времени (t_r, T) отказов не будет, запишется, по аналогии с планом [NUT], как

$$P(t_1, \dots, t_r/\lambda) = \frac{n!}{(n-r)!} \lambda^r \exp \left\{ -\lambda \left[\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)T \right] \right\}.$$

Оценки максимального правдоподобия для λ и $T_{\text{ср}}$ имеют вид:

$$\hat{\lambda} = r/t_{\Sigma}; \quad \hat{T}_{\text{ср}} = t_{\Sigma}/r.$$

Исследование свойств полученных оценок в этом случае сложно, так как оба сомножителя r и t_{Σ} являются случайными величинами. Однако для надежных изделий доверительные интервалы для интенсивности отказов λ и среднего времени безотказной работы $T_{\text{ср}}$ определяются так же, как для плана [NMT]. Оценкой вероятности безотказной работы при использовании плана [NUT] является несмещенная эффективная оценка вероятности $\hat{R} = 1 - r/n$, основанная на описании вероятности наблюдения r отказов в выборке объемом n с биномиальным распределением

$$P(r/n, R) = \frac{n!}{r!(n-r)!} R^{n-r} (1-R)^r,$$

математическим ожиданием $M[r] = nR$ и дисперсией $D[r] = nR(1-R)$.

Доверительные границы для вероятности безотказной работы определяются уравнением Клоппера—Пирсона [9]:

$$\begin{cases} \sum_{r=0}^d \frac{n!}{r!(n-r)!} R_H^{n-r} (1-R_H)^r = 1 - \gamma_2; \\ \sum_{r=0}^{d-1} \frac{n!}{r!(n-r)!} R_B^{n-r} (1-R_B)^r = 1 - \gamma_1; \\ \gamma_1 + \gamma_2 = 1 - \gamma. \end{cases}$$

13.2. Подтверждение требований к интенсивности отказов или среднему времени безотказной работы

При проверке требований формируются две гипотезы:

- нулевая $H_0: \lambda \geq \lambda_3$;
- альтернативная $H_1: \lambda < \lambda_3$.

В соответствии с выражениями доверительных границ для интенсивности отказов получим решающее правило для принятия альтернативной гипотезы:

$$t_\Sigma > \frac{\chi_{1-\alpha}^2(v)}{2\lambda_3} \quad \text{или} \quad t_\Sigma > \chi_{1-\alpha}^2(v) \frac{T_{\text{срз}}}{2},$$

где значение t_Σ и число степеней свободы v зависят от плана испытаний. Так, для планов типа $[NM(U)r]$ имеем $v = 2r$, а для планов типа $[NM(U)T]$ — $v = 2r + 2$. Точность принятого статистического решения определяется по соотношению

$$\frac{\lambda_3}{\lambda} = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(v)}{\chi_\beta^2(v)} \quad \text{или} \quad \frac{T_{\text{ср}}}{T_{\text{срз}}} = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(v)}{\chi_\beta^2(v)}.$$

В табл. 13.2 приведены значения показателя точности статистического решения $K = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(v)}{\chi_\beta^2(v)}$ при $\alpha = \beta = 0,05$ и различном числе отказов для планов типов $[NM(U)r]$ и $[NM(U)T]$.

Значения показателя K в зависимости от числа отказов

r	$[NM(U)r]$	$[NM(U)T]$	r	$[NM(U)r]$	$[NM(U)T]$
1	58,4	13,35	6	4,02	3,6
2	13,35	7,7	8	3,6	3,3
3	7,7	5,67	8	3,3	3,07
4	5,67	4,65	9	3,07	2,89
5	4,65	4,02	10	2,89	2,75

Таким образом, планы $[NM(U)T]$ характеризуются меньшей погрешностью принимаемого статистического решения.

Пример 13.1. Испытываются 50 изделий, получено 5 отказов и зафиксированы моменты их возникновения: $t_1 = 19$ ч, $t_2 = 43$ ч, $t_3 = 87$ ч, $t_4 = 91$ ч, $t_5 = 100$ ч.

В табл. 13.3 приведены результаты расчетов суммарной наработки среднего времени безотказной работы, интенсивности отказов и ее 90%-ной односторонней верхней доверительной границы для рассмотренных планов.

Таблица 13.3

Результаты расчетов показателей надежности для различных планов

План	t_2 , ч	$\hat{T}_{cp}$, ч	$\hat{\lambda}$, ч ⁻¹	λ_B , ч ⁻¹
NUR	4840	968	$0,827 \cdot 10^{-3}$	$1,65 \cdot 10^{-3}$
NMr	5000	1000	$0,8 \cdot 10^{-3}$	$1,6 \cdot 10^{-3}$
NMT	5000	1000	$1 \cdot 10^{-3}$	$1,95 \cdot 10^{-3}$
NUT	4840	968	$0,827 \cdot 10^{-3}$	$1,89 \cdot 10^{-3}$

Таким образом, в зависимости от плана испытаний максимальная вариация оценок интенсивности отказов составляет 25%, а вариация верхней доверительной границы — 20%.

13.3. Выбор плана испытаний на надежность

Сравнение планов с заменой и без замены отказавших образцов. Суммарная наработка при использовании планов с заменой отказавших образцов всегда больше, чем без замены. Действительно, для плана $[NUr]$ имеем

$$\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r < rt_r + (n-r)t_r = nt_r.$$

Аналогично для плана [NUT]

$$\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)T < nt_r + (n-r)T = nT - r(T - t_r) \leq nT.$$

Однако планы с заменой требуют большего объема испытываемых образцов $((n+r)$ вместо n). Если на испытания без замены поставить $(n+r)$ образцов, то суммарная наработка в этом случае будет больше, чем у плана с заменой объема n . Действительно:

$$\sum_{i=1}^r t_i + [(n+r) - r]t_r = nt_r + \sum_{i=1}^r t_i > nt_r.$$

аналогично

$$\sum_{i=1}^r t_i + [(n+r) - r]T = nT + \sum_{i=1}^r t_i > nT.$$

Таким образом, для планов с фиксированным числом отказов, когда значение r задано, нецелесообразно использовать замену отказавших образцов.

Сравнение планов с заданным числом отказов и заданным временем испытаний. Планы с заданным временем испытаний предъявляют более жесткие требования к величине суммарной наработки:

$$t_{\Sigma} = \chi_{1-\alpha}^2(v)/(2\lambda_3),$$

так как число степеней свободы $v = 2r + 2$ у них больше, чем у планов с фиксированным числом отказов $v = 2r$. В табл. 13.4 приведены значения квантилей χ^2 -распределения для $\alpha = 0,05$ и $v_1 = 2r + 2$, $v = 2r$ при различном числе отказов r .

Таблица 13.4

Значения формула при различном числе отказов r

r	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\chi_{1-\alpha}^2(2r)$	5,99	9,49	12,59	15,51	18,31	21,03	23,67	26,3	28,87	31,41
$\chi_{1-\alpha}^2(2r+2)$	9,49	12,59	15,51	18,31	21,03	23,68	26,3	28,87	31,41	33,92

Однако планы с фиксированным временем испытаний позволяют, в отличие от планов с фиксированным числом отказов, производить подтверждение требований при отсутствии отказов ($r=0$), что делает их удобными для высоконадежных изделий. В этом случае легко рассчитывать необходимое число образцов для испытаний по формуле

$$n > \chi^2_{1-\alpha}(r)/(2\lambda_3 T).$$

Так, при $\alpha = 0,05$ $\lambda_3 = 0,1$; $T = 10$ ч; $n \geq 3$.

Сравнение продолжительности испытаний. При использовании плана [NUR] продолжительность испытаний t_r определяется r -й порядковой статистикой в выборке $t_1, \dots, t_r$. Вероятность того, что испытания продлятся дольше заданного времени T_0 , определяется соотношением

$$P(t_r > T_0) = \frac{B_p(n-r+1,2)}{B(n-r+1,2)} = B_i(n, P_3, r-1),$$

где B_p , B — неполная и полная бета-функция; B_i — интегральная функция бета-распределения; $R_3 = e^{-\lambda_3 T_0}$. Задаваясь значением этой вероятности, можно при фиксированных n , r определить время T_0 или при фиксированном времени T_0 сочетания n , r .

При использовании плана [NMGr] случайная величина $\tau = t_r \cdot 2n/T_{cp}$ имеет χ^2 -распределение с $(2r)$ числом степеней свободы. Следовательно, вероятность того, что испытание продлится дольше заданного времени T_0 , определится соотношением

$$P(t_r > T_0) = P\left(\frac{T_{cp}}{2n} \tau > \chi^2_{\gamma}(2r)T_{cp}/2n\right) = 1 - \gamma$$

при $\chi^2_{\gamma}(2r)T_{cp}/(2n) = T_0$ или $\chi^2_{\gamma}(2r)/(2n) = \lambda_3 T_0$.

Задаваясь значением $\lambda_3 T_0 = -\ln R_3$ и вероятностью γ , можно определить необходимые сочетания n и r .

В табл. 13.5 приведены результаты расчетов комбинаций n и r при заданных значениях вероятности γ и R_3 для планов [NUR] и [NMGr], обеспечивающих с вероятностью γ время испытаний, меньшее T_0 .

Таблица 13.5

Число испытаний n изделий для различных γ , R_3 , r
и планов испытаний [NUR] и [MNr]

План	r	$\underline{\gamma} = 0,9$			$\underline{\gamma} = 0,95$		
		$R_3 = 0,9$	0,95	0,99	0,9	0,95	0,99
NUR	1	2	11	1	1	6	
	2	6	11	55	4	8	36
	3	12	23	120	9	17	100
NMGr	1	1	2	11	1	1	6
	2	5	11	54	4	7	36
	3	11	22	111	8	16	82

Глава 14

Выборочные методы контроля вероятности безотказной работы или уровня дефектности

14.1. Основные понятия выборочного контроля

В итоге операции контроля необходимо выяснить, соответствует ли техническим требованиям изделие или оно имеет дефект. Будем рассматривать только случаи, когда разделение изделий на годные и дефектные производится без ошибок. Если контрольная операция не разрушительная и стоимость ее невелика, то в этих случаях, как правило, применяется *сплошной контроль* (проверяются все изделия). Однако часто сплошной контроль связан с большими расходами либо носит разрушающий характер. В таких ситуациях применяется *выборочный контроль*, которому подвергается только определенная часть специальным образом отбираемых изделий.

На практике наибольшее распространение получили три типа планов выбора для контроля продукции: однократный, двукратный и последовательный анализ. Каждый из этих планов имеет свои преимущества и недостатки. Общим для них является то, что испытаниям подвергаются не все изделия, а лишь некоторая случайная выборка из партии изделий. По результатам испытаний или в ходе испытаний выборки вырабатывается решение о принятии партии изделий, браковке партии или продолжении испытаний.

Использование методов выборочного контроля связано с введением понятий «риска ложной браковки партий», состоящих из удовлетворяющих предъявляемым требованиям изделий, и «риска ложной приемки партий», содержащих не удовлетворяющие требованиям изделия. При формировании случайных выборок можно при общем небольшом количестве дефектных изделий в партии отобрать на проверку значительное число дефектных, что может привести к ложному решению о браковке хорошей партии (*ошибка первого рода*, или *риск поставщика* α). В другой ситуации партия может содержать большое число дефектных изделий, но в выборку их попадает малое число. В этом случае плохая партия будет принята (*ошибка второго рода*, или *риск заказчика* β). Такого рода ошибочные решения при выборочном контроле неизбежны. Задача состоит в такой организации выборочного контроля, чтобы ошибочные решения принимались весьма редко. Для этого необходимо определять и задавать параметры принятого метода контроля.

Одной из наиболее важных вероятностных характеристик выборочного контроля является так называемая оперативная характеристика. Под *оперативной характеристикой* понимают функцию $\pi(q)$, равную вероятности принятия партии, содержащей долю дефектных изделий $q = D/N$, где D — число дефектных изделий; N — число изделий в партии. При этом предполагается, что выборочный контроль производится в соответствии с системой правил, определяющих исходный план контроля, а под дефектными понимаются такие изделия, для которых уровень надежности ниже требуемого.

На рис. 14.1 представлен общий вид оперативной характеристики выборочного контроля партии изделий. Качество партии измеряют долей засоренности дефектными изделиями q . Используя понятие оперативной характеристики, можно задать различные численные показатели планов выборочного контроля.

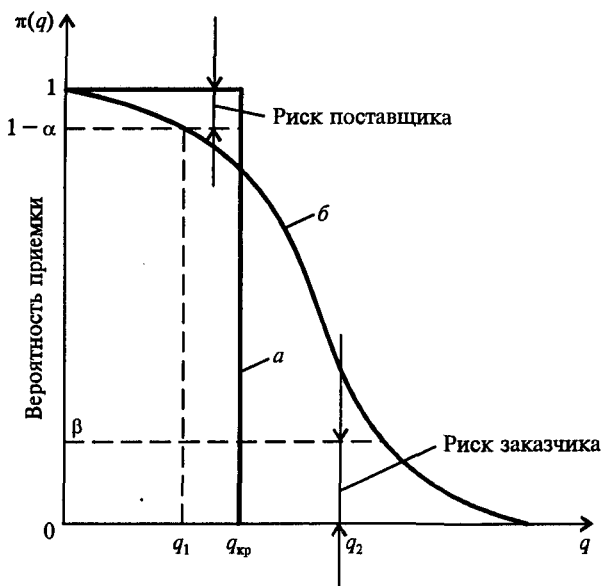


Рис. 14.1. Оперативная характеристика контроля: a — идеальная; $б$ — реальная

Из требований по надежности, выполнение которых подтверждено конструкторскими и зачетными испытаниями, может быть установлен такой уровень содержания дефектных изделий $q_{кр}$, что партии, имеющие число дефектных изделий $q < q_{кр}$, считаются удовлетворяющими требованиям по надежности и их следует принять. В случае, когда $q > q_{кр}$, партия изделий считается не

удовлетворяющей требованиям и эту партию изделий надо браковать. В этих условиях было бы желательно использовать план с оперативной характеристикой, обладающей идеальными свойствами (см. рис. 14.1, а). Идеальная оперативная характеристика равна единице при всех $q < q_{кр}$ и равна нулю при всех $q > q_{кр}$. Однако таких планов для контроля надежности не существует. Они могут быть созданы только после разработки принципиально новых методов индивидуального измерения надежности образцов с достаточно высокой степенью точности без расходования ресурса испытываемых образцов.

В реальных условиях не представляется возможным однозначно делить партии на удовлетворяющие и неудовлетворяющие требованиям по надежности. Практически всегда возникает зона неопределенности, когда невозможно сделать конкретные заключения относительно приемлемости уровня надежности изделий в данной партии. В таких условиях изделия в партии считаются заведомо удовлетворяющими требованиям по надежности, если $q < q_1$, и заведомо плохими, если $q > q_2$. При этом $q_2 > q_1$.

Поскольку оперативная характеристика плана выборочного контроля является монотонно убывающей функцией и поскольку неизбежны ошибочные решения при контроле надежности, желательно, чтобы ошибочные решения принимались как можно реже. Для этого необходимо, чтобы вероятности таких решений были невелики. По определению, вероятность принятия партии, содержащей q_1 дефектных изделий, равна $\pi(q_1)$. Тогда вероятность неприятия такой партии, равная $1 - \pi(q_1)$, определяет собой величину *риска поставщика* α . От плана контроля требуется, чтобы $\pi(q) \geq 1 - \alpha$ при $q \leq q_1$.

Вероятность принятия партии изделий, содержащей число дефектных изделий $q \geq q_2$, не больше $\pi(q_2)$. Вероятность $\pi(q_2) = \beta$ называется *риском заказчика*. От плана требуется, чтобы $\pi(q_2) \geq \beta$ при $q \geq q_2$.

Риски поставщика α и заказчика β — основные параметры планов контроля, характеризующие качественный состав партий поступающих в эксплуатацию изделий.

14.2. Контроль методом однократной выборки

Метод однократной выборки заключается в следующем. Из партии объемом N случайным образом для испытаний отбираются n ($n \leq N$) изделий. Если число обнаруженных дефектных изделий среди n испытанных равно $d(n) \leq c$, где c — целое число, называе-

мое приемочным, то партия принимается. Если же $d(n) > c$, то партия бракуется. Следовательно, планы типа однократной выборки характеризуются двумя параметрами — объемом выборки n и приемочным числом c .

По результатам контроля надежности может приниматься одно из следующих трех решений:

- 1) принять оставшуюся часть партии без дальнейшего контроля;
- 2) отвергнуть оставшуюся непроверенной часть партии без контроля;
- 3) провести сплошной контроль оставшейся части партии, разбрав таким образом изделия на годные и дефектные, и принять годные.

Предположим, что выборочный контроль производится на больших партиях изделий, так что распределение отказов в выборочной партии хорошо аппроксимируется биномиальным распределением. На практике такое допущение оправдано при объеме выборки $n \geq 0,1N$. Если обозначить через q долю дефектных изделий в партии, то оперативная характеристика плана контроля, основанного на однократной выборке, определится по формуле

$$\pi(q) = \sum_{i=0}^c c_n^i q^i (1-q)^{n-i}. \quad (14.1)$$

где c — максимально допустимое число дефектных изделий в выборке, при появлении которого партия еще принимается (приемочное число); q — доля дефектных изделий в партии.

Соотношение (14.1), строго говоря, справедливо в предположении, что партии изделий бесконечно велики. Однако теория бесконечно больших партий довольно хорошо применима и к сравнительно малым партиям. Тем не менее для числа дефектов x в выборке размером n из партии N изделий, содержащей D дефектных изделий, более точным является не биномиальное, а гипергеометрическое распределение. Вероятность получить x дефектных изделий в выборке объемом n в этом случае определяется из следующих соображений.

Поскольку число дефектных изделий в партии равно D , то ровно x дефектных изделий могут быть выбраны C_D^x способами. Оставшиеся в выборке $(n-x)$ изделий являются годными и могут быть выбраны из общей совокупности $(N-D)$ способами, число которых равно C_{N-D}^{n-x} . Следовательно, выборка может быть сформирована в составе x дефектных и $(n-x)$ годных изделий $C_D^x C_{N-D}^{n-x}$ способами. Независимо от числа x дефектных изделий выборка

объемом n из партии N элементов может быть сформирована C_N^n способами. Полагая, что при формировании выборки отбор элементов производится случайным образом, что обеспечивает равную вероятность любого состава выборки из C_N^n возможных составов, вероятность получить x дефектных изделий в выборке размером n равна

$$P(x) = \frac{C_D^x C_{N-D}^{n-x}}{C_N^n}. \quad (14.2)$$

Если по-прежнему обозначить $q = D/N$ и учесть, что $D = Nq$, то оперативная характеристика планов выборочного контроля при малых партиях изделий определится формулой

$$\pi(q) = \sum_{x=0}^c \frac{C_D^x C_{N-D}^{n-x}}{C_N^n}. \quad (14.3)$$

Вообще говоря, учет конечных размеров партий (точная теория) приводит к несколько меньшему риску заказчика, чем тот, который был определен на основании биномиального распределения. Это объясняется тем, что оперативные характеристики планов выборочного контроля, основанные на гипергеометрическом распределении, имеют большую крутизну в средней части, чем для аналогичных планов (те же n и c), основанных на биномиальном распределении. Это показано на рис. 14.2. Следовательно, риски заказчика и изготовителя при плане выборочного контроля, основанного на гипергеометрическом распределении, несколько меньше, чем соответствующие риски, определяемые с помощью приближенной теории.

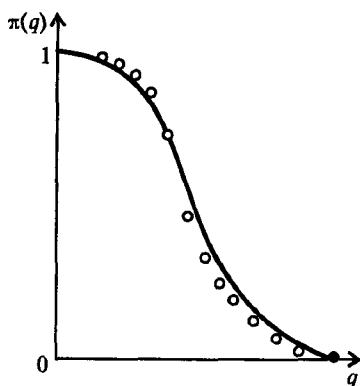


Рис. 14.2. Сравнение оперативных характеристик:

— — биномиальное распределение; ••• — гипергеометрическое распределение

Следует отметить, что оперативная характеристика для гипергеометрического распределения в действительности определена на множестве дискретных точек с абсциссами $0; 1/N; 2/N; \dots; (N-1)/N; 1$. Это значит, что точное определение величины q_2 , соответствующей риску заказчика β , по формуле $\pi(q_2) = \beta$ невозможно. Как правило, в этих случаях используют соответствующие интерполяционные формулы. Обычно считается, что точную теорию надо привлекать тогда, когда размер выборки не превышает 10—25% партии. Однако эти рекомендации также зависят от требований к точности оперативной характеристики плана выборочного контроля.

Учитывая то, что планы контроля, основанные на однократной выборке, характеризуются только двумя параметрами — объемом выборки n и приемочным числом c , связанных единой функциональной зависимостью вида (14.1), на оперативной характеристике данного плана может быть указана только одна независимая точка, по которой может производиться контроль надежности. В качестве этой точки может быть выбрано значение q_1 числа дефектных изделий в партии или значение этой же величины, равное q_2 (см. рис. 14.1). В первом случае планы выборочного контроля основываются на заданном риске изготовителя α , во втором случае — на заданном риске потребителя β .

Большинство лиц, не занимающихся статистикой, интерпретируют q_1 как приемочный уровень качества и полагают, что если они установили, например, $q_1 = 0,01$, то в результате контроля получают продукцию, в которой относительное число дефектных изделий близко к 0,01. В действительности, например, при $n = 5$ и $c = 0$ вероятность принять партию с числом дефектных изделий $q = 0,01$ равна 0,95. При $q = 0,05$ вероятность приемки такой партии равна 0,75. Следовательно, планы контроля типа однократной выборки, основанные на задании риска изготовителя α , не являются приемлемыми, так как не гарантируют от поступления в эксплуатацию партий с большим числом дефектных изделий.

При реализации планов с заданным уровнем β интересы заказчика обеспечиваются очень просто. Можно ввести величину q_2 такую, при которой партия с числом дефектных изделий $q \geq q_2$ почти наверняка будет забракована (мала вероятность β). Устанавливая величину q_2 , заказчик имеет возможность избавиться от продукции неприемлемого качества.

Большинство планов контроля типа однократной выборки основано на установлении величины q_2 . В этом случае основное соотношение между величинами q_2 и β устанавливается через вероятность приемки партии $\pi(q)$ и имеет вид $\pi(q_2) = \beta$. Далее,

так как $\pi(q)$ является монотонной функцией величины q , для партий с качеством q_3 хуже, чем с качеством q_2 , ($q_3 > q_2$) имеет место соотношение $\pi(q_3) < \beta$. Графическое изображение плана однократной выборки представлено на рис. 14.3. В планах типа однократной выборки величина q_2 устанавливается таким образом, чтобы качество принимаемой продукции с большой вероятностью было больше q_2 .

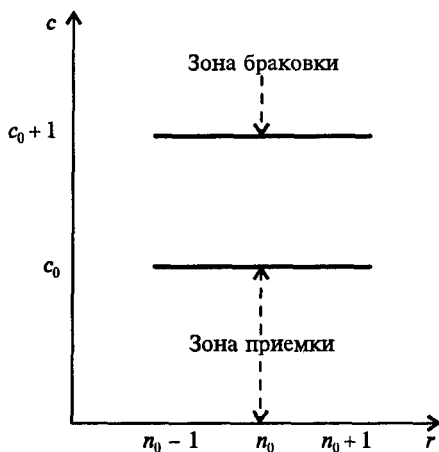


Рис. 14.3. Графическое изображение плана однократной выборки

Из изложенного выше следует, что между величинами q_1 и q_2 существует определенная взаимосвязь, если фиксированы размеры выборки n и приемочное число c . Эта взаимосвязь устанавливается на основе расчетов по приведенным выше оперативным характеристикам при одних и тех же значениях рисков α и β , а также одинаковых значениях N , n , c .

14.3. Контроль методом двукратной выборки

Метод двукратной выборки заключается в следующем. Из партии объема N случайным образом отбирается n_1 элементов (первая выборка). Если число обнаруживаемых дефектных изделий $d(n_1) \leq c_1$, то партия принимается, а если $d(n_1) > c_2$, то партия бракуется, при этом $c_2 > c_1$. Если же $c_1 < d(n_1) \leq c_2$, то берется вторая выборка n_2 . Если общее число обнаруженных в двух выборках дефектных изделий $d(n_1 + n_2) \leq c_3$, то партия принимается, а если $d(n_1 + n_2) > c_3$, то партия бракуется. Графическое изображение плана двукратной выборки показано на рис. 14.4.

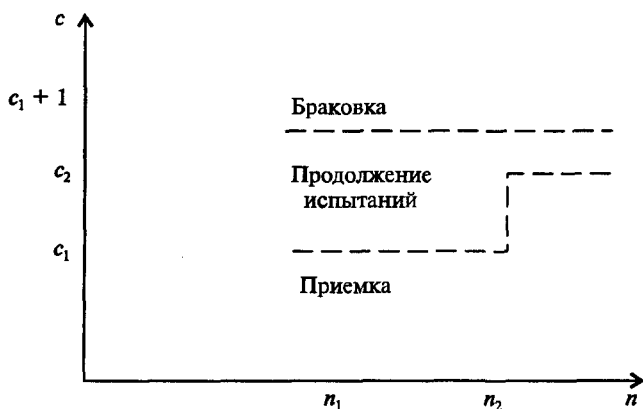


Рис. 14.4. Графическое изображение плана двукратной выборки

Планы контроля, основанные на двукратной выборке, называются *усеченными*, если $c_2 = c_3$. Получим уравнение для оперативной характеристики этого плана. Для этого отметим, что в соответствии с изложенным выше, партия изделий может быть принята, если наступит одно из двух несовместных событий — a_1 или a_2 . Событие a_1 заключается в том, что для первой выборки выполнится условие $d(n_1) > c_1$. Событие a_2 заключается в том, что для двух последовательных выборок одновременно выполняются условия $d(n_1 + n_2) \leq c_2$ и $d(n_1) > c_1$. Это значит, что вероятность приемки партии по данным выборочных испытаний при доле дефектных изделий, равной q , определится по формуле

$$\pi(q) = P_{a1} + P_{a2}, \quad (14.4)$$

где P_{a1} — вероятность события a_1 ; P_{a2} — вероятность события a_2 .

Первое слагаемое в правой части формулы (14.4), определяющее вероятность приемки партии по данным однократного выборочного контроля, является оперативной характеристикой планов контроля по однократным выборкам. Следовательно, вероятность P_{a1} является оперативной характеристикой планов однократной выборки. Второе слагаемое в правой части формулы (14.4), являющееся вероятностью приемки партии по второй выборке, требует специального рассмотрения.

Обозначим вероятность появления ровно $d(n_1)$ отказов в первой выборке объема n_1 через $P(d_1)$, а вероятность появления $d(n_2)$ отказов во второй выборке через $P(d_2)$. Вероятность $P_{a1} = P(d_1)$. Вероятность P_{a2} определяется для тех $d(n_1)$, для которых выполняется условие $d(n_1) > c_1$. При любом $d(n_1)$, удовлетворяющем

этому условию, партия изделий при второй выборке будет принята, если $d(n_1 + n_2) = d(n_1) + d(n_2) \leq c_2$. Тогда при фиксированном $d(n_1)$ вероятность принять партию изделий по результатам повторной выборки, как и прежде, определится по формуле

$$\sum_{d(n_2)}^{c_2 - d(n_1)} \frac{C_{D-d(n_1)}^{d(n_2)} C_{N-n_1-D-d(n_1)}^{n_2-d(n_2)}}{C_{N-n_1}^{n_2}}. \quad (14.5)$$

Границы суммирования в выражении (14.5) определены из условия $d(n_1) + d(n_2) \leq c_2$, определяющего возможность принять партию по результатам второй выборки. Тогда вероятность P_{a2} , учитывающая допустимые значения $d(n_1)$ в пределах $c_1 + d(n_1) \leq c_2$, определится по формуле

$$P_{a2} = \sum_{d(n_1)=c_1+1}^{c_2} \sum_{d(n_2)=0}^{c_2-d(n_1)} \frac{C_{D-d(n_1)}^{d(n_2)} C_{N-n_1-D-d(n_1)}^{n_2-d(n_2)}}{C_{N-n_2}^{n_2}}. \quad (14.6)$$

В тех случаях, когда гипергеометрическое распределение может быть заменено биномиальным, уравнение для вычисления вероятности P_{a2} упрощается и принимает вид

$$P_{a2} = \sum_{d(n_1)=c_1+1}^{c_2} \sum_{d(n_2)=0}^{c_2-d(n_1)} C_{n_1}^{d(n_1)} C_{n_2}^{d(n_2)} q^{d(n_1)+d(n_2)} (1-q)^{n_1+n_2-d(n_1+n_2)}. \quad (14.7)$$

Графическая оперативная характеристика плана выборочного контроля, рассчитанная по формуле (14.4), представлена на рис. 14.5. Форма кривой, определяющая изменение вероятности P_{a2} , является весьма типичной для методов двукратного выборочного контроля.

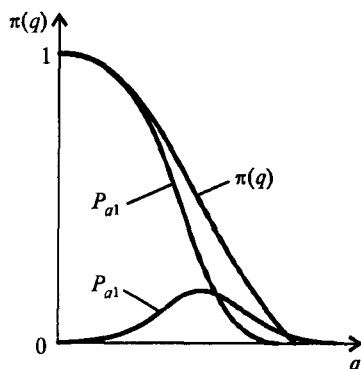


Рис. 14.5. Оперативная характеристика метода двукратной выборки

Из графиков на рис. 14.5 следует, что вторая выборка будет являться решающей при выявлении партий изделий с q , незначительно меньшим уровня q_2 . Партия изделий с высоким уровнем надежности будет принята по результатам испытаний первой выборки, а изделия низкой надежности будут почти наверняка забракованы по результатам проверки первой выборки.

Аналогичным образом можно рассмотреть свойства многократных выборочных планов контроля надежности. При этом будут соответ-

ственно добавляться новые члены в уравнение (14.4) и увеличиваться число компонент оперативной характеристики. При расчете планов многократного выборочного контроля используется, как и раньше, уравнение $\pi(q_2) = \beta$.

14.4. Контроль методом последовательного анализа

Под *последовательным выборочным контролем* иногда понимается многократный контроль на основе планов, описанных выше. Но в большинстве случаев это название приписывается планам контроля, основанным на разработанной Вальдом [56] теории последовательного анализа. В этом случае размер выборки является случайной величиной, а для установления процедуры контроля необходимо задать в технических условиях приемлемый и относительно неприемлемый уровни надежности (q_2 и q_1) с соответствующими им рисками (риски изготовителя α и заказчика β).

В обычном методе последовательного анализа для принятия решения о партии, предъявляемой к приемке, изделия отбираются и испытываются последовательно одно за другим. Если после испытания определенного количества изделий суммарное число отказавших изделий не превышает некоторого приемочного числа c_1 , которое зависит от числа испытываемых изделий, партия принимается. Если же приемочное число превышено, то либо проверка продолжается далее, либо партия бракуется, если суммарное число отказавших изделий превышает некоторое браковочное число c_2 .

Приемочные и браковочные числа увеличиваются с ростом количества испытываемых изделий таким образом, чтобы вероятность забракования партии с относительной долей дефектных изделий q_1 оставалась близкой к некоторой заранее выбранной величине риска изготовителя α . Увеличением приемочных и браковочных чисел должно обеспечивать, кроме того, величину вероятности приемки партии с долей дефектных изделий q_2 , независимой от объема испытаний и близкой к заданному значению риска заказчика β .

В планах контроля надежности продукции методом последовательного анализа задаются четыре параметра: q_1 , q_2 , α и β . В основе любого плана последовательного выборочного контроля, базирующегося на методе последовательного анализа, лежит расчет вероятностей приемки и браковки партии изделий при заданных параметрах q_1 , q_2 , α и β и наблюдавшемся числе отказов при достигнутом числе испытаний n .

Если наблюдалось число отказов, равное приемочному числу c_1 при числе испытаний n , то вероятность иметь это число отказов при доле дефектных изделий q_1 равна $C_n^{c_1} q_1^{c_1} (1 - q_1)^{n-c_1}$. Партия будет принята, если эта вероятность при любом значении n не будет превышать величину $1 - \alpha$, т. е. когда будет выполняться неравенство

$$C_n^{c_1} q_1^{c_1} (1 - q_1)^{n-c_1} \leq 1 - \alpha. \quad (14.8)$$

Приемочное число отказов c_1 в свою очередь связано с параметрами q_2 и β неравенством

$$C_n^{c_1} q_2^{c_1} (1 - q_2)^{n-c_1} \leq \beta. \quad (14.9)$$

Так как в неравенствах (14.8) и (14.9) неизвестной является одна и та же величина c_1 , то для ее определения целесообразно ввести отношения правдоподобия вида

$$\left(\frac{q_2}{q_1}\right)^{c_1} \left(\frac{1 - q_2}{1 - q_1}\right)^{n-c_1} \leq \frac{\beta}{1 - \alpha}. \quad (14.10)$$

Если неравенство (14.10) выполняется, то партия принимается. Переходя в этом выражении к равенству и логарифмируя, получаем линейное уравнение, связывающее приемочное число c_1 и объем выборки n :

$$c_1 = \frac{\ln[\beta/(1 - \alpha)]}{\ln[q_2(1 - q_1)/q_1(1 - q_2)]} + \frac{n \ln[(1 - q_1)/(1 - q_2)]}{\ln[q_2(1 - q_1)/q_1(1 - q_2)]}. \quad (14.11)$$

Производить вычисление этого выражения после испытания каждого образца нет необходимости, так как на его основе до проведения испытаний по известным параметрам плана контроля легко определить допустимые значения c_1 в зависимости от n . Графически соотношение (14.11) задает линию приемки партии изделий.

Если наблюдалось число отказов, равное браковочному числу c_2 при числе испытаний n , то вероятность такого числа отказов при доле дефектных изделий q_2 равна $C_n^{c_2} q_2^{c_2} (1 - q_2)^{n-c_2}$. Величины q_2 и c_2 будут соответствовать заданным условиям браковки партии при данном n , если выполняется условие

$$C_n^{c_2} q_2^{c_2} (1 - q_2)^{n-c_2} \geq 1 - \beta. \quad (14.12)$$

Аналогично по отношению к q_1 имеем

$$C_n^{c_2} q_1^{c_2} (1 - q_1)^{n-c_2} \geq \alpha, \quad (14.13)$$

что позволяет получить условие

$$\left(\frac{q_2}{q_1}\right)^{c_2} \left(\frac{1-q_2}{1-q_1}\right)^{n-c_2} \geq \frac{1-\beta}{\alpha}. \quad (14.14)$$

Если условие (14.14) выполняется, то партия бракуется. Переходя в выражении (14.14) к равенству и логарифмируя, получаем линейное уравнение, связывающее браковочное число c_2 с объемом выборки n , в виде

$$c_2 = \frac{\ln[(1-\beta)/(\alpha)]}{\ln[q_2(1-q_1)/q_1(1-q_2)]} + \frac{n \ln[(1-q_1)/(1-q_2)]}{\ln[q_2(1-q_1)/q_1(1-q_2)]}. \quad (14.15)$$

Соотношения (14.10) и (14.14) дают граничные условия приемки и браковки, представляющие собой линейную зависимость чисел c_1 и c_2 от объема выборки. Таким образом, при контроле надежности можно пользоваться простым графиком вида, показанного на рис. 14.6. Этот график представляет собой план контроля надежности, при котором вероятность приемки партии с $q=0,04$ равна 0,95 ($\alpha=0,05$), а вероятность браковки партии с $q_2 \leq 0,1$ равна 0,9 ($\beta=0,1$). Таким образом, при этом плане контроля потребитель имеет 90%-ную гарантию в том, что q_2 не превышает 0,1, т. е. надежность принимаемых изделий с вероятностью 0,9 не ниже 0,9.

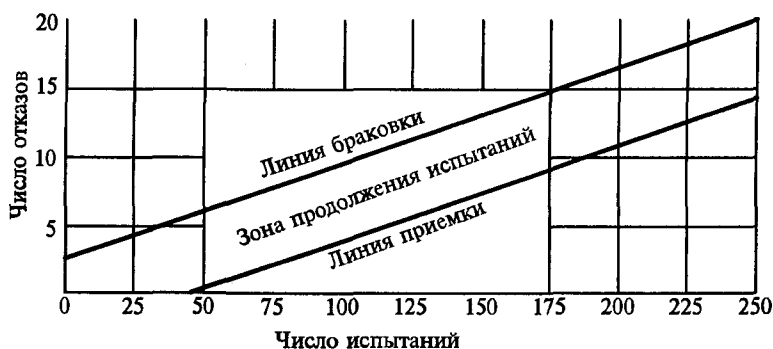


Рис. 14.6. Типовой график планов контроля при последовательном анализе

Планы контроля качества и надежности серийно изготавливаемой продукции, основанные на методах последовательного анализа, находят широкое применение в практике.

Глава 15

Параметрические методы в испытаниях на надежность и безопасность

15.1. Непараметрический и параметрический толерантные интервалы

При параметрическом подходе вероятность безотказной и безопасной работы изделия определяется вероятностью нахождения в допусках некоторых параметров, определяющих качество функционирования этих изделий. Так, например, требования к точностным характеристикам систем автоматического управления движением самолета подразделяются на две группы. Первая группа выполняет эксплуатационные требования, нарушение которых не приводит к возникновению особых ситуаций в полете. Они нормируют вероятность ($R_3 = 0,95$) невыхода параметров движения самолета из сравнительно узкой трубки отклонений. Во вторую группу входят требования, определяющие уровень безопасности полета. Область допустимых значений характеризуется предельно допустимыми величинами изменений параметров движения самолета ($R_3 = 0,9999...0,99999999$).

Оценка соответствия системы предъявляемым требованиям проводится на основе проведения независимых статистических испытаний: в ожидаемых условиях эксплуатации с учетом вероятности их реализаций, математического моделирования, полунатурных и натурных.

Таблица 15.1 иллюстрирует форму задания требований первой группы на примере самолетов ТУ-204 и ИЛ-96.

Таким образом, требования задаются в вероятностной форме в виде одного из следующих условий:

$$P\{x \leq x_d\} \geq R_3; P\{x \geq x_d\} \geq R_3; P\{x_{d1} \leq x_d \leq x_{d2}\} \geq R_3, \quad (15.1)$$

где x_d , x_{d1} , x_{d2} — допустимые значения точностных характеристик; R_3 — заданное значение вероятности. Требования должны быть подтверждены с доверительной вероятностью γ .

Общее правило подтверждения требований к вероятности выполнения условий (15.1) находится путем построения *толерантного интервала*:

$$P\left\{\int_A^B p(x) dx \geq R_3\right\} = \gamma,$$

где $p(x)$ — плотность распределения вероятности характеристики x .

**Перечень точностных характеристик управления
самолетов ИЛ-96 и ТУ-204**

Режим	Точностные характеристики
Совмещенное управление (фаза стабилизации)	Установившаяся ошибка стабилизации углов курса, крена и тангажа
Стабилизация высоты	Установившаяся ошибка стабилизации высоты
Посадка: заход на посадку приземление пробег	Отклонения скорости полета Отклонения относительно равноточных зон Продольный разброс точек касания Боковое отклонение Величина послепосадочного пробега
Курсовая зона	Ошибка стабилизации расчетной траектории захода на посадку в горизонтальной плоскости
Уход на второй круг	Ошибка стабилизации на продолженной оси взлетно-посадочной полосы Ошибка стабилизации нулевого крена Точность отработки программы по скорости в установившихся режимах
Взлет	Отклонение от оси взлетно-посадочной полосы в процессе разбега при нормальном и прерванном взлетах Ошибка стабилизации на продолженной оси взлетно-посадочной полосы Ошибка стабилизации нулевого крена Точность отработки программы по скорости в установившихся режимах
Стабилизация числа оборотов	Точность отработки заданного числа оборотов
Стабилизация скорости и числа M	Ошибки стабилизации заданных приборной скорости или числа M в режимах маршрутного полета

Различают параметрические и непараметрические толерантные интервалы.

Параметрический толерантный интервал зависит от $p(x)$. Так, для нормального распределения $N(m, \sigma^2)$ с неизвестными параметрами m и σ^2 двусторонний параметрический толерантный интервал имеет вид

$$P \left\{ \int_{\bar{x}-ks}^{\bar{x}+ks} p(x) dx \geq R_3 \right\} = \gamma,$$

где: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$; $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ — оценки параметров m и σ^2

В том случае, когда $A = x_{(r)}$, $B = x_{(s)}$ — порядковые статистики, толерантный интервал не зависит от $p(x)$ и является непараметрическим:

$$P\{P(x_{(s)}) - P(x_{(r)}) \geq P_3\} = \gamma.$$

Так, при выборе $s = n$ (n — объем выборки), $r = 1$ непараметрический толерантный интервал имеет вид

$$1 - I_{R_3}(n-1, 2) = \gamma,$$

где I_{R_3} — неполная бета-функция, или

$$\frac{n!}{(n-2)!} \int_0^{R_3} z^{n-2} (1-z) dz = 1 - \gamma,$$

т. е.

$$nR_3^{n-1} - (n-1)R_3^n = 1 - \gamma.$$

Для одностороннего непараметрического толерантного интервала наименьшие целые значения n должны удовлетворять неравенству $R_3^n \leq 1 - \gamma$.

Известно, что для построения параметрического толерантного интервала требуется существенно меньший объем выборки, чем для непараметрического, так как при этом используется более полная информация о статистических свойствах исследуемых характеристик.

15.2. Построение параметрического толерантного интервала для нормального закона распределения

Наиболее просто задача решается при нормальном законе распределения характеристик системы. При известном законе распределения исследуемой характеристики x подтверждение требований к вероятности нахождения характеристики в допуске проводится аналитически и не требует вообще проведения испытаний. Так, для одностороннего допуска $P\{x \leq x_d\} > R_3$ и нормального закона распределения характеристики $x \sim N(m, \sigma^2)$ имеем решающее правило для приемки системы $m + U_{R_3} \sigma < x_d$, где U_{R_3} — квантиль стандартного нормального распределения.

Однако при проведении испытаний параметры m , σ^2 неизвестны и оцениваются путем обработки данных испытаний:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2,$$

где x_i — измерения оцениваемой характеристики в i -м испытании ($i = 1, \dots, n$).

Для получения решающих правил приемки системы необходимо знать распределение случайной величины $z = \bar{x} + kS$, где коэффициент $k > U_{R_3}$ учитывает отличие статистических оценок от истинных значений оцениваемых параметров.

В [23] показано, что случайная величина z приблизительно нормальна, начиная с $n \geq 5$, и имеет математическое ожидание

$$M[\bar{z}] = m + k\sigma \text{ и дисперсию } D[\bar{z}] = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)} \right], \text{ что позволя-$$

ет построить нижнюю доверительную границу:

$$z_H = m + \sigma \left[k + U_{1-\gamma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}} \right].$$

Потребовав $U_{R_3} = k + U_{1-\gamma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$, получим, что с вероят-

ностью γ случайная величина $\hat{m} + k\hat{\sigma} \geq m + U_{R_3}\sigma$. Следовательно, выполнение условия $\bar{x} + kS \leq x_d$ обеспечивает с вероятностью γ подтверждение требования $R > R_3$ приемки системы.

Значения толерантных множителей k табулированы [14]. Необходимый объем испытаний может быть рассчитан, исходя из допустимого отклонения коэффициента k от своего предельного значения U_{R_3} .

Результаты расчетов, приведенные в табл. 15.2, показывают, что с ростом значений R_3 относительная величина этого отклонения уменьшается, что объясняется снижением скорости изменения интегральной функции распределения в области больших значений вероятности.

Таким образом, необходимый объем испытаний определяется только точностью оценок $\bar{x}$, S^2 и не растет с увеличением значений R_3 , что позволяет рекомендовать использование параметрического толерантного интервала для подтверждения требований к безопасности при нормальном законе распределения исследуемых характеристик.

К сожалению, анализ результатов испытаний показал, что законы распределения характеристик систем при больших значениях вероятностей (в «хвостах» распределений) отличаются от нормального и неизвестны.

Значения относительного отклонения $\frac{k - U_{R_3}}{U_{R_3}}$ при различных R_3 и $\gamma = 0,95$

U	$R_3 = 0,95$			$R_3 = 0,99$			$R_3 = 0,999$		
	k	$k - U_{R_3}$	$\frac{k - U_{R_3}}{U_{R_3}}$	k	$k - U_{R_3}$	$\frac{k - U_{R_3}}{U_{R_3}}$	k	$k - U_{R_3}$	$\frac{k - U_{R_3}}{U_{R_3}}$
5	6,112	3,012	0,971	4,209	2,564	1,55	5,746	3,42	1,47
10	4,629	1,529	0,493	2,911	1,266	0,769	3,981	1,655	0,707
20	4,009	0,909	0,319	2,396	0,751	0,456	3,294	0,968	0,416
50	3,604	0,504	0,162	2,065	0,42	0,255	2,862	0,536	0,23
100	3,426	0,326	0,105	1,927	0,282	0,171	2,684	0,358	0,153
500	3,232	0,132	0,042	1,763	0,118	0,071	2,475	0,149	0,064
1000	3,189	0,089	0,028	1,727	0,082	0,049	2,430	0,104	0,044
∞	3,1	0	0	1,645	0	0	2,326	0	0

15.3. Обобщение параметрического толерантного интервала на случай произвольного распределения

Подбор аппроксимирующих распределений по экспериментальным данным является одной из наиболее сложных задач математической статистики, инженерные же методики, простые и удобные для широкого использования, вообще отсутствуют. Проведенный авторами полный анализ возможных аппроксимирующих распределений позволил выделить, как наиболее перспективные, семейства распределений Пирсона и Джонсона [57]. Оба эти семейства требуют вычисления выборочных моментов старшего порядка, а именно — асимметрии и эксцесса исходного распределения: $\sqrt{\beta_1} = m_3/\sigma^3$ — показатель асимметрии; $\beta_2 = m_4/\sigma^4$ — показатель эксцесса, где m_3 , m_4 — соответственно третий и четвертый центральные моменты.

В качестве оценок показателей асимметрии и эксцесса распределений используют оценки:

$$\sqrt{b_1} = \hat{m}_3/\hat{\sigma}^3; \quad b_2 = \hat{m}_4/\hat{\sigma}^4;$$

$$\hat{m}_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^3; \quad \hat{m}_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^4; \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^2.$$

Выбор семейства распределений Пирсона основан на наличии таблиц квантилей этого распределения для различных значений

показателей β_1 и β_2 [14]. Семейство распределений Пирсона получается в результате решения дифференциального уравнения

$$\dot{p}(x) = \frac{(x+b)p(x)}{c_0 + c_1x + c_2x^2},$$

где b, c_0, c_1, c_2 — некоторые параметры.

Решение дифференциального уравнения при различных значениях параметров β_1, β_2 приводит к большому числу возможных распределений, включая нормальное, бета-распределение и гамма-распределение (рис. 15.1).

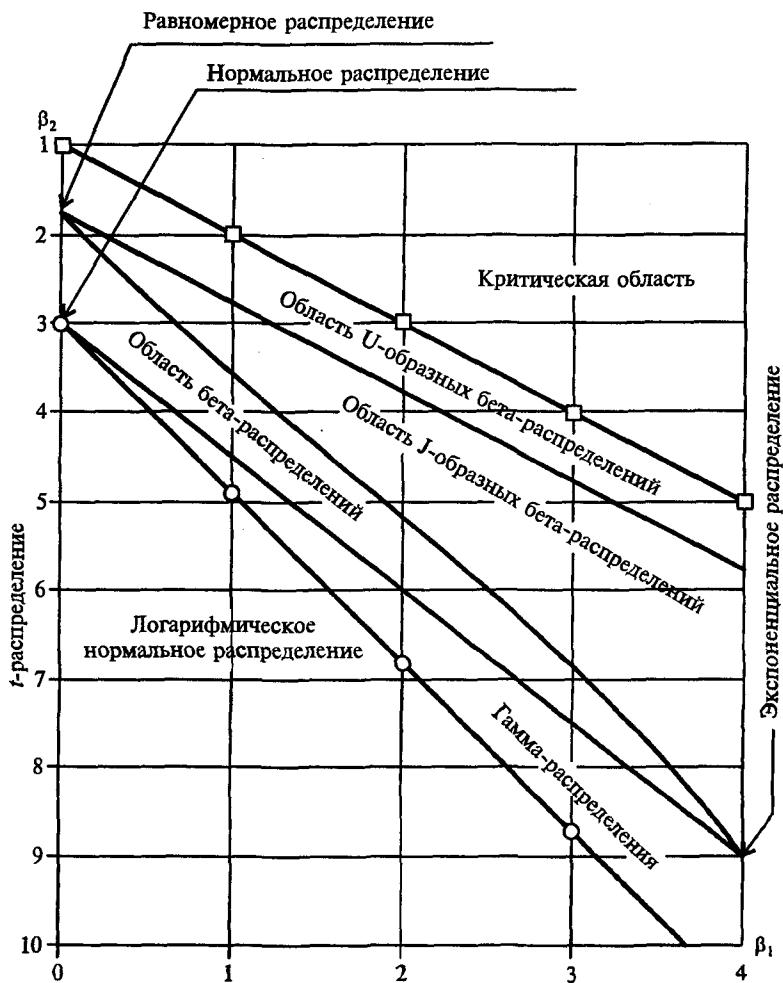


Рис. 15.1. Области в плоскости (β_1, β_2) для различных распределений

Вместо неизвестных β_1 и β_2 при обращении к таблицам используются их оценки b_1, b_2 .

Условие подтверждения заданной вероятности R_3 при отклонении от нормальности определяется при использовании вместо квантилей нормального распределения соответствующих квантилей распределения Пирсона:

$$m_x + P_{R_3} \sigma_x \leq x_d,$$

где P_{R_3} — квантили распределения Пирсона, таблицы которых приведены в [14]. Определим распределение случайной величины $\bar{z} = \bar{x} + k\hat{\sigma}$ при произвольном законе распределения параметра x .

Распределение оценки $\bar{x}$ для произвольного распределения с конечными значениями моментов в силу центральной предельной теоремы является асимптотически нормальным со средним значением $M[\bar{x}] = m$ и дисперсией $D[\bar{x}] = \sigma^2/n$.

Аналогично распределение оценки S^2 также является асимптотически нормальным со средним значением $M[S^2] = \sigma^2$ и дисперсией $D[S^2] = \sigma^4 \{ [2/(n-1)] + [(\beta_2 - 3)/n] \}$.

Обозначим $n_{\text{экв}} - 1 = \frac{n-1}{1 + [(\beta_2 - 3)/2] \cdot [(n-1)/n]}$. Тогда дисперсия $D[S^2] = 2\sigma^4/(n_{\text{экв}} - 1)$, т. е. выражение для дисперсии оценки S^2 для нормального распределения при $n_{\text{экв}} - 1$ совпадает с выражением для дисперсии оценки S^2 в общем случае.

Таким образом, для произвольного распределения, имеющего конечные моменты, распределение случайной величины $\bar{z}$ так же, как и в случае нормального распределения, может считаться приближенно нормальным со средним значением $M[\bar{z}] = m + k\sigma$ и дисперсией $D[\bar{z}] = \sigma^2[(1/n) + k^2/2(n_{\text{экв}} - 1)]$.

Односторонний толерантный интервал в этом случае определяется значением

$$k = \frac{P_{R_3} + U_\beta \sqrt{\frac{1}{n} \left[1 - \frac{U_\beta^2}{2(n_{\text{экв}} - 1)} \right] + \frac{P_{R_3}^2}{2(n_{\text{экв}} - 1)}}}{1 - U_\beta^2 / [2(n_{\text{экв}} - 1)]}.$$

На рис. 15.2 приведены зависимости коэффициентов k от объема выборки для ряда типовых распределений. Анализ этих зависимостей показал, что для вероятностей $R_3 \leq 0,95$ и доверительных вероятностей $\gamma = 0,9$ коэффициенты рассмотренных распределений мало отличаются от соответствующего коэффициента нормального распределения. В этих случаях влиянием вида распределения можно пренебречь и использовать данный метод для нормальной теории. Полученные рекомендации о возможности использования в диапазоне вероятностей $R_3 \leq 0,95$ нормального закона распределения хорошо согласуются с экспериментальными данными.

Использование распределений Пирсона ограничено полной имеющихся таблиц ($R_3 = 0,9; 0,95; 0,975; 0,99; 0,995; 0,9975; \beta_1 = 0, \dots, 1; \text{ и } \beta_2 = 1,8, \dots, 5$).

Другим перспективным подходом в задачах подтверждения требований к безопасности является использование семейства распределений Джонсона, позволяющее преобразовать любое произвольное распределение в стандартное нормальное и применять параметрический толерантный интервал для нормальной теории. Преобразование Джонсона имеет вид:

$$y = \gamma + \eta \tau(x, \varepsilon, \lambda); -\infty < \varepsilon < \infty; \eta > 0; -\infty < \gamma < \infty; \lambda > 0,$$

где x — случайная величина, для которой требуется подобрать распределение; $y \sim N(0, 1)$ — нормированная случайная величина, распределенная по нормальному закону; $\gamma, \varepsilon, \eta, \lambda$ — неизвестные параметры распределения; τ — некоторая функция, для которой Джонсон предложил три различные формы:

$$\tau_1(x, \varepsilon, \lambda) = \ln \left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda} \right); \quad x \geq \varepsilon;$$

$$\tau_2(x, \varepsilon, \lambda) = \ln \left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - x} \right); \quad \varepsilon \geq x \geq \varepsilon + \lambda;$$

$$\tau_3(x, \varepsilon, \lambda) = \operatorname{Arsh} \left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda} \right); \quad -\infty \leq x \leq \infty.$$

Плотность распределения вероятностей случайной величины x , соответствующая преобразованию τ_1 , представляет собой логарифмически нормальное распределение; плотности распределения для τ_2 занимают область между кривой логарифмически нормального распределения и критической областью; плотности распределения для τ_3 располагаются ниже кривой логарифмически нормального распределения (см. рис. 15.1) и используются сравнительно редко.

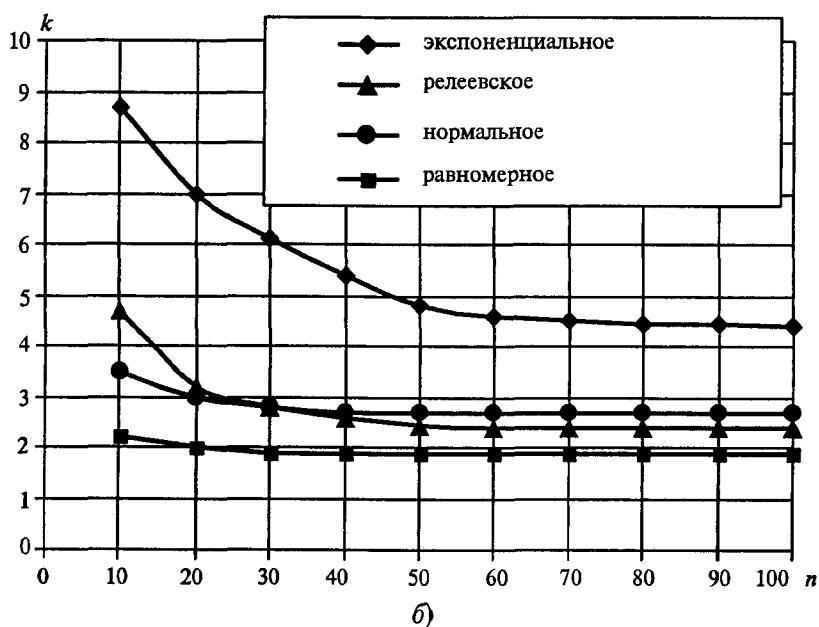
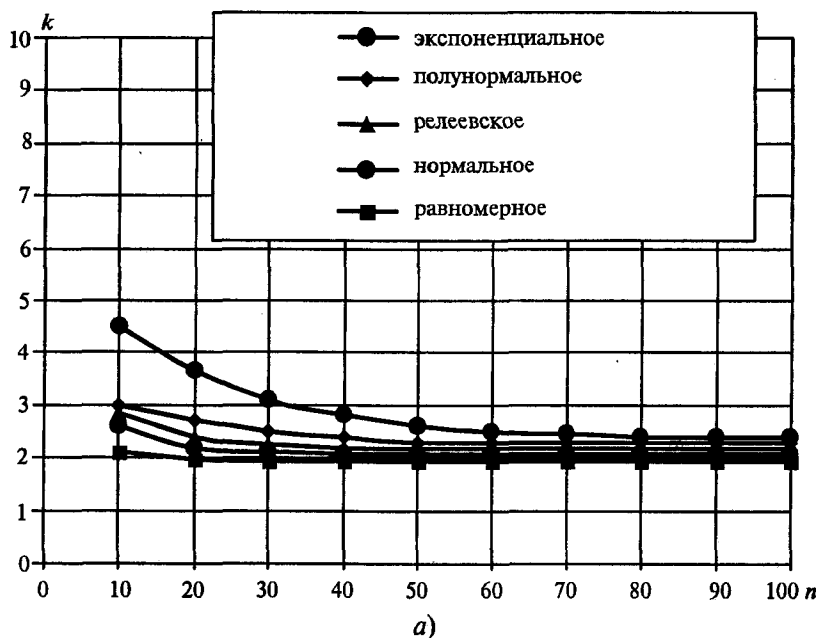


Рис 15.2. Сравнение коэффициентов k , определяющих односторонние толерантные интервалы для ряда типовых распределений: а — при $R_3=0,95$ и $\gamma=0,9$; б — при $R_3=0,99$ и $\gamma=0,9$

Первое аппроксимирующее распределение применяется для описания случайных величин, ограниченных слева, а второе — ограниченных с обеих сторон, причем величины ограничений ε и λ достаточно часто могут быть приняты известными, исходя из инженерных соображений.

Для такого случая, представляющего наибольший практический интерес, неизвестные параметры распределений Джонсона γ и η определяются достаточно просто из соотношений для математических ожиданий и дисперсий преобразования: $0 = \gamma + \eta m_x$ и $1 = \eta^2 \sigma_x^2$. Отсюда при подстановке вместо m_x и σ_x^2 их эмпирических оценок находим

$$\gamma = -\hat{m}_x / \hat{\sigma}_x; \quad \eta = 1 / \hat{\sigma}_x,$$

где оценки $\hat{m}_x$ и σ_x^2 соответственно равны:

1) для первого случая

$$\hat{m}_x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i - \varepsilon);$$

$$\hat{\sigma}_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n [\ln(x_i - \varepsilon)]^2}{n-1} - \frac{\left[\sum_{i=1}^n \ln(x_i - \varepsilon) \right]^2}{n(n-1)};$$

2) для второго случая

$$\hat{m}_x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{x_i - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - x_i} \right);$$

$$\hat{\sigma}_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\frac{x_i - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - x_i} \right) \right]^2}{n-1} - \frac{\left[\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{x_i - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - x_i} \right) \right]^2}{n(n-1)}.$$

В заключение сделаем следующие замечания.

1. Замена истинных значений β_1 и β_2 их оценками b_1 и b_2 может привести к появлению дополнительных погрешностей при подборе аппроксимирующих распределений. Однако точность эмпирических оценок моментов произвольных распределений хорошо изучена, поэтому нетрудно ввести соответствующие поправки.

2. В общем случае форма распределений не определяется однозначно его нормированными показателями асимметрии и эксцесса. Поэтому задача должна быть дополнена проверкой согласия эмпирических и расчетных частот, например с использованием χ^2 -критерия Пирсона.

Пример 15.1. Проиллюстрируем применение изложенных подходов на примере подтверждения требований к вертикальной скорости самолета в точке касания взлетно-посадочной полосы.

Для самолета Ту-154 с автоматической посадкой по IIIA категории оценки характеристик распределения вертикальной скорости, полученные по результатам 131 летных испытаний, составили: $\bar{x} = 0,796$ м/с, $S^2 = 0,113$ м²/с², $\sqrt{b_1} = 0,024$ м³/с³, $b_2 = 2,109$ м⁴/с⁴. Проверка нормальности распределения осуществлялась по критерию Крамера, согласно которому в случае нормального распределения показатели $\sqrt{b_1}$ и $(b_2 - 3)$ асимптотически нормальны с параметрами $\sqrt{b_1} \sim N(0, 6/n)$; $(b_2 - 3) \sim N(0, 24/n)$.

Оценка показателя асимметрии не противоречит гипотезе нормальности, однако оценка показателя эксцесса существенно меньше, чем допустимая оценка для нормального распределения.

Таким образом, распределение вертикальной скорости менее островершинное, чем нормальное распределение. Заметим, что большая «размытость» по отношению к нормальному распределению характерна для результатов летных испытаний.

По таблицам распределений Пирсона находим квантили P , меньшие, чем соответствующие квантили стандартного нормального распределения U : $P_{0,95} \approx 1,55 < 1,64$; $P_{0,975} \approx 1,59 < 2,58$; $P_{0,995} \approx 1,83 < 2,33$; $P_{0,99} \approx 1,66 < 1,96$, причем относительная разница между ними $(U - P)/U$ составляет 0,055; 0,153; 0,214; 0,267 и увеличивается с ростом требуемых вероятностей.

Для значения вероятности 0,999999 квантиль стандартного нормального распределения $U = 4,76$, а квантиль распределения Пирсона, отсутствующий в таблицах, может быть принят меньше $P = 3,49$. В результате с вероятностью 0,999999 и доверительной вероятностью $\gamma = 0,95$ подтверждается предельное значение вертикальной скорости 1,968 м/с, составляющее, например, 2,4 м/с для гражданских самолетов США и 1,8 м/с — Франции. Для подтверждения этих требований с использованием непараметрического толерантного интервала потребовалось бы проведение 2 996 700 летных испытаний.

Глава 16

Методы сокращения объемов испытаний при оценке надежности и безопасности

16.1. Краткая история байесовского подхода

История знает немало случаев, когда идеи, появившиеся в глубине веков, возрождаются заново в более поздние периоды и определяют современные тенденции развития соответствующей области знаний. Подобный феномен происходит и с байесовским подходом.

Свое начало байесовский подход берет с известной работы Томаса Байеса, которая впервые была опубликована в 1763 г., почти через три года после смерти автора. Записи Байеса, касающиеся того, что сейчас называют байесовским подходом, были обнаружены Ричардом Прайсом, который и послал их в Королевское общество под заголовком «Заметка о решении проблемы в учении о случае». Фишер провел анализ статьи Байеса, используя современные понятия. Впоследствии тот факт, что Байес не опубликовал эту свою работу при жизни, оценивался многими противниками байесовского подхода как свидетельство сомнения автора в правильности сделанных им выводов. Это суждение о событии более чем 200-летней давности следует считать странным и недостойным служить аргументом в научном споре.

Дальнейшему своему развитию байесовский подход обязан Лапласу. Мнение, что Байес якобы не был уверен в своем предположении, не помешало Лапласу принять постулат Байеса об однородной априорной информации в качестве аксиомы, в которой вероятность понимается как некая логическая величина. Именно Лаплас создал предпосылки к субъективной трактовке априорных вероятностей. Математики того времени активно поддерживали байесовский подход. Здесь достаточно упомянуть Гаусса и Пуассона как защитников байесовского подхода. Только в середине XIX столетия Буль и Венн указали на произвольность использования постулата Байеса для получения вероятностей, которые не могут быть проверены каким-либо способом. Именно в те времена возникла и не прекращается до сих пор полемика между защитниками и противниками байесовского подхода. Эта полемика то затухает, то разгорается с новой силой в зависимости от новых аргументов, которые появляются то у байесианцев, то у их оппонентов. В начале XX столетия появляются работы Фишера, Стьюдента и других статистиков классического направления, которые посвящены разработке теории выборочных распределений. Фишер выступает с основательной критикой байесовского постулата, особенно в части произвольности выбора априорного распределения. В результате интерес к байесовскому подходу ослабевает.

Сравнительно недавнее возрождение байесовского подхода связано с появлением ярких и оригинальных работ Гуда, Де Финетти, Сэвиджа, Рамсея, Де Гроота, Джеффриса, Кейнеса [53]. Такой подъем на байесовском фронте позволил Гуду в 1947 г. сделать прогноз о том, что преобладающей философией оставшейся части столетия будет байесовская философия. Возвратившись к этому вопросу в 1980 г., Гуд с удовлетворением отметил:

«Треть столетия прошла, и ее тенденция поддержала меня». Другой известный сторонник байесовского направления в статистике Линдли утверждает более категорично: будущее математической статистики составят результаты, которые будут получены в XXI столетии статистиками байесовского направления. Нужно твердо представлять, что указанные работы не только защищают постулат Байеса, но, что гораздо важнее, являются своего рода переосмыслением и дальнейшим развитием работ Байеса и Лапласа. Это развитие осуществляется с позиций субъективной интерпретации вероятностных представлений. Сложившаяся ситуация позволяет многим ученым квалифицировать это новое направление как необайесианство.

Существует, однако, весьма авторитетное заявление о том, что байесовская теория зашла в «тупик». Этот «тупик» связан с отсутствием достаточно обоснованных правил выбора априорных распределений. По мнению Неймана, выходом из «тупика» является *эмпирическое байесовское оценивание*, предложенное Роббинсоном и основанное на аппроксимации априорного распределения по выборочным данным. Следующий шаг сделали Дили и Линдли, которые предложили весьма остроумное байесовское «исправление» эмпирического байесовского оценивания путем введения случайного гиперпараметра для семейства априорных распределений параметра распределения основной случайной величины.

В заключение этого краткого исторического экскурса отметим, что существуют попытки примирения байесовского и классического подходов. Наиболее авторитетной из них является «байесовский-небайесовский компромисс», предложенный в ряде работ Гуда по иерархическому байесовскому методу. Суть предложений Гуда заключается в различной трактовке вероятностей, появляющихся в схеме байесовских процедур принятия решения. В его рассуждениях находят место не только субъективные, но и частотные (или объективные) вероятности. Этот компромисс не находит поддержки среди байесианцев.

16.2. Общие положения байесовской методологии

Методологию байесовского подхода будем понимать в общепринятом для этого понятия смысле, т. е. как совокупность принципов построения, форм и способов изучения. Прежде всего необходимо выяснить, какие положения составляют основу байесовского подхода. Нередко, говоря о байесовской теории, имеют в виду какой-либо отдельный ее аспект, например субъективное

толкование вероятности, методологию, основанную на теореме Байеса, выборочную байесовскую теорию решения и т. д. В то же время байесовский подход в современном представлении является единой теорией, органично сочетающей в себе следующие три главных положения.

Положение 1. Параметр исследуемой системы или модели является случайным, причем случайность может трактоваться не только в общепринятом смысле, но также как неопределенность. Случайному параметру приписывается априорное распределение.

Интерпретация суждений в байесовской методологии всегда носит вероятностный характер, хотя случайность трактуется не только в классическом смысле, но и как неопределенность. Вероятностные суждения могут быть представлены в одном из трех видов, а именно с помощью:

- частотной (объективной) интерпретации вероятности, что встречается крайне редко, так как требует большого числа прошлых опытов;
- рациональных степеней уверенности, которые для практических задач преимущественно сводятся к математическому выражению отсутствия априорных знаний;
- субъективных уровней доверия, которые выражают персональное отношение исследователя к изучаемому явлению или системе.

Области применения указанных способов практически не пересекаются. В первом случае при наличии большого числа прошлых экспериментальных данных и с рационалистических, и с субъективистских позиций уровни доверия неминуемо совпадают с относительными частотами. При полнейшем отсутствии знания необходимо принять равномерное априорное распределение. Во всех прочих ситуациях, а их исключительное большинство, должны быть приняты субъективные уровни доверия.

Положение 2. Результаты наблюдения и априорное распределение объединяются с помощью теоремы Байеса с целью получения апостериорного распределения параметра.

Методической основой процесса перехода от априорной информации, формализованной в виде априорного распределения, к апостериорной путем добавления эмпирических данных является теорема Байеса. Этот процесс можно представить в виде последовательного накопления информации. На начальной стадии изучения какого-либо явления исследователь, обладающий определенной квалификацией и опытом прошлых подобных работ, имеет некоторое представление о свойствах объекта исследования. В это представление, помимо неформализованного опыта, входят эм-

пирические данные, полученные ранее при аналогичных исследованиях. В ходе испытаний объекта появляется новая информация в виде совокупности эмпирических данных, которые изменяют представление (вероятностное суждение) о свойствах объекта.

Таким образом, происходят постепенный пересмотр и переоценка априорного представления. Причем в каждый момент времени мы можем дать полный ответ о свойствах объекта, и этот ответ будет исчерпывающим в том смысле, что мы использовали для него всю имеющуюся информацию. Данный процесс является непрерывным: он продолжается с получением каждого нового эмпирического результата.

Пусть свойства объекта выражаются с помощью параметра θ — в общем случае векторного. Предварительные представления о свойствах объекта базируются на некоторой упомянутой выше информации I_a . Формализация этой информации осуществляется путем записи априорного распределения параметра θ , которое является условным по отношению к I_a , т. е. $p(\theta | I_a)$. Полученные в процессе испытаний или наблюдений эмпирические данные формализуются с помощью функции правдоподобия $I(\theta | x)$. Последняя представляет собой вероятность (или плотность вероятности) наблюдения эмпирических данных, записанную в виде функции от параметра. Существенно, что для получения $I(\theta | x)$ необходимо знать модель объекта в виде условного распределения основной случайной величины или какое-либо другое представление. Теорема Байеса с помощью элементарного преобразования

$$p(\theta | x, I_a) = \frac{p(\theta | I_a) I(\theta | x)}{\int p(\theta | I_a) I(\theta | x) d\theta}$$

позволяет получить апостериорное распределение параметра θ : $p(\theta | x, I_a)$, которое является условным по отношению к первоначальной информации I_a и эмпирическим данным x .

По мере накопления выборочной информации она начинает преобладать в апостериорном распределении. Плотность апостериорного распределения все больше концентрируется вокруг истинного значения параметра. Если два исследователя располагали различными априорными распределениями (в силу, быть может, различной первоначальной информации), их апостериорные распределения будут сближаться.

Описанную выше схему будем называть *ортодоксальной байесовской* процедурой. Ее отличие от более поздних модификаций состоит в том, что при накоплении эмпирических данных априорное распределение остается неизменным.

Положение 3. Статистический вывод или решающее правило принимаются исходя из максимизации ожидаемой полезности, в частности минимизации потерь, связанных с применением этого правила.

Конечным результатом описанных выше байесовских процедур является апостериорное распределение параметра, характеризующего основные свойства изучаемой системы или явления. Это распределение дает ясное и исчерпывающее представление о состоянии неопределенности параметра. Тем не менее в реальных практических ситуациях необходимо иметь более лаконичное решающее правило, позволяющее выразить представление о параметре в виде одной или нескольких числовых постоянных, служащих оценками неизвестного параметра. Примерами таких постоянных являются точечная оценка и байесовские доверительные пределы.

В байесовском подходе различие между параметром и его оценкой находит свое выражение в функции полезности, которая в наиболее употребляемом варианте представляет собой функцию потерь. Последняя по смыслу характеризует потери (в виде точности, денежных средств, времени и т. д.), которые возникают вследствие замены истинного значения параметра его оценкой. Правило оценивания выбирается так, чтобы минимизировать математическое ожидание функции потерь.

Наиболее общей характеристикой точности байесовских оценок является средний риск. Для вычисления среднего риска необходимо задаться функцией потерь, которая в общем случае является некоторой функцией оценки и истинного значения оцениваемого показателя. Наиболее распространены следующие функции потерь:

- *простая* $\Pi(\theta, \hat{\theta}) = C - \delta(\hat{\theta} - \theta)$, где константа $C > 0$, δ -дельта-функция;

- *квадратичная* $\Pi(\theta, \hat{\theta}) = (\hat{\theta} - \theta)^2$;

- *равная модулю ошибки* $\Pi(\theta, \hat{\theta}) = |\hat{\theta} - \theta|$;

- *прямоугольная* $\Pi(\theta, \hat{\theta}) = \begin{cases} 0 & \text{для } |\hat{\theta} - \theta| < \epsilon, \\ 1 & \text{для } |\hat{\theta} - \theta| \geq \epsilon. \end{cases}$

Среднее по всевозможным выборкам значение функции потерь носит название *условного риска*:

$$r(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} \Pi(\theta, \hat{\theta}) P(x/\theta) dx.$$

Средний риск получается усреднением условного риска по всевозможным значениям оцениваемого параметра:

$$W = \int_{\Omega} r(\theta) P(\theta) d\theta.$$

В качестве байесовских оценок могут быть приняты различные характеристики апостериорного распределения, которые минимизируют средний риск при той или иной функции потерь. Таковыми наиболее распространенными характеристиками являются мода, медиана и математическое ожидание апостериорной плотности вероятности.

Апостериорная *мода* минимизирует средний риск при простой функции потерь. Эта оценка обладает свойствами, аналогичными свойствам хорошо известной и широко используемой в практике статистического анализа оценки максимального правдоподобия. Апостериорная *медиана* минимизирует средний риск при функции потерь, равной модулю ошибки. Апостериорное *математическое ожидание* минимизирует средний риск при квадратичной функции потерь. Минимальный средний риск при этом равен дисперсии оцениваемого параметра.

Действительно, средний риск при квадратичной функции потерь запишется как

$$W = \int \int_{\Omega - \infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta)^2 P(\theta) P(x/\theta) d\theta dx$$

или

$$\begin{aligned} W &= \int \int_{\Omega - \infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta)^2 P(x/\theta) d\theta dx = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} [M^2(\theta/x) + D(\theta/x) - 2M(\theta/x)\hat{\theta} + \hat{\theta}^2] P(x) dx. \end{aligned}$$

При выборе $\hat{\theta} = M[\theta/x]$ получим выражение для минимального среднего риска:

$$W = \int_{-\infty}^{\infty} D[\theta/x] P(x) dx = D[x].$$

Для унимодальной и симметричной апостериорной плотности вероятности все три приведенные оценки совпадают. В частности, это имеет место при нормальном распределении.

При несовпадении этих оценок чаще всего применяют апостериорное математическое ожидание. Это объясняется в основном более простой вычислительной процедурой построения оценки $M[\theta/x]$ и определения ее точности. Кроме того, эту оценку назы-

вают оценкой равного риска, так как при выборе $\hat{\theta} = M[\theta/x]$ вероятности значений θ больше и меньше $\hat{\theta}$ одинаковы. Поэтому апостериорное математическое ожидание в качестве оптимальной байесовской оценки не дает предпочтения ошибкам в зависимости от их величины.

При необходимости придания весомой значимости малым ошибкам используется мода, для придания весомой значимости большим ошибкам — медиана.

Решающая функция, минимизирующая ожидаемые потери при заданном априорном распределении, названа Вальдом *оптимальным байесовским решением относительно выбранного априорного распределения*. Надо отметить, что Вальд рассматривал байесовские решения лишь для построения общей теории решений, в частности для доказательства существования полного класса решающих функций. Относительно практической стороны вопроса он считал, что «во многих статистических задачах существование априорных распределений не может быть постулировано, а в тех случаях, когда существование априорного распределения можно предположить, оно обычно неизвестно статистику, и поэтому байесовское решение не может быть определено». В подобных ситуациях Вальд рекомендует другие способы, например минимаксные решающие функции, которые являются предельными по отношению к оптимальным байесовским и соответствуют случаю наихудшего (в смысле конечного результата) априорного распределения.

Исследуя байесовский подход с позиций классического свойства состоятельности, можно прийти к выводу, что байесовская теория оценивания решает проблему малой выборки. Справедливость данного утверждения обусловлена тем, что в байесовской теории эта проблема не возникает.

16.3. Процедура байесовского оценивания

Рассмотрим процедуру байесовского оценивания на наиболее простом примере оценки параметра биномиального распределения. В этом случае функция правдоподобия описывается биномиальным распределением

$$P(d/n, R) = \frac{n!}{d!(n-d)!} R^{n-d} (1-R)^d.$$

Априорную информацию о показателе R зададим в виде некоторого априорного распределения $P_0(R)$. Согласно теореме Байеса апостериорная плотность вероятности запишется в виде

$$P(R/d, n) = \frac{P_0(R) P(d/n, R)}{\int_0^1 P_0(R) P(d/n, R) dR}.$$

Пусть проведено одно успешное испытание ($n = 1, d = 0$). Функция правдоподобия в этом случае имеет вид

$$R_0(d = 0/n = 1, R) = R.$$

Безусловная вероятность одного успешного испытания определяется как

$$P_0(d = 0/n = 1) = \int_0^1 R P_0(R) dR = M_0[R],$$

т. е. равна математическому ожиданию априорного распределения.

Апостериорная плотность вероятности вычисляется путем умножения функции правдоподобия R на априорную плотность вероятности $P_0(R)$ и нормирования площади под полученной кривой делением на величину $M_0[R]$ (рис. 16.1, а). Рисунок 16.1, а наглядно иллюстрирует влияние успешного исхода испытания на симметричное априорное распределение: апостериорное математи-

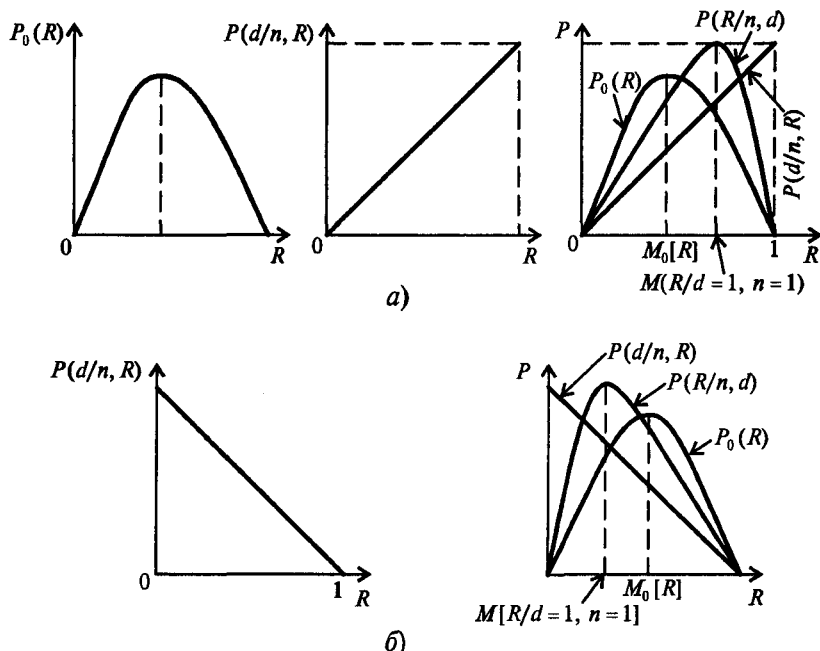


Рис. 16.1. Формирование апостериорной плотности распределения:

а — при $d = 0, n = 1$; б — при $d = 1; n = 1$

ческое ожидание сдвигается в область больших значений, апостериорная плотность вероятности становится более островершинной, т. е. апостериорная дисперсия уменьшается по сравнению с априорной.

При получении отказа в одном испытании при симметричной априорной плотности вероятности апостериорная оценка уменьшается по сравнению с априорной и ее дисперсия также уменьшается (рис. 16.1, б).

Пусть теперь априорная плотность вероятности будет симметричной, но более островершинной (рис. 16.2, а). В этом случае значениям функции правдоподобия, расположенным вблизи моды, придется больший вес, а далеко от моды — меньший. В результате апостериорная плотность вероятности менее отличается от априорной, чем в предыдущем случае, т. е. экспериментальные данные оказывают меньшее влияние на априорную информацию.

Пусть далее априорная плотность вероятности несимметрична с модой, сдвинутой в область высоких значений оцениваемого показателя, а при проведении одного испытания получаем отказ (рис. 16.2, б). В этом случае апостериорная плотность вероятности оказывается более размытой, т. е. апостериорная оценка имеет дисперсию большую, чем априорная. Увеличение апостериорной дисперсии позволяет судить о плохой согласованности априорной и экспериментальной информации.

Аналогичная картина наблюдается, когда несимметричная априорная плотность вероятности сдвинута в область малых значений показателя, а при проведении одного испытания наблюдается успешный исход.

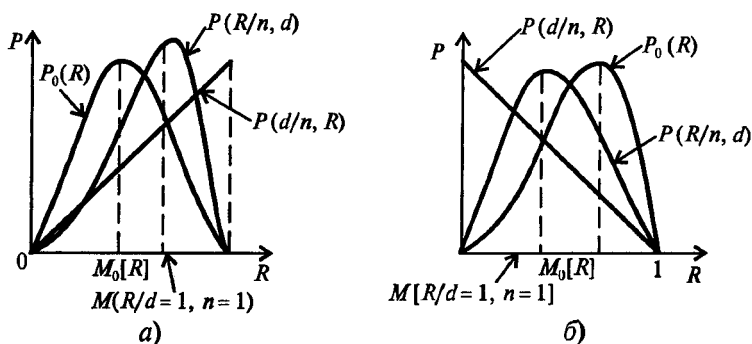


Рис. 16.2. Влияние формы априорной плотности вероятности на апостериорные оценки: а — при $d = 0$, $n = 1$; б — при $d = 1$, $n = 1$

Проведенные рассуждения можно продолжить для последовательности n испытаний с d отказами. При этом для каждого последующего i -го испытания апостериорная плотность вероятности, полученная по результатам предшествующих $(i - 1)$ испытаний, может рассматриваться в качестве априорной:

$$P(R/d_i, n_i) = \frac{P(r/d_{i-1}, n_{i-1})}{M[R/d_{i-1}, n_{i-1}]}.$$

Для получения аналитических выражений байесовских оценок априорные законы распределения должны быть «самовоспроизводящимися», т. е. после коррекции на основе экспериментальных данных в соответствии с формулой Байеса вид закона распределения не должен изменяться. В табл. 16.1 приводится ряд частных случаев байесовских оценок, наиболее широко встречающихся в практических приложениях.

Интересно отметить, что все «самовоспроизводящиеся» априорные распределения являются наиболее неблагоприятными в смысле максимума энтропии. Этот факт обеспечивает определенную уверенность в качестве полученных байесовских оценок.

Несмотря на сравнительную сложность соответствующих выкладок, байесовские оценки в частотной интерпретации вероятностей имеют простой физический смысл — это оценки параметров распределений, полученные по объединенным выборкам (табл. 16.2).

Байесовский метод оценивания является оптимальным по точности методом, однако он имеет существенное ограничение: в общем случае байесовские оценки могут быть смещенными. Покажем это на конкретном частном примере байесовской оценки вероятности успешного выполнения задачи по частоте.

Байесовская оценка вероятности успешного выполнения задачи имеет вид:

$$\hat{R}_6 = (\gamma_0 + m)/(\gamma_0 + n_0 + n),$$

где параметры $\gamma_0 = m_0$; $\gamma_0 + n_0 = n_0$ являются аналогами числа предварительных испытаний n_0 и числа успешных предварительных испытаний m_0 соответственно.

Оценка $\hat{R}_6$ может быть представлена в виде линейного объединения априорной и экспериментальной информации:

$$\hat{R}_6 = \frac{n_0}{n_0 + n} \hat{R}_0 + \frac{n}{n_0 + n} \hat{R}_{\text{эк}},$$

где $\hat{R}_0 = m_0/n_0$; $\hat{R}_{\text{эк}} = m/n$.

Априорные и апостериорные распределения для различных функций правдоподобия

Функция правдоподобия	Априорное распределение	Апостериорное распределение
<i>Нормальное распределение</i> Известная дисперсия $P(x_1, \dots, x_n / m_x, h_x) =$ $= (2\pi)^{-n/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x (n-1) S_x^2 \right\} \times$ $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n (\bar{x} - m_x)^2 \right\} h_x^{n/2}, \text{ где}$ $h_x = \frac{1}{\sigma_x^2}; \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; S_x^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$	<i>Нормальное распределение</i> $P(m_x) = (2\pi)^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n_0 (m_x - \bar{x}_0)^2 \right\} \times$ $\times (h_x n_0)^{1/2} \text{ с математическим ожиданием}$ $M_0[m_x] = \bar{x}_0 \text{ и дисперсией } D_0[m_x] = 1/(n_0 h_x)$	<i>Нормальное распределение</i> $P(m_x / h_x, x_1, \dots, x_n) = (2\pi)^{-1/2} \times$ $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n_{06} (m_x - \bar{x}_{06})^2 \right\} (h_x n_{06})^{1/2} \times$ $\times n_{06} S_{06}^2 / 2, \text{ где } n_{06} = n_0 + n,$ $\bar{x}_{06} = (\bar{x}_0 n_0 + \bar{x} n) / (n_0 + n)$
Известное математическое ожидание $P(x_1, \dots, x_n / m_x, h_x) = (2\pi)^{-n/2} \times$ $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n S_x^2 \right\} h_x^{n/2}, \text{ где}$ $S_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - m_x)^2$	<i>Гамма-распределение второго рода</i> $P(h_x) = \frac{1}{\left(\frac{1}{2} n_0 - 1\right)!} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n_0 S_0^2 \right\} \times$ $\times \left(\frac{1}{2} h_x n_0 S_0^2\right)^{(n_0/2)-1} \frac{1}{2} n_0 S_0^2$ с математическим ожиданием $M_0[h_x] = 1/S_0^2 \text{ и дисперсией}$ $D_0[h_x] = 2 / \left[n_0 (S_0^2)^2 \right]$	<i>Гамма-распределение второго рода</i> $P(h_x / m_x, x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{\left(\frac{1}{2} n_{06} - 1\right)!} \times$ $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n_{06} S_{06}^2 \right\} \times$ $\times \left(\frac{1}{2} h_x n_{06} S_{06}^2\right)^{(n_{06}-1)/2} n_{06} S_{06}^2 / 2, \text{ где}$ $n_{06} = n_0 + n, S_{06}^2 = (S_0^2 n_0 + S^2 n) / (n_0 + n)$

Функция правдоподобия	Априорное распределение	Апостериорное распределение
<i>Общий случай</i> $P(x_1, \dots, x_n / m_x, h_x) = (2\pi)^{-n/2} \times$ $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x (n-1) S^2 - \frac{1}{2} h_x n (\bar{x} - m_x)^2 \right\} \times$ $\times h_x^{n/2}, \text{ где } \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$	<i>Гамма-нормальное распределение</i> $P(m_x, h_x) = (2\pi)^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x n_0 (m_x - \bar{x}_0)^2 \right\} \times$ $\times (h_x n_0)^{1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h_x v_0 S_0^2 \right\} \left(\frac{1}{2} h_x v_0 S_0^2 \right)^{\frac{1}{2} v_0 - 1} \times$ $\times \frac{v_0 S_0^2 / 2}{\left(\frac{1}{2} v_0 - 1 \right)} \text{ с параметрами } \bar{x}_0, n_0, S_0^2,$ $v_0 = n_0 - 1$	<i>Гамма-нормальное совместное распределение</i> $\bar{x}_{06} = (\bar{x}_0 n_0 + \bar{x} n) / (n_0 + n);$ $n_{06} = n_0 + n; v_{06} = n_{06} - 1;$ $S_{06}^2 = \frac{S_0^2 (n_0 - 1) + S^2 (n - 1) + (\bar{x} - \bar{x}_0)^2 \frac{n_0 n}{n_0 + n}}{n_0 + n - 1}$ <i>Одномерные распределения:</i> для m_x — <i>t-распределение Стьюдента</i> $P(m_x / x_1, \dots, x_n) = \frac{v_{06}^{1/2}}{B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2} v_{06}\right)} \times$ $\times \left[v_{06} + \frac{(m_x - \bar{x}_{06})^2}{S_{06}^2 / n_{06}} \right]^{v_{06}/2 - 1} \frac{\sqrt{n_{06}}}{S_{06}^2}$ с математическим ожиданием $M[m_x] = \bar{x}_{06} \text{ и дисперсией}$ $D[m_x] = (S_{06}^2 / n_{06}) [v_{06} / (v_{06} - 2)];$

Функция правоподобия	Априорное распределение	Апостериорное распределение
Биномиальное распределение $P(m/n, R) = \frac{n!}{m!(n-m)!} R^m (1-R)^{n-m},$ $n = 1, \dots, m = 1, \dots, n$		• для h_x — гамма-распределение второго рода $P(h_x/x_1, \dots, x_n) =$ $= \frac{1}{\left(\frac{1}{2} \nu_{06} - 1\right)!} \exp\left\{-\frac{1}{2} \nu_{06} h_x S_{06}^2\right\} \times$ $\times \left(\frac{1}{2} \nu_{06} h_x S_{06}^2\right)^{\nu_{06}/2-1} \frac{1}{2} \nu_{06} S_{06}^2$ с математическим ожиданием $MH_x = 1/S_{06}^2$ и дисперсией $D[h_x] = \frac{1}{\frac{1}{2} \nu_{06} (S_{06}^2)^2}$
Распределение Паскаля $P(n/q, d) = \frac{(n-1)!}{(d-1)!(n-d)!} q^d (1-q)^{n-d},$ где $q = 1 - R$	Бета-распределение $P(R) = B(\gamma_0, \eta_0) R^{\gamma_0-1} (1-R)^{\eta_0-1},$ где $B(\gamma_0, \eta_0) = \frac{\Gamma(\gamma_0 + \eta_0)}{\Gamma(\gamma_0) \Gamma(\eta_0)}$ — β-функция; $\Gamma(y) = \int_0^\infty x^{y-1} \exp\{-x\} dx \quad y - \text{функция}$	Бета-распределение $P(R/m, n) = B(\gamma, \eta) R^{\gamma-1} (1-R)^{\eta-1},$ $\gamma = \gamma_0 + m; \quad \eta = \eta_0 + n - m$
Бета-распределение $P(q/n, d) = B(\gamma, \eta) q^{\eta-1} (1-q)^{\gamma-1},$ $\gamma = \gamma_0 + n - d; \quad \eta = \eta_0 + d$	Бета-распределение $P(q) = B(\gamma_0, \eta_0) q^{\eta_0-1} (1-q)^{\gamma_0-1}$	Бета-распределение $P(q/n, d) = B(\gamma, \eta) q^{\eta-1} (1-q)^{\gamma-1},$ $\gamma = \gamma_0 + n - d; \quad \eta = \eta_0 + d$

Функция правдоподобия	Априорное распределение	Апостериорное распределение
Распределение Пуассона: число отказов r фиксировано, время t — случайно: $P(t_1, \dots, t_2 / r, \lambda) = \lambda^r e^{-\lambda} \sum_{i=1}^r t_i$	Гамма-распределение 1-го рода $P(\lambda / r_0, r_{\Sigma 0}) = \frac{1}{(r_0 - 1)!} e^{-\lambda T_0} (\lambda T_0)^{r_0 - 1},$ $t_{\Sigma 0} = \sum_{i=1}^r t_i$	Гамма-распределение 1-го рода $P(\lambda / r_{\Sigma 0}, r_{\Sigma 0}) = \frac{1}{(r_{\Sigma 0} - 1)!} e^{-\lambda T_{\Sigma 0}} (\lambda T_{\Sigma 0})^{r_{\Sigma 0} - 1},$ $t_{\Sigma 0} = r_0 + r; \quad t_{\Sigma 06} = t_{\Sigma 0} + t_{\Sigma}$
время T фиксировано, число отказов r — случайно: $P(r / \lambda, T) = \frac{1}{r!} e^{-\lambda T} (\lambda T)^r$	Гамма-распределение 1-го рода $P(\lambda / r_0, T_0) = \frac{1}{(r_0 - 1)!} e^{-\lambda T_0} (\lambda T_0)^{r_0 - 1}$	Гамма-распределение 1-го рода $P(\lambda / r_{\Sigma 06}, T_{\Sigma 06}) = \frac{1}{(r_{\Sigma 06} - 1)!} e^{-\lambda T_{\Sigma 06}} (\lambda T_{\Sigma 06})^{r_{\Sigma 06} - 1},$ $r_{\Sigma 06} = r_0 + r; \quad T_{\Sigma 06} = T_0 + T$

Байесовские оценки параметров ряда распределений

Параметр распределения	Оценка	Точность оценки
Среднее значение	$\bar{X} = \frac{\bar{x}_1 n_1 + \bar{x}_2 n_2}{n_1 + n_2}$	Известная дисперсия $D(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n_1 + n_2}$ $\gamma\%$-доверительный интервал $\bar{x} - U_{(1+\gamma)/2} \sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1 + n_2}} \leq m \leq \bar{x} + U_{(1+\gamma)/2} \sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1 + n_2}}$ Неизвестная дисперсия $\bar{x} - t_{(1+\gamma)/2}(n_1 + n_2 - 1) \sqrt{\frac{S^2}{n_1 + n_2}} \leq m \leq \bar{x} + t_{(1+\gamma)/2}(n_1 + n_2 - 1) \sqrt{\frac{S^2}{n_1 + n_2}}$

Параметр распределения	Оценка	Точность оценки
Дисперсия	$S^2 = \frac{S_1^2(n_1 - 1) + S_2^2(n_2 - 1) - \frac{(n_1 \bar{x}_1 + n_2 \bar{x}_2)^2}{n_1 + n_2}}{n_1 + n_2 - 1}$	$\frac{S^2(n_1 + n_2 - 1)}{\chi_{(1+\gamma)/2}^2(n_1 + n_2 - 1)} \leq \sigma \leq \frac{S^2(n_1 + n_2 - 1)}{\chi_{(1-\gamma)/2}^2(n_1 + n_2 - 1)}$
Вероятность безотказной работы	$\hat{R} = 1 - \frac{d_1 + d_2}{n_1 + n_2}$	$\sum_{r=0}^{d_1+d_2-1} \frac{(n_1 + n_2)!}{r!(n_1 + n_2 - r)!} R_b^{n_1+n_2-r} (1 - R_b)^r = \gamma_1$ $\sum_{r=0}^{d_1+d_2} \frac{(n_1 + n_2)!}{r!(n_1 + n_2 - r)!} R_n^{n_1+n_2-r} (1 - R_n)^r = 1 - \gamma_1$ $\gamma_1 + \gamma_2 - 1 = \gamma$
Интенсивность отказов	$\hat{\lambda} = \frac{n_1 + n_2}{t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2}}$	$\chi_{(1-\gamma)/2}^2/2(t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2}) \leq \lambda \leq \chi_{(1+\gamma)/2}^2/2(t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2})$

Математическое ожидание этой оценки

$$M[\hat{R}_6] = \frac{n_0}{n_0 + n} M[\hat{R}_0] + \frac{n}{n_0 + n} M[\hat{R}_{\text{экс}}].$$

Таким образом, байесовская оценка позволяет правильно оценить исследуемый показатель только при условии $M[\hat{R}_0] = M[\hat{R}_{\text{экс}}] = R$.

Полученное условие является условием статистической однородности объединяемых априорных и экспериментальных данных, а эффективное применение байесовского метода требует предварительной проверки этого условия.

16.4. Проверка статистической однородности априорных и экспериментальных данных

Проверка статистической гипотезы однородности двух или нескольких выборок означает проверку гипотезы о том, что эти выборки извлечены из одной и той же генеральной совокупности. В математической статистике известно большое количество критериев однородности (табл. 16.3). Однако методологическая цельность байесовского подхода заключается в том, что на основе байесовских процедур оценивания могут быть построены критерии однородности, включающие как частные случаи ряд известных критериев (Стьюдента, Фишера и др.).

Для формирования критериев однородности используем знаменатель формулы Байеса — безусловную плотность вероятности измерений, зависящую как от параметров априорного распределения, так и от функции правдоподобия. Плохая согласованность между ними соответствует малым значениям вероятностей (уровням значимости) соответствующего интегрального закона распределения и наоборот.

Результаты такого подхода к построению критериев однородности приведены в табл. 16.4.

16.5. Проблема байесовского оценивания

На первый взгляд никакой проблемы при использовании байесовских оценок не возникает: после принятия гипотезы статистической однородности нужно объединить априорные и экспериментальные данные и найти оценки по объединенной выборке. Однако детальное исследование точностных характеристик процедур принятия решений о статистической однородности

Критерии проверки однородности

Группа критериев	Вид критерия	Статистика критерия	Решающее правило	Возможные показатели степени однородности
<i>Параметрические критерии</i>				
Сравнение математических ожиданий	σ_1^2 и σ_2^2 известны	$\frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (m_1 - m_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}$	$\frac{ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 }{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \leq U_{1-\alpha/2}^2$	$\frac{ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 }{K_1}; \alpha$ $K_1 = U_{1-\alpha/2} \sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}$
	Стьюдента $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ неизвестны	$S = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (m_1 - m_2)}{S \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}$ $S = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$\frac{ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 }{S \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \leq t_{1-\alpha/2}^2$	$\frac{ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 }{K'_1}; \alpha$ $K'_1 = t_{1-\alpha/2} S \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}$
	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$T_{1-\alpha/2}^2 = \frac{t_{1-\alpha/2}^2(m_1)S_1^2}{n_1} + \frac{t_{1-\alpha/2}^2(n_2)S_2^2}{n_2}$	$ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 \leq T_{1-\alpha/2}$	$\frac{ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 }{K''_1}; \alpha$ $K''_1 = T_{1-\alpha/2}$
	неизвестны			

Группа критериев	Вид критерия	Статистика критерия	Решающее правило	Возможные показатели степени однородности
Сравнение дисперсий	Фишера	$S_1^2 / \sigma_1^2 : S_2^2 / \sigma_2^2$	$S_1^2 / S_2^2 \leq F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$	$\frac{S_1^2 / S_2^2}{K_2}; \alpha$ $K_2 = F_{1-\alpha}$
Непараметрические критерии				
Критерии расстояния	Колмогорова—Смирнова	$D_{n_1 n_2} = \sup_{x_1=x_2} F_{1n_1}(x_1) - F_{2n_2}(x_2) $	$D_{n_1 n_2} \leq D_{1-\alpha} = \sqrt{\frac{1}{2} \left[-\ln \frac{1-\alpha}{2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \right]}$	α
	χ^2	$\chi^2 = \sum_{r=1}^r \left(\frac{m_i}{n} - p_i \right) / p_i$	$\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(r-1)$	α
Критерии перестановок	Знаков	Число знаков m	$\left m - \frac{n}{2} + \frac{1}{2} \left\lfloor \frac{1}{2} \sqrt{n} \right\rfloor \right ^{-1} \leq U_{1-\alpha/2}$	α
	Серий	Число серий r	$\left r - \frac{2n_1 n_2}{2} + \frac{1}{2} \left\lfloor \frac{2n_1 n_2}{2} \sqrt{\frac{1}{2}} \right\rfloor \right ^{-1} \leq U_{1-\alpha/2}$	α

Группа критериев	Вид критерия	Статистика критерия	Решающее правило	Возможные показатели степени однородности
	Инверсий	Число инверсий A	$\left A - \frac{n(n-1)}{2} + \frac{1}{2} \right \times$ $\left[\frac{1}{2} \sqrt{\frac{n(n-1)}{2}} \right]^{-1} \leq U_{1-\alpha/2}$	α
	Инверсий упрощенный	Число инверсий A^*	$\left A^* - \frac{n}{2} + 1 \left[\frac{1}{2} \sqrt{n-1} \right]^{-1} \right \leq U_{1-\alpha/2}$	α
	Сиджела-Тьюки	Сумма рангов меньшей выборки R'_1	$\left R_1 - 0,5n_1(n_1 + n_2 + 1) + 0,5 \right \sqrt{\frac{[n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)]}{12}} \leq U_{1-\alpha/2}$	α
Ранговые критерии	Манна-Уитни	Сумма рангов одной из выборок R'_1	$\left R_1 - 0,5n_1(n_1 + n_2 + 1) + 0,5 \right \sqrt{\frac{[n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)]}{12}} \leq U_{1-\alpha/2}$	α
	Уилкинсона ($n_1 = n_2$)	То же	$\left R_1 - 0,5n_1(n_1 + n_2 + 1) + 0,5 \right \sqrt{\frac{[n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)]}{12}} \leq U_{1-\alpha/2}$	α

Критерии проверки однородности параметров ряда распределений

Распределение	Исследуемый параметр	Безусловное распределение измерений	Решающее правило
Паскаля и биномиальное	Вероятность безотказной работы R	$\frac{(d + \eta_0 - 1)!(\gamma_0 + n - d - 1)!(n - 1)!(\gamma_0 + \eta_0 - 1)!}{(d - 1)!(\eta_0 - 1)!(n - d)!(n + \gamma_0 + \eta_0 - 1)!}$	$d_0 = 0$ $n \geq \frac{\sqrt[d]{\alpha}}{1 - \sqrt[d]{\alpha}} \gamma_0$ $d = 1$ $n \geq \frac{\eta_0 \sqrt[1-\alpha]{1-\alpha}}{1 - \eta_0 \sqrt[1-\alpha]{1-\alpha}} (\gamma_0 + \eta_0 - 1)$
Нормальное	Математическое ожидание m	$(2\pi)^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\bar{x} - \bar{x}_0)^2 h_0 n_{об} \right\} (h_0 n_{об})^{1/2}$	$\frac{ \bar{x} - \bar{x}_0 }{\sigma_0 \sqrt{1/n_0 + 1/n}} \leq u_{1-\alpha/2}$ $u_{1-\alpha/2} \text{ — квантиль нормального распределения}$

Распределение	Исследуемый параметр	Безусловное распределение измерений	Решающее правило
		Для дисперсии: • условное относительно $\bar{x}$ обратное бета-распределение 2-го рода с параметрами $\frac{1}{2}(n-1); \frac{1}{2}n_0; \frac{S_0^2(n-1) + (\bar{x} - \bar{x}_0)^2 \frac{n_0 n}{n_0 + n}}{n-1}$ • безусловное относительно $\bar{x}$ обратное бета-распределение 2-го рода с параметрами $\frac{1}{2}(n-1); \frac{1}{2}(n_0-1); \frac{S_0^2(n_0-1)}{n-1}$	$\frac{S^2}{(S'_0)^2} \leq F_{1-\alpha}(n-1, n_0)$ $(S'_0)^2 = S_0^2 \frac{n_0-1}{n_0} + \frac{ \bar{x} - \bar{x}_0 ^2 n}{n_0 + n}$ $S_0^2/S_0'^2 \leq F_{1-\alpha}(n-1, n_0-1) - \text{критерий Фишера}$
Пуассона	Интенсивность отказов λ	Время фиксировано, число отказов случайное. Распределение Паскаля для $r_1 + r_2$ с параметрами $t_{\Sigma 1}/(t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2}), r_2$ Число отказов фиксировано, время случайное. Обратное бета-распределение 2-го рода для $t_{\Sigma 2}/t_{\Sigma 1}$ с параметрами r_1, r_2	$r_1 = 0; r_2 = 1$ $t_{\Sigma 1}/(t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2}) \leq 1 - \alpha$ $r_1 = 1; r_2 = 0$ $t_{\Sigma 1}/(t_{\Sigma 1} + t_{\Sigma 2}) \geq \alpha$ $t_{\Sigma 2}/t_{\Sigma 1} \geq F_{\alpha}(2r_2, 2r_1)$

показывает, что проблема существует. Проиллюстрируем это на простейшем примере проверки равенства математических ожиданий $m_0 = m$ двух нормальных распределений при равных известных дисперсиях σ_0^2 .

Решающее правило в этом случае имеет вид

$$\frac{|\bar{x} - \bar{x}_0|}{\sigma_0 \sqrt{1/n_0 + 1/n}} \leq U_{1-\alpha/2}. \quad (16.1)$$

Величина α определяет ошибку 1-го рода (вероятность отвергнуть гипотезу однородности при равных математических ожиданиях). При альтернативной гипотезе $m = m_0 + \Delta$ должно выполняться неравенство, ограничивающее ошибку 2-го рода β (вероятность принять гипотезу однородности при неравных математических ожиданиях):

$$\frac{|\bar{x} - \bar{x}_0 - \Delta|}{\sigma_0 \sqrt{1/n_0 + 1/n}} \leq U_\beta. \quad (16.2)$$

Из выражений (16.1), (16.2) при $n_0 = n$ получаем простую зависимость, связывающую относительное расстояние Δ/σ_0 между проверяемой (нулевой) и альтернативной гипотезами, объемами выборок n и величинами ошибок α и β :

$$\frac{\Delta}{\sigma_0} = \frac{U_{1-\alpha/2} - U_\beta}{\sqrt{n/2}}. \quad (16.3)$$

Если же рассмотреть задачу подтверждения требований к математическому ожиданию $m = m_3$ только по экспериментальным данным в соответствии с правилом

$$\frac{|\bar{x} - m_3|}{\sigma_0 \sqrt{1/n}} \leq U_{1-\alpha/2}$$

при альтернативной гипотезе $m = m_3 + \Delta$, т. е.

$$\frac{|\bar{x} - m_3 - \Delta|}{\sigma_0 \sqrt{1/n}} \leq U_\beta,$$

то выражение, соответствующее (16.3), будет иметь вид

$$\frac{\Delta}{\sigma_0} = \frac{U_{1-\alpha/2} - U_\beta}{\sqrt{n}},$$

т. е. одно и то же расстояние между нулевой и альтернативной гипотезами Δ/σ_0 достигается при объеме выборки в $\sqrt{2}$ раз меньшем, чем в первом случае. Зачем же тогда объединение выборок?

16.6. Обобщение байесовского подхода для неоднородной объединяемой информации

Рассмотрение приведенных критериев проверки статистической однородности показывает, что для каждого закона распределения степень однородности характеризуется конкретным показателем (разность математических ожиданий, отношение дисперсий, квантили распределений), что неудобно для сравнения и выдачи рекомендаций по использованию этих критериев.

Универсальный показатель степени однородности, робастный к виду критерия, может быть получен на основе анализа влияния величины уровня значимости $0 \leq \alpha \leq 0,5$ на процедуру принятия решения. При $\alpha \rightarrow 0$ область принятия гипотезы однородности расширяется и любые данные признаются принадлежащими к одной выборке. Таким образом, если гипотеза принимается при малых значениях α , то соответствующая степень однородности мала. Аналогично, если гипотеза принимается при больших значениях $\alpha \rightarrow 0,5$, то степень однородности велика. Следовательно, граничное значение $\alpha_{\text{гр}}$, при котором еще принимается гипотеза однородности, может служить универсальным показателем этой степени.

Проиллюстрируем предлагаемый подход на наиболее простом примере биномиального распределения. Пусть $n = n_0$, тогда $\alpha_{\text{гр}} = 0,5$; при $n_0 = 46$, $n = 1$ $\alpha_{\text{гр}} = 0,02$. Более наглядными являются нормированные значения $\alpha^* = \alpha_{\text{гр}}/0,5$. Тогда в первом случае $\alpha^* = 1$, а во втором — $\alpha^* = 0,04$.

Показатель степени однородности необходимо учитывать при объединении данных. Байесовский метод может быть легко обобщен на этот случай. Для такого обобщения рассмотрим две гипотезы: однородности U с вероятностью $P(U)$ и неоднородности $\bar{U}$ с вероятностью $P(\bar{U}) = 1 - P(U)$. Тогда в соответствии с формулой полной вероятности апостериорная безусловная плотность вероятности запишется в виде

$$P(R/x) = P(R/x, U) P(U) + P(R/x, \bar{U}) P(\bar{U}).$$

Если выполняется гипотеза однородности U , то плотность вероятности $P(R/x, U)$ есть байесовская апостериорная плотность вероятности. Если выполняется гипотеза неоднородности $\bar{U}$, то целесообразно вообще отказаться от использования априорной информации и оценку показателя производить только по экспериментальным данным.

Из выражения для безусловной апостериорной плотности легко получить выражения для оценки и ее дисперсии:

$$\hat{R} = \hat{R}_6 P(U) + \hat{R}_{\text{экс}} [1 - P(U)], \quad (16.4)$$

где $\hat{R}_{\text{экс}}$ — оценка максимального правдоподобия; $\hat{R}_6$ — байесовская оценка; $D[\hat{R}] = D[\hat{R}_6] P^2(U) + D[R_{\text{экс}}] [1 - P(U)]^2$.

Из приведенного соотношения можно также получить выражение для доверительных границ, например для нижней доверительной границы:

$$\int_0^{R_H} P(R/x) dR = P(U) \int_0^{R_H} P(R/x, U) dR + [1 - P(U)] \int_0^{R_H} P(R/x, U) dR.$$

Проиллюстрируем метод учета неоднородности объединяемых данных на конкретном примере оценки вероятности успешного выполнения системой поставленной перед ней задачи.

Используя условие приемки системы $R_H = R_3$ (где R_H — нижняя доверительная граница, R_3 — заданное значение), получим выражение для доверительной вероятности γ , с которой подтверждается гипотеза $R > R_3$:

$$P(U) \sum_{r=0}^{d+d_0} \binom{n+n_0}{r} R_3^{n_0+n-r} (1-R_3)^r + [1 - P(U)] \sum_{r=0}^d \binom{n}{r} R_3^{n-r} (1-R_3)^r = 1 - \gamma,$$

где $P(U) \sum_{r=0}^{d+d_0} \binom{n+n_0}{r} R_3^{n_0+n-r} (1-R_3)^r = 1 - \gamma_6$; $\sum_{r=0}^d \binom{n}{r} R_3^{n-r} (1-R_3)^r = 1 - \gamma_{\text{экс}}$ —

соответственно выражения для доверительных вероятностей, с которыми подтверждается заданное значение показателя только по экспериментальным и объединенным данным.

При отсутствии отказов в предварительных и последующих испытаниях ($d = d_0 = 0$) это выражение приобретает вид

$$P(U) R_3^{n+n_0} + [1 - P(U)] R_3^n = 1 - \gamma$$

или

$$R_3^n = \frac{1 - \gamma}{1 - P(U) + P(U)(1 - \gamma_0)} = 1 - \gamma_{\text{экс}},$$

где γ_0 — доверительная вероятность, с которой подтверждается заданное значение показателя R_3 при проведении n_0 предварительных данных; $\gamma_{\text{экс}}$ — доверительная вероятность, с которой достаточно подтвердить заданное значение показателя R_3 при

проведении последующих испытаний для того, чтобы обеспечить подтверждение R_3 с доверительной вероятностью γ по объединенным данным. Поскольку знаменатель приведенного выражения всегда меньше единицы, то всегда $\gamma_{\text{экр}} < \gamma$. Следовательно, учет априорной информации всегда позволяет сократить объем выборки.

Для других распределений удобнее использовать выражение объединенной оценки (16.4). С учетом выражения байесовской оценки получим

$$\hat{R} = \frac{P(U)n_0}{n_0 + n} \hat{R}_0 + \frac{n + n_0[1 - P(U)]}{n_0 + n} \hat{R}_{\text{экр}} \quad (16.5)$$

при $P(U)n_0 + n + n_0[1 - P(U)] = n_0 + n$.

Таким образом, выражение (16.5) представляет собой байесовскую оценку при объемах предварительных $n_0P(U)$ и последующих $n + n_0[1 - P(U)]$ данных. При промежуточных значениях $P(U)$ оценке $\hat{R}_0$ придается меньший вес, а оценке $\hat{R}_{\text{экр}}$ — больший вес, чем в стандартной байесовской оценке. Объединенный объем выборки должен быть достаточным для подтверждения требований к исследуемому параметру с заданными статистическими точностью и достоверностью.

В табл. 16.5 приведены результаты расчетов объема выборки $n_{\text{од}}$ до первого отказа ($d = 1$), необходимых для проверки однородности объема выборки, и n для подтверждения требований к вероятности $R_3 = 0,95$, $\gamma = 0,9$ по результатам объединенных данных при $n_0 = 46$, $d_0 = 0$.

Таблица 16.5

Результаты расчетов объема выборки $n_{\text{од}}$

$n_{\text{од}}$	5	10	20	30	40
α	0,2	0,35	0,57	0,74	1
$\gamma_{\text{экр}}$	0,87	0,85	0,8	0,66	0
n	41	36	31	20	0

Нетрудно видеть, что числа испытаний $n_{\text{од}} = n \approx 25$, т. е. $\approx n_0/2$, хватает и для проверки однородности, и для подтверждения заданного значения вероятности при условии, что оно подтверждено априорными данными.

Проиллюстрируем использование предложенных подходов на примере сертификационных испытаний системы автоматической посадки самолета Ил-96. Требования к вероятности 0,95 нахождения точностных характеристик в соответствующих допусках считаются подтвержденными с доверительной вероятностью 0,9, если проведено 46 успешных полетов. Если же при этом наблюдался хотя бы один случай выхода любого пара-

метра за границы допуска, то число полетов необходимо увеличить до 77, что экономически нецелесообразно. В этом случае для подтверждения соответствия привлекаются данные статистического моделирования объемом более 100 реализаций. Проверка статистической однородности проводилась раздельно по математическим ожиданиям и дисперсиям соответствующих характеристик. В обоих случаях гипотеза однородности принималась: для математического ожидания с критическим уровнем значимости 0,4; для дисперсии — 0,3. Так как при статистическом моделировании требования к вероятности успешного выполнения задачи подтверждались с доверительной вероятностью более 0,95, а данные моделирования и летных испытаний считались статистически однородными, то принималось решение о подтверждении соответствия точностных характеристик нормам летной годности.

При объединении данных моделирования и летных испытаний с учетом степени их однородности достаточно было бы подтвердить требования к точностным характеристикам с доверительной вероятностью 0,75, для чего хватило бы 25 полетов.

Контрольные вопросы

1. Какие планы испытаний на надежность вы знаете?
2. По каким характеристикам можно сравнить эти планы?
3. Каким методом получены оценки интенсивности отказов и среднего времени безотказной работы?
4. Что такое точечные и интервальные оценки?
5. Как можно охарактеризовать точность оценки?
6. Какие планы выборочного контроля вы знаете?
7. Охарактеризуйте эти планы.
8. Что такое оперативная характеристика?
9. Какие ошибки допускаются при принятии решений?
10. Что такое толерантный интервал?
11. В чем отличие непараметрического и параметрического толерантных интервалов?
12. Какая информация требуется для построения параметрического толерантных интервалов?
13. Что делать, если распределение вероятности исследуемого параметра неизвестно?
14. Охарактеризуйте основные положения байесовского подхода.
15. Каким требованиям должно удовлетворять априорное распределение?
16. Какими свойствами обладают байесовские оценки?
17. Зачем необходима проверка статистической однородности объединенной информации?
18. Какие критерии проверки однородности вы знаете?
19. Что является универсальным показателем степени однородности?
20. На основе какого математического аппарата получены модифицированные байесовские оценки?
21. В каких задачах целесообразно объединять данные моделирования и эксперимента?

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Аварии и катастрофы. Предупреждение и ликвидация последствий. Учеб. пособие: В 3 кн. / Под. ред. К.Е. Кочеткова, В.А. Котляревского и А.В. Забегаява. М.: Изд. АСВ, 1995.
2. Александровская Л.Н., Аронов И.З. и др. Статистические методы анализа безопасности сложных технических систем. М.: Логос, 2001.
3. Александровская Л.Н., Аронов И.З., Смирнов В.В., Шолом А.М. Сертификация сложных технических систем. М.: Логос, 2001.
4. Александровская Л.Н., Афанасьев А.П., Лисов А.А. Современные методы обеспечения безотказности сложных технических систем. М.: Логос, 2001.
5. Аллеев А.С. Основные понятия безопасности // Надежность и контроль качества, 1994. № 7.
6. Аронов И.З. Современные проблемы безопасности технических систем и анализа риска // Стандарты и качество, 1998. №3.
7. Аронов И.З., Бирюкова Н.Ф., Букринский Г.И., Грозовский Г.И. Анализ текущего уровня безопасности энергоблоков АС с использованием контрольных карт // Атомная энергия, 1994. Т. 76. Вып. 1.
8. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. М.: Радио и связь, 1988.
9. Барлоу Р., Прошан Ф. Статистическая теория надежности и испытания на безотказность / Пер. с англ. М.: Наука, 1984.
10. Безопасность конструкции автомобиля. М.: Машиностроение, 1985.
11. Безопасность полетов: Учебник для вузов / Р.В. Сакач, В.Н. Голего, М.Ф. Давиденко и др. М.: Транспорт, 1989.
12. Белов П.Г. Теоретические основы системной инженерии безопасности. М.: ГНТИ «Безопасность», МИБ СТС, 1996.
13. Болотин В.В. Теория надежности машин // Машиностроение. Энциклопедия. Ред. совет: К.В. Фролов (пред.) и др. Надежность машин. Т. IV-3.: М.: Машиностроение, 1998.
14. Болышев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1983.
15. Брагин В.В., Чабан Ф. Оценка риска и последствий отказов комплексной системы, конструкций, процессов. Ярославль, 1997.
16. Браун Д.Б. Анализ и разработка систем обеспечения техники безопасности: системный подход в технике безопасности: Пер. с англ. М.: Машиностроение, 1979.
17. Быков А.А., Демин В.Ф., Шевелев Я.В. Развитие основ анализа риска и управления безопасностью // Сборник научных трудов ИАЭ им. И.В. Курчатова. М.: Изд-во ИАЭ, 1989.
18. Быков А.А., Мурзин Н.В. Проблемы анализа безопасности, человека, общества. СПб., 1997.
19. Валуев П., Мойш Ю., Никоенков Н. Реактор – на переплавку // Металлы Евразии. 1998. № 3.
20. Гладкий О.П., Горбунов Н.М., Гуров А.И., Зорин Ю.В. Всеобщее управление качеством. М.: Радио и связь, 1999.
21. Гнеденко Б.В., Ушаков И.А. Современная теория надежности: состояние, проблемы, перспективы // Надежность и контроль качества, 1988. № 1.
22. ГОСТ 23743-88. Изделия авиационной техники. Номенклатура показателей безопасности полета, надежности, контролепригодности, эксплуатационной и ремонтной технологичности.
23. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. М.: Мир, 1980.
24. Дружинин Г.В. Анализ и оценка безопасности функционирования технологических систем // Качество и надежность изделий. М.: Знание, 1991. №1 (17).
25. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. М.: Мир, 1980.
26. Кини Р.Л., Райфа Х. Принятие решений при многих критериях: предпочтения и замещения. М.: Радио и связь, 1981.
27. Клемин А.И. Надежность ядерных энергетических установок. Основы расчета. М.: Энергоатомиздат, 1979.
28. Колодочкин В.П. Как обеспечить стабильность качества авиационной техники. М.: ЦИПКК АП, 1995.

29. Котик М.А., Гмелинский А.М. Природа ошибок человека-оператора (на примерах управления транспортными средствами). М.: Транспорт, 1993.
30. Кравец В.А. Системный анализ безопасности в нефтяной и газовой промышленности. М.: Недра, 1984.
31. Крежук В.И. Метрологическое обеспечение эксплуатации сложных изделий. М.: Изд-во стандартов, 1989.
32. Крежук В.И., Пилипкин В.У., Кривошук В.И. и др. Автоматизация метрологического обслуживания средств измерений промышленного предприятия. М.: Изд-во стандартов, 1988.
33. Крипецкий Р.И., Александровская Л.Н. Летные испытания систем управления летательных аппаратов. М.: Машиностроение, 1975.
34. Крылов Д.А. ГИУ, АЭС: опасность и риск // Энергия. 1993. №3.
35. Лапин В.Л., Попов В.М., Рыжков Ф.Н., Томаков В.И. Безопасное взаимодействие человека с техническими системами: Учеб. пособие. Курск, 1995.
36. Легосов В.А., Демин В.Ф., Шевелев Я.В. Основы анализа безопасности в ядерной энергетике // Вопросы безопасности и надежности при оптимизации ядерных энергетических установок: Межведомственный сборник. Горький: ГПИ им. А.А. Жданова, 1985.
37. Майоров А.В., Москатов Г.К., Шибанов Г.П. Безопасность функционирования автоматизированных объектов. М.: Машиностроение, 1988.
38. Малышев И.М. Проблемам безопасности – комплексное решение // Безопасность труда в промышленности, 1989. № 10.
39. Машиностроение. Энциклопедия. Стандартизация и сертификация в машиностроении. М.: Машиностроение. Т. 1–5, 2000.
40. Митенков Ф.М., Авербах Б.А. Вероятностный анализ безопасности ЯЭУ, его роль и место в практике проектирования // Атомная энергия. 1992. Т. 4. Вып. 4.
41. Мушик Э., Мюллер П. Методы принятия технических решений: Пер. с нем. М.: Мир, 1990.
42. Надежность теплоэнергетического оборудования ТЭС и АЭС: Учеб. пособие / Под ред. А.И. Андрущенко. М.: Высшая школа, 1991.
43. Нив Г.Р. Пространство доктора Деминга: Пер. с англ. Городской общественный фонд «Развитие через качество», 1998.
44. Новые наукоемкие технологии в технике. Энциклопедия. М.: Энцитех, 2002. Т. 20.
45. Общие положения обеспечения безопасности атомных станций. ПНАЭ Г-1-011-97, Госатомнадзор РФ, 1997.
46. Павлова Е.И., Буралев Ю.В. Экология транспорта: Учеб. для вузов. М.: Транспорт, 1998.
47. Перелет Р.А., Сергеев Г.С. Технологический риск и обеспечение безопасности производства. М.: Знание, 1988.
48. Парфирьев Б.Н. Перестройка и управление в чрезвычайных ситуациях в СССР // Проблемы безопасности при чрезвычайных ситуациях. М.: ГКНТ и АН СССР, 1990. Вып. 4.
49. Райнике К., Ушаков И.А. Оценка надежности систем с использованием графов. М.: Радио и связь, 1988.
50. Райфа Г., Шлейфер Р. Прикладная теория статистических решений. М.: Статистика, 1977.
51. Руководство по предотвращению авиационных происшествий. Doc. 9422-AN/923. Международная организация гражданской авиации, 1984.
52. Рябинин И.А. Концепция логико-вероятностной теории безопасности технических систем // Надежность, живучесть и безопасность технических систем. СПб.: ЛДНТП, 1992.
53. Савчук В.П. Байесовские методы статического оценивания. надежность технических объектов. М.: Наука, 1989.
54. Сандлер Дж. Техника надежности систем. М.: Наука, 1966.
55. Судаков Р.С. Испытания технических систем. М.: Машиностроение, 1988.
56. Теоретические основы испытаний и экспериментальная отработка сложных технических систем / Под ред. Б.С. Мигачева. М.: Логос, 2003.
57. Хан Г., Шаниро С. Статистические модели в инженерных задачах. М.: Мир, 1969.
58. Хенли Э. Дж., Куamoto Х. Надежность технических систем и оценка риска: Пер. с англ. М.: Машиностроение, 1984.
59. Шейряев Ю.В. и др. Вероятностный анализ безопасности атомных станций, методики выполнения. М.: ИАЭ им. И.В. Курчатова, 1992.
60. Энциклопедия по безопасности и гигиене труда: Пер. с англ. / Под ред. Г.Ф. Сухорученковой. ч. II. 1986.
61. Accident management programmes in nuclear power plants. Vienna, IAEA, 1994.
62. Basic Safety Principles for Nuclear Power Plants. N75-INSAG. IAEA. Vienna, 1988.

63. *Herts D.B., Thomas H.* Practical Risk Analysis. J. Willey & Sons. Chichester, 1984.
64. FMEA: Fehler-Möglichkeiten und Einfluss-Analyse, Notwendigkeit, Chance, Voraussetzung. Grundlagen, Volkswagen, 1988.
65. *Mininarick J.* Precursors to Potential Severe Core Damage Accidents: 1992. A Status Report. App. B, C, D, E, F and G. NUREG/CR-4674, ORNL/NOAC-232, 1993. Vol. 18.
66. PREDICTOR-Failure Modes Effects Analysis. Management Sciences, Inc. Albuquerque, April, 1978.
67. Probabilistic Safety Assessment. N75-INSAG-6. IAEA. Vienna. 1991.
68. Reactor Safety Study: An assessment to the accident risks in US commercial nuclear power plants. WASH-1400. US NRC. Washington, DC, 1975.
69. Reliability data collection and use in risk availability assesment // Proc. of the oth Euredata conf. Italy, 1989.
70. Qualitätskontrolle in der Automobilindustrie, Sicherung der Qualität von Serieneinsatz. VDA 4. Frankfurt am Main, 1986.

Учебное издание

БЕЗОПАСНОСТЬ И НАДЕЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Учебное пособие

Редактор *Е.В. Комарова*
Корректор *Л.И. Трифонова*
Оформление *Т.Ю. Хрычевой*
Компьютерная верстка *Ю.В. Одинцовой*

Подписано в печать 09.08.2007. Формат 60х90/16.

Бумага офсетная. Печать офсетная.

Печ. л. 23,5. Тираж 1000 экз. Заказ № 6926.

Издательская группа «Логос»
105318, Москва, Измайловское ш., 4

По вопросам приобретения литературы
обращаться по адресу:
105318, Москва, Измайловское ш., 4
Тел./факс: (095) 369-5819, 369-5668, 369-7727
Электронная почта: universitas@mail.ru
Дополнительная информация на сайте: <http://www.logosbook.ru>

Отпечатано в полном соответствии с качеством предоставленных
диапозитивов в ОАО «ИПК «Ульяновский Дом печати»
432980, г. Ульяновск, ул. Гончарова, 14



Даны основные понятия в области обеспечения безопасности и надежности технических систем и их наиболее важные показатели. Раскрыты методы обеспечения безопасности и надежности изделий на различных этапах их жизненного цикла: при разработке, производстве и эксплуатации. Основное внимание уделено методам качественного анализа, превентивным методам борьбы с отказами и повышению безопасности сложной технической продукции.

ISBN 978-5-98704-115-5



9 785987 041154