



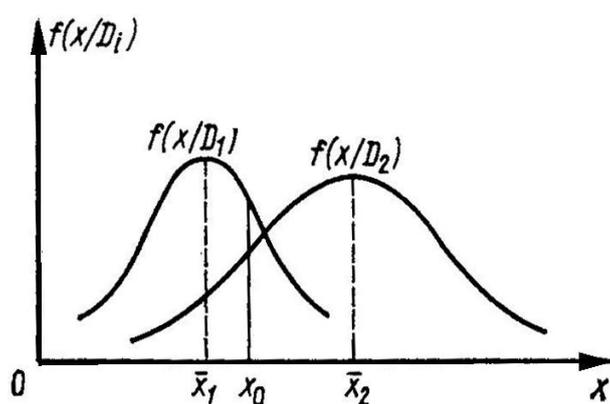
Кафедра конструирования  
и производства радиоаппаратуры

---

В.Г. Козлов

## Теория надёжности

Учебное пособие для студентов  
специальностей 160905 - Техническая эксплуатация  
транспортного радиооборудования и 210201 -  
Проектирование и технология радиоэлектронных  
средств



ТОМСК 2012

Министерство образования и науки Российской Федерации  
Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение  
ние

«ТОМСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ  
СИСТЕМ УПРАВЛЕНИЯ И РАДИОЭЛЕКТРОНИКИ»

В.Г. Козлов

## **Теория надёжности**

**Учебное пособие для студентов  
специальностей 160905 - Техническая эксплуатация  
транспортного радиооборудования и 210201 -  
Проектирование и технология радиоэлектронных  
средств**

2012

Рецензент:

профессор кафедры «Конструирования и производства радиоаппаратуры»,  
д.т.н. Татаринов В. Н.

Технический редактор:

доцент кафедры КИПР, к.т.н. Озеркин Д.В.

**Козлов В. Г.**

**Теория надёжности.** Учебное пособие для студентов специальностей 160905 - Техническая эксплуатация транспортного радиооборудования и 210201 - проектирование и технология радиоэлектронных средств. - Томск: Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники, 2012. - 138 с.

В данной книге изложен лекционный материал по теории надёжности и приведены примеры решения задач по расчёту надёжности радиоэлектронного оборудования. Пособие предназначено для дистанционного, заочного, и очного обучения студентов специальностей 201300 - Техническая эксплуатация транспортного радиооборудования и 210201 - Проектирование и технология радиоэлектронных средств. Возможно применение пособия для изучения вопросов надёжности и расчёта надёжности РЭС студентами всех специальностей радиотехнического профиля.

По сравнению с известными нам книгами по надёжности пособие отличается тем, что термины и определения в нём соответствуют не устаревшим стандартам, а действующему ГОСТу 27.002-89 Надёжность в технике. Термины и определения. Больше внимание уделено широко используемым при создании диагностических моделей законам распределения времени безотказной работы в период увеличения отказов РЭС, возникающих в результате старения и износа. Больше внимание уделено также вопросам обеспечения надёжности РЭС не только на этапе её производства, но и на этапе её эксплуатации. Рассмотрены вопросы и приведены примеры использования при граничных испытаниях для оценки запаса параметрической надёжности РЭС математических моделей компьютерной системы схемотехнического моделирования MicroCap. Из-за ограниченного объёма пособия, справочные таблицы, необходимые для решения приведённых в нём примеров решения задач, не настолько подробны, как таблицы, приведённые в фундаментальных изданиях. В пособии имеется приложение, в котором приведены справочные данные для расчёта надёжности РЭС в курсовых и дипломных проектах.

© Козлов Виталий Григорьевич,

2012

© Кафедра КИПР Томского государственного университета  
систем управления и радиоэлектроники,

2012

## СОДЕРЖАНИЕ

|  |           |
|--|-----------|
| <b>1. ВВЕДЕНИЕ.....</b>  | <b>6</b>  |
| <b>2. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ И ОПРЕДЕЛЕНИЯ ТЕОРИИ НАДЁЖНОСТИ.....</b>  | <b>7</b>  |
| 2.1. Свойства, характеризующие надёжность.....   | 7         |
| 2.2. Состояния объекта и их характеристики.....  | 7         |
| 2.3. Временные параметры, характеризующие надёжность.  | 10        |
| 2.4. Основные сведения о расчёте надёжности.....   | 11        |
| <b>3. ПОКАЗАТЕЛИ НАДЁЖНОСТИ.....</b>   | <b>16</b> |
| 3.1. Общие сведения о показателях надёжности для различных видов объектов.....   | 16        |
| 3.2. Показатели безотказности.....   | 17        |
| 3.2.1 Набор показателей безотказности для различных видов объектов.....  | 17        |
| 3.2.2 Вероятность безотказной работы, вероятность отказа и частота отказов.....  | 17        |
| 3.2.3 Интенсивность отказов.....   | 19        |
| 3.2.4 Средняя наработка до отказа.....   | 20        |
| 3.2.5 Гамма - процентная наработка до отказа.....  | 21        |
| 3.2.6 Средняя наработка на отказ.....  | 22        |
| 3.2.7 Параметр потока отказов и осреднённый параметр потока отказов.....   | 22        |
| 3.3. Показатели долговечности.....   | 23        |
| 3.4. Показатели сохраняемости.....   | 24        |
| 3.5. Показатели ремонтпригодности.....   | 24        |
| 3.6. Комплексные показатели надёжности.....  | 25        |
| 3.7. Распределения Пуассона, Эрланга и временные зависимости показателей надёжности для законов распределения наработки на отказ, характерных для участка приработки и участка постепенных износных отказов..... | 29        |
| 3.7.1 Распределение Пуассона.....  | 29        |
| 3.7.2 Нормальное распределение времени безотказной работы при постепенных отказах и учёт влияния этих отказов при расчёте надёжности.....  | 31        |
| 3.7.3 Распределение времени безотказной работы по закону Релея.....  | 34        |
| 3.7.4 Распределение времени безотказной работы по закону Вейбулла.....   | 35        |

|           |   |           |
|-----------|---|-----------|
| 3.7.5     | Законы распределения времени ремонта .....  | 36        |
| 3.8.      | Выбор номенклатуры показателей надёжности и задание требований по надёжности.....   | 36        |
| 3.8.1     | Выбор номенклатуры показателей надёжности.....  | 36        |
| 3.8.2     | Задание требований по надёжности .....  | 37        |
| <b>4.</b> | <b>РАСЧЁТ НАДЁЖНОСТИ ПО ВНЕЗАПНЫМ ОТКАЗАМ .....</b>   | <b>40</b> |
| 4.1.      | Нормирование значений величин вероятности безотказной работы и интенсивности отказов (ориентировочный расчёт надёжности).....                       | 40        |
| 4.2.      | Окончательный расчёт надёжности невосстанавливаемых объектов с учётом режимов работы элементов.....   | 43        |
| 4.3.      | Окончательный расчёт надёжности восстанавливаемых объектов с учётом режимов работы элементов.....   | 46        |
| 4.4.      | Разработка требований к надёжности составных частей объекта, исходя из заданной надёжности на объект .....  | 49        |
| <b>5.</b> | <b>НАДЁЖНОСТЬ РЕЗЕРВИРОВАННЫХ СИСТЕМ.....</b>   | <b>51</b> |
| 5.1.      | Методы и средства повышения надёжности РЭО .....  | 51        |
| 5.2.      | Виды резервирования .....   | 56        |
| 5.3.      | Методы расчёта надёжности резервированных систем. 59  |           |
| 5.3.1     | Расчёт общего резервирования с постоянно включенным резервом и с целой кратностью $m$ при отсутствии последствия .....                              | 59        |
| 5.3.2     | Расчёт отдельного резервирования с постоянно включенным резервом и с целой кратностью при отсутствии последствия .....                              | 61        |
| 5.3.3     | Расчёт общего резервирования с дробной кратностью и с постоянно включенным резервом при отсутствии последствия .....                                | 62        |
| 5.3.4     | Расчёт резервирования замещением для случаев облегченного резерва, ненагруженного резерва и общего нагруженного резервирования с последствием ..... | 63        |
| 5.3.5     | Расчёт скользящего ненагруженного резервирования замещением.....  | 70        |
| <b>6.</b> | <b>ИСПЫТАНИЯ НА НАДЁЖНОСТЬ .....</b>  | <b>72</b> |
| 6.1.      | Виды и планы испытаний на надёжность при проектировании, производстве и эксплуатации изделий 72   |           |
| 6.2.      | Контрольные выборочные испытания на надёжность по методу однократной выборки.....   | 75        |
| 6.3.      | Контрольные выборочные последовательные испытания на надёжность .....   | 79        |

|  |  |            |
|--|--|------------|
| 6.4.   | Контрольные и определительные испытания на ремонтпригодность .....   | 80         |
| 6.5.   | Определительные испытания на долговечность, на сохраняемость, на безотказность и для оценки комплексных показателей .....                                    | 85         |
| 6.6.   | Определительные ускоренные испытания на надёжность с использованием математических и физических методов прогнозирования .....                                | 87         |
| 6.6.1  | Общие сведения о прогнозировании.....  | 87         |
| 6.6.2  | Математические методы прогнозирования .....  | 92         |
| 6.6.3  | Физические методы прогнозирования .....  | 98         |
| 6.6.4  | Определительные ускоренные испытания на надёжность с использованием прогнозирования.....   | 101        |
| 6.7.   | Граничные испытания для оценки запаса параметрической надёжности.....  | 107        |
| <b>7. СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ НАДЁЖНОСТИ УСТРОЙСТВ В УСЛОВИЯХ ЭКСПЛУАТАЦИИ .....</b>           |  | <b>113</b> |
| 7.1.   | Общие положения.....   | 113        |
| 7.2.   | Доверительные вероятности, доверительные интервалы и методы исключения грубых ошибок измерения при определении статистических характеристик надёжности ..... | 116        |
| 7.2.1  | Общие сведения о доверительной вероятности, доверительных интервалах и методах исключения грубых ошибок измерения.....                                       | 116        |
| 7.2.2  | Определение доверительного интервала и минимального числа измерений при нормальном распределении времени безотказной работы .....                            | 119        |
| 7.2.3  | Доверительные интервалы при экспоненциальном распределении и распределении Пуассона .....  | 123        |
| 7.3.   | Критерии согласия между теоретической кривой и статистическим распределением.....  | 124        |
| 7.3.1  | Критерий согласия Колмогорова.....   | 124        |
| 7.3.2  | Критерий согласия $\chi^2$ Пирсона .....   | 129        |
| <b>ЛИТЕРАТУРА .....</b>  |  | <b>132</b> |
| <b>ПРИЛОЖЕНИЕ А. СПРАВОЧНЫЕ ДАННЫЕ ДЛЯ РАСЧЁТА НАДЁЖНОСТИ РЭС В КУРСОВЫХ И ДИПЛОМНЫХ ПРОЕКТАХ...</b> |  | <b>134</b> |

## 1. ВВЕДЕНИЕ

Пособие предназначено для дистанционного, заочного, и очного обучения студентов специальностей 201300 - техническая эксплуатация транспортного радиооборудования и 2008000 - проектирование и технология радиоэлектронных средств. Возможно применение пособия для изучения вопросов надёжности РЭС студентами других специальностей радиотехнического профиля.

По сравнению с известными нам книгами по надёжности пособие отличается тем, что термины и определения в нём соответствуют не устаревшим стандартам, а действующему ГОСТу 27.002-89 Надёжность в технике. Основные понятия. Термины и определения [14]. Кроме того, отечественных учебников по надёжности не издают уже более десяти лет. За это время вышло несколько новых межгосударственных стандартов, учитывающих не только отечественные, но и новые зарубежные работы по бурно развивающимся разделам теории надёжности: по моделированию и по прогнозированию безотказности и ремонтпригодности [16, 34, 35]. Материалы и указания этих стандартов использованы при написании пособия. Больше внимание уделено широко используемым при создании диагностических моделей законам распределения времени безотказной работы в период увеличения отказов РЭС, возникающих в результате старения и износа. Много внимания уделено вопросам обеспечения надёжности РЭС не только на этапе её производства, но и на этапе её эксплуатации. Рассмотрены вопросы и приведены примеры использования при граничных испытаниях для оценки запаса параметрической надёжности РЭС математических моделей компьютерной системы схемотехнического моделирования *MicroCap 6.0* [33]. Из-за ограниченного объёма пособия, справочные таблицы, необходимые для решения приведённых в нём примеров решения задач, не настолько подробны, как таблицы, приведённые в фундаментальных изданиях [1, 4, 5, 8, 22, 32]. В пособии имеется приложение, в котором приведены справочные данные для расчёта надёжности РЭС в курсовых и дипломных проектах. К сожалению, из-за ограниченного объёма пособия многие сложные задачи теории надёжности РЭС не вошли в него. При написании пособия использованы не только материалы литературных источников центральных издательств, но и работы по надёжности и по испытаниям РЭС бывших сотрудников кафедры КИПР ТУСУРа доцентов Серафимовича Л.П., Андерман Д.И., Воробьёва Б.А. [7, 10, 19, 31].

Автор будет благодарен за советы и замечания по пособию, которые следует отправлять по адресу: Томск 634050, ТУСУР, кафедра КИПР.

## 2. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ И ОПРЕДЕЛЕНИЯ ТЕОРИИ НАДЁЖНОСТИ

### 2.1. Свойства, характеризующие надёжность

Пригодность любого изделия к использованию по назначению определяется качеством изделия, которое оценивается совокупностью свойств, присущих изделию. Одним из таких свойств является надёжность. Во избежание разных толкований, имеющих в литературе по надёжности, изданной до 1990 года, мы будем руководствоваться действующим ГОСТом 27.002- 89 [14], где регламентируются основные понятия и определения теории надёжности.

**Надёжность** - это 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.

Надёжность является комплексным свойством, которое в зависимости от назначения объекта и условий его применения может включать безотказность, долговечность, ремонтпригодность и сохраняемость или определенные сочетания этих свойств.

**Безотказностью** называют свойство объекта непрерывно сохранять работоспособное состояние в течение некоторого времени или наработки.

**Долговечностью** называют свойство объекта сохранять работоспособное состояние до наступления предельного состояния при установленной системе технического обслуживания и ремонта.

**Ремонтпригодностью** называют свойство объекта, заключающееся в приспособленности к поддержанию и восстановлению работоспособного состояния путем технического обслуживания и ремонта.

**Сохраняемостью** называют свойство объекта сохранять в заданных пределах значения параметров, характеризующих способности объекта выполнять требуемые функции, в течение и после хранения и (или) транспортирования.

### 2.2. Состояния объекта и их характеристики

Уровень надёжности зависит от того, в каком состоянии находится объект. Исправное состояние (исправность) – это состояние объекта, при котором он соответствует всем требованиям нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации.

**Неисправное состояние** (неисправность) - это состояние объекта, при котором он не соответствует хотя бы одному из требований нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации.

**Работоспособное состояние** (работоспособность) - это состояние объекта, при котором значения всех параметров, характеризующих способность выполнять заданные функции, соответствуют требованиям нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации.

**Неработоспособное состояние** (неработоспособность) - это состояние объекта, при котором значение хотя бы одного параметра, характеризующего способность выполнять заданные функции, не соответствует требованиям нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации. Для сложных объектов возможно деление их неработоспособных состояний. При этом из множества неработоспособных состояний выделяют частично неработоспособные состояния, при которых объект способен частично выполнять требуемые функции.

Неработоспособному состоянию может предшествовать предельное состояние, то есть состояние объекта, при котором его дальнейшая эксплуатация недопустима или нецелесообразна, либо восстановление его работоспособного состояния невозможно или нецелесообразно. Критерии предельного состояния - это признак или совокупность признаков предельного состояния объекта, установленные нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документацией. В зависимости от условий эксплуатации для одного и того же объекта могут быть установлены два и более критериев предельного состояния.

Изменение состояния РЭС происходит непрерывно под действием процессов старения, а также при появлении дефектов, повреждений и отказов.

**Дефект** - это каждое отдельное несоответствие изделия или его элемента установленным требованиям. Термин «дефект» связан с термином «неисправность», но не является его синонимом, так как в состоянии неисправности изделие может иметь множество дефектов [3].

**Повреждение** – это событие, заключающееся в нарушении исправного состояния объекта при сохранении работоспособного состояния.

**Отказ** – это событие, заключающееся в нарушении работоспособного состояния объекта. Критерии отказа - это признаки или совокупность признаков нарушения работоспособного состояния объекта, установленные в нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации. Причина отказа - это явления, процессы, события и состояния, вызвавшие возникновение отказа объекта. Последствия отказа - это явления, процессы, события и состояния, обусловленные возникновением отказа объекта. Под критичностью отказа понимают совокупность признаков, характеризующих последствия отказа. Классификация отказов по критичности (например, по уровню прямых и косвенных потерь, связанных с наступлением отказа, или по трудоемкости восстановления после отказа) устанавливается нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документацией по согласованию с заказчиком на основании технико-экономических соображений и соображений безопасности.

В зависимости от характерных особенностей отказы подразделяют на несколько типов.

**Ресурсный отказ** - это отказ, в результате которого объект достигает предельного состояния.

**Независимый отказ** - это отказ, не обусловленный другими отказами, а зависимый отказ обусловлен другими отказами.

**Внезапный отказ** - это отказ, характеризующийся скачкообразным изменением значений одного или нескольких параметров объекта. Внезапные отказы являются результатом скрытых недостатков технологии производства или скрытых изменений параметров, накапливающихся во время эксплуатации. Они могут происходить и из-за неправильных действий обслуживающего персонала.

**Постепенный отказ** - это отказ, возникающий в результате постепенного изменения значений одного или нескольких параметров объекта. Постепенные отказы характеризуют зависимостью сравнительно медленного изменения этих параметров, в результате старения или изнашивания элементов. Такие изменения часто можно зарегистрировать с помощью измерительных приборов.

Принципиальной разницы между внезапными и постепенными отказами нет. Внезапные отказы часто являются результатом скрытых изменений параметров элементов, например изнашивания механических узлов, когда факт их поломки воспринимается как внезапное событие. На *рисунке 2.1* показано отличие во внешнем проявлении внезапных и постепенных отказов.

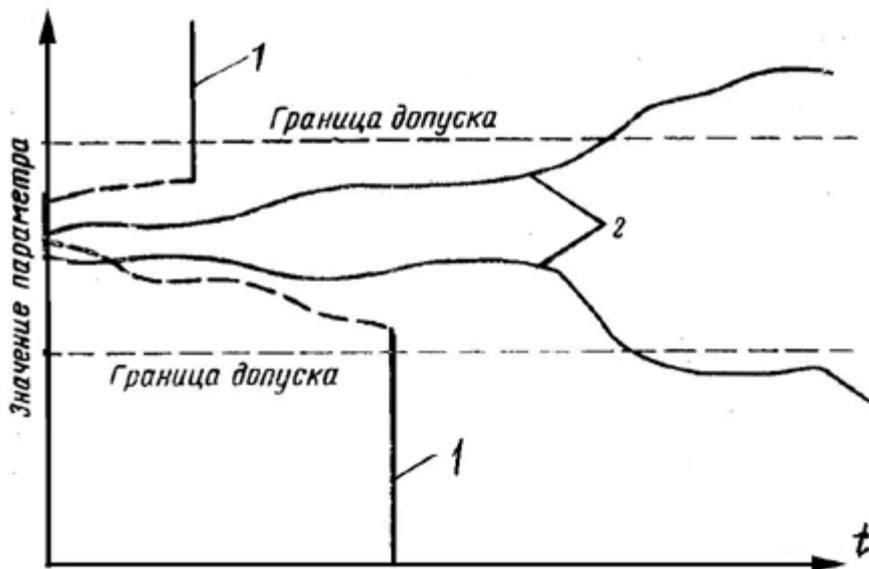


Рисунок 2.1 - Графическая интерпретация отказов:

1 - внезапные отказы (пунктирной линией показан период скрытого изменения параметров); 2 - постепенные отказы [21]

**Сбой** - это самоустраняющийся отказ или однократный отказ, устраняемый незначительным вмешательством оператора.

**Перебегающий отказ** - это многократно возникающий самоустраняющийся отказ одного и того же характера.

**Явный отказ** - это отказ, обнаруживаемый визуально или штатными методами и средствами контроля и диагностирования при подготовке объекта к применению или в процессе его применения по назначению.

**Скрытый отказ** - это отказ, не обнаруживаемый визуально или штатными методами и средствами контроля и диагностирования, но выявляемый при проведении технического обслуживания или специальными методами диагностики.

**Конструктивный отказ** - это отказ, возникший по причине, связанной с несовершенством или нарушением установленных правил и (или) норм проектирования и конструирования.

**Производственный отказ** - это отказ, возникший по причине, связанной с несовершенством или нарушением установленного процесса изготовления или ремонта, выполняемого на ремонтном предприятии.

**Эксплуатационный отказ** - это отказ, возникший по причине, связанной с нарушением установленных правил и (или) условий эксплуатации.

**Деградиционный отказ** - это отказ, обусловленный естественными процессами старения, изнашивания, коррозии и усталости при соблюдении всех установленных правил и (или) норм проектирования, изготовления и эксплуатации.

В зависимости от возможности или невозможности использования РЭО после отказа различают полные и частичные отказы.

**Полный отказ** - это событие, после которого невозможно использовать аппаратуру по назначению до тех пор, пока не будет устранена причина отказа.

**Частичный отказ** - обычно связан с ухудшением какой-либо одной из характеристик аппаратуры, причём некоторое время (до устранения причины отказа) она иногда может использоваться.

Для расчёта необходимого числа запасных элементов необходимо иметь данные, какие отказы устраняются без замены элементов (например, путём регулировки), а какие с заменой элементов. Отказы, связанные с заменой элементов, при анализе объединяют в отдельную группу.

### 2.3. Временные параметры, характеризующие надёжность

**Наработка** - это продолжительность или объём работы объекта. Нарботка может быть как непрерывной величиной (продолжительность работы в часах, километраж пробега и т.п.), так и целочисленной величиной (число рабочих циклов, запусков и т.п.).

**Наработка до отказа** - это наработка объекта от начала эксплуатации до возникновения первого отказа.

**Наработка между отказами** - это наработка объекта от окончания восстановления его работоспособного состояния после отказа до возникновения следующего отказа.

**Время восстановления** - это продолжительность восстановления работоспособного состояния объекта.

**Ресурс** - это суммарная наработка объекта от начала его эксплуатации или ее возобновления после ремонта до перехода в предельное состояние.

**Срок службы** – это календарная продолжительность эксплуатации от начала эксплуатации объекта или ее возобновления после ремонта до перехода в предельное состояние.

**Срок сохраняемости** - это календарная продолжительность хранения и (или) транспортирования объекта, в течение которой сохраняются в заданных пределах значения параметров, характеризующих способность объекта выполнять заданные функции. По истечении срока сохраняемости объект должен соответствовать требованиям безотказности, долговечности и ремонтнопригодности, установленным нормативно-технической документацией на объект.

**Остаточный ресурс** - это суммарная наработка объекта от момента контроля его технического состояния до перехода в предельное состояние. Аналогично вводятся понятия остаточной наработки до отказа, остаточного срока службы и остаточного срока хранения.

**Назначенный ресурс** - это суммарная наработка, при достижении которой эксплуатация объекта должна быть прекращена независимо от его технического состояния.

**Назначенный срок службы** - это календарная продолжительность эксплуатации, при достижении которой эксплуатация объекта должна быть прекращена независимо от его технического состояния.

**Назначенный срок хранения** - это календарная продолжительность хранения, при достижении которой хранение объекта должно быть прекращено независимо от его технического состояния.

По истечении назначенного ресурса (срока службы, срока хранения) объект должен быть изъят из эксплуатации и должно быть принято решение, предусмотренное соответствующей нормативно-технической документацией - направление в ремонт, списание, уничтожение, проверка и установление нового назначенного срока и т.д.

## 2.4. Основные сведения о расчёте надёжности

**Расчёт надёжности** - это процедура определения значений показателей надёжности объекта с использованием методов, основанных на:

- справочных данных о надёжности элементов объекта,
- данных о надёжности объектов – аналогов,
- данных о свойствах материалов,
- другой информации, имеющейся к моменту расчета.

Общие правила расчёта надёжности, требования к методикам этих расчётов и к оформлению их результатов регламентированы межгосударственным стандартом - ГОСТ 27.301-95. Расчёт надёжности. Общие положения [16].

Расчет надёжности объекта может иметь своими целями:

- обоснование количественных требований по надёжности;
- проверку выполнимости установленных требований;

- сравнительный анализ надёжности вариантов схемно-конструктивного построения объекта и обоснование выбора рационального варианта;
- определение достигнутого (ожидаемого) уровня надёжности;
- обоснование и проверку эффективности мер по доработке конструкции, технологии изготовления, системы технического обслуживания и ремонта объекта, направленных на повышение его надёжности;
- решение различных оптимизационных задач, в которых показатели надёжности выступают в роли целевых функций, управляемых параметров или граничных условий;
- проверку соответствия ожидаемого (достигнутого) уровня надёжности объекта установленным требованиям (контроль надёжности).

Расчет надёжности объектов в общем случае представляет собой процедуру последовательного поэтапного уточнения оценок показателей надёжности по мере поступления дополнительной информации о конструкции и технологии изготовления объекта, о его эксплуатации, о системе технического обслуживания и ремонта и т.д. Он может включать:

- идентификацию объекта;
- определение целей и задач расчета, номенклатуры и требуемых значений рассчитываемых показателей надёжности;
- выбор метода(ов) расчета, адекватного(ых) особенностям объекта, целям расчета, наличию необходимой информации;
- составление расчетных моделей для каждого показателя надёжности;
- получение и предварительную обработку исходных данных для расчета, вычисление значений показателей надёжности объекта и, при необходимости, их сопоставление с требуемыми;
- оформление, представление и защиту результатов расчета.

**Идентификация объекта** включает анализ доступной информации о факторах, определяющих его надёжность. Могут анализироваться:

- назначение, области применения и функции объекта;
- критерии качества функционирования, отказов и предельных состояний, возможные последствия отказов (достижения объектом предельного состояния) объекта;
- структура объекта, состав, взаимодействие и уровни нагруженности входящих в него элементов, возможность перестройки структуры и/или алгоритмов функционирования объекта при отказах отдельных его элементов;
- наличие, виды и способы резервирования, используемые в объекте;
- типовые условия эксплуатации объекта;
- система технического обслуживания и ремонта (СТОиР) объекта, характеризующаяся видами, периодичностью, организационными уровнями, способами выполнения, техническим оснащением работ по его ТО и ремонту;
- распределение функций между операторами и средствами автоматического диагностирования (контроля) и управления объектом, виды и харак-

теристики человеко-машинных интерфейсов, определяющих параметры работоспособности и надёжности работы операторов;

- уровень квалификации персонала;
- качество программных средств, применяемых в объекте;
- планируемые технология и организация производства при изготовлении объекта.

Методы расчета надёжности подразделяют по составу рассчитываемых показателей надёжности (ПН) и по основным принципам расчета.

**По составу рассчитываемых показателей** различают методы расчета:

- безотказности,
- ремонтпригодности,
- долговечности,
- сохраняемости,
- комплексных показателей надёжности (методы расчета коэффициентов готовности, технического использования, сохранения эффективности и др.).

**По основным принципам расчета свойств**, составляющих надёжность, или комплексных показателей надёжности объектов различают:

- методы прогнозирования,
- структурные методы расчета;
- физические методы расчета надёжности.

**Методы прогнозирования** основаны на использовании для оценки ожидаемого уровня надёжности объекта данных о достигнутых значениях и выявленных тенденциях изменения ПН объектов, аналогичных или близких к рассматриваемому по:

- назначению,
- принципам действия,
- схемно-конструктивному построению и технологии изготовления,
- элементной базе и применяемым материалам,
- условиям и режимам эксплуатации, принципам и методам управления надёжностью (далее - объектов-аналогов).

Эти методы рассмотрены нами в разделе 6.6.

**Структурные методы** расчета основаны на представлении объекта в виде логической (структурно-функциональной) схемы, описывающей зависимость состояний и переходов объекта от состояний и переходов его элементов с учетом их взаимодействия и выполняемых ими функций в объекте с последующими описаниями построенной структурной модели адекватной математической моделью и вычислением ПН объекта по известным характеристикам надёжности его элементов. Структурные методы являются основными методами расчета показателей безотказности, ремонтпригодности и комплексных ПН в процессе проектирования объектов, поддающихся разукруп-

нению на элементы, характеристики надёжности которых в момент проведения расчетов известны или могут быть определены другими методами (прогнозирования, физическими, по статистическим данным, собранным в процессе их применения в аналогичных условиях). Эти методы применяют также для расчета долговечности и сохраняемости объектов, критерии предельного состояния которых выражаются через параметры долговечности (сохраняемости) их элементов. Они рассмотрены нами в разделах 4 и 5.

Расчёт ПН структурными методами в общем случае включает:

- представление объекта в виде структурной схемы, описывающей логические соотношения между состояниями элементов и объекта в целом с учетом структурно-функциональных связей и взаимодействия элементов, принятой стратегии обслуживания, видов и способов резервирования и других факторов;

- описание построенной структурной схемы надёжности (ССН) объекта адекватной математической моделью, позволяющей в рамках введенных предположений и допущений вычислить ПН объекта по данным о надёжности его элементов в рассматриваемых условиях их применения.

В качестве структурных схем надёжности (ССН) могут применяться:

- структурные блок-схемы надёжности, представляющие объект в виде совокупности определенным образом соединенных (в смысле надёжности) элементов (стандарт МЭК 1078);

- деревья отказов объекта, представляющие графическое отображение причинно-следственных связей, обуславливающих определенные виды его отказов (стандарт МЭК 1025);

- графы (диаграммы) состояний и переходов, описывающих возможные состояния объекта и его переходы из одного состояния в другое в виде совокупности состояний и переходов его элементов.

Математические модели, применяемые для описания указанных ССН, определяются требуемой точностью расчётов, требуемой точностью исходных данных, точностью допущений о законах распределения и т.д.

Методы расчета показателей ремонтпригодности в общем случае основаны на представлении процесса ТО или ремонта определенного вида как совокупности отдельных задач (операций), вероятности и цели выполнения которых определяются показателями безотказности (долговечности) объектов и принятой стратегией ТО и ремонта, а продолжительность (трудоемкость, стоимость) выполнения каждой задачи зависит от конструктивной приспособленности объекта к ТО (ремонту) данного вида.

**Физические методы** расчета основаны на применении математических моделей, описывающих физические, химические и иные процессы, приводящие к отказам объектов (к достижению объектами предельного состояния), и вычислении ПН по известным параметрам нагруженности объекта, характеристикам примененных в объекте веществ и материалов с учетом особенностей его конструкции и технологии изготовления.

Физические методы применяют для расчета безотказности, долговечности и сохраняемости объектов, для которых известны механизмы их деградации под влиянием различных внешних и внутренних факторов, приводящие к отказам (предельным состояниям) в процессе эксплуатации (хранения). Методы основаны на описании соответствующих процессов деградации с помощью адекватных математических моделей, позволяющих вычислять ПН с учетом конструкции, технологии изготовления, режимов и условий работы объекта по справочным или определенным экспериментально физическим и иным свойствам веществ и материалов, используемых в объекте. В общем случае указанные модели при одном ведущем процессе деградации могут быть представлены моделью выбросов некоторого случайного процесса за пределы границ допустимой области его существования, причем границы этой области могут быть также случайными и коррелированными с указанным процессом (*моделью невышешения*). Основным методом расчета надёжности по *моделям невышешения* является статистическое моделирование.

Физический метод расчета надёжности рассмотрен нами в разделе 6.6.3.

**Исходными данными для расчета надёжности** объекта могут быть:

- априорные данные о надёжности по опыту применения объекта в аналогичных или близких условиях;
- оценки показателей надёжности, полученные экспериментальным или расчетным способом;
- расчетные и/или экспериментальные оценки параметров нагруженности составных частей и элементов конструкции.

**Источниками исходных данных для расчета надёжности** объекта могут быть:

- стандарты и технические условия;
- справочники по надёжности элементов, свойствам материалов и другие информационные материалы;
- статистические данные (банки данных) о надёжности объектов-аналогов, входящих в их состав элементов, о параметрах операций ТО и ремонта, собранные в процессе их разработки, изготовления, испытаний и эксплуатации;
- результаты иных расчетов объекта и его составных частей, включая расчеты показателей надёжности составных частей объекта.

**Степень адекватности** моделей и методов расчета надёжности оценивают путем:

- сопоставления результатов расчета и экспериментальной оценки ПН объектов-аналогов, для которых применялись аналогичные модели и методы расчета;
- исследования чувствительности моделей к нарушениям принятых при их построении допущений и предположений, а также к погрешностям исходных данных для расчета;
- экспертизы и апробации применяемых моделей и методов [16].

### 3. ПОКАЗАТЕЛИ НАДЁЖНОСТИ

#### 3.1. Общие сведения о показателях надёжности для различных видов объектов

Надёжность относится к числу свойств, которые проявляются при использовании изделий по назначению в течение некоторого времени. Количественная характеристика одного или нескольких свойств, составляющих надёжность объекта называется **показателем надёжности**. Наборы показателей, описывающих надёжность объекта, отличаются, в зависимости от того, является ли объект обслуживаемым, восстанавливаемым, ремонтируемым или нет.

**Техническое обслуживание** - это комплекс работ (операций) для поддержания РЭС в исправном или работоспособном состоянии при подготовке и применении по назначению, хранении и транспортировании [50].

**Восстановление** - это процесс перевода объекта в работоспособное состояние из неработоспособного состояния.

**Ремонт** - это комплекс операций по восстановлению исправности или работоспособности и восстановлению ресурсов РЭА или её составных частей [4].

**Обслуживаемый объект** - это объект, для которого проведение технического обслуживания предусмотрено нормативно-технической документацией и (или) конструкторской (проектной) документацией, а **необслуживаемый объект** - это объект, для которого проведение технического обслуживания не предусмотрено этой документацией.

**Восстанавливаемый объект** - это объект, для которого в рассматриваемой ситуации проведение восстановления работоспособного состояния предусмотрено в нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документации, а **невосстанавливаемый объект** - это объект, для которого в рассматриваемой ситуации проведение восстановления работоспособного состояния не предусмотрено этой документацией.

**Ремонтируемый объект** - это объект, ремонт которого возможен и предусмотрен нормативно-технической, ремонтной и (или) конструкторской (проектной) документацией, а **неремонтируемый объект** - это объект, ремонт которого не возможен и не предусмотрен этой документацией.

В зависимости от характерных особенностей показатели надёжности подразделяют на несколько типов.

**Единичный показатель надёжности** - это показатель надёжности, характеризующий одно из свойств, составляющих надёжность объекта.

**Комплексный показатель надёжности** - это показатель надёжности, характеризующий несколько свойств, составляющих надёжность объекта.

**Расчётный показатель надёжности** - это показатель надёжности, значения которого определяются расчетным методом.

**Экспериментальный показатель надёжности** - это показатель надёжности, точечная или интервальная оценка которого определяется по данным испытаний.

**Эксплуатационный показатель надёжности** - это показатель надёжности, точечная или интервальная оценка которого определяется по данным эксплуатации.

**Экстраполированный показатель надёжности** - это показатель надёжности, точечная или интервальная оценка которого определяется на основании результатов расчетов, испытаний и (или) эксплуатационных данных путем экстраполирования на другую продолжительность эксплуатации и другие условия эксплуатации.

В зависимости от оцениваемых свойств, характеризующих надёжность, показатели надёжности подразделяют на:

- показатели безотказности,
- показатели долговечности,
- показатели ремонтпригодности,
- показатели сохраняемости;
- комплексные показатели надёжности.

## **3.2. Показатели безотказности**

### **3.2.1 Набор показателей безотказности для различных видов объектов**

Для необслуживаемых, невозстанавливаемых и неремонтируемых объектов в качестве показателей безотказности используют вероятность безотказной работы, интенсивность отказов, среднюю наработку до отказа и гамма-процентную наработку до отказа. Для обслуживаемых, восстанавливаемых и ремонтируемых объектов в качестве показателей безотказности используют среднюю наработку на отказ, параметр потока отказов и осреднённый параметр потока отказов.

### **3.2.2 Вероятность безотказной работы, вероятность отказа и частота отказов**

**Вероятность безотказной работы** - это вероятность того, что в пределах заданной наработки отказ объекта не возникнет. Вероятность безотказной работы определяется в предположении, что в начальный момент времени (момент начала исчисления наработки) объект находился в работоспособном состоянии.

Обозначим через  $t$  время или суммарную наработку объекта (в дальнейшем для краткости называем  $t$  просто наработкой). Возникновение первого отказа - случайное событие, а наработка  $\tau$  от начального момента до возникновения этого события - случайная величина. Вероятность безотказной работы  $P(t)$  объекта в интервале наработки от 0 до  $t$  включительно определяют как

$$P(t) = P\{\tau > t\} \quad (3.1)$$

Здесь  $P\{\tau > t\}$  - вероятность события, заключенного в скобках. Вероятность безотказной работы  $P(t)$  является функцией наработки  $t$ . Обычно эту функцию предполагают непрерывной и дифференцируемой.

Если способность объекта выполнять заданные функции характеризуется одним параметром  $x$ , то вместо (3.1) имеем формулу

$$P(t) = P\{x_{\text{ниж}}(t_1) < x(t_1) < x_{\text{верх}}(t_1)\}; \quad 0 < t_1 \leq t, \quad (3.2)$$

где  $x_{\text{ниж}}(t_1)$  и  $x_{\text{верх}}(t_1)$  - предельные по условиям работоспособности значения параметров (эти значения, вообще, могут изменяться во времени). Аналогично вводят вероятность безотказной работы в более общем случае, когда состояние объекта характеризуется набором параметров с допустимой по условиям работоспособности областью значений этих параметров [14].

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

$$F(t) = 1 - P(t); \quad f(t) = dF(t) / dt = - dP(t) / dt. \quad (3.3)$$

Наряду с понятием «вероятность безотказной работы» часто используют понятие «вероятность отказа»  $Q(t)$ , то есть вероятность того, что объект откажет хотя бы один раз в течение заданной наработки, будучи работоспособным в начальный момент времени:

$$Q(t) = 1 - P(t) = F(t). \quad (3.4)$$

Из (3.3) с учётом (3.4) получим:

$$Q(t) = \int_0^t f(t) dt = F(t); \quad (3.5)$$

$$P(t) = 1 - Q(t) = 1 - \int_0^t f(t) dt. \quad (3.6)$$

Плотность распределения  $f(t)$  наработки до отказа в литературе по надёжности называют частотой отказов, хотя в стандарте этот термин отсутствует. Типичная зависимость частоты отказов  $f$  от времени (от наработки)  $t$  изображена на рисунке 3.1.

Из неё видно, что всё время работы изделий можно разделить на три участка, соответствующие трём независимым группам отказов. Временной промежуток от 0 до  $t_1$  называется участком приработки. На нем происходят отказы, в основном, из-за дефектов производства. На самом протяжённом основном временном промежутке от

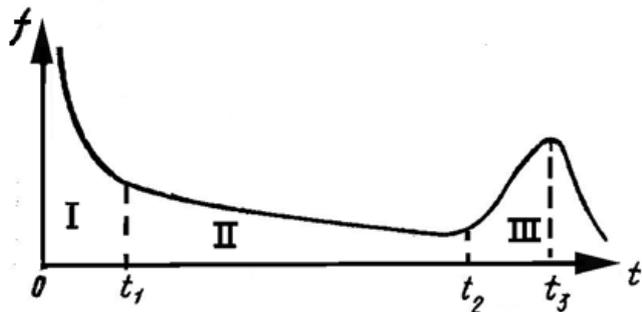


Рисунок 3.1 - Типичная зависимость частоты отказов изделий  $f$  от времени  $t$

$t_1$  до  $t_2$  выход изделий из строя обусловлен, в основном, внезапными отказами. Временной промежуток от  $t_2$  до  $t_3$  характеризуется возрастанием частоты отказов из-за деградиционных процессов, ухудшающих состояние с точки зрения безотказности (старение и износ изделий). На участке после времени  $t_3$  частота отказов уменьшается из-за уменьшения количества исправных изделий. В сложной системе на стадии эксплуатации наряду с деградиционными процессами действуют и стабилизирующие процессы, обеспечивающие сопротивление развитию деградации, поддерживающие работоспособность устройства или системы в заданных пределах или восстанавливающие, парирующие ухудшение состояния. К стабилизирующим процессам относятся такие, как автоматическая подстройка и регулировка состояния РЭС при функциональном использовании (автоматическая регулировка усиления - АРУ, автоподстройка частоты - АПЧ и др.), а для восстанавливаемых изделий также подстройки, регулировки, замены на этапах технического обслуживания и ремонта (если отказ всё-таки произошел) [3].

Точечные статистические оценки для вероятности безотказной работы  $P_{\text{стат}}(t)$ , вероятности отказа  $Q_{\text{стат}}(t)$  и частоты отказов  $f_{\text{стат}}(t)$  для наработки от 0 до  $t$  даются формулами:

$$P_{\text{стат}}(t) = 1 - n(t) / N, \quad (3.7)$$

$$Q_{\text{стат}}(t) = n(t) / N, \quad (3.8)$$

$$f_{\text{стат}}(t) = n(\Delta t) / (N \cdot \Delta t), \quad \text{где} \quad (3.9)$$

$N$  – число объектов, работоспособных в начальный момент времени (наработки);  $\Delta t$  – промежуток времени (наработки);  $n(\Delta t)$  – число объектов, отказавших в интервале времени (наработки) от  $t - \Delta t / 2$  до  $t + \Delta t / 2$ ;  $n(t)$  – число объектов, отказавших на отрезке от 0 до  $t$ .

Для получения достоверных оценок объем выборки  $N$  должен быть достаточно велик [10, 14].

### 3.2.3 Интенсивность отказов

Показателем, наиболее полно характеризующим надёжность неремонтируемых изделий, является интенсивность отказов.

Интенсивность отказов  $\lambda(t)$  – это условная плотность вероятности возникновения отказа объекта, определяемая при условии, что до рассматриваемого момента времени отказ не возник. Её определяют по формуле

$$\lambda(t) = - \frac{dP(t)}{P(t) dt} \quad (3.10)$$

Для высоконадежных систем  $P(t)$  близко к единице, так что интенсивность отказов приближенно равна плотности распределения наработки до отказа. Преобразуем формулу (3.10), чтобы выразить  $P(t)$  через  $\lambda(t)$ . Из формулы (3.10) следует, что

$$\lambda(t) \cdot dt = - dP(t) / P(t). \quad (3.11)$$

Интегрируя обе части выражения (3.11) в пределах от 0 до  $t$ , получим

$$\int_0^t \lambda(t) dt = -\ln P(t) \quad (3.12)$$

откуда

$$P(t) = \exp \left[ - \int_0^t \lambda(t) dt \right] + C. \quad (3.13)$$

Используя начальные условия  $t = 0$  и  $P(0) = 1$ , найдем постоянную  $C = 0$ . При этом

$$P(t) = \exp \left[ - \int_0^t \lambda(t) dt \right]. \quad (3.14)$$

Статистическая оценка для интенсивности отказов  $\lambda_{\text{стат}}(t)$  имеет вид

$$\lambda_{\text{стат}}(t) = [n(t + \Delta t) - n(t)] / [N - n(t)] \cdot \Delta t. \quad (3.15)$$

Типичная зависимость интенсивности отказов  $\lambda$  от времени (от наработки)  $t$  изображена на рисунке 3.2.

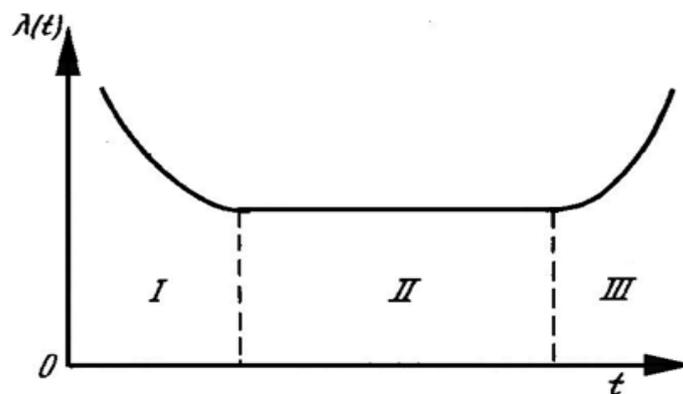


Рисунок 3.2 - Типичная зависимость интенсивности отказов  $\lambda$  от времени  $t$

Эта зависимость имеет те же характерные участки, что и зависимость частоты отказов. На участке нормальной работы изделий, находящемся между участком приработки изделий и участком постепенных износовых отказов, интенсивность отказов  $\lambda$  определяется внезапными отказами и постоянна, то есть не зависит от времени. Для этого участка, на котором изделия работают наиболее долго, формула для расчёта вероятности безотказной работы (3.14) упростится и примет вид:

$$P(t) = \exp(-\lambda \cdot t) \quad (3.16)$$

Это выражение называют экспоненциальным законом вероятности безотказной работы. Его наиболее часто используют для расчета этой вероятности.

#### 3.2.4 Средняя наработка до отказа

**Средняя наработка до отказа  $T_1$**  - это математическое ожидание наработки объекта до первого отказа. Её вычисляют по формуле

$$T_1 = \int_0^{\infty} t \cdot f(t) dt = \int_0^{\infty} [1 - Q(t)] dt = \int_0^{\infty} P(t) dt. \quad (3.17)$$

Для второго участка работы (рисунок 3.2), когда интенсивность отказов  $\lambda$  не зависит от времени  $t$ , средняя наработка до отказа равна

$$T_1 = 1 / \lambda. \quad (3.18)$$

**Среднее время безотказной работы** в интервале  $0 \dots t$  при экспоненциальном законе вероятности безотказной работы

$$T_{\text{СР}} = \int_0^t P(t) dt = T_1 \cdot [1 - P(t)] \quad P(t) = e^{-t/T_1}. \quad (3.19)$$

**Дисперсия времени безотказной работы**

$$D_{T_1} = \int_0^{\infty} (t - T_1)^2 \cdot f(t) dt, \quad (3.20)$$

**а среднее квадратическое отклонение**

$$\sigma_{T_1} = \sqrt{D_{T_1}}. \quad (3.21)$$

**Статистическую оценку средней наработки до отказа  $T_{1\text{стат}}$**  вычисляют по формуле

$$T_{1\text{стат}} = \left( \sum_{i=1}^N t_i \right) / N, \quad (3.22)$$

где  $N$  - число отказов, произошедших за наработку  $t$ ;  $t_i$  - наработка (время) отказа  $i$ -го элемента. Формула (3.22) соответствует плану испытаний, при котором все объекты испытываются до отказа [14].

### 3.2.5 Гамма - процентная наработка до отказа

**Гамма - процентная наработка до отказа** - это наработка  $t_\gamma$ , в течение которой отказ объекта не возникнет с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах. Её определяют как корень  $t_\gamma$  уравнения

$$F(t_\gamma) = Q(t_\gamma) = 1 - P(t_\gamma) = 1 - \gamma / 100, \quad (3.23)$$

где  $F(t_\gamma) = Q(t_\gamma)$  - функция распределения наработки до отказа (вероятность отказа), а  $P(t_\gamma)$  - вероятность безотказной работы.

Как видно из формулы (3.23), гамма - процентная наработка до отказа равна квантили соответствующего распределения. Если вероятность, отвечающая этой квантили, выражают в процентах, то для показателей безотказности обычно задают значения 90; 95; 99; 99,5% и т.д. Тогда вероятность возникновения отказа на отрезке  $[0 \dots t]$  будет составлять: 0,10; 0,05; 0,01; 0,005 и т.д. Задаваемые значения  $\gamma$  для критических отказов должны быть весьма

близки к 100 %, чтобы сделать критические отказы практически невозможными событиями [14].

### 3.2.6 Средняя наработка на отказ

**Средняя наработка на отказ** (наработка на отказ)  $T$  определяется как отношение суммарной наработки восстанавливаемого объекта к математическому ожиданию числа его отказов в течение этой наработки.

Этому определению средней наработки на отказ соответствует формула

$$T = t / M\{r(t)\}. \quad (3.24)$$

Здесь  $t$  - суммарная наработка,  $r(t)$  - число отказов, наступивших в течение этой наработки,  $M\{r(t)\}$  - математическое ожидание этого числа. В общем случае средняя наработка на отказ оказывается функцией  $t$ . Для стационарных потоков отказов средняя наработка на отказ от  $t$  не зависит.

Статистическую оценку средней наработки на отказ  $T$  вычисляют по формуле

$$T_{\text{стат}} = t/r \approx \left( \sum_{i=1}^N t_i \right) / N, \quad t = \sum_{i=1}^N t_i. \quad (3.25)$$

В отличие от формулы (3.24), здесь  $r(t) = N$  - число отказов, фактически произошедших за суммарную наработку  $t$ ;  $t_i$  - наработка (время) отказа  $i$ -го элемента. Показатель средняя наработка на отказ введен применительно к восстанавливаемым объектам, при эксплуатации которых допускаются многократно повторяющиеся отказы, не приводящие к серьезным последствиям и не требующие значительных затрат на восстановление работоспособного состояния. Эксплуатация таких объектов может быть описана следующим образом: в начальный момент времени объект начинает работать, и продолжает работать до первого отказа; после отказа происходит восстановление работоспособности, и объект вновь работает до отказа и т.д. На оси времени моменты отказов образуют поток отказов, а моменты восстановлений - поток восстановлений. На оси суммарной наработки (когда время восстановления не учитывается) моменты отказов образуют поток отказов [14].

### 3.2.7 Параметр потока отказов и осреднённый параметр потока отказов

**Параметр потока отказов**  $\omega(t)$  - это отношение математического ожидания числа отказов восстанавливаемого объекта за достаточно малую его наработку к значению этой наработки. **Осреднённый параметр потока отказов**  $\omega_{\text{оср}}(t)$  - это отношение математического ожидания числа отказов восстанавливаемого объекта за конечную наработку к значению этой наработки. В стандарте параметр потока отказов обозначен  $\mu(t)$ , но поскольку во всей цитируемой литературе буквой  $\mu$  обозначена интенсивность восстановления, то во избежание путаницы будем обозначать параметр потока отказов  $\omega(t)$ . Параметр потока отказов  $\omega(t)$  определяют по формуле

$$\omega(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{r(t + \Delta t) - r(t)}{\Delta t} \quad (3.26)$$

где  $\Delta t$  - малый отрезок наработки,  $r(t)$  - число отказов, наступивших от начального момента времени до достижения наработки  $t$ . Разность  $r(t + \Delta t) - r(t)$  представляет собой число отказов на отрезке  $\Delta t$ .

В расчетах при обработке экспериментальных данных часто используют **осредненный параметр потока отказов**

$$\omega_{\text{осп}}(t) = \frac{r(t_2) - r(t_1)}{t_2 - t_1} \quad (3.27)$$

По сравнению с формулой (3.26) здесь рассматривается число отказов за конечный отрезок  $(t_2 - t_1)$ , причем  $t_1 \leq t \leq t_2$ . Если поток отказов стационарный, то параметры  $\omega(t)$  и  $\omega_{\text{осп}}(t)$ , определяемые по формулам (3.26) и (3.27) от  $t$  не зависят.

**Статистическую оценку для параметра потока отказов  $\omega_{\text{стат}}(t)$**  определяют по формуле

$$\omega_{\text{стат}}(t) = [r(t_2) - r(t_1)] / (t_2 - t_1), \quad (3.28)$$

которая по структуре аналогична формуле (3.27). Для стационарных потоков можно применять формулу

$$\omega_{\text{стат}} = 1 / T_{\text{стат}}. \quad (3.29)$$

Если время  $t$  стремится к бесконечности, на практике выполняется равенство параметра потока отказов интенсивности отказов для второго участка работы (рисунки 3.2), когда  $\lambda$  не зависит от времени

$$\lambda(t) = \lambda = \omega(t) = 1 / T_1. \quad (3.30)$$

Поэтому для стационарных потоков отказов ремонтируемых объектов, вместо параметра потока отказов часто используют показатель надёжности неремонтируемых объектов - **интенсивность отказов  $\lambda$** . Это свойство функции  $\omega(t)$  отражает тот факт, что с течением времени единый процесс отказов и восстановлений становится стационарным и среднее число отказов не зависит от предшествующей эксплуатации [3].

### 3.3. Показатели долговечности

К показателям долговечности относятся: средний ресурс, средний срок службы, гамма-процентный ресурс и гамма-процентный срок службы.

**Средний ресурс** – это математическое ожидание ресурса  $t_{\text{рес}}$ , а **средний срок службы** - это математическое ожидание срока службы  $t_{\text{сл}}$ . Средний ресурс и средний срок службы можно рассчитывать по формулам (3.17), (3.18) и (3.19), заменив в них случайные величины  $(t, t_1)$ , соответственно, на случайные величины  $(t_{\text{рес}}, t_{\text{рес}i})$  и  $(t_{\text{сл}}, t_{\text{сл}i})$ .

Некоторую часть общего срока службы составляет **гарантийный срок службы**, представляющий собой суммарное рабочее или календарное время, в течение которого завод-изготовитель производит замену изделия или безвозмездное устранение неисправностей.

Требование возможно большей долговечности предъявляется не ко всем изделиям. Изделия однократного действия (например, аппаратура управляемых снарядов) часто могут иметь относительно небольшую долговечность.

**Гамма-процентный ресурс** - это суммарная наработка, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах, а **гамма-процентный срок службы** - это календарная продолжительность эксплуатации, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах. Эти показатели определяют как корни уравнения (3.23), заменив в нём случайную величину  $t_\gamma$ , соответственно, на случайные величины  $t_{\gamma_{\text{рес}}}$  и  $t_{\gamma_{\text{сл}}}$ .

При использовании показателей долговечности следует указывать начало отсчета и вид действий после наступления предельного состояния (например, гамма-процентный ресурс от второго капитального ремонта до списания). Показатели долговечности, отсчитываемые от ввода объекта в эксплуатацию до окончательного снятия с эксплуатации, называются **гамма-процентный полный ресурс** (срок службы), **средний полный ресурс** (срок службы).

#### 3.4. Показатели сохраняемости

К показателям сохраняемости относятся: средний срок сохраняемости и гамма-процентный срок сохраняемости.

**Средний срок сохраняемости** - это математическое ожидание срока сохраняемости, а **гамма-процентный срок сохраняемости** - это срок сохраняемости, достигаемый объектом с заданной вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах.

Средний срок сохраняемости можно рассчитывать по формулам (3.17), (3.18) и (3.19), заменив в них случайные величины  $t$  и  $t_1$ , соответственно, на случайные величины  $t_{\text{сохр}}$  и  $t_{\text{сохр}1}$ . Гамма-процентный срок сохраняемости определяют как корень уравнения (3.23), заменив в нём случайную величину  $t_\gamma$ , соответственно, на случайную величину  $t_{\gamma_{\text{сохр}}}$ .

#### 3.5. Показатели ремонтпригодности

К показателям ремонтпригодности относятся: вероятность восстановления, среднее время восстановления, гамма-процентное время восстановления, интенсивность восстановления, средняя трудоёмкость восстановления.

**Интенсивность восстановления  $\mu(t)$**  - это условная плотность вероятности восстановления работоспособного состояния объекта, определенная для рассматриваемого момента времени при условии, что до этого момента восстановление не было завершено.

**Вероятность восстановления  $P_B(t)$**  - это вероятность того, что время восстановления работоспособного состояния объекта не превысит

заданное время. Она определяется по формуле (3.6) при замене  $P(t)$  на  $P_B(t)$  и  $f(t)$  на интенсивность восстановления  $\mu(t)$

$$P_B(t) = 1 - \int_0^t \mu(t) dt. \quad (3.31)$$

**Среднее время восстановления  $T_B$**  - это математическое ожидание времени восстановления работоспособного состояния объекта после отказа. Для экспоненциального закона среднее время восстановления определяется по формуле

$$T_B = \int_0^{\infty} t_B \cdot f(t_B) dt_B = 1/\mu. \quad (3.32)$$

**Гамма-процентное время восстановления** – это время, в течение которого восстановление работоспособности объекта будет осуществлено с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах.

**Средняя трудоёмкость восстановления** – это математическое ожидание трудоёмкости восстановления объекта после отказа.

### 3.6. Комплексные показатели надёжности

К комплексным показателям надёжности относятся коэффициенты: готовности, оперативной готовности, технического использования и сохранения эффективности. Все комплексные показатели описывают надёжность восстанавливаемых объектов.

**Коэффициент готовности  $K_G$**  – это вероятность того, что объект окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени, кроме планируемых периодов, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается. Различают стационарный и нестационарный коэффициенты готовности, а также средний коэффициент готовности [3].

Выведем выражение для стационарного коэффициента готовности восстанавливаемых объектов. С точки зрения потребителя интерес представляют два состояния таких объектов:

- $S_0(t)$  с вероятностью пребывания  $P_0(t)$ , в котором система может использоваться по своему назначению,
- $S_1(t)$  с вероятностью  $P_1(t)$  - система использоваться по своему назначению не может.

По определению  $K_G = P_0$  – вероятность застать систему в установившемся режиме в исправном состоянии, а  $K_{II} = P_1$  - вероятность застать систему в этом же режиме в неисправном состоянии. Граф переходов и зависимость состояния от времени такой системы показаны на *рисунке 3.3 а и б* (слева).

Дифференциальные уравнения для вероятностей состояний объекта можно составить по виду графа состояний, используя инженерное правило, сформулированное академиком А. Н. Колмогоровым [5]:

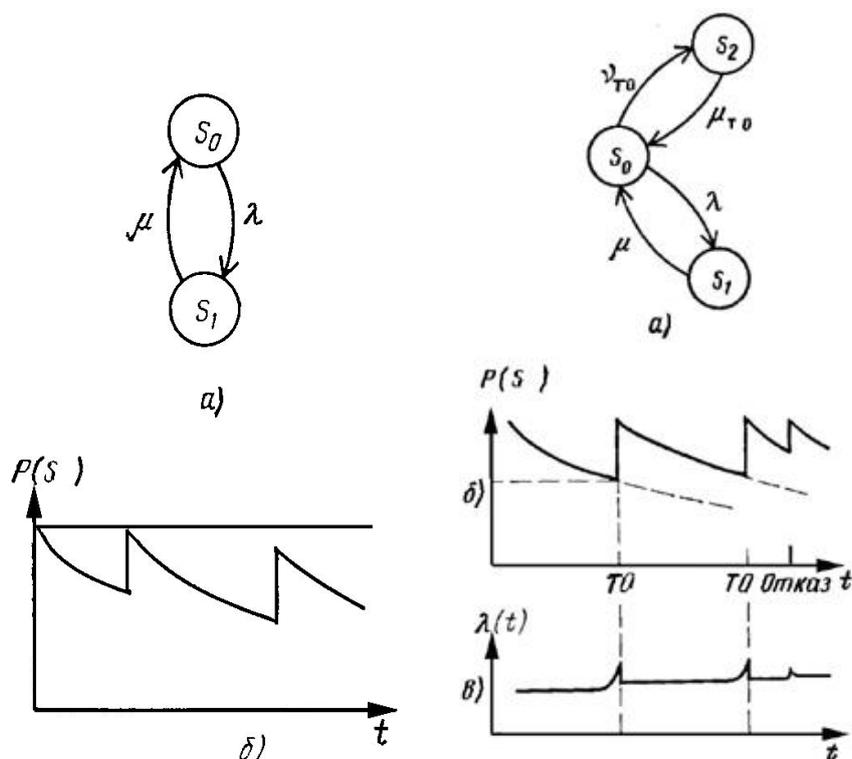


Рисунок 3.3 - Изменения состояний восстанавливаемой РЭС: слева - без технического обслуживания; справа с техническим обслуживанием (а - ориентированный граф; б - вероятности безотказной работы; в - параметр потока отказов  $\omega(t)$ , принимаемый для простейшего потока отказов равным интенсивности отказов  $\lambda(t)$  [3]

Производная по времени от вероятности  $P_k(t)$  пребывания системы в любой момент времени  $t$  в состоянии  $k$  равна алгебраической сумме произведений интенсивностей переходов в  $k$ -ое состояние (или из  $k$ -го состояния) на вероятность того состояния, откуда совершается переход в  $k$ -е состояние. Причем, тем слагаемым, которым соответствуют уходящие стрелки из  $k$ -го состояния приписывается знак “минус”, а входящим - “плюс”.

Кроме того, используется нормировочное отношение

$$\sum_{k=0}^n P_k = 1. \quad (3.33)$$

В итоге для нашего примера имеем

$$dP_0(t) / dt = -\lambda \cdot P_0(t) + \mu \cdot P_1(t); \quad (3.34)$$

$$dP_1(t) / dt = \lambda \cdot P_0(t) - \mu \cdot P_1(t); \quad (3.35)$$

$$P_0(t) + P_1(t) = 1. \quad (3.36)$$

С учётом того, что в установившемся режиме  $P_k$  не зависит от времени  $t$  и  $dP_k(t) / dt = 0$  выражения (3.34) и (3.36) примут вид

$$0 = -\lambda \cdot P_0 + \mu \cdot P_1; \quad (3.37)$$

$$P_0 + P_1 = 1. \quad (3.38)$$

Из двух последних уравнений имеем

$$P_0 = (\mu / \lambda) \cdot P_1 = (\mu / \lambda) \cdot (1 - P_0) = (\mu / \lambda) - (\mu \cdot P_0) / \lambda. \quad (3.39)$$

Откуда

$$P_0 = (\mu / \lambda) / (1 + \mu / \lambda) = \mu / (\lambda + \mu) = K_{\Gamma}; \quad (3.40)$$

$$P_1 = 1 - P_0 = \lambda / (\mu + \lambda) = K_{\Pi}. \quad (3.41)$$

Учтём, что интенсивности восстановления  $\mu$  и интенсивности отказов  $\lambda$  определяются выражениями

$$\mu = 1 / T_{\text{в}}, \quad (3.42)$$

$$\lambda = 1 / T, \quad (3.43)$$

где  $T_{\text{в}}$  – среднее время восстановления, а  $T$  – средняя наработка до отказа.

Тогда получим выражения для стационарных коэффициента готовности  $K_{\Gamma}$  и для коэффициента простоя  $K_{\Pi}$ :

$$K_{\Gamma} = T / (T + T_{\text{в}}), \quad (3.44)$$

$$K_{\Pi} = T_{\text{в}} / (T + T_{\text{в}}). \quad (3.45)$$

**Коэффициент оперативной готовности  $K_{\text{ог}}(t)$**  – это вероятность того, что объект окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени  $t$ , кроме планируемых периодов, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается, начиная с этого момента, будет работать безотказно в течение заданного интервала времени. При экспоненциальном законе вероятности безотказной работы

$$K_{\text{ог}}(t) = K_{\Gamma} \cdot \exp(-\lambda t). \quad (3.46)$$

Коэффициент готовности характеризует готовность объекта к применению по назначению только в отношении его работоспособности в произвольный момент времени. Коэффициент же оперативной готовности характеризует надёжность объекта, необходимость применения которого возникает в произвольный момент времени, после которого требуется безотказная работа в течение заданного интервала времени.

**Нестационарный коэффициент готовности  $k_{\Gamma}(t)$** , называемый также **функцией готовности** – это вероятность того, что объект окажется в работоспособном состоянии в заданный момент времени, отсчитываемый от начала работы (или от другого строго определённого момента времени). Иными словами, вероятность  $k_{\Gamma}(t)$  пребывания системы в состоянии готовности к функциональному применению называется функцией готовности [19, 21]:

$$k_{\Gamma}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \exp[-(\lambda + \mu)t] = K_{\Gamma} + K_{\Pi} \cdot \exp[-(\lambda + \mu)t]. \quad (3.47)$$

При  $t \rightarrow \infty$

$$k_{\Gamma}(t) = K_{\Gamma}. \quad (3.48)$$

**Средний коэффициент готовности** – это усреднённое на данном интервале времени значение нестационарного коэффициента готовности [21].

Восстановительные работы могут состоять из работ по техническому обслуживанию (ТО) работоспособного, хотя и неисправного, изделия и ремонта отказавшего изделия. Пребывание изделия в этих состояниях учитывается и оценивается с помощью **коэффициента технического использования** –  $K_{\text{ти}}$ . Коэффициент технического использования характеризует долю про-

должительности нахождения объекта в работоспособном состоянии относительно общей продолжительности эксплуатации [3, 14].

Выведем выражение для коэффициента технического использования восстанавливаемых объектов. Граф переходов и зависимость состояния от времени такой системы показаны на *рисунках 3.3 а и б* (справа). Дифференциальные уравнения для вероятностей состояний объекта составим по виду графа состояний, используя инженерное правило А. Н. Колмогорова. Кроме того, запишем нормировочное отношение (3.29). В итоге получим:

$$dP_0(t) / dt = -P_0(t) \cdot (\lambda + U_{TO}) + \mu \cdot P_1(t) + \mu_{TO} \cdot P_2(t); \quad (3.49)$$

$$dP_1(t) / dt = \lambda \cdot P_0(t) - \mu \cdot P_1(t); \quad (3.50)$$

$$P_0(t) + P_1(t) + P_2(t) = 1. \quad (3.51)$$

Здесь: интенсивности восстановления  $\mu$  и интенсивности отказов  $\lambda$  определяются выражениями (3.42) и (3.43); интенсивность  $\mu_{TO}$  связана со средней продолжительностью ТО ( $T_{TO}$ ), а интенсивность  $U_{TO}$  - с периодом времени между предыдущим и последующим ТО ( $\tau_{TO}$ ) зависимостями

$$T_{TO} = 1 / \mu_{TO}, \quad (3.52)$$

$$\tau_{TO} = 1 / U_{TO}. \quad (3.53)$$

При  $t \rightarrow \infty$  с учетом стационарности наблюдаемого случайного процесса имеем [3]:

$$K_{ТИ} = T / [T + T_B + T_{TO} \cdot (T / \tau_{TO})]. \quad (3.54)$$

Оптимальный период времени между предыдущим и последующим ТО, в котором минимизируется величина коэффициента простоя  $K_{П}$ , находят по формуле [5]:

$$\tau_{TO \text{ ОПТ}} = (2 \cdot T_{TO} \cdot T)^{0.5}. \quad (3.55)$$

Однако в литературе коэффициент технического использования  $K_{ТИ}$  часто рассчитывают как отношение математического ожидания времени пребывания объекта в работоспособном состоянии за некоторый период эксплуатации к сумме математических ожиданий интервалов времени пребывания изделий в работоспособном состоянии и простоев, обусловленных техническим обслуживанием и ремонтом за тот же период:

$$K_{ТИ} = T / (T + T_B + T_{TO}), \quad (3.56)$$

то есть принимают отношение  $(T / \tau_{TO})$  в формуле (3.54) равным единице.

В процессе технического обслуживания также должно осуществляться полное или частичное обновление системы, что зафиксировано на графиках *рисунков 3.3 б и в* (справа) зависимостями  $P(t)$  и  $\lambda(t)$ . Однако в современных сложных РЭС отказ элемента или РЭУ не всегда ведет к отказу системы и с этой точки зрения является дефектом. В процессе эксплуатации возникает необходимость выявления дефектов и предотвращения отказов. Эффективность этого процесса можно характеризовать вероятностью отсутствия дефекта в произвольный момент времени при, нахождении РЭС в рабочем состоянии - **коэффициентом отсутствия дефектов** [3]:

$$K_{\text{ОД}} = \lim_{t \rightarrow 0} P_K \quad (3.57)$$

где  $P_K(t)$  - представляется суммарной вероятностью пребывания РЭС в подмножестве  $K$  состояний, включающем в себя все ситуации, когда в рабочем режиме отсутствуют дефекты.

**Коэффициент сохранения эффективности** - это отношение значения показателя эффективности использования объекта по назначению за определенную продолжительность эксплуатации к номинальному значению этого показателя, вычисленному при условии, что отказы объекта в течение того же периода не возникают. Коэффициент сохранения эффективности характеризует степень влияния отказов объекта на эффективность его применения по назначению. Для каждого конкретного типа объектов содержание понятия эффективности и точный смысл показателя (показателей) эффективности задаются техническим заданием и вводятся в нормативно-техническую и (или) конструкторскую (проектную) документацию [14].

### 3.7. Распределения Пуассона, Эрланга и временные зависимости показателей надёжности для законов распределения наработки на отказ, характерных для участка приработки и участка постепенных износных отказов

#### 3.7.1 Распределение Пуассона

**Распределение Пуассона**, которым описывают поведение дискретных случайных величин, применимо для оценки надёжности ремонтируемых изделий с простейшим потоком отказов, называемым стационарным пуассоновским потоком. **Простейшие потоки** это потоки, обладающие свойствами ординарности, стационарности и отсутствия последствия. **Ординарность потока** означает, что вероятность появления двух и более событий в один и тот же момент равна нулю. **Стационарность потока** означает, что вероятность попадания любых событий в промежутки от времени  $t$  до времени  $t + \Delta t$  не зависит от  $t$ , а зависит только от длины участка  $\Delta t$ . **Отсутствие последствия** заключается в том, что для двух отрезков времени  $\Delta t_1$  и  $\Delta t_2$  число событий, попадающих в один из них, не зависит от числа событий, попадающих в другой.

Случайная величина  $t$  распределена по закону Пуассона, если вероятность того, что она примет определенное значение  $K$  на отрезке  $[0 .. t]$  выражается формулой [3]:

$$P_K(K, t) = (a^K / K!) \cdot \exp(-a), \quad (3.58)$$

где  $a$  - параметр закона Пуассона (математическое ожидание случайной величины  $t$ ).

Дисперсия случайной величины  $t$ , распределенной по закону Пуассона, равна ее математическому ожиданию:

$$D_t = a. \quad (3.59)$$

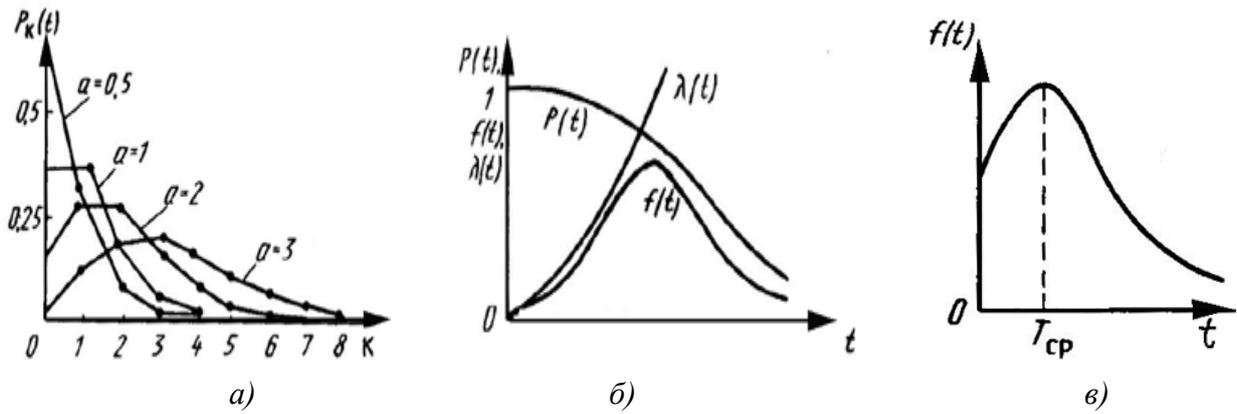


Рисунок 3.4 - Распределения, используемые при расчётах надёжности:  
*a* - распределение Пуассона при различных значениях параметра  $a$  (математического ожидания случайной величины  $t$ ); *б* - зависимости вероятности безотказной работы  $P(t)$ , интенсивности отказов  $\lambda(t)$  и частоты отказов  $f(t)$  для нормального распределения времени безотказной работы; *в* - зависимость частоты отказов  $f(t)$  для усечённого нормального распределения времени безотказной работы [4]

Вид распределения Пуассона при различных значениях  $a$  показан на рисунке 3.4, *a*. Интервалы времени между отказами в пуассоновском потоке отказов взаимозависимы и распределены по экспоненциальному закону. Среднее число отказов в интервале  $[0 .. t]$  для пуассоновского потока

$$a = \lambda \cdot t. \quad (3.60)$$

Параметр пуассоновского потока отказов

$$\omega(t) = \lambda, \quad (3.61)$$

то есть совпадает с интенсивностью отказов экспоненциального распределения.

Если время безотказной работы изделия подчиняется экспоненциальному закону, то поток отказов восстанавливаемого РЭС является пуассоновским и вероятность появления  $K$  отказов на отрезке  $[0 .. t]$  определяется формулой Пуассона:

$$Q(K, t) = [(\lambda \cdot t)^K / K!] \cdot \exp(-\lambda \cdot t). \quad (3.62)$$

Если время безотказной работы каждого элемента велико и подчиняется экспоненциальному закону распределения, то поток отказов системы, как сумма  $N$  простейших потоков, также является простейшим и имеет суммарную интенсивность

$$\lambda = \sum_{i=0}^n \lambda_i. \quad (3.63)$$

При этом должно выполняться условие, что доля каждого элемента в формировании общего потока отказов мала [3].

### 3.7.2 Нормальное распределение времени безотказной работы при постепенных отказах и учёт влияния этих отказов при расчёте надёжности

Распределение времени безотказной работы до появления постепенного (износосового) отказа (на третьем участке *рисунка 3.2*) в большинстве практических ситуаций, когда все отказы однородны по качеству и имеют малый разброс по времени возникновения, близко к нормальному, то есть хорошо описывается законом Гаусса (*рисунок 3.4, б*). При отрицательных значениях величины наработки до отказа  $t$  плотность распределения наработки до отказа  $f(t)$  равна нулю

$$f(t) = 0, \quad t \leq 0; \quad (3.64)$$

В этом случае количественные показатели надёжности имеет смысл рассматривать только при усеченном гауссовском распределении, когда плотность распределения наработки до отказа равна [1]

$$f(t) = c \cdot \exp \left[ -\frac{(t - T_0)^2}{2\sigma^2} \right], \quad (3.65)$$

где  $\sigma^2$  и  $T_0$  – соответственно дисперсия и среднее значение (математическое ожидание) случайной величины  $t$ , а  $c$  – постоянная усеченного нормального распределения, равная

$$c = \frac{\sqrt{\frac{2}{\pi}}}{\sigma \cdot 1 + \Phi \left[ T_0 / \sigma \sqrt{2} \right]}, \quad (3.66)$$

которая находится из условия нормировки  $\int_0^{\infty} f(t) dt = 1$ ;

$\Phi \left[ T_0 / \sigma \sqrt{2} \right] = \Phi \left( \frac{T_0}{\sigma \sqrt{2}} \right)$  – табулированные значения интеграла вероятности (нормированной функции Лапласа). Таблица  $P_d(t) = 2 \cdot \Phi(t)$  (*таблица 7.6*) приведена в разделе 7;

$$\Phi \left( \frac{t}{\sigma} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp \left[ -\frac{t^2}{2} \right] dt. \quad (3.67)$$

Нормированная функция Лапласа является нечётной

$$\Phi(-t) = -\Phi(t). \quad (3.68)$$

Вероятность безотказной работы системы определяется по формуле

$$P \left( \frac{t}{\sigma} \right) = \frac{1 - \Phi \left[ \frac{-T_0}{\sigma \sqrt{2}} \right]}{1 + \Phi \left[ \frac{T_0}{\sigma \sqrt{2}} \right]}. \quad (3.69)$$

Интенсивность отказов  $\lambda(t)$ , с учётом выражений (3.10), (3.65) и (3.69), определяют по формуле

$$\lambda(t) = f(t) P(t) = \frac{\sqrt{2/\pi}}{\sigma} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{(t-T_0)^2}{2\sigma^2}\right]}{1 - \Phi\left[\frac{t-T_0}{\sigma\sqrt{2}}\right]} \quad (3.70)$$

Среднюю наработку до отказа определяют по формуле [1]

$$T_{\text{1стат ус}} = T_0 + \sigma f_1(T_0 / \sigma), \quad (3.71)$$

где  $f_1(T_0 / \sigma)$  имеет тот же физический смысл, что и  $f(t)$  [см. формулу (3.65)].

Непосредственно нормальный закон распределения для расчета показателей безотказности может применяться только в случае, если

$$T_0 \gg \sigma. \quad (3.72)$$

В этом случае постоянная  $c$  и средняя наработка до отказа  $T_{\text{1стат}}$  равны

$$c = 1/\sigma\sqrt{2\pi}, \quad T_{\text{1стат}} = T_0. \quad (3.73)$$

Безусловная вероятность отказа изделия на временном интервале от  $t_1$  до  $t_2$  в этом случае равна [4]

$$\begin{aligned} Q(t_1, t_2) &= \int_{t_1}^{t_2} f(t) dt = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{t_1}^{t_2} \exp\left(-\frac{(t-T_0)^2}{2\sigma^2}\right) dt = \\ &= \Phi\left[\frac{t_2 - T_0}{\sigma}\right] - \Phi\left[\frac{t_1 - T_0}{\sigma}\right]. \end{aligned} \quad (3.74)$$

Если условие (3.72) не выполняется, то нормальная плотность распределения (3.65) не является односторонней, т.е. она отлична от нуля и при  $t < 0$ . При  $T_{\text{1стат}} \gg \sigma$  этот недостаток практически не сказывается, так как в этом случае частью кривой распределения при  $t < 0$  можно пренебречь. Однако если условие (3.72) не выполняется, то использование нормального распределения может привести к заметным погрешностям. Поэтому на практике используют усеченное нормальное распределение (рисунки 3.4, в). Для этого отсекают часть кривой распределения при  $t < 0$  и вводят с нормирующий множитель  $c$ , рассчитываемый по формуле (3.66) чтобы сохранить условия нормирования плотности вероятности [4].

### Пример 3.1 [1].

Известно, что исследуемая неремонтируемая РЭС имеет нормальное распределение наработки до отказа с параметрами  $T_0 = 520$  ч и  $\sigma = 150$  ч. Требуется определить вероятность безотказной работы РЭС при наработке  $t = 400$  ч и ее интенсивность отказов.

**Решение.** Из (3.69) следует, что

$$\begin{aligned} P(t) &= \frac{1 - \Phi\left[\frac{t - T_0}{\sigma\sqrt{2}}\right]}{1 + \Phi\left[\frac{t_0}{\sigma\sqrt{2}}\right]} = \frac{1 - \Phi\left[\frac{400 - 520}{150\sqrt{2}}\right]}{1 + \Phi\left[\frac{20}{50\sqrt{2}}\right]} = \\ &= \Phi(+0,2157) - \Phi(+0,4229) = 0,814. \end{aligned}$$

Значения функций Лапласа  $\Phi(t) = 0,5 \cdot P_d(t)$  находим из таблицы 7.6, приведенной в разделе 7:  $\Phi(0,5657) = 0,2157$  и  $\Phi(2,4513) = 0,4929$ . Знак плюс в чис-

лителе  $P(t)$  появился потому, что функция  $\Phi(t)$  нечетная, т.е.  $\Phi(-0,5657) = -0,2157$ . Из (3.70) следует, что

$$\begin{aligned} \lambda &= f(t)P(t) = \frac{\left(\frac{\sqrt{2/\pi}}{\sigma}\right) \exp\left[-\frac{(t-T_0)^2}{\sigma^2}\right]}{1 - \Phi\left[\frac{t-T_0}{\sigma\sqrt{2}}\right]} \\ &= \frac{\left(\frac{\sqrt{2/\pi}}{150}\right) \exp\left[-\frac{(400-520)^2}{(150)^2}\right]}{1 - \Phi\left[\frac{400-520}{50\sqrt{2}}\right]} \\ &= (0,7981 \cdot 0,7262) / (150 \cdot 0,7843) = 4,926 \cdot 10^{-3} \text{ 1 / час.} \end{aligned}$$

Рассмотрим в общих чертах учёт влияния постепенных отказов при расчёте надёжности для нормального распределения времени безотказной работы [7].

Пусть случайное изменение значения выходного параметра  $U$  в партии изделий происходит, например, в сторону его уменьшения во времени  $\tau$  (рисунк 3.4). Полная вероятность безотказной работы  $P_{\Pi}(\tau)$  (по внезапным и постепенным отказам) в момент времени  $\tau$  определяется по формуле

$$P_{\Pi}(\tau) = P(\tau) \prod_{i=1}^N P_{\text{пост}i}(\tau) \quad (3.75)$$

где  $P(\tau)$  - вероятность безотказной работы системы по внезапным отказам, рассмотренная в разделе 3.2.2;  $N$  - число учитываемых выходных параметров системы, изменение которых во времени может привести к её отказу;  $P_{\text{пост}i}(\tau)$  - вероятность безотказной работы системы по постепенным отказам, связанным с выходом  $i$ -го выходного параметра за пределы допустимых значений и возникающим из-за деградиационных процессов старения и износа. Так как выход параметра изделия за границы  $\alpha$  или  $\beta$  поля считается параметрическим отказом, то вероятность  $P_{\text{пост}i}(\tau)$  называют **параметрической надёжностью**.

Распределение времени пересечения границы поля допуска реализациями случайных функций, представляющих изменения выходных параметров конкретных изделий во времени - кривая  $U(\tau)$ , характеризует параметрическую надёжность данного типа изделия. Параметрическая надёжность определяется плотностью распределения  $U(\tau)$  и представляет собой вероятность того, что время непрерывной работы  $\tau_r$  изделия будет больше заданного времени  $\tau_{\text{зад}}$  при условии, что выходной параметр останется в пределах поля допуска:

$$P_{\text{пост}i}(\tau) = \text{вер}(\tau_r > \tau_{\text{зад}}) \quad \text{при } \beta \geq U_i \geq \alpha. \quad (3.76)$$

Распределение  $f(U)$  выходных параметров изделий  $U$  в партии в поле допуска характеризует динамическую точность изделий в рассматриваемый момент времени  $\tau$ . Под **динамической точностью**  $D_y$  понимают вероятность нахождения параметра  $U$  изделия в пределах допуска в момент времени  $\tau$

$$D_Y(\tau) = \text{вер}(\beta \geq Y_i \geq \alpha, \tau). \quad (3.77)$$

Если распределение выходного параметра  $Y$  подчиняется усеченному нормальному закону распределения, то динамическая точность определяется выражением:

$$D_Y(\tau) = \frac{C_H}{\sigma_Y(\tau) \sqrt{2\pi}} \int_{\alpha}^{\beta} \exp\left(-\frac{\left[Y_i(\tau) - Y_{cp}(\tau)\right]^2}{2\sigma_Y^2(\tau)}\right) dt, \quad (3.78)$$

где  $Y_{cp}(\tau)$  - среднее значение выходного параметра распределения в момент времени  $\tau$ ;  $\sigma_Y(\tau)$  - среднеквадратичное отклонение выходного параметра  $Y$  в момент времени  $\tau$ ;  $C_H$  - нормирующий множитель, определяемый по аналогии с формулой (3.73) выражением:

$$C_H = \Phi[Y_{cp}(\tau)] / \sigma_Y(\tau). \quad (3.79)$$

Значения  $Y_{cp}(\tau)$  и  $\sigma_Y(\tau)$  определяются путем расчета допусков для партии изделий с учетом старения.

На рисунке 3.5 видно, что в моменты времени  $\tau_2$  и  $\tau_3$  имеются отказавшие изделия (заштрихованные площади распределений в соответствующих сечениях  $\tau_2$  и  $\tau_3$  случайного процесса). Расчет параметрической надёжности ведется через динамическую точность [7]. Так как и этот расчет, и учёт в нём процессов деградации сложно осуществлять, то обычно ограничиваются расчетом надёжности изделий по внезапным отказам. Если же параметрическую надёжность учитывать всё же необходимо, то её запас можно оценить по результатам граничных испытаний, описанных в разделе 6.7.

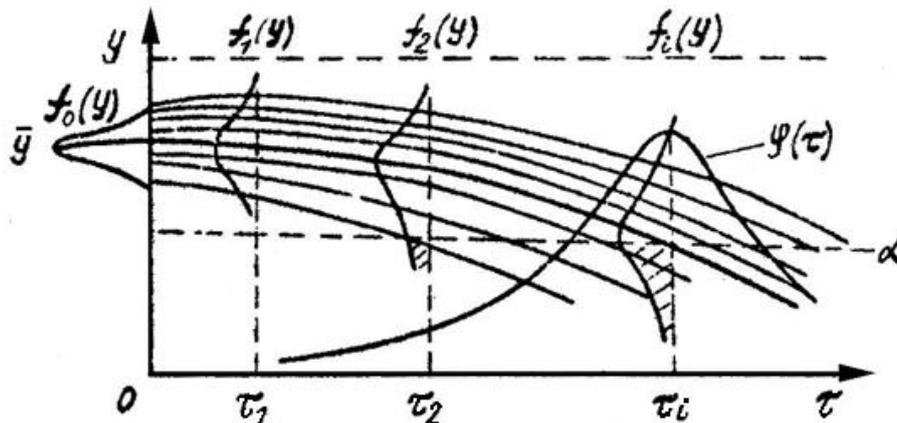


Рисунок 3.5 - Изменение выходного параметра  $Y$  в партии изделий от времени.

Параметрическая надёжность определяется плотностью распределения  $Y(\tau)$ .

Распределение  $f(Y)$  выходных параметров изделий  $Y$  в партии в поле допуска характеризует динамическую точность изделий в рассматриваемый момент времени  $\tau$  [7].

### 3.7.3 Распределение времени безотказной работы по закону Релея

Распределение времени безотказной работы по закону Релея (рисунк 3.6, а) достаточно полно описывает поведение ряда изделий с явно выраженным эффектом старения и износа. Зависимости вероятности безотказной ра-

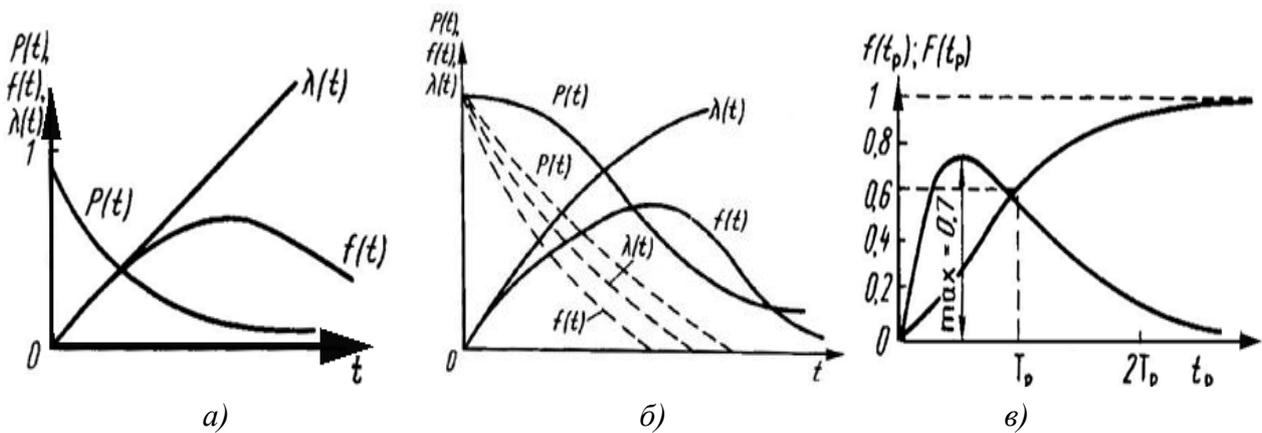


Рисунок 3.6 -Зависимости вероятности безотказной работы  $P(t)$ , интенсивности отказов  $\lambda(t)$ , частоты отказов  $f(t)$  и накопленной частоты отказов  $F(t_p)$  [4]:

*a* - при распределении времени безотказной работы  $t$  по закону Релея;

*б* - при распределении времени безотказной работы  $t$  по закону Вейбулла: ---  $b < 1$ ,  
 ———  $b > 1$ ; *в* - при распределении времени ремонта  $t_p$  по закону Эрланга.

боты  $P(t)$ , интенсивности отказов  $\lambda(t)$  и частоты отказов  $f(t)$  для этого закона определяются выражениями [4]:

$$f(t) = (t / C^2) \cdot \exp[-t^2 / 2C^2]; \quad (3.80)$$

$$P(t) = \exp[-t^2 / 2C^2]; \quad (3.81)$$

$$\lambda(t) = t / C^2; \quad (3.82)$$

$$T_1 = C / \sqrt{0,5\pi}, \quad (3.83)$$

где  $C$  – параметр распределения.

### 3.7.4 Распределение времени безотказной работы по закону Вейбулла

Распределение Вейбулла (рисунок 3.6, б) достаточно хорошо описывает распределение отказов в объектах, содержащих большое количество однотипных неремонтируемых элементов (ЭВП, полупроводниковые приборы, микромодули и др.). Зависимости вероятности безотказной работы  $P(t)$ , интенсивности отказов  $\lambda(t)$  и частоты отказов  $f(t)$  для этого закона определяются выражениями [4]:

$$f(t) = \lambda_0 \cdot b \cdot t^{b-1} \cdot \exp[-\lambda_0 \cdot t^b]; \quad (3.84)$$

$$P(t) = \exp[-\lambda_0 \cdot t^b], \quad t \geq 0; \quad \lambda_0 > 0; \quad b > 0; \quad (3.85)$$

$$\lambda(t) = \lambda_0 \cdot b \cdot t^{b-1}; \quad (3.86)$$

$$T_1 = \lambda_0^{-1/b} \cdot \Gamma(1 + 1/b), \quad (3.87)$$

где  $\Gamma(1 + 1/b)$  - табулированная полная гамма-функция.

Часто поведение РЭА на первом участке эксплуатации (см. рисунок 3.1) хорошо описывается законом распределения Вейбулла с  $b < 1$ , на втором участке - экспоненциальным законом, а на третьем - нормальным распределением, распределением Релея или распределением Вейбулла с  $b > 1$ . Для стратегии ТО по состоянию особенно важно определение поведения РЭА в начале третьего участка эксплуатации.

### 3.7.5 Законы распределения времени ремонта

Если аппаратура модульного типа и ремонт осуществляется заменой модуля, то имеет место **экспоненциальный закон распределения времени ремонта**:

$$f(t_p) = (1 / T_p) \cdot \exp(-t_p / T_p); \quad (3.88)$$

$$F(t_p) = 1 - \exp(-t_p / T_p), \quad (3.89)$$

где  $T_p$  – среднее время ремонта.

Для экспоненциального распределения среднее квадратическое отклонение  $\sigma_p = T_p$ . В случаях, когда поиск отказов проводится вручную, закон распределения времени текущего ремонта отличен от экспоненциального и, как правило, время ремонта распределено по закону Эрланга (рисунки 3.6, в) [4]:

$$f(t_p) = (4 \cdot t_p / T_p^2) \cdot \exp(-2 \cdot t_p / T_p); \quad (3.90)$$

$$F(t_p) = 1 - (1 + 2 \cdot t_p / T_p) \cdot \exp(-2 \cdot t_p / T_p). \quad (3.91)$$

Для распределения Эрланга среднее квадратическое отклонение  $\sigma_p \approx 0,707 T_p$ .

## 3.8. Выбор номенклатуры показателей надёжности и задание требований по надёжности

### 3.8.1 Выбор номенклатуры показателей надёжности

При выборе номенклатуры показателей надёжности (ПН) и при задании требований по надёжности следует руководствоваться рекомендациями ГОСТ 27.003-90. Надёжность в технике. Состав и общие правила задания требований на надёжность [15].

Общее количество ПН, задаваемых на изделие, должно быть минимальным, но характеризовать все этапы его эксплуатации. Если изделие перед началом или в процессе эксплуатации подлежит хранению или транспортировке, то, помимо показателей безотказности, задают и показатели сохраняемости. Для восстанавливаемых изделий обычно задают или комплексный ПН или определяющий его набор единичных показателей, причём первый вариант задания ПН является предпочтительным.

Выбор номенклатуры ПН зависит от многих признаков изделий:

- от их назначения,
- от последствий отказов и достижения предельного состояния,
- от особенностей их применения,
- от числа возможных (учитываемых) состояний изделий по работоспособности в процессе эксплуатации,
- от возможности и способа восстановления работоспособного состояния после отказа,
- от возможности и необходимости технического обслуживания и др.

**По определённости назначения** изделия подразделяют на изделия конкретного назначения (ИКН) и изделия общего назначения (ИОН), имеющие несколько вариантов применения.

**По числу возможных (учитываемых) состояний по работоспособности в процессе эксплуатации** изделия подразделяют на два вида. Изделия вида I в процессе эксплуатации могут находиться в двух состояниях - работоспособном или неработоспособном. Изделия вида II, которые, кроме указанных состояний, могут находиться в некотором числе частично неработоспособных состояний, в которые они переходят в результате частичного отказа. Допускается изделия вида II приводить к изделиям вида I путём условного разделения множества частично неработоспособных состояний на два подмножества состояний: частично неработоспособные состояния, в которых изделие целесообразно применять по назначению, относят к подмножеству работоспособных состояний, а в которых изделие нецелесообразно применять по назначению, относят к подмножеству неработоспособных состояний. Для ИКН вида II в номенклатуру ПН обязательно включают коэффициент сохранения эффективности, рассмотренный нами в разделе 3.6.

Для определения номенклатуры показателей безотказности и ремонтпригодности применяют таблицы, приведённые в стандарте [15]. Для пользования ими необходимо знать, к какому виду относится изделие по режиму функционирования:

- непрерывного длительного применения (НПДП),
- многократного циклического применения (МКЦП),
- однократного применения с предшествующим периодом ожидания хранения (ОКРП).

Для определения номенклатуры показателей долговечности по таблицам [15] необходимо знать, какой из механизмов приводит изделие в предельное состояние: старение, изнашивание или старение и изнашивание одновременно.

Для определения номенклатуры показателей сохраняемости по таблицам [15] необходимо знать возможные последствия отказа или перехода изделия в предельное состояние: катастрофического характера (с угрозой для жизни и здоровья людей, со значительными экономическими потерями и т.д.) или не катастрофического характера.

### 3.8.2 Задание требований по надёжности

Требования по надёжности это совокупность требований к безотказности, ремонтпригодности, долговечности и сохраняемости, выполнение которых обеспечивает эксплуатацию изделий с заданными показателями эффективности, безопасности, экологичности, живучести и других составляющих качества, зависящих от надёжности изделия. Они зависят от условий эксплуатации, от признаков, характеризующих изделия описанных в предыдущем

разделе 3.8.1, от конструктивных, технологических и экономических ограничений.

Конструктивные ограничения и требования могут быть по видам и кратности резервирования, по массогабаритным показателям, по комплектации ЗИП и оборудования для технического обслуживания и ремонтов, по техническому диагностированию, по номенклатуре комплектующих изделий и материалов, по способам обеспечения ремонтпригодности и сохраняемости и др.

Технологические ограничения и требования могут быть:

- по точностным параметрам технологического оборудования и его аттестации,
- по стабильности технологических процессов и свойств материалов,
- по времени приработки изделий,
- по способам и средствам контроля уровня надёжности в процессе производства и др.

Эксплуатационные требования по обеспечению надёжности могут содержать требования к системе технического обслуживания и ремонта, требования к алгоритмам технического диагностирования и контроля и др.

Экономические ограничения и требования могут быть по времени и стоимости изготовления, технического обслуживания и ремонта.

Значения (нормы) ПН устанавливают в техническом задании (ТЗ) с учётом описанных выше эксплуатационных, конструктивных, технологических и экономических ограничений и требований. На стадии разработки изделия требования по надёжности могут уточняться при рассмотрении различных вариантов схемно-конструкторских решений. На стадиях серийного производства и эксплуатации иногда корректируют значения ПН по результатам испытаний и подконтрольной эксплуатации.

При выборочных статистических методах контроля с использованием планов контроля надёжности для каждого ПН обычно устанавливают: приёмочный и браковочный уровни, риски заказчика (потребителя) и поставщика (изготовителя) или доверительную вероятность и значение отношения верхней и нижней доверительных границ.

Для обоснования значений ПН могут быть использованы расчётные, экспериментальные или расчётно-экспериментальные методы. Расчётные, методы используют для изделий, по которым отсутствуют статистические данные по испытаниям на надёжность аналогов (прототипов). Экспериментальные методы используют для изделий, по которым возможно получение статистических данных по испытаниям на надёжность, или есть аналоги (прототипы), позволяющие оценить их ПН. Такие оценки ПН используют вместо расчётных значений ПН изделия. Расчётно-экспериментальные методы это комбинация расчётных и экспериментальных методов. Их применяют, когда по отдельным составным частям возможно получение статистических данных по испытаниям на надёжность, или есть аналоги (прототипы), позволяющие оце-

нить их ПН, а по другим - результаты расчётов, или когда результаты предварительных испытаний на надёжность позволяют уточнить расчётные ПН изделий.

Существуют различные методики обоснования значений (норм) ПН.

Рассмотрим наиболее простой случай, когда требуется получить значение ПН ( $R = R_{\text{опт}}$ ), соответствующее максимальному приросту экономической эффективности

$$\Delta E(R) = E(R) - C(R), \quad (3.92)$$

где  $E(R)$  - экономический выигрыш при эксплуатации изделий, а  $C(R)$  - стоимость работ по их производству и эксплуатации.

Рассматривают варианты выполнения изделия с различными значениями  $E(R)$  и  $C(R)$ , для которых значение ПН  $R > R_{\text{min}}$ . Пусть, для определённости,  $R$  - это средняя наработка до отказа. Строят графики зависимостей  $E(R)$ ,  $C(R)$  и  $\Delta E(R) = E(R) - C(R)$  (рисунок 3.7).

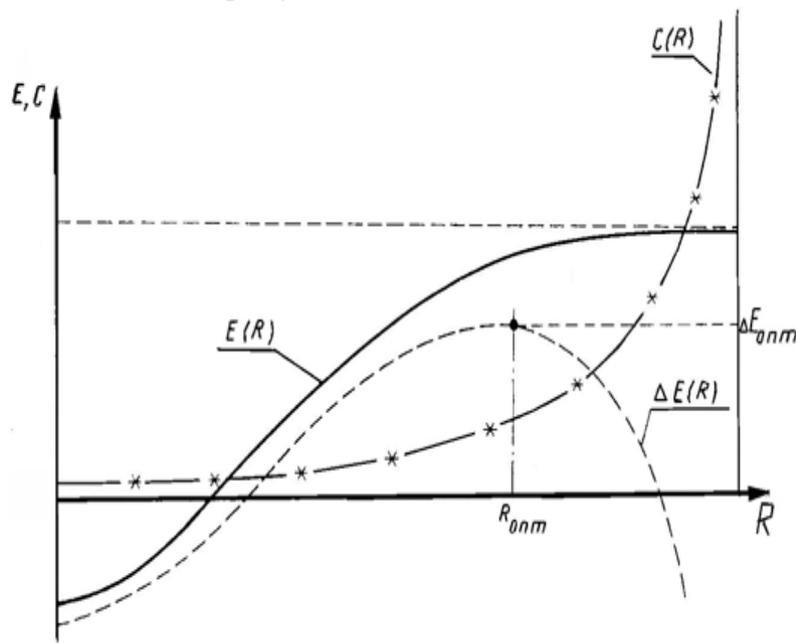


Рисунок 3.7 - Графики зависимостей  $E(R)$ ,  $C(R)$  и  $\Delta E(R) = E(R) - C(R)$  для случая, когда  $E$  и  $C$  величины одного вида. Графики построены по методике, изложенной в [15]

На этом рисунке  $R_{\text{опт}}$  значение ПН, соответствующее максимуму абсолютного значения прироста экономической эффективности  $-\Delta E_{\text{max}}$ . Если важно получить максимум эффекта на единицу затраченных средств, то вычисляют отношение  $E(R) / C(R)$ , а  $R_{\text{опт}}$  в этом случае соответствует значению  $R$ , при котором величина отношения  $E(R) / C(R)$  достигает максимума.

## **4. РАСЧЁТ НАДЁЖНОСТИ ПО ВНЕЗАПНЫМ ОТКАЗАМ**

### **4.1. Нормирование значений величин вероятности безотказной работы и интенсивности отказов (ориентировочный расчёт надёжности)**

**Нормирование надёжности** – это установление в нормативно-технической документации и (или) конструкторской (проектной) документации количественных и качественных требований к надёжности. Оно производится на стадиях составления технического задания и эскизного проектирования и включает:

- выбор номенклатуры нормируемых показателей надёжности (см. раздел 3.8.1);
- технико-экономическое обоснование значений показателей надёжности объекта и его составных частей (см. раздел 3.8.2);
- задание требований к точности и достоверности исходных данных; формулирование критериев отказов, повреждений и предельных состояний; задание требований к методам контроля надёжности на всех этапах жизненного цикла объекта.

Типичными **критериями отказов** могут быть [15]:

- прекращение выполнения изделием заданных функций;
- снижение качества функционирования (мощности, точности, чувствительности и других параметров) за пределы допустимого уровня;
- искажения информации (неправильные решения) на выходе изделий, имеющих в своем составе ЭВМ или другие устройства дискретной техники, из-за сбоев (отказов сбойного характера);
- внешние проявления, свидетельствующие о наступлении или предпосылках наступления неработоспособного состояния (шум, стук в механических частях изделий, вибрация, перегрев, выделение химических веществ и т. п.).

Типичными **критериями предельных состояний изделий** могут быть [15]:

- отказ одной или нескольких составных частей, восстановление или замена которых на месте эксплуатации не предусмотрена эксплуатационной документацией (должна выполняться в ремонтных органах);
- механический износ ответственных деталей (узлов) или снижение физических, химических, электрических свойств материалов до предельно допустимого уровня;
- снижение наработки на отказ (повышение интенсивности отказов) изделий ниже (выше) допустимого уровня;

– превышение установленного уровня текущих (суммарных) затрат на техническое обслуживание и ремонты или другие признаки, определяющие экономическую нецелесообразность дальнейшей эксплуатации.

**Нормируемый показатель надёжности** - это показатель надёжности, значение которого регламентировано нормативно-технической и (или) конструкторской (проектной) документацией на объект [14]. В качестве нормируемых показателей надёжности могут быть использованы один или несколько показателей, рассмотренных в разделе 3.

Мы рассмотрим здесь лишь нормирование значений величин вероятности безотказной работы и интенсивности отказов. Такое нормирование иногда называют ориентировочным расчётом надёжности. На стадии составления технического задания обоснованные нормы этих показателей надёжности можно задать, опираясь на информацию о достигнутых показателях надёжности у изделий-прототипов. Если прототипы не известны, то ориентировочно задают число узлов (блоков и т.п.)  $N$ , значения числа элементов  $n_i$  в узлах (блоках и т.п.), и интенсивности отказов элементов  $\lambda_j$ . Вероятность безотказной работы изделия (системы) рассчитывают по формуле

$$P_c \approx \prod_{i=1}^N p_i \quad (4.1)$$

где  $p_i(t)$  - вероятность безотказной работы  $i$ -го узла (блока и т.п.) изделия, рассчитываемая по формуле (3.16), при подстановке которой в последнее выражение получаем

$$P_c \approx \exp(-\lambda_C \cdot t) = \exp\left(-\sum_{i=1}^N \lambda_i t\right), \quad (4.2)$$

где  $\lambda_i$  - интенсивность отказов  $i$ -го узла, блока и т.п. с числом элементов расчёта надёжности  $n_i$ , равная

$$\lambda_i = \sum_{J=1}^{n_i} \lambda_J, \quad (4.3)$$

а  $\lambda_C$  - интенсивность отказов изделия (системы)

$$\lambda_C = \sum_{i=1}^N \sum_{J=1}^{n_i} \lambda_J. \quad (4.4)$$

Средняя наработка до отказа изделия согласно формуле (3.18) равна

$$T_{1C} = 1/\lambda_C = 1/\left(\sum_{i=1}^N \sum_{J=1}^{n_i} \lambda_J\right). \quad (4.5)$$

Тогда

$$P_C \approx \exp \left( -t \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{J=1}^{n_i} \lambda_J \right). \quad (4.6)$$

Условия эксплуатации учитывают с помощью поправочных коэффициентов

$$\lambda_J = \lambda_{JH} \cdot k_\lambda, \quad (4.7)$$

где  $\lambda_{JH}$  - интенсивность отказов элементов в лабораторных условиях работы;

$$k_\lambda = k_{\lambda 1} \cdot k_{\lambda 2} \cdot k_{\lambda 3} \quad (4.8)$$

Коэффициенты учитывают воздействие на РЭС:  $k_{\lambda 1}$  - ударов и вибраций;  $k_{\lambda 2}$  - температуры и влажности;  $k_{\lambda 3}$  - пониженного атмосферного давления. Их значения приведены в *таблице 4.1*.

В зависимости от назначения в РЭС используют или элементы малой стоимости с максимальными значениями интенсивности отказов  $\lambda_{Jmax}$  или элементы большой стоимости с минимальными значениями интенсивности отказов  $\lambda_{Jmin}$ . Иногда  $\lambda_{Jmax}$  и  $\lambda_{Jmin}$  отличаются в 2...3 раза (например, у полупроводниковых ИС  $\lambda_{Jmax} = 0,03 \cdot 10^{-6}$  1/ч и  $\lambda_{Jmin} = 0,01 \cdot 10^{-6}$  1/ч), а иногда и в 10...20 раз (например, у танталовых электролитических конденсаторов  $\lambda_{Jmax} = 1,934 \cdot 10^{-6}$  1/ч и  $\lambda_{Jmin} = 0,108 \cdot 10^{-6}$  1/ч). Помимо  $\lambda_{Jmax}$  и  $\lambda_{Jmin}$  в литературе по надёжности [1, 8, 19] и в приложении А настоящего пособия приводят средние значения интенсивности отказов  $\lambda_J$ . Поэтому вероятность безотказной работы изделия (системы)  $P_C(t)$  можно рассчитывать по формуле (4.7), для трёх значений интенсивности отказов:  $\lambda_J$ ,  $\lambda_{Jmax}$  и  $\lambda_{Jmin}$ . По этим значениям и по формуле (4.5) находят среднюю наработку до отказа изделия  $T_{1C}$ ,  $T_{1Cmin}$  и  $T_{1Cmax}$ . Разработка требований к надёжности составных частей объекта, исходя из заданной надёжности на объект, которую также можно считать нормированием надёжности, рассмотрена в разделе 4.4.

Таблица 4.1 - Поправочные коэффициенты  $k_{\lambda 1}$ ,  $k_{\lambda 2}$  и  $k_{\lambda 3}$  для расчёта интенсивности отказов [1, 8]

| Условия эксплуатации | $k_{\lambda 1}$ | Влажность, % | Температура, °C | $k_{\lambda 2}$ | Высота, км | $k_{\lambda 3}$ |
|----------------------|-----------------|--------------|-----------------|-----------------|------------|-----------------|
| Лабораторные         | 1,00            | 60 - 70      | 20 - 40         | 1,0             | 0 - 2      | 1,0 - 1,05      |
| Стационарные         | 1,07            |              |                 |                 | 2 - 5      | 1,1 - 1,14      |
| Корабельные          | 1,37            | 90 - 98      | 20 - 25         | 2,0             | 5 - 8      | 1,16 - 1,2      |
| Автофургонные        | 1,46            |              |                 |                 | 8 - 15     | 1,25 - 1,3      |
| Железнодорожные      | 1,54            | 90 - 98      | 30 - 40         | 2,5             | 15 - 25    | 1,35 - 1,38     |
| Самолётные           | 1,65            |              |                 |                 | 25 - 40    | 1,4 - 1,45      |

## 4.2. Окончательный расчёт надёжности невосстанавливаемых объектов с учётом режимов работы элементов

Окончательный расчёт надёжности с учётом режимов работы элементов РЭС производится на стадии технического проектирования, когда эти режимы рассчитаны или измерены. В расчёте принимается, что отказ любого элемента приводит к отказу всего изделия. Чаще всего, помимо общих эксплуатационных воздействий, учтённых в ориентировочном расчёте надёжности введением поправочного коэффициента  $k_\lambda$ , с помощью поправочного коэффициента  $a_J$  учитывают температуру среды  $t_{CJ}$ , окружающей каждый элемент, и отличие электрической нагрузки каждого элемента  $H_J$  от номинальной  $H_{HJ}$ . Отношение  $H_J$  к  $H_{HJ}$  называют коэффициентом нагрузки

$$K_{HJ} = H_J / H_{HJ}. \quad (4.9)$$

В качестве нагрузки принимается электрический параметр, превышение которого чаще всего является причиной отказа данного элемента. У резисторов это мощность  $P$ , у конденсаторов это напряжение  $U$ , в моточных изделиях это может быть плотность тока  $J$  и т.д. Некоторые элементы могут характеризоваться несколькими коэффициентами нагрузки. Например, трансформатор характеризуют коэффициентами нагрузки по току и по напряжению.

Значения поправочных коэффициентов

$$a_J = \lambda_J / \lambda_{JH} \quad (4.10)$$

для различных элементов, температур среды  $t_{CJ}$  и коэффициентов нагрузки  $K_{HJ}$  приведены в литературе [1, 8, 19] и в приложении А настоящего пособия.

Графики зависимостей поправочного коэффициента  $a_J$  композиционных резисторов для различных температур среды  $t_{CJ}$  и коэффициентов нагрузки  $K_{HJ}$  изображены на рисунке 4.1. По виду они сходны с такими же графиками для многих других элементов: конденсаторов, диодов, транзисторов и т.д.

Методику ориентировочного и окончательного расчётов надёжности невосстанавливаемого объекта покажем на примере самолётного вычислителя, состоящего из элементов, режимы работы которых известны, и похожего на вычислитель, описанный в [1].

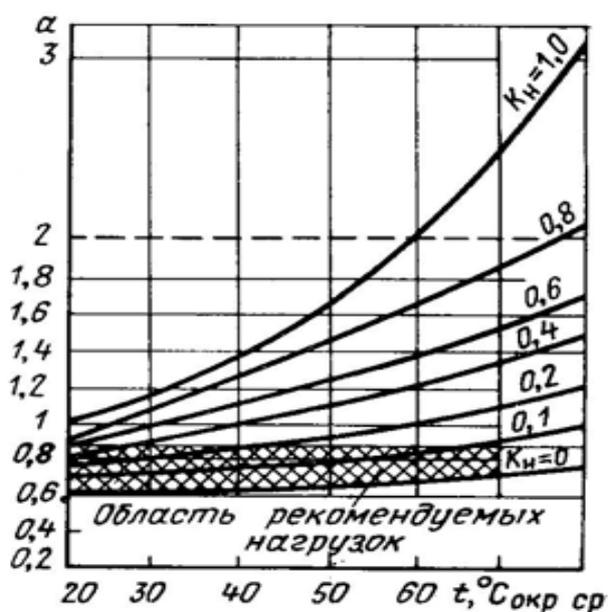


Рисунок 4.1 - Графики зависимостей поправочного коэффициента  $a_J$  композиционных резисторов для различных температур среды  $t_{CJ}$  и коэффициентов нагрузки  $K_{HJ}$  [8]

**Пример 4.1.**

Эксплуатация самолётного вычислителя происходит на высоте 20 км при температуре окружающей среды 40 °С и относительной влажности 65%. С учётом этого в *таблице 4.2* приведён состав элементов их количество и режим работы. Требуется произвести ориентировочный и окончательный расчёты надёжности неремонтируемого самолётного вычислителя, определив интенсивность отказов  $\lambda_c$ , наработку до отказа изделия  $T_{1C}$  и вероятность безотказной работы изделия  $P_c(t)$  в течение наработки  $t = 100$  ч.

**Решение.**

Для каждого типа элементов из справочных таблиц [1] или из приложения *A* настоящего пособия определим средние значения интенсивности отказов в номинальном режиме  $\lambda_{JH}$  и поместим их в четвёртый столбец *таблицы 4.2*. Интенсивности отказов элементов с учетом условий их эксплуатации  $\lambda_J$  определим по формулам (4.7), (4.8). Из *таблицы 4.1* для рассматриваемого случая: коэффициент  $k_{\lambda 1} = 1,65$  (он учитывает суммарное воздействие вибраций и ударных нагрузок на самолетную аппаратуру);  $k_{\lambda 2} = 1$  (при температуре +40 °С и относительной влажности 65 %);  $k_{\lambda 3} = 1,35$  (для высоты 20 км). Таким образом, формулы (4.7), (4.8) запишутся:

$$k_{\lambda} = k_{\lambda 1} \cdot k_{\lambda 2} \cdot k_{\lambda 3} = 1,65 \cdot 1 \cdot 1,35 = 2,2275;$$

$$\lambda_J = \lambda_{JH} \cdot k_{\lambda} = 2,2275 \cdot \lambda_{JH}.$$

Из последнего соотношения, вычислим  $\lambda_J$  для всех типов элементов и поместим эти данные в пятый столбец *таблицы 4.2*. По данным третьего и пятого столбцов *таблицы 4.2* вычислим шестой столбец. Ориентировочное значение интенсивности отказов  $\lambda_{cop}$  самолётного вычислителя найдем по формуле (4.8), т.е. суммированием значений величин в шестом столбце *таблицы 4.2*. В результате получим

$$\lambda_{cop} = \sum_{J=1}^{n_i} n_{iJ} \cdot \lambda_J = \sum_{J=1}^5 n_{iJ} \cdot \lambda_J =$$

$$= \{92 + 35,64 + 6,68 + 3,34 + 69\} \cdot 10^{-6} = 123,58 \cdot 10^{-6} \text{ 1/час.}$$

В соответствии с формулой (4.5) определим среднее время безотказной работы устройства

$$T_{1C} = 1 / \lambda_{cop} = 10^6 / 123,58 = 8091,92 \text{ ч.}$$

Вероятность безотказной работы в течение наработки  $t = 100$  ч определим по формуле (3.57):

$$P_c(t) = \exp(-\lambda_{cop} \cdot t) = \exp(-123,58 \cdot 10^{-6} \cdot 100) = \exp(-0,012358) =$$

$$= 0,988824.$$

Таблица 4.2 - Пример ориентировочного и окончательного расчётов интенсивности отказов  $\lambda_c$  неремонтируемого объекта (самолётного вычислителя) с использованием табличной формы

| Номер группы элемента $J$ | Тип элементов                          | Число элементов $n_{iJ}$ | Интенсивность отказов $\lambda_{iJ}, 10^{-6} 1/ч$ | Интенсивность отказов $\lambda_J, 10^{-6} 1/ч$ | $n_{iJ} \cdot \lambda_J, 10^{-6} 1/ч$ | Коэффициент нагрузки $K_{HJ}$ | Температура $t_{cJ}, ^\circ C$ | Поправочный коэффициент $a_J$ | $n_{iJ} \cdot \lambda_J \cdot a_J, 10^{-6} 1/ч$ |
|---------------------------|--|--------------------------|---|--|---------------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|---|
| 1                         | Полупроводниковые ИС                   | 200                      | 0,02  | 0,045  | 8,92                                  | 0,8                           | 60                             | 1,00                          | 8,92  |
| 2                         | Транзистор кремниевые. низко-частотные | 4                        | 4   | 8,910  | 35,64                                 | 0,8                           | 60                             | 0,85                          | 30,29   |
| 3                         | Резистор МЛТ-0,5                       | 6                        | 0,5   | 1,114  | 6,68                                  | 0,4                           | 40                             | 0,51                          | 3,41  |
| 4                         | Соединитель 50-контактный              | 3                        | 0,01·50   | 1,114  | 3,34                                  | 1,0                           | 50                             | 1,00                          | 3,34  |
| 5                         | Соединения пайкой                      | 3000                     | 0,01  | 0,023  | 69                                    | -                             | 50                             | 1,00                          | 69,00   |

Оценим теперь основные показатели надёжности самолётного вычислителя с учетом режимов работы его элементов, приведенных в седьмом и восьмом столбцах *таблицы 4.2*. Для каждого типа элемента и соответствующего ему режима из справочных таблиц [1] выпишем значения поправочных коэффициентов  $a_J$  и поместим их в девятый столбец *таблицы 4.2*. Для строк 1, 4 и 5 значения коэффициентов  $a_J$  отсутствуют в справочных таблицах. Поэтому мы принимаем их условно равными единице (т.е. элементы системы, обозначенные строками 1, 4 и 5, участвуют в уточненном расчете лишь в той мере, как это было в ориентировочном расчете).

Вычислим произведение  $n_i \cdot \lambda_J \cdot a_J$  (перемножением шестого и девятого столбцов *таблицы 4.2*) и поместим его значения в десятый столбец. Окончательное значение интенсивности отказов  $\lambda_{\text{СОК}}$  самолётного вычислителя найдем по формуле (4.4). Оно равно сумме цифр в десятом столбце таблицы.

$$\begin{aligned} \lambda_{\text{СОК}} &= \sum_{J=1}^5 n_{iJ} \cdot \lambda_J \cdot a_J = \{6,92 + 30,29 + 3,41 + 3,34 + 69\} \cdot 10^{-6} = \\ &= 114,96 \cdot 10^{-6} \text{ 1/ч/ч} \end{aligned}$$

В соответствии с формулой (4.5) определим окончательное значение среднего времени безотказной работы устройства

$$T_{1\text{СОК}} = 1 / \lambda_C = 10^6 / 114,96 = 8698,68 \text{ ч.}$$

Окончательное значение вероятности безотказной работы в течение наработки  $t = 100$  ч определим по формуле (4.2):

$$\begin{aligned} P_{\text{СОК}}(t) &= \exp(-\lambda_{\text{СОК}} \cdot t) = \exp(-114,96 \cdot 10^{-6} \cdot 100) = \exp(-0,011496) = \\ &= 0,988567. \end{aligned}$$

### 4.3. Окончательный расчёт надёжности восстанавливаемых объектов с учётом режимов работы элементов

В некоторых литературных источниках, например в [19], невосстанавливаемые РЭС называют аппаратурой I класса, а восстанавливаемые РЭС относят к аппаратуре II и III классов. По классификации, приведённой в стандарте ГОСТ 27.003-90 [15] аппаратура I класса относится к невосстанавливаемым изделиям непрерывного длительного применения (НПДП), аппаратура II класса относится к восстанавливаемым изделиям многократного циклического применения (МКЦП), а аппаратура III класса относится к восстанавливаемым изделиям непрерывного длительного применения.

Надёжность РЭС, предназначенной для длительной работы, во время которой она может ремонтироваться (аппаратура III класса), определяется функцией готовности  $k_T(t)$  с помощью формулы (3.43). В этом разделе в формулах под  $\lambda$  и  $\mu$  следует понимать соответствующие статистические интенсивности отказов  $\lambda_C$  и интенсивности восстановления системы  $\mu_C$ . Вероятность  $P_{\text{III}}(t)$  пребывания такой системы в состоянии готовности к функциональному применению определяется выражением:

$$P_{III}(t) = k_T(t) = \mu / (\lambda + \mu) + [\lambda / (\mu + \lambda)] \cdot \exp[-(\mu + \lambda) \cdot t] = K_T + K_{II} \cdot \exp[-(\mu + \lambda) \cdot t], \quad (4.11)$$

где  $K_T = \mu / (\lambda + \mu)$  - коэффициент готовности, а  $K_{II} = \lambda / (\mu + \lambda)$  - коэффициент простоя для установившегося процесса.

Для установившегося процесса ( $t \rightarrow \infty$ ) вероятность  $P_{III}(t)$  равна стационарному коэффициенту готовности  $K_T$  (формулы (3.36) и (3.40)):

$$P_{III}(t) = K_T = \mu / (\lambda + \mu) = T / (T + T_B). \quad (4.12)$$

РЭС, которая в течение времени  $t_1$  может работать и ремонтироваться, а в течение времени  $t_2$  должна исправно работать и ее восстановление в это время не допускается, называется аппаратурой II класса. Вероятность  $P_{II}(t)$  пребывания такой системы в состоянии готовности к функциональному применению определяется выражением:

$$P_{II}(t) = K_T(t_1) \cdot \exp(-\lambda \cdot t_2). \quad (4.13)$$

Вероятность  $P_{II}(t)$  пребывания этой же системы в состоянии готовности к функциональному применению для установившегося процесса ( $t_1 \rightarrow \infty$ ,  $t_2 = t$ ) равна коэффициенту оперативной готовности  $K_{OG}(t)$  и определяется выражением (3.42):

$$P_{II}(t) = K_{OG}(t) = K_T \cdot \exp(-\lambda \cdot t) = [T / (T + T_B)] \cdot \exp(-\lambda \cdot t). \quad (4.14)$$

Здесь  $\lambda = \lambda_C$  определим по формулам (4.3) и (4.4), а  $T = T_{1C} = 1 / \lambda_C$  по формуле (4.5). Среднее время восстановления  $T_B = T_{BC} = 1 / \mu_C$  определим по формуле [19]:

$$T_{BC} = \sum_{i=1}^m P_i \cdot t_{Bi} \quad (4.15)$$

где  $P_i$  - вероятность того, что возникшая неисправность относится к элементам  $i$ -го типа или группы  $J$ -го блока;  $P_i$  определяется по формуле

$$P_i = (n_{iJ} \cdot \lambda_i) / \lambda_C; \quad (4.16)$$

$t_{Bi}$  - среднее время нахождения и устранения одной неисправности у элементов  $i$ -го типа или группы, зависящее от сложности и ремонтпригодности РЭС. Приблизительные значения этого времени для элементов разных типов приведены в [19]. Более точные значения  $t_{Bi}$  можно получить лишь имея статистические данные по ремонту изделий-аналогов

Подставляя в формулу (4.14) выражения для  $T_{BC}$  и  $P_i$ , получим выражение для вероятности  $P_{II}(t)$  пребывания системы в состоянии готовности к функциональному применению:

$$P_{II}(t) = \frac{\exp(-\lambda_C \cdot t)}{1 + \sum_{i=1}^m n_{iJ} \cdot \lambda_i \cdot t_{Bi}}. \quad (4.17)$$

**Пример 4.2.**

Методику окончательного расчёта восстанавливаемого объекта покажем на примере восстанавливаемого самолётного вычислителя с той же электрической схемой и с теми же условиями эксплуатации, что и вычислитель, описанный в предыдущем примере. Для каждого элемента из одной группы время восстановления  $t_{Bi}$  одинаково и задано в одиннадцатом столбце *таблицы 4.3*.

Таблица 4.3 - Пример окончательного расчёта ремонтируемого объекта (самолётного вычислителя) с использованием табличной формы

| Номер группы элементов J | Тип элементов                | ... | $n_{iJ} \cdot \lambda_i \cdot a_i$<br>$10^{-6}$<br>1/ч | $t_{Bi}$<br>ч | $n_{iJ} \cdot \lambda_i \cdot t_{Bi}$<br>$10^{-6}$ |
|--------------------------|------------------------------|-----|--|---------------|--|
| 1                        | 2                            | ... | 10   | 11            | 12   |
| 1                        | Полупроводниковая ИС         | ... | 8,92   | 3             | 26,76  |
| 2                        | Транзистор кремниевый н.ч.   | ... | 30,29  | 2             | 60,58  |
| 3                        | Резистор МЛТ-0,5             | ... | 3,41   | 1             | 3,41   |
| 4                        | Соединитель 50–ти контактный | ... | 3,34   | 2             | 6,68   |
| 5                        | Соединения пайкой            | ... | 69,00  | 1             | 69,00  |

$$\sum_{i=1}^m n_i \cdot \lambda_i \cdot t_{Bi} = 166,43 \cdot 10^{-6}$$

Требуется произвести ориентировочный и окончательный расчёты надёжности ремонтируемого самолётного вычислителя, определив коэффициент готовности  $K_G$  и коэффициент оперативной готовности  $K_{OG}(t)$  для наработок  $t_1 = 100$  ч. и  $t_2 = 1000$  ч.

Ориентировочное значение интенсивности отказов  $\lambda_{сop} = 123,58 \cdot 10^{-6}$  1/ч самолётного вычислителя, равное сумме цифр в шестом столбце таблицы, и окончательное значение интенсивности отказов  $\lambda_{сок} = 114,96 \cdot 10^{-6}$  1/ч, равное сумме цифр в десятом столбце таблицы, были вычислены в предыдущем примере. Подставляя в формулу (4.17)  $\lambda_c = \lambda_{сop}$  получим для  $t = t_1$  ориентировочное значение для вероятности  $P_{II}(t_1)_{op}$  пребывания системы в состоянии готовности к функциональному применению:

$$P_{II}(\overline{O})_{op} = K_{OG}(\overline{O})_{op} = \frac{\exp(-\lambda_{сop} \cdot t)}{1 + \sum_{i=1}^m n_{iJ} \cdot \lambda_i \cdot t_{Bi}} = \frac{\exp(-123,58 \cdot 10^{-6} \cdot 100)}{1 + 166,43 \cdot 10^{-6}} = 0,988824/1,000166 = 0,98866.$$

Для  $t = t_2$  имеем

$$P_{\Pi} t_2 \text{ оп} = \frac{\exp -123,58 \cdot 10^{-6} \cdot 1000}{1,000166} = \frac{0,88373}{1,000166} = 0,88358.$$

Из формулы (4.14) следует, что ориентировочное значение коэффициента готовности равно

$$K_{\Gamma \text{ оп}} = K_{\text{ОГ}}(t)_{\text{оп}} / \exp(-\lambda_{\text{сop}} \cdot t) = 0,98866 / 0,988824 = 0,999834146.$$

Подставляя в эту же формулу  $\lambda_c = \lambda_{\text{сok}}$  получим окончательное значение для вероятности  $P_{\Pi}(t)_{\text{ок}}$  пребывания системы в состоянии готовности к функциональному применению получим при  $t = t_1$ :

$$P_{\Pi} \text{ (ок)} = \frac{\exp(-\lambda_{\text{сok}} \cdot t)}{1 + \sum_{i=1}^m n_{iJ} \cdot \lambda_i \cdot t_{\text{Bi}}} = \frac{\exp(114,96 \cdot 10^{-6} \cdot 100)}{1,000166} = 0,988567 / 1,000166 = 0,988403.$$

Для  $t = t_2$  имеем

$$P_{\Pi} \text{ (ок)} = \frac{\exp(114,96 \cdot 10^{-6} \cdot 1000)}{1,000166} = 0,89138 / 1,000166 = 0,89123.$$

Из формулы (4.14) следует, что окончательное значение коэффициента готовности равно

$$K_{\Gamma \text{ ок}} = K_{\text{ОГ}}(t)_{\text{ок}} / \exp(-\lambda_{\text{сok}} \cdot t) = 0,988403 / 0,988567 = 0,999834103.$$

Так как величина среднего времени нахождения и устранения одной неисправности у элементов  $i$ -го типа или группы  $t_{\text{Bi}}$ , как уже упоминалось, сильно зависит от сложности и ремонтпригодности конкретной РЭС, справочные данные для величины этого времени обычно не надёжны. Если учесть тот факт, что для большинства изделий значение коэффициента готовности  $K_{\Gamma}$  близко к единице, то, с учётом формул (3.57) и (4.14), получим, что вероятность  $P_{\Pi}(t)$  пребывания системы в состоянии готовности к функциональному применению равна вероятности безотказной работы устройства и может быть определена по методике расчёта надёжности невосстанавливаемых объектов, изложенной в разделе 4.2:

$$P_{\Pi}(t) = K_{\text{ОГ}}(t) = K_{\Gamma} \cdot \exp(-\lambda \cdot t) \approx \exp(-\lambda \cdot t) = P_c(t). \quad (4.18)$$

#### 4.4. Разработка требований к надёжности составных частей объекта, исходя из заданной надёжности на объект

Одной из задач нормирования надёжности, как указывалось в разделе 4.1, является техническое обоснование значений показателей надёжности объекта и его составных частей. В этом же разделе рассмотрено нормирование надёжности объекта при известных показателях надёжности его составных частей. Здесь мы рассмотрим обратные задачи, когда заданы показатели

надёжности объекта и требуется определить показатели надёжности его составных частей. Обычно такие задачи решают приближённо.

Пусть задана средняя наработка до отказа объекта  $T_{1C}$ , состоящего из  $N$  блоков, равноценных с точки зрения влияния их надёжности на эффективность работы объекта и имеющих различное число элементов  $n_i$ , одинаковых по надёжности. Средняя наработка до отказа  $i$ -го блока  $T_{1i}$  в этом случае определится по формуле

$$T_{1i} = \frac{T_{1C}}{n_i} \sum_{i=1}^N n_i, \quad (4.19)$$

Если объект состоит из  $N$  одинаковых по вероятности безотказной работы  $P_i(t)$  (в течение наработки  $t$ ) блоков, то вероятность безотказной работы  $P_i(t)$   $i$ -го блока определится через вероятность безотказной работы объекта  $P_C(t)$  по формуле

$$P_i = \sqrt[N]{P_C}. \quad (4.20)$$

В [19] рассмотрены и некоторые другие случаи приближённых расчётов распределения надёжности по блокам и элементам, когда заданы показатели надёжности объекта в целом.

## 5. НАДЁЖНОСТЬ РЕЗЕРВИРОВАННЫХ СИСТЕМ

### 5.1. Методы и средства повышения надёжности РЭО

Методы и средства повышения надёжности носят комплексный характер и зависят от стадии жизненного цикла РЭО.

На первой стадии жизненного цикла, исследования и проектирования РЭО, надёжность увеличивают за счёт использования высоконадёжных элементов и узлов, за счёт схемных и за счёт конструктивных методов.

Повышение надёжности за счёт использования высоконадёжных элементов и узлов РЭО достигается:

- при замене электромеханических элементов и узлов и элементов с механическим управлением на электронные элементы и узлы (например, при замене электромагнитных реле на оптоэлектронные или тиристорные переключающие устройства, при замене конденсаторов переменной ёмкости на варикапы и т.д.);

- использование интегральных схем ИС позволяет получить интенсивность отказов изделия на 2...3 (и более) порядка меньше чем в аналогичных изделиях на дискретных электронных компонентах; выигрыш в надёжности при этом тем больше, чем больше элементов в одной ИС (т.е. чем больше степень интеграции); в настоящее время интенсивность отказов ИС  $\lambda_{ИС} = 10^{-8}$  1/ч, а в ближайшее время может составить  $10^{-9} \dots 10^{-11}$  1/ч [1, 4];

- использованием высокостабильных электронных элементов и узлов, у которых велика наработка до появления износных отказов; при этом следует помнить, что, как правило, высокостабильные электронные элементы и узлы имеют большую стоимость, чем обычные.

Повышение надёжности за счёт за счёт схемных методов достигается [1,4, 7]:

- упрощением схемы; предпочтение отдаётся схемам с наименьшим числом элементов, имеющим минимальное число органов регулировок;

- заменой аналоговой обработки цифровой;

- созданием схем с ограниченными последствиями отказов;

- созданием схем, работоспособных при использовании элементов с широкими допусками и в широком интервале дестабилизирующих факторов;

- отработкой схем методами граничных, матричных и статистических испытаний;

- использованием в схемах многофункциональных ИС, позволяющих при минимальном их наборе проектировать аппаратуру, выполняющую максимальное количество функций;

- резервированием, то есть способом обеспечения надёжности объекта за счет использования дополнительных средств и (или) возможностей, избыточных по отношению к минимально необходимым для выполнения требуемых функций.

Совокупность дополнительных средств и (или) возможностей, используемых для резервирования называют **резервом**. **Основной элемент** - это элемент объекта, необходимый для выполнения требуемых функций без использования резерва. При резервировании основной элемент называют **резервируемым**, так как на случай его отказа в объекте предусмотрены один или несколько резервных элементов, предназначенных для выполнения функций основного элемента в случае отказа последнего.

Повышение надёжности за счёт за счёт конструктивных методов достигается:

- созданием благоприятного (облегчённого) режима работы элементов; оптимальные электрические нагрузки не должны превышать 40...60 % от номинальных;
- правильным подбором параметров и допусков элементов;
- мерами по обеспечению ремонтпригодности и контролепригодности; должны быть предусмотрены контрольные гнезда, лёгкий доступ ко всем блокам РЭО, удобство контроля его состояния, настройки и смены блоков, меры, обеспечивающие безопасность персонала и т.д.; желательно не использовать крупноблочные конструкции, неудобные при контроле и ремонте;
- унификацией и стандартизацией элементов схемы и конструкции; использованием унифицированных и стандартных конструктивных и схемотехнических решений; при создании микросборок (МСБ) следует повторять типовые, хорошо отработанные и оптимизированные схемно-топологические конфигурации;
- учётом возможностей оператора (потребителя) и требований эргономики;
- микроминиатюризацией - чем плотнее ИС и дискретные компоненты схемы и конструкции упакованы в аппаратуре, тем аппаратура устойчивее к ударным и вибрационным нагрузкам и тем легче защитить её от дестабилизирующих факторов, таких как влажность, радиация и т.п.

На второй стадии жизненного цикла, изготовления РЭО, надёжность увеличивают:

- за счёт совершенствования технологии производства;
- за счёт автоматизации производства;
- за счёт входного контроля элементов схемы и конструкции;
- за счёт тренировки элементов и систем;
- за счёт использования прогрессивных методов достижения точности выходных параметров, например, метода полной взаимозаменяемости;
- за счёт проведения выходного контроля и приёмосдаточных испытаний.

На третьей стадии жизненного цикла, хранения и транспортирования РЭО, надёжность поддерживают:

- за счёт правильно выбранных режимов хранения и транспортирования;
- за счёт технического обслуживания и контроля во время хранения и после транспортирования.

На четвёртой стадии жизненного цикла, эксплуатации РЭО, надёжность поддерживают и увеличивают:

- за счёт соблюдения режимов эксплуатации при функциональном использовании;
- за счёт правильно выбранной стратегии технического обслуживания (ТО), обеспечивающей минимальное значение коэффициента простоя;
- за счёт модернизации РЭО при эксплуатации;
- за счёт использования технической диагностики и управления состоянием РЭО;
- за счёт использования автоматической подстройки и за счёт регулировки выходных параметров;
- за счёт повышения квалификации работников эксплуатирующих РЭО;
- за счёт сбора и обобщения опыта эксплуатации;
- за счёт грамотной комплектации РЭО запасным имуществом и принадлежностями (ЗИПом);
- за счёт разработки мер по удобству ТО и эксплуатации;
- за счёт поддержания связи с производителями и проектировщиками аппаратуры.

На пятой стадии жизненного цикла, утилизации РЭО, запас надёжности исчерпывается, и восстановление РЭО становится невозможным или экономически нецелесообразным.

Роль процессов ТО и Р в повышении надёжности при эксплуатации удобно проследить при анализе графа перехода РЭО из одного состояния в другое, изображённого на *рисунке 5.1*. Действующие на систему деградиционные процессы переводят РЭО в состояние, в котором оно испытывает потребность в воздействиях технического обслуживания, восстанавливающих исправное состояние. Для правильного выбора управляющих воздействий при техническом обслуживании необходима техническая диагностика, позволяющая с требуемой точностью определить состояние РЭО. Степень воздействия должна быть пропорциональна степени деградации. Ремонт производят чаще всего при внезапных отказах. Управляющие воздействия при ремонте позволяют перевести РЭО из нефункционирующего состояния в исправное.

Существуют две основные стратегии технического обслуживания: по наработке (стратегия ТОН) и по состоянию (стратегия ТОС). Структурные схемы алгоритмов процессов технического обслуживания по этим стратегиям изображены на *рисунке 5.2*.

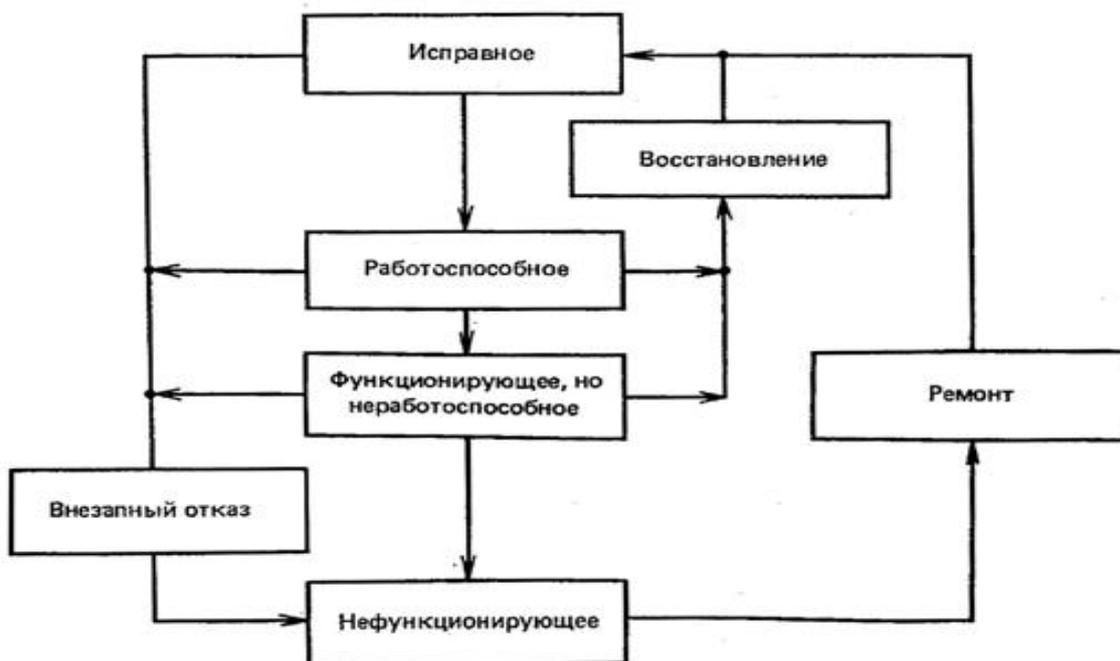


Рисунок 5.1 - Граф перехода РЭО из одного состояния в другое [3]

По стратегии ТОН РЭО с заданной периодичностью ТО выводится из функционального использования и демонтируется. Затем следуют операции контроля и диагностирования, позволяющие определить техническое состояние РЭО, после чего производят необходимые управляющие воздействия (замены, регулировки и восстановления). Вслед за этим вновь следуют операции контроля и диагностирования технического состояния с целью проверки пригодности РЭО к функциональному использованию. После всех этих операций следуют монтаж и функциональное использование РЭО. В настоящее время стратегия ТОН наиболее распространена при эксплуатации транспортного РЭО.

Перечень и периодичность операций при стратегии ТОС определяется фактическим техническим состоянием РЭО в момент начала ТО. Контроль может быть непрерывным или периодическим. Если в результате контроля оказывается, что состояние РЭО  $S(t)$  лучше чем неработоспособное состояние или предшествующее ему предельное (предотказовое) состояние  $S_0$ , то производится функциональное использование РЭО [ $S(t) > S_0$ ]. Если состояние РЭО  $S(t)$  равно предельному (предотказовому) состоянию  $S_0$  [ $S(t) = S_0$ ], то проводится регулировка, меняющая состояние так, что выполнится условие  $S(t) > S_0$ , после этого осуществляют функциональное использование РЭО. Если произошёл деградационный или эксплуатационный отказ и в результате контроля оказывается, что состояние РЭО  $S(t)$  хуже чем предельное (предотказовое) состояние  $S_0$  [ $S(t) < S_0$ ], то последовательно производятся: демонтаж, диагностирование, восстановление, контроль технического состояния, монтаж и, наконец, функциональное использование РЭО.

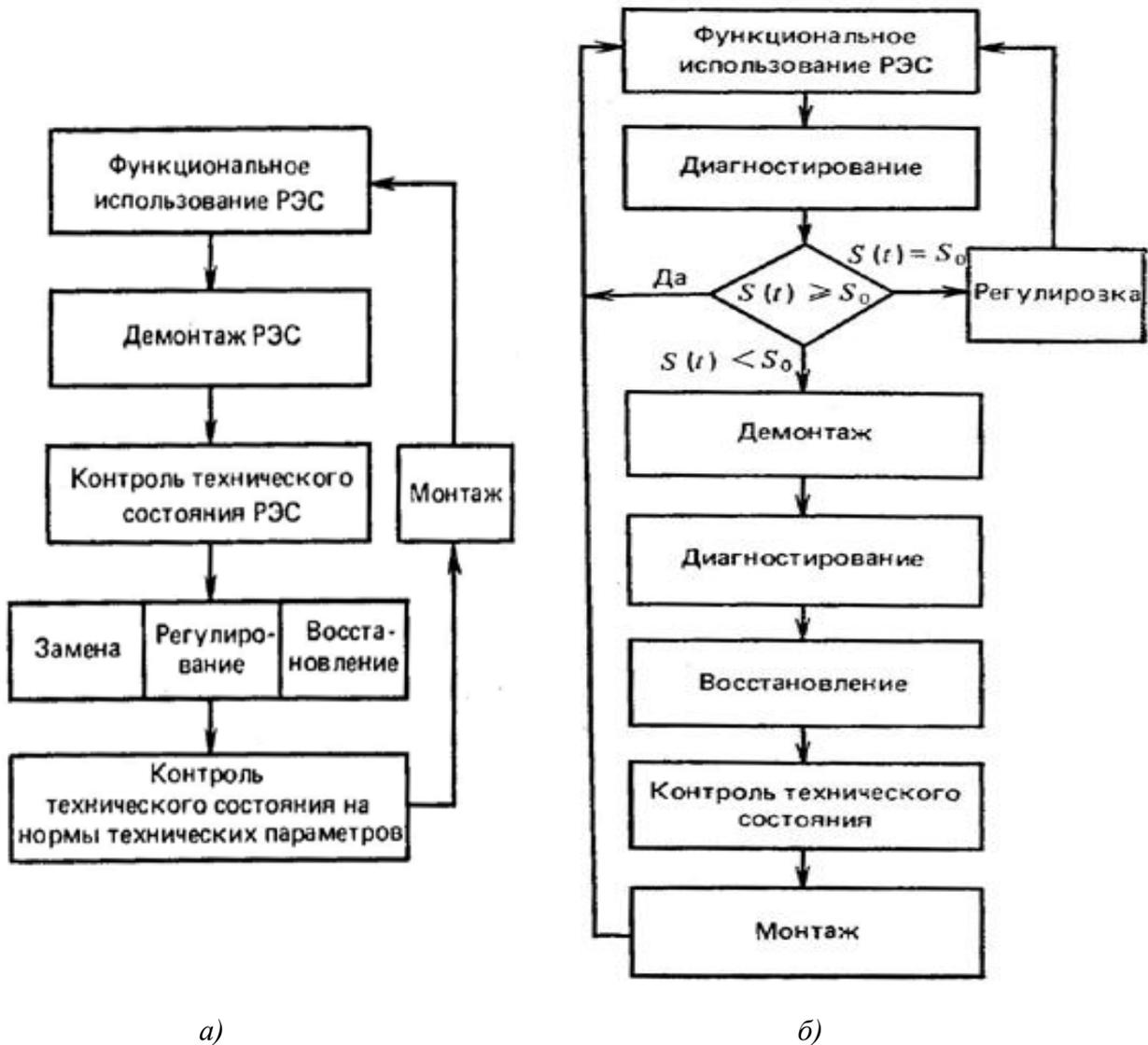


Рисунок 5.2 - Алгоритмы процессов технического обслуживания:  
а - по наработке; б - по состоянию [3]

Количественно стратегии ТОН и ТОС можно сравнить путём вычисления и сравнения значений коэффициента технического использования -  $K_{ТИ}$ .

При стратегии ТОН с периодичностью ТО  $T_{ТО} = T$  и его длительностью  $\tau_{ТО}$  восстановление РЭО, имеющего наработку на отказ ТО, в случае возникновения отказа производится за время  $\tau_{В}$ .

Для этой стратегии и экспоненциального закона надёжности

$$P(t) = \exp(-\lambda \cdot t) = \exp(-t/T_1) \approx \exp(-t/T_0), \quad (5.1)$$

а коэффициент технического использования -  $K_{ТИ1}$  находят по формуле [3]

$$K_{ТИ1} = \frac{T_0 \cdot \left[ -\exp\left(-T/T_0\right) \right]}{\left( \tau_0 + \tau_{В} \right) \left[ -\exp\left(-T/T_0\right) \right] + \tau_{ТО} \cdot \exp\left(-T/T_0\right)}. \quad (5.2)$$

При стратегии ТОС с контролем параметров с периодичностью  $T_{ТО}$  производится контроль работоспособности в течение времени  $\tau_{К} < \tau_{ТО}$ . При обнаружении отказа изделие восстанавливают. Для стратегии ТОС и экспо-

ннциального закона надёжности коэффициент технического использования -  $K_{ТИ2}$  находят по формуле [3]

$$K_{ТИ2} = \frac{T_0 \cdot \left[ -\exp \left( -T_{ТО}/T_0 \right) \right]}{\tau_B \cdot \left[ -\exp \left( -T_{ТО}/T_0 \right) + T_{ТО} + \tau_K \right]} . \quad (5.3)$$

Сравнение последних формул для коэффициента технического использования при различных стратегиях показывает, что при условии  $\tau_K < \tau_{ТО}$  и  $T_{ТО} < T_0$   $K_{ТИ2} > K_{ТИ1}$ .

Таким образом, стратегия ТОС имеет лучшее значение комплексного показателя надёжности (коэффициента технического использования) чем стратегия ТОН и поэтому является наиболее предпочтительной для повышения надёжности РЭО. Имеются и другие преимущества стратегии ТОС по сравнению со стратегией ТОН:

- объём работ обратно пропорционален степени уменьшения запаса работоспособного состояния;
- уменьшается уровень конкомитантных отказов - отказов вносимых в РЭО при выполнении работ по ТО, регулировках, демонтаже и монтаже;
- экономится комплект запасного имущества и принадлежностей (ЗИП) за счёт уменьшения числа необоснованных замен.

Если отказ изделия не имеет экономических последствий, а стоимость восстановительных работ невелика, то экономически выгодно использовать модификацию стратегии ТОС - ТО с контролем уровня надёжности, когда каждое изделие РЭО используется по назначению до отказа. По этой стратегии осуществляют ТО большинства РЭО бытового назначения [3, 5, 6]. Главными препятствиями при внедрении стратегии ТОС, в ряде случаев, являются несовершенство и дороговизна диагностического оборудования.

## 5.2. Виды резервирования

Согласно классификации, представленной на *рисунке 5.3*, резервирование бывает общим и отдельным.

**Общее резервирование** - это резервирование, при котором резервируется объект в целом, а **раздельное резервирование** - это резервирование, при котором резервируются отдельные элементы объекта или их группы.

Существует также **смешанное резервирование**, которое представляет сочетание различных видов резервирования в одном и том же объекте.

Резервирование различают по кратности резерва - то есть по отношению числа резервных элементов к числу резервируемых ими элементов, выраженное несокращенной дробью. Бывает резервирование с целой кратностью, с дробной кратностью и дублирование. **Дублирование** - это резервирование с кратностью резервирования резерва один к одному.

Различают постоянное резервирование и резервирование замещением. **Постоянное резервирование** - это резервирование, при котором используется нагруженный резерв и при отказе любого элемента в резервированной

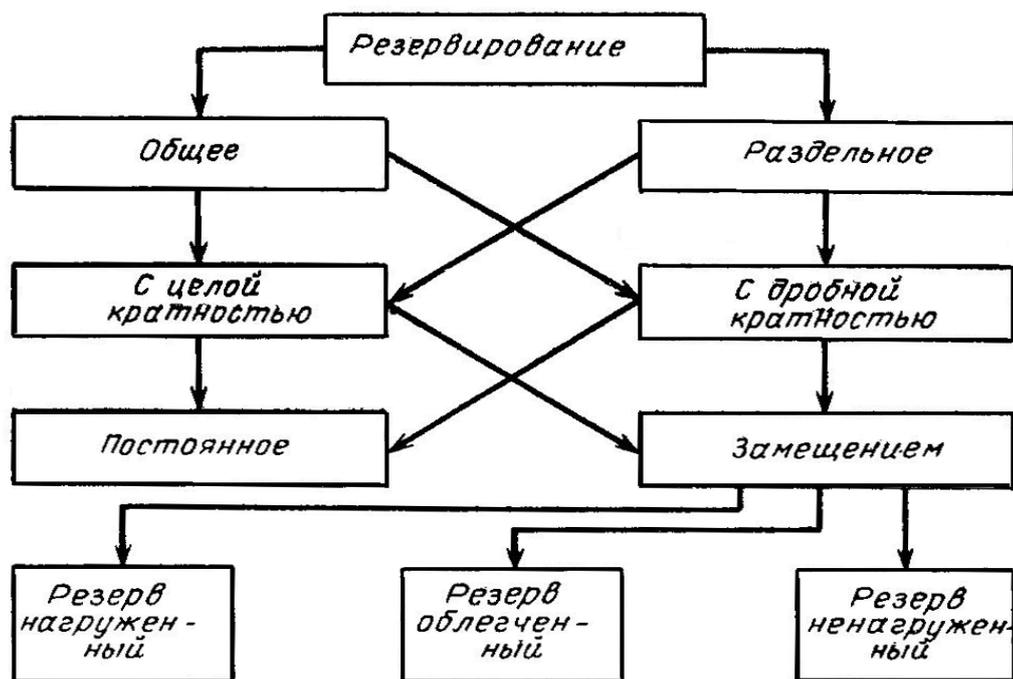


Рисунок 5.3 - Виды резервирования [8]

группе выполнение объектом требуемых функций обеспечивает оставшимися элементами без переключений.

**Нагруженный резерв** - это резерв, который содержит один или несколько резервных элементов, находящихся в режиме основного элемента.

**Резервирование замещением** - это резервирование, при котором функции основного элемента передаются резервному только после отказа основного элемента. В этом случае используется ненагруженный резерв - то есть резерв, который содержит один или несколько резервных элементов, находящихся в ненагруженном режиме до начала выполнения ими функций основного элемента.

Существует также **облегченный резерв** - то есть резерв, который содержит один или несколько резервных элементов, находящихся в менее нагруженном режиме, чем основной элемент. Расход ресурса надёжности работающих и резервных элементов при резервировании замещением для нагруженного резерва (*a*), облегченного резерва (*b*) и ненагруженного резерва (*в*) показан на *рисунке 5.4*. Выбор метода резервирования зависит от условий работы РЭО. Например, если допускаются перерывы в работе, то используется резервирование замещением, а, если не допускаются, то используется постоянный нагруженный резерв.

При нагруженном резерве в момент отказа основного элемента уже включен резервный элемент, но вероятность того, что в этот момент резервный элемент исправен, может сильно отличаться от единицы. При облегченном резерве после отказа основного элемента время выхода резервного элемента на рабочий режим мало, но вероятность того, что в момент отказа основного элемента резервный элемент исправен, не сильно отличается от единицы. При ненагруженном резерве после отказа основного элемента время

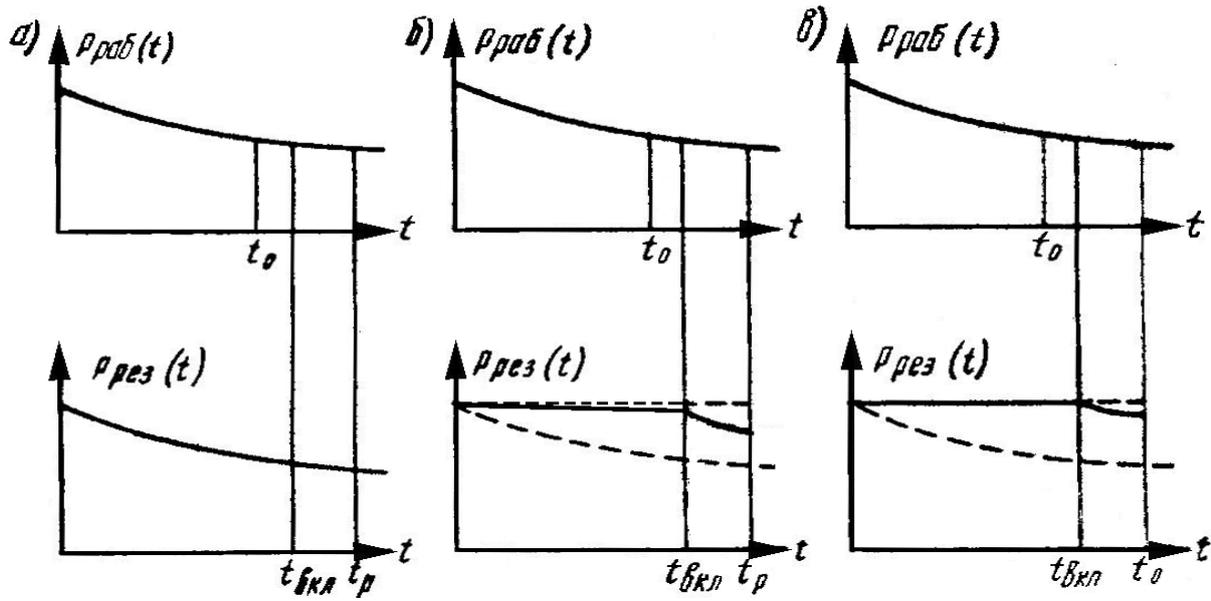


Рисунок 5.4 - Расход ресурса надёжности работающих и резервных элементов при резервировании замещением: *a* - нагруженный резерв; *б* - облегченный резерв; *в* - ненагруженный резерв ( $t_0$  - момент отказа основного элемента;  $t_{вкл}$  - момент включения резервного элемента;  $P_{раб}(t)$  - надёжность основного элемента;  $P_{рез}(t)$  - вероятность безотказной работы резервного элемента) [19]

выхода резервного элемента на рабочий режим больше, чем при облегченном резерве. Однако вероятность того, что в момент отказа основного элемента резервный элемент исправен, отличается от единицы меньше, чем при облегченном резерве, так как при хранении интенсивность отказов изделий приблизительно на порядок меньше, чем при их работе.

Разновидностью резервирования замещением является **скользящее резервирование**. При скользящем резервировании группа основных элементов резервируется одним или несколькими резервными элементами, каждый из которых может заменить любой из отказавших элементов данной группы.

Различают **резервирование с восстановлением** и **резервирование без восстановления**. В первом случае восстановление отказавших основных и (или) резервных элементов технически возможно без нарушения работоспособности объекта в целом и предусмотрено эксплуатационной документацией, а во втором восстановление этих элементов технически невозможно без нарушения работоспособности объекта в целом и (или) не предусмотрено эксплуатационной документацией.

При резервировании вводится также понятие **вероятности успешного перехода на резерв**, под которой понимают вероятность того, что переход на резерв произойдет без отказа объекта, т.е. произойдет за время, не превышающее допустимого значения перерыва в функционировании и (или) без снижения качества функционирования.

### 5.3. Методы расчёта надёжности резервированных систем

#### 5.3.1 Расчёт общего резервирования с постоянно включенным резервом и с целой кратностью $m$ при отсутствии последействия

Схема расчёта общего постоянного резервирования с целой кратностью  $m$  при отсутствии последействия при заданных вероятностях безотказной работы основного ( $P_0$ ) и резервного ( $P_N$ ) элементов надёжности приведена на рисунке 5.5, а.

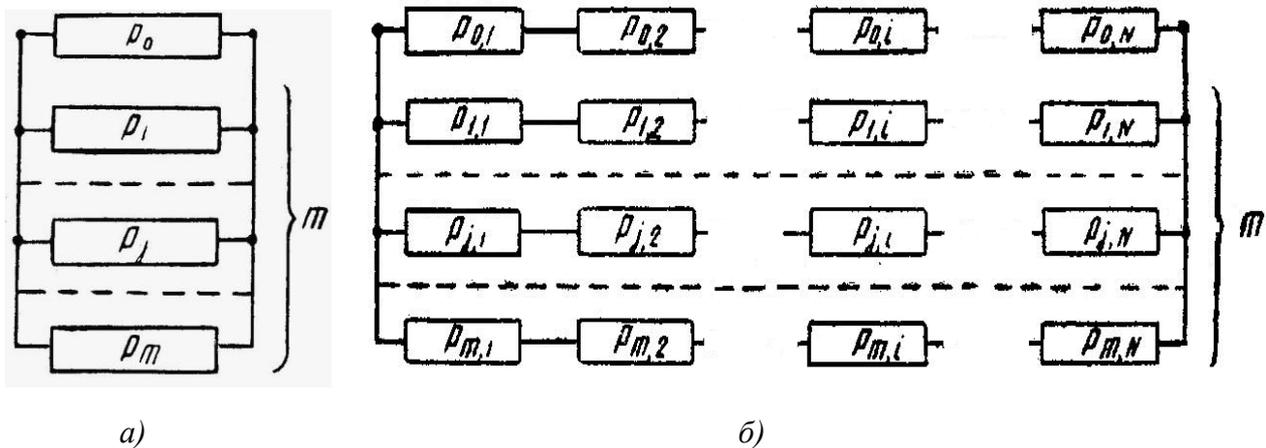


Рисунок 5.5 - Схемы расчёта общего постоянного резервирования с целой кратностью  $m$  при отсутствии последействия [4, 7, 8, 19]: а - при заданных вероятностях безотказной работы основного ( $P_0$ ) и резервного ( $P_J$ ) элементов надёжности; б - при заданных вероятностях безотказной работы  $i$ -ых элементов надёжности основной ( $P_{0i}$ ) и резервной ( $P_{ji}$ ) цепей ( $1 \leq i \leq N$ ).

Система с общим резервированием будет нормально функционировать при сохранении работоспособности хотя бы одной из цепей. На основании теоремы умножения вероятностей вероятность отказа такой системы

$$Q_c = \prod_{J=0}^m Q_J, \quad (5.4)$$

где  $Q_J$  - вероятность отказа  $J$ -ой цепи, состоящей из  $N$  элементов, а  $m$  - количество резервных цепей. Рисунок 5.5, а соответствует значению  $N = 1$ . Схема расчёта общего постоянного резервирования с целой кратностью  $m$  при отсутствии последействия при заданных вероятностях безотказной работы  $i$ -ых элементов надёжности основной ( $P_{0i}$ ) и резервной ( $P_{ji}$ ) цепей приведена на рисунке 5.5, б ( $1 \leq i \leq N$ ).

Вероятность безотказной работы системы с общим резервированием рассчитывают по формуле

$$P_c = 1 - Q_c = 1 - \prod_{J=0}^m Q_J = 1 - \prod_{J=0}^m (1 - P_J), \quad (5.5)$$

где  $P_J$  - вероятность безотказной работы  $J$ -ой цепи.

Видно, что параллельное включение элементов является эффективным средством повышения надёжности объекта. Значения вероятности безотказной работы  $P_J$  одного элемента и вероятности безотказной работы системы  $P_C$  для элементов с различной надёжностью приведены в *таблице 5.1*.

Таблица 5.1- Значения вероятности безотказной работы  $P_J$  одного элемента и вероятности безотказной работы системы  $P_C$  для элементов с различной кратностью резервирования [4]

| $P_J$ | $P_C$ при |          |            |
|-------|-----------|----------|------------|
|       | $m = 1$   | $m = 2$  | $m = 3$    |
| 0,50  | 0,75      | 0,875    | 0,9375     |
| 0,70  | 0,91      | 0,973    | 0,9919     |
| 0,90  | 0,99      | 0,999    | 0,9999     |
| 0,95  | 0,9975    | 0,999    | 0,99999    |
| 0,99  | 0,9999    | 0,999999 | 0,99999999 |

При экспоненциальном законе надёжности

$$P_C = 1 - \prod_{J=0}^m \left[ 1 - \exp(-\lambda_J \cdot t) \right] \quad (5.6)$$

где  $\lambda_J$  - интенсивность отказов  $J$ -ой цепи.

При равнонадёжных цепях и ( $\lambda_J = \lambda_0$ ) и экспоненциальном законе надёжности вероятность безотказной работы системы с общим резервированием рассчитывают по формуле

$$P_{Co} = 1 - \left[ 1 - \exp(-\lambda_0 \cdot t) \right]^{m+1}. \quad (5.7)$$

Средняя наработка до отказа одного элемента определяется через интенсивность отказов

$$T_0 = 1 / \lambda_0. \quad (5.8)$$

Средняя наработка до отказа системы с общим резервированием рассчитывают по формуле (3.17)

$$T_{1CO} = \int_0^{\infty} P_C(t) dt. \quad (3.17)$$

При преобразовании формулы (3.17) с учётом (5.7) и (5.8) получим [4, 19]:

$$T_{1CO} = T_0 \sum_{J=0}^m \frac{1}{J+1} = A \cdot T_0. \quad (5.9)$$

$$A = \sum_{J=0}^m \frac{1}{J+1}. \quad (5.9 \text{ a})$$

Ниже приведены значения  $A$  для различных  $m$ :

|     |     |      |      |      |      |
|-----|-----|------|------|------|------|
| $m$ | 1   | 2    | 3    | 4    | 5    |
| $A$ | 1,5 | 1,83 | 2,08 | 2,28 | 2,45 |

Дисперсия средней наработки до отказа системы определяется по формуле [8, 19]:

$$D_{T_{1CO}} = \frac{T_{1CO}^2}{A} \sum_{J=0}^m \frac{1}{(J+1)^2}. \quad (5.10)$$

Безотказная работа  $J$ -ой цепи будет иметь место при безотказной работе каждого из  $N$  последовательно соединенных элементов цепи. С учётом этого при экспоненциальном законе надёжности имеем

$$P_J = \prod_{i=1}^N P_{Ji} = \exp\left(-\sum_{i=1}^N \lambda_{Ji} \cdot t\right), \quad (5.11)$$

где  $P_{Ji}$  - вероятность безотказной работы, а  $\lambda_{Ji}$  - интенсивность отказов  $i$ -ых элементов надёжности  $J$ -ой цепи.

Подставляя значения  $P_J$  из выражения (5.11) в формулу (5.5), находим вероятность безотказной работы системы с общим резервированием

$$P_{CO} = 1 - \prod_{J=0}^m \left(1 - \prod_{i=1}^N P_{Ji}\right) = 1 - \prod_{J=0}^m \left[1 - \exp\left(-\sum_{i=1}^N \lambda_{Ji} \cdot t\right)\right]. \quad (5.12)$$

При равнонадёжных цепях вероятность безотказной работы системы с общим резервированием рассчитывают по формуле

$$P_{CO} = 1 - \left(1 - \prod_{i=1}^N P_{Ji}\right)^{m+1} = 1 - \left[1 - \exp\left(-\sum_{i=1}^N \lambda_{Ji} \cdot t\right)\right]^{m+1}. \quad (5.13)$$

### 5.3.2 Расчёт отдельного резервирования с постоянно включенным резервом и с целой кратностью при отсутствии последствия

Схема расчёта отдельного постоянного резервирования с целой кратностью при отсутствии последствия при заданных вероятностях безотказной работы  $i$ -ых элементов надёжности основной ( $P_{0i}$ ) и резервной ( $P_{Ji}$ ) цепей изображена на рисунке 5.6.

Вероятность безотказной работы  $i$ -ого звена этой схемы в соответствии с формулой (5.5) равна

$$P_i = 1 - Q_i = 1 - \prod_{J=0}^{m_i} Q_{Ji} = 1 - \prod_{J=0}^{m_i} (1 - P_{Ji}) \quad (5.5 \text{ a})$$

где  $m_i$  - количество резервных элементов  $i$ -ого звена.

Безотказная работа системы будет иметь место при безотказной работе каждого из  $N$  последовательно соединенных звеньев. С учётом этого веро-

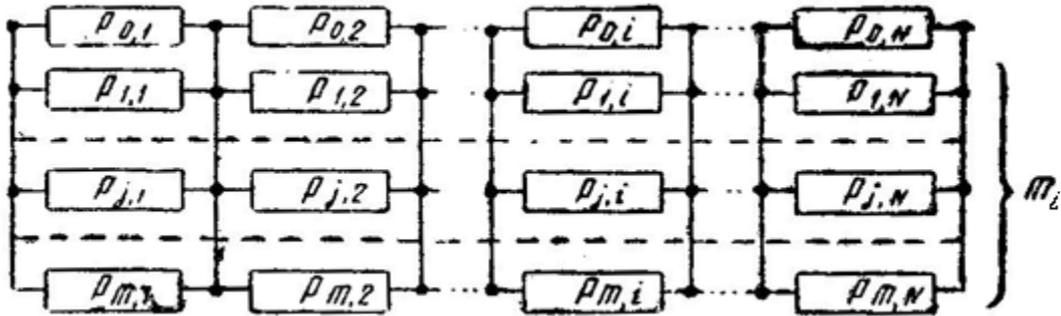


Рисунок 5.6 - Схема расчёта отдельного постоянного резервирования с целой кратностью при отсутствии последствия при заданных вероятностях безотказной работы  $i$ -ых элементов надёжности основной ( $P_{0i}$ ) и резервной ( $P_{ji}$ ) цепей ( $1 \leq i \leq N$ ) [4, 7, 8, 19]

Вероятность безотказной работы системы с отдельным постоянным резервированием равна

$$P_{CP} = \prod_{i=1}^N P_i = \prod_{i=1}^N \left[ 1 - \prod_{j=0}^{m_i} (1 - P_{ji}) \right] \quad (5.14)$$

Для отдельного резервирования и экспоненциального закона надёжности при  $m_i = m$  и равнонадёжных элементах

$$P_{CP} = \left[ 1 - (1 - P)^{m+1} \right]^N = \left[ 1 - \exp(-\lambda \cdot t)^{m+1} \right]^N. \quad (5.15)$$

Средняя наработка до отказа системы с отдельным постоянным резервированием при этом равна [4]:

$$T_{1CP} = \frac{(m+1)!}{\lambda (m+1)!} \sum_{j=0}^m \frac{1}{v_j (j+1)! \dots (j+N-1)!} \quad (5.16)$$

где  $v_j = (j+1) / (m+1)$ .

При  $m = 1$  (дублирование) и  $N > 5$

$$T_{1CP} = \frac{0,5 + 0,89\sqrt{N}}{\lambda \cdot N}. \quad (5.17)$$

### 5.3.3 Расчёт общего резервирования с дробной кратностью и с постоянно включенным резервом при отсутствии последствия

Вероятность безотказной работы системы общего резервирования с дробной кратностью  $m$  и равнонадёжных элементах с постоянно включенным резервом при отсутствии последствия равна [8]

$$P_{CD} = \sum_{i=0}^{l-h} C_l^i \cdot P^{l-i} + \sum_{j=0}^i (1 - P)^j \cdot C_i^j \cdot P^j \quad (5.18)$$

где:  $P(t)$  - вероятность безотказной работы основного или любого резервного элемента надёжности;  $l$  - общее число основных и резервных элементов

надёжности;  $h$  - число элементов надёжности, необходимых для нормальной работы резервированной системы;  $m$  - кратность резервирования, которая определяется формулой:

$$m = (1 - h) / h, \quad (5.19)$$

Средняя наработка до отказа такой системы общего резервирования с дробной кратностью равна

$$T_{1CD} = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=0}^{l-h} \frac{1}{h+i}. \quad (5.20)$$

Недостаток постоянного резервирования состоит в значительном увеличении объема аппаратуры, а также в том, что с появлением отказов в резерве изменяются параметры объекта, что может привести к изменению режимов работы.

#### 5.3.4 Расчёт резервирования замещением для случаев облегченного резерва, ненагруженного резерва и общего нагруженного резервирования с последствием

Схемы резервирования замещением приведены на *рисунке 5.7*.

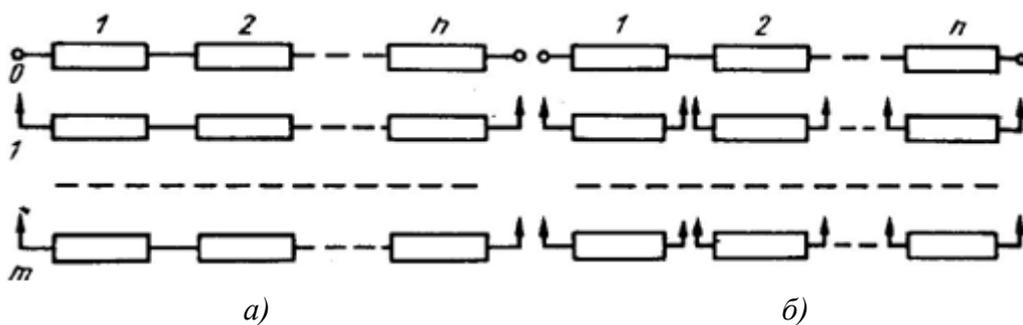


Рисунок 5.7 - Схемы резервирования замещением [4]: *а* - общее; *б* - раздельное

Расчётные соотношения для общего резервирования замещением с целой кратностью для устройств любой кратности резервирования позволяет получить рекуррентная формула [8]

$$P_{m+1}(t) = P_m(t) + \int_0^t P(t-\tau) a_m(\tau) d\tau, \quad (5.21)$$

где  $P_{m+1}(t)$ ,  $P_m(t)$  - вероятности безотказной работы резервированной системы кратности  $m + 1$  и  $m$  соответственно;  $P(t - \tau)$  - вероятность безотказной работы основной системы в течение времени  $(t - \tau)$ ;  $a_m(\tau)$  - частота отказов резервированной системы кратности  $m$  в момент времени  $\tau$ .

Для получения рабочих формул необходимо выполнить интегрирование в правой части, подставив вместо  $P(t - \tau)$  и  $a_m(\tau)$  их значения в соответствии с выбранным законом распределения и состоянием резерва.

Для случая общего резервирования с замещением вероятность безотказной работы и средняя наработка до отказа при экспоненциальном законе

надёжности и нагруженном состоянии резерва определяются формулами (5.7) и (5.9). Для облегченного резерва с замещением вероятность безотказной работы и средняя наработка до отказа при экспоненциальном законе надёжности и при идеальных (безотказных) переключателях равны [4, 8]:

$$P_{0БЗ} = \exp\{-\lambda_0 \cdot t\} \left\{ 1 + \sum_{i=1}^m \frac{a_i}{i!} \left[ -\exp\{-\lambda_H \cdot t\} \right] \exp\{-\lambda_0 \cdot t\} \right\}; \quad (5.21 \text{ a})$$

$$T_{0БЗ} = \frac{1}{\lambda_0} \sum_{i=0}^m \frac{1}{1+i \cdot k}, \quad (5.22)$$

где  $a_i = \prod_{J=0}^{i-1} \left( J + \frac{\lambda_0}{\lambda_H} \right)$ ;  $k = \frac{\lambda_H}{\lambda_0}$ ;  $\lambda_H$  - интенсивность отказов резервного устройства до замещения.

При ненагруженном состоянии резерва с замещением вероятность безотказной работы и средняя наработка до отказа при экспоненциальном законе надёжности равны [4, 8]:

$$P_{ННЗ} = \exp\{-\lambda_0 \cdot t\} \sum_{i=1}^m \frac{\lambda_0 \cdot t^i}{i!}; \quad (5.23)$$

$$T_{ННЗ} = (n+1) T_{10}, \quad (5.24)$$

где  $\lambda_0$  и  $T_{10}$  - интенсивность отказов и средняя наработка до отказа основного (нерезервированного) устройства.

Для случая отдельного резервирования замещением при нагруженном состоянии резерва вероятность безотказной работы  $P_{НЗ}(t)$  и средняя наработка до отказа  $T_{НЗ}$  при экспоненциальном законе надёжности рассчитываются по формулам (5.15) - (5.17).

Принципиально возможно определить надёжность системы при резервировании замещением без использования рекуррентной формулы методами теории массового обслуживания (ТМО). Однако, в ряде случаев, полученные в результате этого расчётные формулы могут быть неточными и не пригодными для практических расчётов из-за принятых в этой теории допущений.

Покажем это для случая расчёта надёжности при резервировании замещением, когда интенсивности отказов основного и резервного элементов не равны по величине. Для этого случая мы решим лишь задачу резервирования замещением с кратностью резервирования резерва один к одному, то есть задачу с дублированием.

Пусть имеется система из одного рабочего и одного резервного невостанавливаемых элементов. Резервирование ненагруженное замещением. Полагаем, что переключатели абсолютно надёжны ( $P_{п} \approx 1$ ). Требуется определить надёжность системы методами теории массового обслуживания (ТМО). Интенсивность отказа основного элемента  $\lambda_1$ , а резервного  $\lambda_2$ .

Решение этой задачи будем проводить в следующем порядке:

а) изобразим граф всевозможных состояний системы (рисунок 5.8). На этом рисунке  $S_0$  – состояние, когда работает основной элемент,  $S_1$  – работает резервный элемент, так как основной отказал,  $S_2$  – система не работает, так как отказали оба элемента.

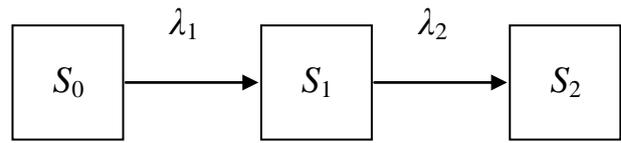


Рисунок 5.8 - Граф состояния резервированной системы [5]

Поскольку элементы не восстанавливаемые - стрелки на графе направлены только в одну сторону;

б) составим систему дифференциальных уравнений для состояний  $S_0$ ,  $S_1$ ,  $S_2$  по инженерному правилу А. Н. Колмогорова:

$$dP_0(t) / dt = -\lambda_1 \cdot P_0(t), \quad (5.25)$$

$$dP_1(t) / dt = \lambda_1 \cdot P_0(t) - \lambda_2 \cdot P_1(t), \quad (5.26)$$

$$dP_2(t) / dt = \lambda_2 \cdot P_1(t). \quad (5.27)$$

Так как резерв ненагруженный, то можно считать, что резервный элемент свой резерв не расходует, пока работает основной элемент. В момент отказа нельзя считать  $dP_k / dt = 0$  и переходить к системе алгебраических уравнений. Нужно решать дифференциальные уравнения известными в математике методами. Подставив в первое и второе уравнения  $P_0(t) = \exp(-\lambda_1 \cdot t)$ , получим:

$$dP_0(t) / dt = -\lambda_1 \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t); \quad (5.28)$$

$$dP_1(t) / dt = \lambda_1 \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t) - \lambda_2 \cdot P_1(t). \quad (5.29)$$

Последнее дифференциальное уравнение для  $P_1(t)$  является линейным и методика решения его известна. Вначале запишем однородное уравнение

$$dP_1(t) / dt + \lambda_2 \cdot P_1(t) = 0. \quad (5.30)$$

Разделяем в нём переменные

$$dP_1(t) / P_1(t) = -\lambda_2 dt \quad (5.31)$$

и при его интегрировании получаем

$$\ln P_1(t) = -\lambda_2 \cdot t + \ln C, \quad (5.32)$$

где  $\ln C$  - постоянная интегрирования.

Учитывая свойства логарифма, получаем

$$P_1(t) = C \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t). \quad (5.33)$$

Ищем общее решение уравнения (5.29) в виде

$$P_1(t) = C(t) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t). \quad (5.34)$$

Дифференцируя, имеем

$$dP_1(t) / dt = (dC(t) / dt) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) - \lambda_2 \cdot C(t) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t). \quad (5.35)$$

Подставив, выражения для  $P_1(t)$  и  $dP_1(t) / dt$  в уравнение (5.29), получим

$$(dC(t)/dt) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) - \lambda_2 \cdot C(t) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) + \lambda_2 \cdot C(t) \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) = \lambda_1 \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t). \quad (5.36)$$

$$(dC(t)/dt) = \lambda_1 \cdot \exp[(\lambda_2 - \lambda_1) \cdot t]. \quad (5.37)$$

При интегрировании последнего выражения получаем

$$C(t) = \lambda_1 \int_0^t \exp[(\lambda_2 - \lambda_1) \cdot \bar{t}] \bar{t} d\bar{t} = \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} \exp[(\lambda_2 - \lambda_1) \cdot t] + C_2, \quad (5.38)$$

где  $C_2$  - постоянная интегрирования.

Подставив в общее решение уравнения (5.29) найденное значение  $C(t)$ , получим

$$P_1(t) = C(t) \exp(-\lambda_2 \cdot t) = \left\{ \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} \exp[(\lambda_2 - \lambda_1) \cdot t] + C_2 \right\} \exp(-\lambda_2 \cdot t). \quad (5.39)$$

Для определения постоянной интегрирования учтём, что при  $t = 0$   $P_0(t) = P_0(0) = 1$ , а значит по условию нормировки вероятности других состояний при  $t = 0$  равны нулю [ $P_1(0) = P_2(0) = 0$ ]. Тогда последнее выражение примет вид

$$P_1(0) = 0 = [\lambda_1 / (\lambda_2 - \lambda_1)] + C_2. \quad (5.40)$$

Откуда

$$C_2 = \lambda_1 / (\lambda_1 - \lambda_2). \quad (5.41)$$

И общее решение (5.39) уравнения (5.29) принимает вид

$$P_1(t) = \frac{\lambda_1 \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) - \exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - \lambda_2} \quad (5.42)$$

Следует отметить, что формулы (5.41) и (5.42) приближённые, так как при их выводе использовано инженерное правило А. Н. Колмогорова, установленное с использованием приближённого равенства

$$\exp(-\lambda \cdot t) \approx 1 - \lambda \cdot t, \quad (5.43)$$

справедливого лишь при значениях  $\lambda \cdot t$  намного меньше единицы. С учётом приближённого равенства (5.43) формула (5.42) примет вид

$$P_1(t) = \frac{\lambda_1 \cdot \exp(-\lambda_2 \cdot t) - \exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - \lambda_2} \approx \frac{\lambda_1 \cdot (1 - \lambda_2 \cdot t) - (1 - \lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - \lambda_2} = \lambda_1 \cdot t. \quad (5.44)$$

в) найдя  $P_1(t)$ , определим вероятность безотказной работы системы  $P(t)$  с учётом приближённого равенства (5.43):

$$P(t) = P_0(t) + P_1(t) = \exp(-\lambda_1 \cdot t) + \lambda_1 \cdot t = 1 - \lambda_1 \cdot t + \lambda_1 \cdot t = 1; \quad (5.45)$$

г) находим из нормировочного условия вероятность отказа системы:

$$P_3(t) = 1 - P(t) = 1 - 1 = 0. \quad (5.46)$$

В результате видно, что для данной задачи расчёт с использованием системы дифференциальных уравнений для состояний  $S_0, S_1, S_2$ , составленных по инженерному правилу А.Н. Колмогорова, даёт слишком грубый результат,

не пригодный для использования на практике, так как при выводе правила А.Н. Колмогорова при разложении  $\exp(-\lambda \cdot t)$  в ряд не учтены члены, содержащие  $(-\lambda \cdot t)^2$ ,  $(-\lambda \cdot t)^3$ ,  $(-\lambda \cdot t)^4$  и т. д.

Поэтому при решении сложных задач расчёта надёжности для случаев ненагруженного и облегчённого резервирования замещением, а также резервирования замещением с учётом последействия целесообразно использовать рекуррентную формулу (5.21), либо производить вычисления по схеме «гибели» с использованием преобразования Лапласа [8]. Если произвести расчёт не удаётся, то проводят испытания на надёжность на математических моделях, либо обычные испытания изделий на надёжность.

Рассмотрим пример расчёта надёжности для случая резервирования замещением с учётом последействия.

**Пример 5.1** [8].

Две аккумуляторные батареи работают на одну нагрузку. Интенсивность отказов каждой из них  $\lambda = 0,1 \cdot 10^{-4}$  1/ час. При повреждении (отказе) одной из батарей интенсивность отказов исправной возрастает вследствие более тяжелых условий работы и равна  $\lambda_1 = 0,8 \cdot 10^{-4}$  1/час. Необходимо найти вероятность безотказной работы системы в течение времени  $t = 1000$  час, а также среднее время безотказной работы.

**Решение.**

В нашем случае имеет место общее резервирование с постоянно включенным резервом. Так как при отказе одной батареи интенсивность отказов другой, исправной, изменяется, то имеет место последействие отказов. Дублированная система исправна в течение времени  $t$  при следующих благоприятных ситуациях:

*A* - ни одна из батарей за время  $t$  не отказала;

*B* - аккумуляторная батарея 1 отказала, проработав время  $\tau < t$ , а батарея 2 оставалась исправной в течение времени  $t$ ;

*B* - аккумуляторная батарея 2 отказала, проработав время  $\tau < t$ , а батарея 1 оставалась исправной в течение времени  $t$ .

Можно найти вероятность безотказной работы системы  $P_C(t)$  как сумму вероятностей благоприятных гипотез, т.е.

$$P_C(t) = P_A(t) + P_B(t) + P_B(t). \quad (5.47)$$

Гипотезы *B* и *B* одинаковы, поэтому  $P_B(t) = P_B(t)$  и тогда

$$P_C(t) = P_A(t) + 2P_B(t). \quad (5.48)$$

Так как  $P_A(t)$  есть вероятность того, что за время  $t$  ни одна из батарей не откажет, то

$$P_A(t) = \exp(-2\lambda \cdot t). \quad (5.49)$$

Вероятность гипотезы *B* можно вычислить, воспользовавшись выражением

$$P_B(t) = \int_0^t a_1(\tau) P_2(t-\tau) d\tau, \quad (5.50)$$

где  $a_1(\tau) \cdot d\tau$  - вероятность отказа первой батареи в момент  $\tau$  (вернее, в течение малого промежутка  $d\tau$ );  $a_1(\tau) = \lambda \cdot \exp(-\lambda \cdot \tau)$  - частота отказов первой батареи в момент  $\tau$ ;  $P_2(\tau) = \exp(-\lambda \cdot \tau)$  - вероятность безотказной работы аккумуляторной батареи 2 в течение времени  $\tau$ , т.е. до отказа первой батареи;  $P_2(t-\tau)$  - вероятность безотказной работы батареи 2 за промежуток времени от  $\tau$  до  $t$ . Так как в этом промежутке интенсивность отказов батареи равна  $\lambda_1$ , то

$$P_2(t-\tau) = \exp[-\lambda_1 \cdot (t-\tau)]. \quad (5.51)$$

Подставляя все значения вероятностей в выражение (5.50) для  $P_B(t)$  и интегрируя, получаем

$$\begin{aligned} P_B(t) &= \int_0^t \lambda \cdot \exp(-\lambda \cdot \tau) \cdot \exp[-\lambda_1 \cdot (t-\tau)] d\tau = \\ &= \lambda \cdot \exp[-t \cdot (\lambda - \lambda_1) - 1] \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t) / (\lambda_1 - 2\lambda) \end{aligned} \quad (5.52)$$

Тогда вероятность безотказной работы резервированной системы будет

$$\begin{aligned} P_C(t) &= P_A(t) + 2P_B(t) = \\ &= \exp(-2\lambda \cdot t) + 2 \cdot \lambda \cdot \{ \exp[-t \cdot (2\lambda - \lambda_1)] - 1 \} \cdot [\exp(-\lambda_1 \cdot t)] / (\lambda_1 - 2\lambda) = \\ &= \lambda_1 \cdot \exp(-2\lambda \cdot t) / (\lambda_1 - 2\lambda) - 2\lambda \cdot [\exp(-\lambda_1 \cdot t)] / (\lambda_1 - 2\lambda). \end{aligned} \quad (5.53)$$

Подставляя в эту формулу значения времени  $t = 1000$  час, а также значения интенсивностей отказов  $\lambda = 0,1 \cdot 10^{-4}$  1/час и  $\lambda_1 = 0,8 \cdot 10^{-4}$  1/час, получаем  $P_C(t) \approx 0,999$ .

Средняя наработка до отказа  $T_{1C}$  определяется из соотношения (3.17)

$$T_{1C} = \int_0^{\infty} P_C(t) dt = \int_0^{\infty} \frac{\lambda_1 \exp(-2\lambda \cdot t) - 2\lambda \exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - 2\lambda} dt = \frac{1}{2\lambda} + \frac{1}{\lambda_1}. \quad (5.54)$$

Подставляя значения  $\lambda_1$  и  $\lambda$ , в эту формулу, имеем  $T_{1C} = 62500$  час.

Расчет надёжности резервированных систем иногда полезно выполнять, используя схему «гибели» («чистого размножения») [8]. В соответствии с этой схемой преобразование Лапласа вероятности возникновения  $n$  отказов вычисляется по формуле

$$P_n(s) = \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_{n-1}}{(s + \lambda_0)(s + \lambda_1) \dots (s + \lambda_n)} \quad (5.55)$$

При неравных корнях знаменателя обратное преобразование Лапласа  $P_n(s)$  будет

$$P_n(t) = \lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_{n-1} \cdot \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\exp(-\lambda_k \cdot t)}{B'(\lambda_k)} \quad (5.56)$$

В формулах (5.55) и (5.56) приняты обозначения:  $\lambda_0$  - интенсивность отказов системы до выхода из строя первого элемента;  $\lambda_1$  - интенсивность отказов системы в промежутке времени от момента отказа первого элемента до второго;  $\lambda_2$  - интенсивность отказов системы в промежутке времени от момента отказа второго элемента до третьего и т.д.;  $n$  - число отказавших элементов;  $s_k = -\lambda_k$  -  $k$ -й корень знаменателя выражения (5.55);  $B'(s_k)$  - производная знаменателя в точке  $s_k$ .

При одинаковых опасностях отказов  $\lambda_i$ , т.е.  $\lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n$ , расчетные формулы имеют вид

$$P_n(t) = \frac{\lambda_0^n}{\lambda_0 + \lambda_0^{n+1}}, \quad P_n(t) = \frac{\lambda_0 \cdot t^n}{n!} \exp(-\lambda_0 \cdot t) \quad (5.57)$$

При расчетах надёжности по формулам (5.55) - (5.57) следует помнить, что они не определяют вероятности безотказной работы (или вероятности отказа) резервированной системы, а определяют лишь вероятность  $n$ -го состояния системы, т.е. вероятность того, что в системе откажут  $n$  элементов. Для вычисления вероятности безотказной работы «необходимо находить вероятности 0, 1, ...,  $n$  отказов, когда система еще находится в работоспособном состоянии (исправна), и суммировать полученные вероятности.

Средняя наработка до отказа  $T_{1C}$  системы при использовании схемы «гибели» вычисляется то

$$T_{1C} = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{\lambda_i}, \quad (5.58)$$

где  $\lambda_i$  - интенсивность отказов системы до выхода из строя  $i$ -го элемента.

### Пример 5.2 [8].

Решить задачу, описанную в примере 5.1, используя для её решения схему «гибели».

### Решение.

В нашем случае интенсивность отказов системы до выхода из строя первой батареи  $\lambda_0 = 2\lambda = 0,2 \cdot 10^{-4}$  1/час, интенсивность отказов системы в промежутке времени от момента отказа первой батареи до отказа второй  $\lambda_1 = 0,8 \cdot 10^{-4}$  1/ час. Тогда вероятность возникновения отказа системы равна вероятности возникновения двух отказов. На основании и формулы (5.55) преобразование Лапласа вероятности отказа будет

$$P_n(s) = \frac{2 \cdot \lambda \cdot \lambda_1}{(s + 2\lambda)(s + \lambda_1)}. \quad (5.55)$$

В нашем случае корни знаменателя равны:

$$s_0 = -2\lambda; \quad s_1 = -\lambda_1; \quad s_2 = 0.$$

Знаменатель  $B(s)$  равен

$$B(s) = (s + 2\lambda) \cdot (s + \lambda_1) \cdot s = s^3 + (2\lambda + \lambda_1) \cdot s^2 + 2\lambda \cdot \lambda_1 \cdot s,$$

а производная от знаменателя  $B'(s)$  равна

$$B'(s) = 3s^2 + 2s(2\lambda + \lambda_1) + 2\lambda \cdot \lambda_1.$$

Тогда

$$B'(s_0) = 12\lambda^2 - 4\lambda(2\lambda + \lambda_1) + 2\lambda \cdot \lambda_1 = 2\lambda \cdot (2\lambda - \lambda_1),$$

$$B'(s_1) = 3\lambda_1^2 - 2\lambda_1(2\lambda + \lambda_1) + 2\lambda \cdot \lambda_1 = \lambda_1 \cdot (2\lambda - \lambda_1), \quad B'(s_2) = 2\lambda \cdot \lambda_1.$$

Подставляя значения интенсивностей отказов, корней  $s_k$  и производных  $B'(s_k)$  в (5.56), получим

$$\begin{aligned} P_2(t) &= \lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \sum_{k=0}^2 \frac{\exp(-s_k \cdot t)}{B'(s_k)} = \\ &= 2\lambda \cdot \lambda_1 \left[ \frac{\exp(-2\lambda \cdot t)}{2\lambda \cdot (2\lambda - \lambda_1)} + \frac{\exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 \cdot (2\lambda - \lambda_1)} + \frac{\exp(0 \cdot t)}{2\lambda \cdot \lambda_1} \right] = \\ &= 1 - \frac{\lambda_1 \cdot \exp(-2\lambda \cdot t)}{\lambda_1 - 2\lambda} + \frac{2\lambda \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - 2\lambda}. \end{aligned} \quad (5.56a)$$

Так как вероятность безотказной работы  $P_c(t) = 1 - P_2(t)$ , то

$$P_c(t) = \frac{\lambda_1 \cdot \exp(-2\lambda \cdot t)}{\lambda_1 - 2\lambda} - \frac{2\lambda \cdot \exp(-\lambda_1 \cdot t)}{\lambda_1 - 2\lambda},$$

что совпадает с решением, полученным по первому способу в примере 5.1.

Среднюю наработку до первого отказа можно вычислить по формуле (5.58). В нашем случае

$$T_{1C} = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{\lambda_i} = \sum_{i=0}^1 \frac{1}{\lambda_i} = \frac{1}{\lambda_0} + \frac{1}{\lambda_1} = \frac{1}{2\lambda} + \frac{1}{\lambda_1}, \quad (5.58a)$$

что совпадает с решением по первому способу в примере 5.1.

### 5.3.5 Расчёт скользящего ненагруженного резервирования замещением

Схема скользящего резервирования изображена на рисунке 5.9. Вероятность безотказной работы системы для скользящего ненагруженного резервирования замещением при экспоненциальном законе надёжности и при идеальных (безотказных) переключателях находится по формуле [4, 8]

$$P_{СК}(t) = \exp(-\lambda_0 \cdot t) \cdot \sum_{i=0}^{m_0} \frac{\lambda_0^i \cdot t^i}{i!}, \quad (5.59)$$

где

$$\lambda_0 = n \cdot \lambda_J \quad (5.60)$$

- интенсивность отказов нерезервированной системы из  $n$  элементов;  $\lambda_j$  - интенсивность отказов нерезервированного элемента;  $m_0$  - число резервных элементов.

Средняя наработка до отказа системы скользящего резервирования для этого случая равна

$$T_{СК} = T_{C0} \cdot (m_0 + 1), \quad (5.61)$$

где  $T_{C0}$  - средняя наработка до отказа нерезервированной системы.

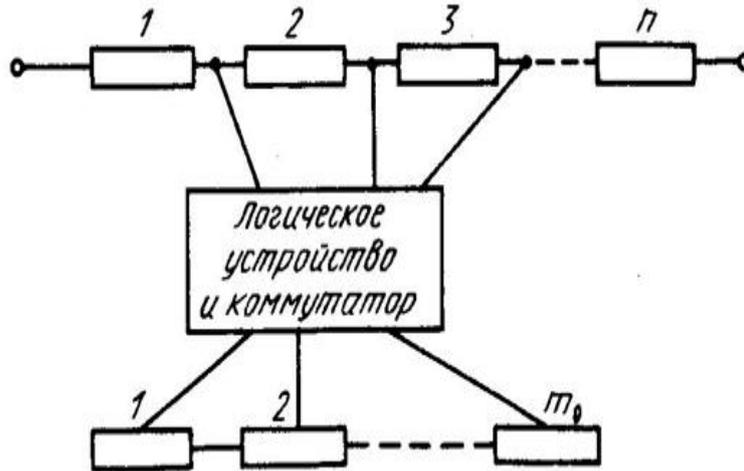


Рисунок 5.9 - Схема скользящего резервирования [4]

Если изделие состоит из  $n$  основных и одного резервного элемента, находящегося в ненагруженном состоянии, то в течение времени наработки ( $0.. t_i$ ) такое изделие может пребывать в двух несовместных работоспособных состояниях: когда все его элементы ( $n + 1$ ) работоспособны или когда хотя бы один из них отказывает. В этом случае вероятность безотказной работы изделия  $P_C(t_i)$  оценивают суммой вероятностей безотказной работы в каждом из этих состояний [1]:

$$P_C(t_i) = p^{n-1} \left[ p + n \int_0^{t_i} p_{\Pi}(t_i - \tau) p(t_i - \tau) f(\tau) d\tau \right], \quad (5.62)$$

где  $p(t_i)$ ,  $p_{\Pi}(\tau)$  и  $p(t_i - \tau)$  - соответственно вероятности безотказной работы одного (из  $n$ ) элемента основной системы, переключателя до момента  $\tau$  включения резервного элемента и резервного элемента с момента  $\tau$  его включения;  $f(\tau)$  - плотность распределения наработки до отказа одного элемента основной системы.

При экспоненциальном законе распределения наработки до отказа уравнение (5.62) приобретает вид

$$P_C(t_i) = \left\{ 1 + \frac{n \cdot \lambda_1 \cdot [1 - \exp(-\lambda_{\Pi} \cdot t_i)]}{\lambda_{\Pi}} \right\} \exp(-n \cdot \lambda_1 \cdot t_i) \quad (5.63)$$

где  $\lambda_1$  и  $\lambda_{\Pi}$  - соответственно интенсивности отказов работающего элемента и переключателя резерва.

## 6. ИСПЫТАНИЯ НА НАДЁЖНОСТЬ

### 6.1. Виды и планы испытаний на надёжность при проектировании, производстве и эксплуатации изделий

Существует два основных вида испытаний на надёжность. Один из них - так называемые **определяющие испытания**, задачей которых является оценка показателей надёжности. Задачу такого вида чаще всего решают для компонентов радиоэлектронной аппаратуры или для крупносерийных изделий. Другой вид испытаний - **контрольные испытания**, задачей которых является проверка соответствия техническим условиям показателя надёжности системы или автономных частей сложных систем [17, 23].

Испытания на надёжность проводятся с целью получения информации о показателях надёжности изготовленных или эксплуатируемых устройств (систем, элементов). Такие испытания необходимы потому, что на стадии проектирования устройства конструктор не располагает полными априорными сведениями, которые позволили бы заранее определить показатели надёжности с достаточно высокой достоверностью. Испытания на надёжность могут быть частью лабораторных или заводских испытаний, а также могут входить в программу государственных испытаний при сдаче изделия заказчику. Важным источником информации о надёжности является система сбора данных о работе изделий в процессе их эксплуатации. Проводимые на этой стадии испытания позволяют определить показатели надёжности, изменившиеся за счёт влияния внешних условий (температуры окружающей среды, ударов, вибраций, линейных ускорений, влажности, пыли, радиации и т.д.), а также за счёт процессов старения и износа. **Контрольные выборочные испытания** на надёжность комплектующих элементов, входящих в изделие, позволяют повысить надёжность изделия в целом. Эти испытания проводятся для входного контроля комплектующих элементов, поступающих на сборку изделия на производстве, и для входного контроля комплектующих элементов запасного имущества и принадлежностей (ЗИПа) изделия при его эксплуатации.

Следует отметить, что по мере повышения надёжности систем и их элементов испытания на надёжность усложняются, так как для получения приемлемых оценок и решений необходимо значительно увеличить объем испытываемой аппаратуры или продолжительность испытаний. Одним из эффективных способов преодоления этих трудностей являются ускоренные испытания на надёжность, при которых применяются форсированные режимы (по сравнению с эксплуатационными режимами) [23].

При контроле готовой продукции необходимо определить: время испытаний  $t_{и}$ , объём выборки  $n$  и приемочное число  $C$  - максимальное число отказавших изделий за время испытания выборки, при котором партия принимается. Совокупность условий испытаний контролируемых изделий и правил принятия решений называется **планом контроля**. Под совокупностью усло-

вий испытаний понимаются условия браковки и приемки, установленный объем испытаний и др. Правила принятия решений определяются методами контроля. Так как число сочетаний различных условий испытаний и правил принятия решений может быть значительным, то и количество различных планов весьма большое.

По целевому назначению планы статистического контроля надёжности можно подразделить на две группы [8, 17, 34]:

- планы контроля вероятности отказа (вероятности безотказной работы) или числа дефектных изделий в партии;
- планы контроля уровня параметров законов распределения отказов.

Продолжительность  $t_{\text{И}}$  определительного испытания на надёжность и число  $n$  испытываемых изделий связаны соотношением:

$$n \cdot t_{\text{И}} = k \cdot t_{\text{СР}}, \quad (6.1)$$

где  $k$  - коэффициент, зависящий от вида испытаний;  $t_{\text{СР}}$  - среднее время безотказной работы (для невосстанавливаемых изделий  $t_{\text{СР}}$  - это обычно средняя наработка до отказа  $T_1$ , а для восстанавливаемых  $t_{\text{СР}}$  - это средняя наработка на отказ  $T$ ). Левая часть выражения (6.1) представляет объем испытаний  $V_{\text{И}} = n \cdot t_{\text{И}}$ . Большой объем является одной из характерных особенностей испытаний на надёжность. Эта особенность обусловлена статистическим подходом к определению количественных показателей надёжности. При планировании определительных испытаний на надёжность принципиально невозможно однозначно указать объем испытаний, так как точность оценок показателей надёжности при заданной достоверности зависит от объема полученной при испытаниях информации, т.е. от числа отказов. Следовательно, значение  $V_{\text{И}}$  может быть определено лишь ориентировочно исходя из априорного уровня надёжности РЭС.

Время проведения контрольного испытания РЭС на надёжность обычно регламентировано гарантированным временем безотказной работы или выбирается произвольно. При выборочных контрольных испытаниях существует риск  $\alpha$  поставщика (изготовителя), равный вероятности того, что забракованная по выборочным испытаниям партия в действительности окажется годной (ошибка первого рода) и существует риск  $\beta$  заказчика (потребителя) равный вероятности того, что принятая по выборочным испытаниям партия в действительности окажется негодной (ошибка второго рода). Заказчику с доверительной вероятностью  $P^* = 1 - \beta$  гарантируется, что в принятой партии вероятность безотказной работы изделий не меньше нижнего браковочного уровня вероятности безотказной работы  $P_2$ .

Поставщику с доверительной вероятностью  $P^* = 1 - \alpha$  гарантируется, что в забракованной партии вероятность безотказной работы изделий меньше верхнего приёмочного уровня вероятности безотказной работы  $P_1$ .

При планировании контрольных испытаний учитывают интересы либо поставщика и заказчика - планирование по приёмочному и браковочному уровням, либо только заказчика - планирование по браковочному уровню. В

первом случае контроль осуществляют по двум заданным значениям  $P_1$  и  $P_2$  вероятности безотказной работы и соответствующим им рискам  $\alpha$  и  $\beta$  поставщика (изготовителя) и заказчика (потребителя). Планирование по браковочному (гарантированному) значению  $P_2$  вероятности безотказной работы, т.е. минимальному значению вероятности  $P_2$  безотказной работы, применяют внутри предприятий-поставщиков для подтверждения соответствия производственной надёжности изделий требованиям заказчика. В этом случае учитывают только интересы и риск заказчика.

План контроля должен позволять быстро оценивать с определенным риском заказчика или поставщика и заказчика надёжность принимаемой партии. Время испытаний не должно быть слишком длительным, а стремление достигнуть минимальных значений  $\alpha$  или  $\beta$  не должно приводить к чрезмерному увеличению объема выборки [20].

Существует три основных метода контроля надёжности [8, 17]:

- метод однократной выборки (одиночный контроль);
- метод двукратной выборки (двойной контроль);
- последовательный метод.

Каждый из этих методов имеет свои достоинства и недостатки и может быть использован в том или ином конкретном случае.

Контроль по методу однократной выборки легче планируется и осуществляется. Однако это наименее экономичный метод, так как он требует относительно большого объема контроля, особенно для партий с высокой или низкой надёжностью.

Контроль по методу двукратной выборки более экономичен, чем одиночный. Но это его главное преимущество проявляется лишь при контроле больших партий с очень низкой или очень высокой надёжностью. Поэтому метод двукратной выборки применяется для целей контроля надёжности крайне редко.

Самым экономичным методом контроля надёжности является последовательный метод. Средний объем выборки обычно составляет 50-65% объема при одиночном контроле для партий с высокой надёжностью. Техническое осуществление последовательного контроля не связано с какими-либо трудностями. Единственный недостаток этого метода заключается в большем времени контроля, чем при предыдущих методах. Однако этот недостаток можно свести к минимуму рациональной организацией испытаний.

В связи с тем, что в практике контроля надёжности пользуются главным образом одиночным и последовательным методами, рассмотрим лишь эти два метода.

При выборе того или иного метода испытаний следует учитывать закон распределения контролируемого показателя надёжности (вероятности безотказной работы, наработки на отказ, интенсивности отказов), ограничивающий фактор или критерий прекращения испытаний, порядок замены или восстановления отказавшего изделия. При этом следует учитывать требования стан-

дартов (ГОСТ 27.401-84. Надёжность в технике. Порядок и методы контроля показателей надёжности, установленных в нормативно-технической документации. Общие требования [16], ГОСТ 27.410-87. Надёжность в технике. Методы и планы контрольных испытаний на надёжность [17] и ГОСТ 27.402-95. Надёжность в технике. Планы испытаний для контроля средней наработки до отказа (на отказ). Часть 1. Экспоненциальное распределение. [34]).

## 6.2. Контрольные выборочные испытания на надёжность по методу однократной выборки

При использовании этого метода в технических условиях записывают объем  $n$  выборки, время  $t_{и}$  испытаний и приемочное число  $C$ . Если число  $d$  отказавших изделий в выборке за время испытания меньше или равно числу  $C$ , то партия принимается, в противном случае - бракуется. В этом и заключается сущность **метода однократной выборки**.

При неизвестном законе распределения контролируемого параметра случайное число отказавших изделий в заданное время для выборки объемов  $n < 0,1 \cdot N$  ( $N$  - число изделий в сдаваемой партии) определяют на основании либо биномиального закона, либо закона Пуассона. Последний применяют, когда помимо объема  $n$  выборки, малого по сравнению с объемом  $N$  сдаваемой партии изделий, задана вероятность безотказной работы  $P \geq 0,9$ . Так, в случае закона Пуассона вероятность  $P_{0П}$  того, что партия изделий с вероятностью безотказной работы  $P \geq 0,9$  будет принята, т.е. в выборке  $n$  число  $d$  отказавших изделий не будет превышать приемочного числа  $C$ , можно рассчитать по формуле [4, 17, 20]:

$$P_{0П} = P\{d \leq C\} = \sum_{d=0}^C \frac{a^d \cdot \exp(-a)}{d!}, \quad (6.2)$$

где

$$P_{0П} = P^* = 1 - \beta, \quad a = n \cdot (-P_2) \quad (6.3)$$

По формуле (6.2) рассчитывают объемы  $n$  выборок в зависимости от приемочного числа  $C$ , заданных доверительной вероятности  $P^*$  (или риска заказчика  $\beta$ ) полученных результатов испытания и минимальной вероятности  $P_2$  безотказной работы сдаваемой партии изделий. Результаты такого расчета приведены в *таблице 6.1*.

При неизвестном законе распределения контролируемого показателя надёжности выборка объемом  $n$ , найденным из этой таблицы, должна испытываться в течение того времени  $t_{и}$ , на которое задается значение  $P_2$ . Поскольку  $P_2$  задается на гарантированное время  $t_{г}$ , время  $t_{и}$  испытания должно быть равно  $t_{г}$ . При составлении плана выборочного контроля партий изделий в случае неизвестного закона распределения показателя надёжности приемочное число  $C$  выбирают небольшим из экономических соображений, так как с увеличением его резко возрастает объем выборки. С другой стороны, уменьшение  $C$  приводит к увеличению необходимого для успешной сдачи

продукции приемочного значения вероятности  $P_1$  безотказной работы, а  $C = 0$  соответствует наиболее неблагоприятным для изготовителя условиям сдачи продукции по результатам испытания выборки. По заданным значениям  $P_2$ ,  $\beta$  и выбранному  $C$  с помощью *таблицы 6.1* определяют необходимый объем  $n$  выборки. Составленный план  $(n, t_{и}, C)$  контроля надёжности сдаваемых заказчику изделий записывают в технические условия на заданные изделия.

**Пример 6.1** [20].

Известно, что значение нижнего браковочного уровня вероятности безотказной работы изделий  $P_2 = 0,9$  для времени 500 ч при риске заказчика  $\beta = 0,1$ . Требуется рассчитать план контроля надёжности при  $n / N < 0,1$ .

**Порядок расчета.**

1. Задаем приемочное число  $C = 2$ .
2. Находим по *таблице 6.1* необходимый объем выборки: 52 изделия.
3. Записываем план контроля:  $n = 52$  изд.;  $t_{и} = 500$  ч;  $C = 2$ .

Таблица 6.1- Объем выборки  $n$  в зависимости от браковочного значения вероятности безотказной работы  $P_2$ , приемочного числа  $C$  и риска заказчика  $\beta$  при  $N / n < 0,1$  для закона распределения Пуассона

| C  | $P_2$ при $\beta = 0,1$ |      |      |     | $P_2$ при $\beta = 0,2$ |      |      |     |
|----|-------------------------|------|------|-----|-------------------------|------|------|-----|
|    | 0,999                   | 0,98 | 0,95 | 0,9 | 0,999                   | 0,98 | 0,95 | 0,9 |
| 0  | 2301                    | 114  | 45   | 22  | 1599                    | 79   | 31   | 15  |
| 2  | 5318                    | 264  | 105  | 52  | 4272                    | 213  | 84   | 42  |
| 5  | 9991                    | 462  | 182  | 91  | 7899                    | 394  | 157  | 78  |
| 10 | 15403                   | 770  | 306  | 152 | 13638                   | 680  | 271  | 135 |
| 20 | 27041                   | 1234 | 540  | 268 | 24758                   | 1136 | 493  | 245 |

Для отражения интересов заказчика и изготовителя задаются не только риском  $\beta$  заказчика и соответствующим ему браковочным значением  $P_2$  вероятности безотказной работы, но и риском  $\alpha$  поставщика и соответствующим ему приемочным значением  $P_1$ . Тогда уравнение для определения  $n$  и  $C$  при использовании биномиального закона имеет вид [1, 8, 17, 20]:

для риска заказчика

$$\sum_{d=0}^C C_n^d \cdot (1 - P_2)^d \cdot P_2^{n-d} = \beta; \quad (6.4)$$

для риска изготовителя

$$\sum_{d=0}^C C_n^d \cdot (1 - P_1)^d \cdot P_1^{n-d} = 1 - \alpha. \quad (6.5)$$

где  $d$  - число отказавших изделий в выборке объемом  $n$  ( $d$  меняется от нуля до  $C$ ),  $C_n^d = \frac{n!}{d!(n-d)!}$  - число сочетаний из  $n$  по  $d$ . Вероятности  $\alpha$  и  $\beta$  являются членами разложения по биному Ньютона, Отсюда происходит название - **биномиальный закон**. Этот закон применяют, когда мало сведений о поведе-

нии изделий, а их нужно разделить на годные и бракованные. Формулы для определения основных характеристик биномиального закона приведены в [1].

Решая совместно уравнения (6.4) и (6.5), находят зависимость приемочного числа  $C$  от заданных значений  $P_1, P_2, \alpha$  и  $\beta$ . На основании этой зависимости построена *таблица 6.2*, которая используется при формировании плана контроля.

Таблица 6.2 - Значение коэффициента  $A$  в зависимости от риска изготовителя  $\alpha$ , от риска заказчика  $\beta$  и приемочного числа  $C$

| C  | $\alpha$ при $\beta = 0,1$ |       | $\alpha$ при $\beta = 0,2$ |      |
|----|----------------------------|-------|----------------------------|------|
|    | 0,1                        | 0,2   | 0,1                        | 0,2  |
| 0  | 21,82                      | 10,33 | 15,26                      | 7,22 |
| 1  | 7,31                       | 4,72  | 5,65                       | 3,63 |
| 2  | 4,82                       | 3,46  | 3,89                       | 2,79 |
| 3  | 3,82                       | 2,91  | 3,16                       | 2,40 |
| 10 | 2,19                       | 2,59  | 1,94                       | 1,67 |

Последовательность формирования плана контроля рассмотрим на примере 6.2.

### **Пример 6.2** [20].

Известно, что для принимаемой партии изделий верхний браковочный уровень вероятности безотказной работы  $P_1 = 0,98$  (при риске поставщика  $\alpha = 0,1$ ), а нижний браковочный уровень вероятности безотказной работы  $P_2 = 0,9$  (при риске заказчика  $\beta = 0,1$ ) для 500 ч испытания выборки. Требуется рассчитать план контроля надёжности.

#### **Порядок расчета.**

1. Рассчитываем коэффициент

$$A = \frac{\binom{-P_2}{-} \binom{+P_1}{-}}{\binom{-P_1}{-} \binom{+P_2}{-}} = \frac{0,1 \cdot 1,98}{0,02 \cdot 1,9} = 5,21. \quad (6.6)$$

2. По найденному значению  $A$  и заданным значениям  $\alpha$  и  $\beta$  с помощью *таблицы 6.2* определяем приемочное число  $C$ .

Из *таблицы 6.2* видно, что значение  $A = 5,21$  лежит между числами 7,31 и 4,82.. Учитывая, что значение  $A = 5,21$  расположено ближе к табличному значению  $A = 4,82$ , чем к  $A = 7,31$ , выбираем  $C = 2$ .

3. По найденному значению  $C = 2$  и заданным значениям  $P_2 = 0,9$  и  $\beta = 0,1$  с помощью *таблицы 6.1* определяем объем выборки  $n = 52$  изд.

4. Составляем план контроля:  $n = 52$  изд.;  $t_{и} = 500$  ч;  $C = 2$ .

В обоих рассмотренных примерах план контроля оказался идентичным. Однако во втором примере учтены интересы изготовителя, поскольку приемочное значение  $P_1$ , которое всегда намного выше, чем браковочное  $P_2$ , задается технической документацией на изделие.

При составлении плана контроля для известного закона распределения контролируемого показателя надёжности нет необходимости проводить испытание выборки в течение всего гарантируемого времени.

При экспоненциальном законе распределения вероятности безотказной работы браковочные значения вероятностей  $P_2(t_{\Gamma})$  и  $P_2(t_{И})$ , заданных на гарантированное время безотказной работы  $t_{\Gamma}$  и на время испытаний  $t_{И}$  связаны соотношением [20]:

$$\ln P_2(t_{И}) = [\ln P_2(t_{\Gamma})] \cdot t_{И} / t_{\Gamma}. \quad (6.7)$$

Задаваясь различными значениями  $t_{И}$  испытания при заданных значениях  $P_2(t_{\Gamma})$  и  $t_{\Gamma}$  по формуле (6.7) можно рассчитать соответствующие значения  $P_2(t_{И})$  (см. таблицу 6.3).

Таблица 6.3 - Значение вероятности  $P_2(t_{И})$  от вероятности  $P_2(t_{\Gamma})$  и отношения  $t_{И} / t_{\Gamma}$  при экспоненциальном законе распределения вероятности безотказной работы

| $t_{И} / t_{\Gamma}$ | $P_2(t_{И})$ при $P_2(t_{\Gamma})$ равном |             |             |            |
|----------------------|---|-------------|-------------|------------|
|                      | <b>0,999</b>                              | <b>0,98</b> | <b>0,95</b> | <b>0,9</b> |
| 0,1                  | 0,9999                                    | 0,9980      | 0,9949      | 0,9895     |
| 0,2                  | 0,9998                                    | 0,9960      | 0,9898      | 0,9792     |
| 0,5                  | 0,9995                                    | 0,9900      | 0,9847      | 0,9487     |
| 1,0                  | 0,9990                                    | 0,9800      | 0,9500      | 0,9000     |

Зная  $P_2(t_{И})$  и задаваясь значениями  $\beta$  и  $C$ , нетрудно вычислить или определить из таблицы 6.3 необходимый объем выборки. Затем можно записать план контроля:  $n$ ,  $t_{И}$ ,  $C$ . При  $d \leq C$  партия изделий, из которой взята выборка, принимается; при  $d > C$  партия бракуется.

### **Пример 6.3** [20].

Дано:  $P_2 = 0,9$  на 500 ч (т.е.  $t_{\Gamma} = 500$  ч);  $\beta = 0,1$ . Требуется рассчитать план контроля надёжности при экспоненциальном законе распределения вероятности безотказной работы.

#### **Порядок расчета.**

1. Задаемся временем испытания  $t_{И} = 100$  ч.
2. С помощью таблицы 6.3 определяем браковочное значение вероятности  $P_2(t_{И} = 100$  ч).

Отношение  $t_{И} / t_{\Gamma} = 100 / 500 = 0,2$  дает значение  $P_2(t_{И})$  по строке, а заданное значение  $P_2 = 0,9$  - по столбцу таблицы. Получаем  $P_2(t_{И}) = 0,9792 = 0,98$ .

3. Задаемся приемочным числом  $C = 2$  и с помощью таблицы 6.1 для  $P_2(t_{И}) = 0,98$ ;  $\beta = 0,1$  и  $C = 1$  определяем необходимый объем выборки:  $n = 264$  изд.

4. Записываем план контроля:  $n = 264$  изд.;  $t_{И} = 100$  ч;  $C = 2$ .

Объем выборки в данном примере резко увеличился по сравнению с объемом выборки в примерах 6.1 и 6.2. Это связано с тем, что для экспоненциального закона  $\lambda = d / (n \cdot t) = \text{const}$ . Поэтому если в примере 6.3 время ис-

пытания выбрано в пять раз меньше, чем в примерах 6.1 и 6.2, то для сохранения значения  $\lambda$  объем выборки должен быть в пять раз увеличен при одном и том же значении  $d$ . Если бы время испытания увеличилось вдвое, то объем выборки также сократился бы вдвое.

Соотношения, связывающие браковочные значения вероятностей  $P_2(t_{\Gamma})$  и  $P_2(t_{И})$ , заданных на гарантированное время безотказной работы  $t_{\Gamma}$  и на время испытаний  $t_{И}$ , можно вывести не только для экспоненциального закона распределения вероятности безотказной работы, но и для других законов, если они заранее известны. И в этих случаях время испытаний можно сократить с  $t_{\Gamma}$  до  $t_{И}$ .

Для сокращения времени испытаний или объема выборки испытания можно проводить не по полным отказам, а по дефектам, которые в малых количествах не вызывают отказ, а накапливаясь приводят к отказу. В этом случае дефекты называют параметрами-критериями годности (ПКГ). Условное значение вероятности безотказной работы, связанной с появлением дефектов, меньше чем значение вероятности безотказной работы, связанной с появлением отказов. Например, при вероятности безотказной работы по полным отказам  $P_2(t_{\Gamma}) = 0.9999$ , при  $\beta = 0,1$  и при  $C = 2$  объем выборки велик ( $n = 5318$ ). При этом же случае условная вероятность безотказной работы по дефектам может иметь значение  $P_{2д}(t_{\Gamma}) = 0,9$  и при  $\beta = 0,1$ , при  $C = 2$  объем выборки намного меньше ( $n = 52$ ). Если по результатам испытаний на малой выборке значение  $P_{2д}(t_{\Gamma})$  не меньше 0,9, то и значение  $P_2(t_{\Gamma})$  не меньше 0,9999, и необходимость испытания на большой выборке отпадает.

### 6.3. Контрольные выборочные последовательные испытания на надёжность

Суть метода последовательных испытаний (см. ГОСТ 27.410-87. Надёжность в технике. Методы и планы контрольных испытаний на надёжность [17]), применяемого для контроля надёжности, состоит в следующем. Первоначально выдвигается гипотеза  $H_1$  о годности партии изделий. При этом имеется альтернативная гипотеза  $H_2$ , в соответствии с которой изделия не годны. Проверяют указанные гипотезы в ходе испытаний по мере накопления статистического материала. Получив некоторое число отказов на данный момент времени, испытатель может выбрать одно из трех решений: принять гипотезу  $H_1$ , отклонив гипотезу  $H_2$ ; принять гипотезу  $H_2$ , отклонив гипотезу  $H_1$ ; продолжить экспериментальную проверку гипотез, если полученные статистические данные не дают достаточных подтверждений той или иной гипотезы [4, 8, 20].

Исходными данными для выбора плана испытаний являются риск  $\alpha$  изготовителя, риск  $\beta$  заказчика, приемочное время  $t_{П}$  наработки до отказа, браковочное время  $t_{Б}$  наработки до отказа. В соответствии с ГОСТ 27.410-87 строят линии 1-4 на графике, представляющем собой зависимость числа отказов  $d$  от суммарного времени  $t_{\Sigma}$  наработки, отнесенного к приемочному значению  $t_{П}$  наработки на отказ (рисунок 6.1). После этого на график  $d = f(t_{\Sigma})$

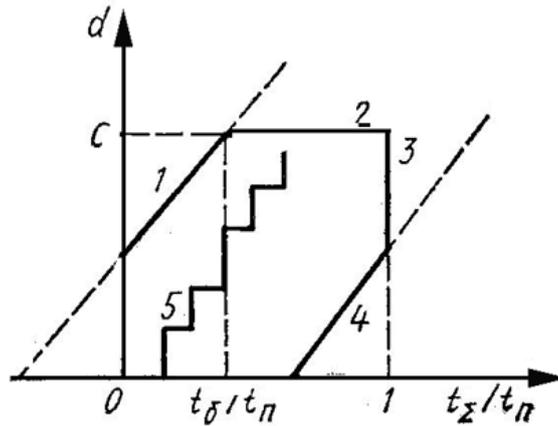


Рисунок 6.1 - График последовательных испытаний: прямая 1 соответствует гипотезе  $H_2$ ; прямая 2 - предельно допустимому числу отказов в испытываемой выборке; прямая 3 - предельному времени испытания  $t_{\Sigma} / t_{П} = t_{П} / t_{П} = 1$ ; прямая 4 - гипотезе  $H_1$  [20]

$/ t_{П}$ ) наносят результаты испытаний на надёжность, которые при наличии отказов можно представить в виде ступенчатой линии (кривая 5 на рисунке 6.1). Сумма горизонтальных отрезков этой линии численно равна отношению суммарной наработки  $t_{\Sigma}$  изделий в данный момент времени испытаний к приемочному значению  $t_{П}$ , а сумма вертикальных отрезков - числу  $d$  отказов изделий к данному моменту испытаний.

Принятие решения о надёжности партии изделий производится следующим образом. Если график испытаний (кривая 5) достигает линии 3 или 4, испытания прекращают и выносят решение о соответствии изделий требованиям надёжности. Если график испытаний достигает линии 2 или пересекает линию 1, принимают решение о несоответствии партии изделий требованиям надёжности. Если же кривая 5 не достигает ни одной из линий 1-4, испытания продолжают до получения следующей случайной величины - числа отказов (или их отсутствия) в следующий момент времени, после чего вновь принимают решение продолжении испытаний, и так до тех пор, пока кривая 5 не достигнет линий 1-4.

#### 6.4. Контрольные и определительные испытания на ремонтпригодность

Для определения комплексных показателей надёжности ремонтируемых изделий (коэффициента готовности, коэффициента оперативной готовности, коэффициента технического использования и др.) требуется знание численного значения средней продолжительности ремонта  $T_{Р}$ , равного среднему времени восстановления  $T_{В}$  при ремонте. Зная среднее время восстановления, легко определить остальные показатели ремонтпригодности: вероятность восстановления, гамма-процентное время восстановления, интенсивность восстановления, средняя трудоёмкость восстановления. Поэтому при испытаниях на ремонтпригодность достаточно определить численное

значение средней продолжительности ремонта  $T_p$ , а остальные вышеупомянутые показатели найти расчётным путём.

Методы и планы контроля надёжности, рассмотренные в предыдущих разделах, применяют и для испытаний на ремонтпригодность (РП). При этом под отрицательным исходом наблюдений следует понимать события, когда продолжительность восстановления превышает заданную. Испытания изделий на РП заключаются в выполнении на испытуемых образцах операций технического обслуживания (ТО) и ремонтов в соответствии с требованиями эксплуатационной и ремонтной документации, регистрации значений всех величин, необходимых для определения и контроля показателей РП и оценки совершенства указанной документации по полноте и порядку изложения.

Цели испытаний на РП:

- определение значений количественных показателей РП;
- контроль соответствия требованиям по РП, заданным в нормативно-технической документации (НТД) на изделия;
- выявление конструктивных недостатков, снижающих РП и разработка мероприятий по их устранению;
- оценка полноты и качества эксплуатационной и ремонтной документации;
- выявление схемно-конструктивных недостатков, снижающих уровень РП, и разработка рекомендаций по их устранению.

Испытания на РП проводят, как правило, экспериментальными методами, но иногда и расчетно-экспериментальными методами (РЭМ). Возможность использования априорной информации для контроля показателей РП и ее источники должны быть согласованы до начала контроля и указаны в программе (методике) испытаний.

При испытании изделий на РП применяют методы:

- испытания с возникающей необходимостью восстановления;
- испытания с моделированием отказов;
- комбинированные испытания.

**Метод испытания на ремонтпригодность с возникающей необходимостью восстановления** заключается в том, что изделия подвергают нормальным или ускоренным испытаниям на безотказность и долговечность в условиях и объеме, установленных программой испытаний, а необходимую для оценки ремонтпригодности информацию получают при выполнении операции технического обслуживания и плановых ремонтов, предусмотренных эксплуатационной и ремонтной документацией, а также неплановых ремонтов по выявлению и устранению отказов и повреждений, возникающих в процессе испытаний.

**Метод испытания на РП с моделированием отказов** заключается в том, что отказы изделия имитируют или преднамеренно создают в соответ-

ствии с программой испытаний, а информацию получают при выполнении операции технического обслуживания и плановых ремонтов.

**Метод комбинированных испытаний на РП** заключается в использовании перечисленных выше методов в любом их сочетании, установленном в методиках испытаний. При контроле РП используют данные хронометрических наблюдений за выполнением всех операций по ремонту изделий, данные о затратах времени, труда и средств, установленные при проведении подобных операций на аналогах или прототипах и результаты анализа выявленных конструктивных недостатков, ухудшающих РП, и принятых по ним мероприятий [20].

Основные формулы и примеры расчёта ремонтпригодности по результатам испытания на ремонтпригодность приведены в [4].

Наиболее точная формула для определения среднего времени ремонта имеет вид:

$$T_p = \sum_{i=1}^m q_i \cdot T_{pi}, \quad (6.8)$$

где  $m$  число групп элементов в аппаратуре;  $T_{pi}$  – активное время ремонта при отказе элемента  $i$ -ой группы. Это время складывается из среднего времени поиска неисправного элемента  $t_{0i}$ , среднего времени замены элемента  $t_{zi}$  и среднего времени проверки исправности аппаратуры после замены отказавшего элемента  $t_{при}$ :

$$T_{pi} = t_{0i} + t_{zi} + t_{при}; \quad (6.9)$$

$q_i$  - условная вероятность появления отказа элементов  $i$ -группы при простейшем потоке отказов:

$$q_i = \lambda_i / \sum_{J=1}^m \lambda_J, \quad (6.10)$$

где  $\lambda_i$  – интенсивность отказов элементов  $i$ -ой группы.

Метод расчета оценок времени ремонта по точности и достоверности зависит от закона распределения времени ремонта. Как правило, это распределение экспоненциальное или Эрланга. Обычно среднюю продолжительность ремонта при испытаниях на РП определяют не по формуле (6.8), а по формуле:

$$T_p = \sum_{i=1}^n T_{pi} / n, \quad (6.11)$$

где  $T_{pi}$  – среднее время ремонта при  $i$ -ом отказе,  $n$  – число отказов.

Эта формула менее точна, чем формула (6.8), т.к. в ней все отказы считают равновероятными. Если аппаратура модульного типа и ремонт производят заменой модуля, то закон распределения времени ремонта экспоненциальный:

$$f(t_p) = (1 / T_p) \cdot \exp(-t_p / T_p), \quad (6.12)$$

При экспоненциальном распределении верхнюю границу  $T_{рв}$  и нижнюю  $T_{рн}$  границу времени ремонта находят из выражений:

$$T_{рн} = T_p \cdot r_2, \quad (6.13)$$

$$T_{рв} = T_p \cdot r_1. \quad (6.14)$$

Коэффициенты  $r_1$  и  $r_2$ , связанные с квантилями распределения  $\chi^2$  Пирсона, можно определить из *таблицы 6.4* в зависимости от значений числа отказов  $n$  и доверительной вероятности  $P(\epsilon)$ .

Таблица 6.4 - Значение коэффициентов  $r_1$  и  $r_2$

| $n$ | Вероятность $P(\epsilon)$ |      |      |      |       |      |      |      |
|-----|---------------------------|------|------|------|-------|------|------|------|
|     | $r_1$                     |      |      |      | $r_2$ |      |      |      |
|     | 0.99                      | 0.95 | 0.9  | 0.8  | 0.99  | 0.95 | 0.9  | 0.8  |
| 2   | 13.5                      | 5.63 | 3.77 | 2.42 | 0.30  | 0.42 | 0.51 | 0.67 |
| 4   | 4.35                      | 2.93 | 2.29 | 1.74 | 0.40  | 0.52 | 0.60 | 0.73 |
| 6   | 3.36                      | 2.29 | 1.90 | 1.54 | 0.46  | 0.57 | 0.65 | 0.76 |
| 8   | 2.75                      | 2.01 | 1.72 | 1.43 | 0.50  | 0.61 | 0.60 | 0.78 |
| 10  | 2.42                      | 1.83 | 1.61 | 1.37 | 0.53  | 0.64 | 0.70 | 0.80 |
| 15  | 2.01                      | 1.62 | 1.46 | 1.28 | 0.59  | 0.68 | 0.74 | 0.83 |
| 20  | 1.81                      | 1.51 | 1.37 | 1.24 | 0.63  | 0.72 | 0.77 | 0.85 |
| 50  | 1.43                      | 1.28 | 1.21 | 1.14 | 0.74  | 0.80 | 0.84 | 0.89 |
| 100 | 1.28                      | 1.19 | 1.14 | 1.09 | 0.80  | 0.86 | 0.88 | 0.92 |

**Пример 6.4** [4].

Из-за возникших в системе  $n = 10$  отказов на восстановления работоспособности было затрачено 20 часов. Определить доверительный интервал средней продолжительности ремонта  $T_p$  с доверительной вероятностью  $P(\epsilon) = 0.95$  при экспоненциальном распределении времени ремонта.

**Решение:**

а) по формуле (6.11) определяем среднюю продолжительность ремонта

$$T_p = \sum_{i=1}^n T_{pi} / n = 20 / 10 = 2 \text{ ч}; = 20 / 10 = 2 \text{ ч};$$

б) по *таблице 6.4* определяем при числе отказов  $n = 10$  и доверительной вероятности  $P(\epsilon) = 0.95$  коэффициенты  $r_1 = 1.83$  и  $r_2 = 0.64$ , а затем по формулам (6.13) и (6.14) определяем доверительные границы и интервал  $I_\epsilon$  изменения  $T_p$ :

$$T_{рн} = T_p \cdot r_2 = 2 \cdot 0.64 = 1.28 \text{ ч};$$

$$T_{рв} = T_p \cdot r_1 = 2 \cdot 1.83 = 3.66 \text{ ч};$$

$$I_\epsilon = 1.28 \div 3.66 \text{ ч}.$$

При поиске отказов вручную время текущего ремонта, как правило, распределено по закону Эрланга:

$$f(t_p) = (4 \cdot t_p / T_p^2) \cdot \exp(-2 \cdot t_p / T_p). \quad (6.15)$$

При распределении Эрланга:

$$T_{рн} = T_p / \delta_2; \quad (6.16)$$

$$T_{рв} = T_p / \delta_1. \quad (6.17)$$

Значение коэффициентов  $\delta_1$  и  $\delta_2$  можно определить из *таблицы 6.5* в зависимости от значений числа отказов  $n$  и доверительной вероятности  $P(\epsilon)$ .

Таблица 6.5 - Значение коэффициентов  $\delta_1$  и  $\delta_2$

| N          | Вероятность $P(\epsilon)$ |       |       |       |            |      |      |      |
|------------|---------------------------|-------|-------|-------|------------|------|------|------|
|            | $\delta_1$                |       |       |       | $\delta_2$ |      |      |      |
|            | 0.99                      | 0.95  | 0.9   | 0.8   | 0.99       | 0.95 | 0.9  | 0.8  |
| <b>4</b>   | 0.362                     | 0.500 | 0.581 | 0.700 | 2.00       | 1.64 | 1.47 | 1.28 |
| <b>8</b>   | 0.464                     | 0.620 | 0.688 | 0.785 | 1.66       | 1.43 | 1.34 | 1.20 |
| <b>10</b>  | 0.473                     | 0.650 | 0.713 | 0.813 | 1.53       | 1.35 | 1.29 | 1.19 |
| <b>15</b>  | 0.570                     | 0.700 | 0.766 | 0.850 | 1.43       | 1.30 | 1.23 | 1.15 |
| <b>20</b>  | 0.629                     | 0.740 | 0.800 | 0.870 | 1.37       | 1.26 | 1.20 | 1.13 |
| <b>30</b>  | 0.697                     | 0.788 | 0.835 | 0.892 | 1.30       | 1.22 | 1.16 | 1.11 |
| <b>50</b>  | 0.765                     | 0.830 | 0.870 | 0.916 | 1.23       | 1.17 | 1.13 | 1.08 |
| <b>100</b> | 0.835                     | 0.880 | 0.910 | 0.940 | 1.16       | 1.12 | 1.09 | 1.06 |

**Пример 6.5** [4].

При эксплуатации устройства было зарегистрировано  $n = 30$  отказов. Распределение отказов по группам элементов и время, затраченное на ремонт, приведены в *таблице 6.6*. Найти среднее время ремонта устройства и доверительный интервал при  $P(\epsilon) = 0.9$  и распределение времени ремонта по закону Эрланга.

Таблица 6.6 - Распределение отказов по группам элементов и время, затраченное на ремонт

| Группы элементов          | Количество отказов по группе $n_i$ | Вес отказов по группе $q_i = n_i / n$ | Время ремонта $T_{pi}$ , мин                 | Суммарное время ремонта по группе $T_{\Sigma i}$ , мин |
|---------------------------|------------------------------------|---------------------------------------|--|--|
| Полупроводниковые приборы | 6                                  | 0.2                                   | 80; 59; 108; 45;<br>73; 91                   | 456  |
| ЭВП                       | 10                                 | 0.333                                 | 56; 36; 44; 42;<br>33; 32; 23; 75;<br>61; 28 | 430  |
| Микромодули               | 4                                  | 0.14                                  | 26; 34; 19; 23                               | 102  |
| Резисторы и конденсаторы  | 7                                  | 0.23                                  | 60; 73; 91; 58;<br>44; 82; 54                | 462  |
| Прочие элементы           | 3                                  | 0.1                                   | 125; 133; 108                                | 366  |

**Решение:**

а) по формуле (6.11)

$$T_p = \sum_{i=1}^n T_{pi} / n$$

определяем среднее время ремонта для полупроводниковых приборов

$$T_{p1} = (80 + 59 + 108 + 45 + 73 + 91) / 6 = 76 \text{ мин.},$$

для ЭВП

$$T_{p2} = 430 / 10 = 43 \text{ мин.},$$

для микромодулей

$$T_{p3} = 102 / 4 = 25.5 \text{ мин.},$$

для резисторов и конденсаторов

$$T_{p4} = 462 / 7 = 66 \text{ мин.},$$

для прочих элементов

$$T_{p5} = 366 / 3 = 122 \text{ мин.}$$

б) по формуле (6.8) рассчитаем среднее время ремонта устройства

$$T_p = \sum_{i=1}^m q_i \cdot T_{pi},$$

где  $T_{pi}$  – среднее время ремонта элементов  $i$ -ой группы;  $q_i = n_i / n$  -условная вероятность появления отказа элементов  $i$ -группы (вес отказов по группе).

Подставляя числовые данные, получим

$$T_p = (76 \cdot 0.2 + 43 \cdot 0.33 + 25.5 \cdot 0.14 + 66 \cdot 0.23 + 122 \cdot 0.1) \approx 60 \text{ мин.}$$

в) по *таблице 6.5* при числе отказов  $n = 30$  и доверительной вероятности  $P \in = 0.9$  находим коэффициенты  $\delta_1 = 0.835$  и  $\delta_2 = 1.22$  и с учётом формул (6.16) и (6.17) определяем нижнюю и верхнюю доверительные границы времени ремонта и интервал  $I \in$  изменения  $T_p$ :

$$T_{pH} = T_p / \delta_2 = 60 / 1.22 = 51.5 \text{ мин.},$$

$$T_{pB} = T_p / \delta_1 = 60 / 0.835 = 71.85 \text{ мин.},$$

$$I \in = 51.5 \div 71.85 \text{ мин.}$$

### **6.5. Определительные испытания на долговечность, на сохраняемость, на безотказность и для оценки комплексных показателей**

Как указывалось ранее, долговечностью называют свойство объекта сохранять работоспособное состояние до наступления предельного состояния при установленной системе технического обслуживания и ремонта. При предельном состоянии дальнейшая эксплуатация объекта недопустима или нецелесообразна, либо восстановление его работоспособного состояния невозможно или нецелесообразно. К показателям долговечности относятся: средний ресурс, средний срок службы, гамма-процентный ресурс и гамма-процентный срок службы. Обычно при испытаниях на долговечность опре-

деляют опытное значение гамма-процентного ресурса, то есть суммарной наработки, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах

$$\gamma = (1 - d / n_{\text{д}}) \cdot 100, \quad (6.18)$$

где  $n_{\text{д}}$  - число объектов, поставленных на испытание, а  $d$  - число отказавших объектов.

Гамма-процентный ресурс вычисляют по накопленным результатам испытания. В процессе испытания периодически проверяют работоспособность испытываемых РЭС для выявления наступления предельного состояния. Образцы, достигшие предельного состояния, снимают с испытания. Испытание на долговечность является фактически ресурсным испытанием. Его проводят до получения числа отказавших изделий:

$$d = 0,05n_{\text{д}} + 1 \quad \text{при } \gamma = 95\%, \quad (6.19)$$

$$d = 0,1n_{\text{д}} + 1 \quad \text{при } \gamma = 90\%. \quad (6.20)$$

Испытания на долговечность весьма трудоемки и продолжительны (до 100 тыс. ч) и связаны с большими экономическими затратами. Так, для проведения испытания изделий с наработкой 10 тыс. ч требуется 1,5...2 года. Проводят анализ отказов и на его основе разрабатывают необходимые мероприятия по устранению их причин. За гамма-процентный ресурс принимают время испытаний, соответствующее середине интервала времени между появлением двух последних отказов. В итоге длительного испытания получают количественные показатели долговечности, которые не могут быть заранее заданы и которые могут служить как справочные данные, отражающие уровень надёжности выпускаемых изделий [20].

Проведение испытаний РЭС на сохраняемость, определяющую свойство сохранять в заданных пределах значения параметров, характеризующих способности РЭС выполнять требуемые функции, в течение и после хранения и (или) транспортирования, необходимо потому, что хранение является неотъемлемой частью эксплуатации. В качестве критерия оценки сохраняемости при испытаниях обычно принимают значение гамма-процентного срока сохраняемости - срока сохраняемости, которого изделия, достигают с заданной вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах. Опытное значение гамма-процентного срока сохраняемости определяется формулой

$$\gamma = (1 - d / n_{\text{с}}) \cdot 100, \quad (6.21)$$

где  $d$  - число изделий, отказавших за время хранения;  $n_{\text{с}}$  - объём выборки, необходимый при испытании на сохраняемость. Более подробно вопросы испытаний на сохраняемость изложены в специальной литературе по испытаниям [17, 20]. Определительные испытания показателей безотказности и комплексных показателей надёжности проводятся для ремонтируемых изделий с восстановлением отказавших изделий, а для неремонтируемых изделий без их восстановления. Вопросы, связанные с определением статистических харак-

теристик надёжности устройств в условиях эксплуатации, рассмотрены в разделе 7.

## **6.6. Определительные ускоренные испытания на надёжность с использованием математических и физических методов прогнозирования**

### **6.6.1 Общие сведения о прогнозировании**

**Ускоренные испытания ЭС** основаны на прогнозировании их состояния и применении форсированных рабочих режимов. **Прогноз** - это предвидение изменений в развитии каких-либо событий, явлений и процессов на основании полученных данных.

**Прогнозирование надёжности** - это частный случай расчета надёжности объекта на основе статистических моделей, отражающих тенденции изменения надёжности объектов – аналогов, и (или) экспертных оценок расчёта надёжности. Методы прогнозирования применяют для обоснования требуемого уровня надёжности, для ориентировочной оценки ожидаемого уровня надёжности объектов, для расчета интенсивностей отказов элементов, а также для расчета параметров типовых задач и операций технического обслуживания и ремонта объектов.

В литературе описано более ста методов и приёмов прогнозирования. Эти методы можно разделить на три группы:

- методы эвристического прогнозирования (экспертной оценки),
- методы прогнозирования по статистическим моделям,
- комбинированные методы.

**Методы эвристического прогнозирования** основаны на статистической обработке независимых оценок значений ожидаемых показателей надёжности (ПН) разрабатываемого объекта (индивидуальных прогнозов), даваемых группой специалистов (экспертов) на основе предоставленной им информации об объекте, условиях его эксплуатации, планируемой технологии изготовления и других данных, имеющихся в момент проведения оценки. Опрос экспертов и статистическую обработку индивидуальных прогнозов ПН проводят общепринятыми при экспертной оценке методами (например, методом Дельфи).

**Методы прогнозирования по статистическим моделям** основаны на экстра- или интерполяции зависимостей, описывающих выявленные тенденции изменения ПН объектов-аналогов с учетом их конструктивно-технологических особенностей и других факторов, информация о которых известна или может быть получена в момент проведения оценки. Модели для прогнозирования строят по данным о ПН и параметрах объектов-аналогов с использованием известных статистических методов (многофакторного регрессионного или факторного анализа, методов статистической классификации и распознавания образов).

**Комбинированные методы** основаны на совместном применении для прогнозирования надёжности объектов методов прогнозирования по статистическим моделям и эвристических методов с последующим сравнением результатов [16].

Для прогнозирования надёжности служат следующие исходные данные:

- предполагаемые характеристики, рабочие режимы и условия эксплуатации ЭС;
- допуски на параметры качества, корреляционные связи между параметрами качества процесса изготовления и готовых изделий;
- требования по параметрической надёжности на этапах производства и эксплуатации.

Прогнозирование позволяет заблаговременно добывать сведения о приближающихся параметрических отказах и поэтому оно широко используется в технической диагностике. Основные разработки по прогнозированию сделаны А.Н. Колмогоровым, Н. Винером, К. Шенноном и др. Прогнозирование производится с использованием прошлых наблюдений и базируется “на одном из центральных постулатов физики”, сформулированном К. Шенноном. Суть центрального постулата прогнозирования состоит в предположении, что основные закономерности, наблюдавшиеся в прошлом, будут сохранены в будущем [27].

Укрупненная структура процесса прогнозирования показана на рисунке 6.2. По результатам решения задачи прогнозирования разделяют на **одномерные** и **многомерные**. Предсказание изменения величин (наработки на отказ, вероятности безотказной работы) во времени является одномерной задачей. При этих предсказаниях рассматриваются недетерминированные процессы, в которых можно выделить три составляющие:

- **детерминированную**, поддающуюся точному расчёту,
- **вероятностную**, выделяемую при длительном наблюдении за изменением анализируемых показателей,
- **«чисто» случайную**, не поддающуюся предсказанию [36, 37].

По результатам исследования прогнозирование разделяют на прямое и обратное.

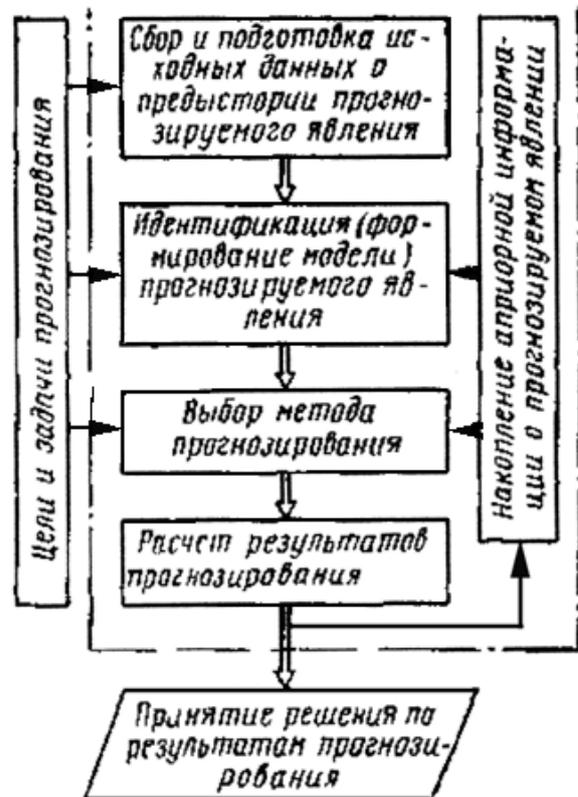


Рисунок 6.2 - Укрупненная структура процесса прогнозирования [28]

При **прямом прогнозировании** задают последовательные интервалы времени и вычисляют значения параметров-критериев годности (ПКГ) на этих интервалах.

При **обратном прогнозировании** задают значения ПКГ и допустимые границы их изменения и вычисляют интервалы времени, на которых эти значения выйдут за допустимые пределы.

Чаще применяют обратное прогнозирование. При прогнозировании исследуют функцию состояния  $S(t)$  одного образца ЭС во временной области от нуля до  $t_1$  и оцениваю поведение этой функции в области  $t_2 > t_1$  [20].

Решение задачи прямого прогнозирования проиллюстрируем примером.

**Пример 6.6** [1].

В интервале времени  $\Delta t_1$  параметр  $\lambda$  характеризующий состояние РЭС, изменяется, как показано на *рисунке 6.3, а*. Требуется предсказать изменение этого параметра в последующем интервале времени  $\Delta t_2$ .

**Решение.**

Как видно из *рисунка 6.3 а*, из-за негладкости кривой  $\lambda(t)$  получить удовлетворительные результаты прогнозирования затруднительно. Поэтому для выявления закономерности в изменении функции  $\lambda(t)$  построим на *рисунке 6.2, б* зависимость математического ожидания этой функции от времени, т.е.  $M[\lambda(t)] = f(t)$ . Для этого интервал  $\Delta t_1$  разобьем на элементарные интервалы  $\Delta \tau$ , внутри которых и вычислим  $M[\lambda(t)]$ .

Полученные таким образом данные позволяют нам построить кривую  $M[\lambda(t)] = f(t)$  в интервале времени  $\Delta t_1$ . Как видно из *рисунка 6.3, б*, кривая получилась гладкой с четко выраженной закономерностью изменения во времени. Зная эту закономерность в диапазоне  $\Delta t_1$ , можно проэкстраполировать дальнейший естественный ход этой кривой в диапазоне  $\Delta t_2$ . Прогнозируемый участок кривой  $M[\lambda(t)] = f(t)$  изображен на *рисунке 6.2, б* штриховой линией.

Полученный результат вполне приемлем для первоначальных прикидочных оценок. Аргумент функции, по которому может осуществляться прогнозирование описанным приемом, может быть не только временем, но и лю-

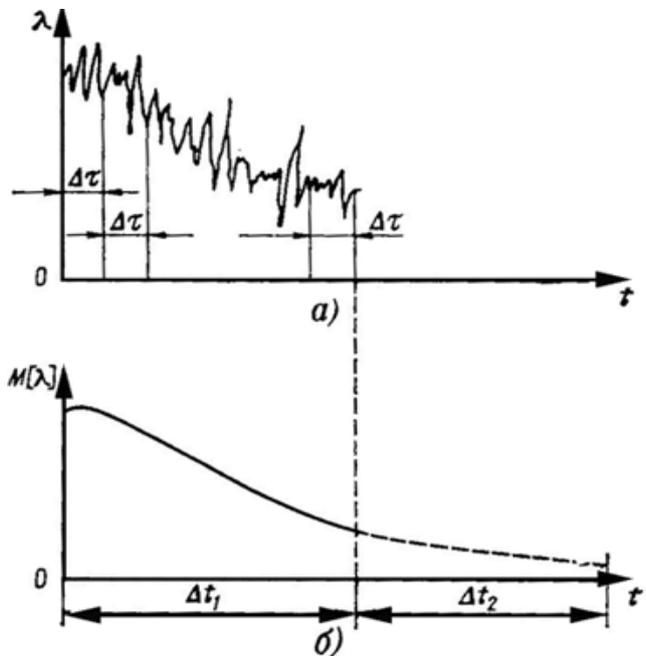


Рисунок 6.3 - К решению задачи прямого прогнозирования

бой другой изменяющейся физической величиной (например, частотой, числом срабатываний, температурой и пр.).

Качество прогнозирования во многом зависит от правильного выбора прогнозируемых параметров. Наиболее информативным следует считать такой параметр, который максимально информирует о дефекте, переходящем в ближайшее время в отказ. Процесс прогнозирования оценивают следующими количественными показателями качества прогнозирования: точностью, достоверностью, быстродействием, стоимостью, полнотой, эффективностью и информативностью.

**Точность прогнозирования** характеризует степень соответствия параметров прогнозирования и имеющих место в действительности и оценивается величиной абсолютной ошибки  $\Delta\varphi$ , равной разности между значениями прогнозируемой величины  $\varphi_{\text{п}}$  и ее действительным значением  $\varphi_{\text{д}}$ :  $\Delta\varphi = \varphi_{\text{п}} - \varphi_{\text{д}}$ . При вероятностном прогнозировании величина  $\Delta\varphi$  носит случайный характер, поэтому её можно оценить математическим ожиданием  $M(\Delta\varphi)$ , дисперсией  $D(\Delta\varphi)$ , а также вероятностью того, что действительное значение прогнозируемой величины попадает в интервал возможных значений величины  $\varphi_{\text{п}}$ .

**Достоверность прогнозирования** (другими словами, его надёжность) тесно связана с понятием точности прогнозирования. Разница между ними заключается лишь в том, что при вероятностном подходе точность прогнозирования характеризуется точностью попадания случайной величины  $\varphi_{\text{п}}$  в центр интервала ее возможных значений, а достоверность прогнозирования характеризует лишь сам факт попадания  $\varphi_{\text{п}}$  в этот интервал.

**Быстродействие прогнозирования** определяется затратами времени, отводимого на прогноз. Быстродействие прогнозирования особенно важно для РЭС, простой которой из-за вовремя не предсказанного и не обнаруженного отказа приводит к большим материальным потерям.

**Стоимость прогнозирования** определяется затратами материальных средств на процедуру предсказания.

**Полнота прогнозирования** оценивается отношением числа прогнозируемых параметров к общему числу параметров, определяющих работоспособность изделия.

**Эффективность прогнозирования** показывает, насколько улучшаются эксплуатационные характеристики исследуемого изделия в результате прогнозирования.

**Информативность прогнозирования** указывает, насколько увеличиваются наши сведения об исследуемой РЭС результате прогнозирования [1].

В авиационной технике широко используются системы прогнозирования технического состояния (СПТС), подробно описанные в [28], откуда заимствованы краткие сведения об этих системах.

СПТС – это функционирующий в соответствии с заданным целевым назначением комплекс средств, обеспечивающих выработку прогнозов для управления техническим состоянием. Как сложная система СПТС содержит

две основных части – функциональную и обеспечивающую. Функциональная часть СПТС включает в себя семь основных частей:

1. **Подсистема сбора данных** – предназначена для сбора эксплуатационных данных, включая результаты измерения прогнозируемых параметров, время наработки объектов прогнозирования, сведения об отказах оборудования и т.д.

2. **Подсистема накопления, хранения и отображения данных** – служит для накопления и хранения входных, выходных и циркулирующих в СПТС данных, а также для выдачи их пользователям, к которым относятся люди и программно реализованные подсистемы СПТС.

3. **Подсистема предварительной обработки данных** преобразует их к виду удобному для последующего прогнозирования, путём изменения размерности и масштаба, учёта режимов работы объекта прогнозирования и индивидуальных характеристик датчиков, выявление и установление грубых ошибок регистрации прогнозируемых параметров и т.д.

4. **Подсистема идентификации** формирует модели процессов изменения прогнозируемых параметров.

5. **Подсистема экстраполяции** предназначена для экстраполяции процессов расхода параметрической избыточности.

6. **Подсистема выработки решений** формирует решения о необходимости и характере управляющих воздействий технической эксплуатации и обслуживания АО.

7. **Подсистема координирования** служит для корректировки отдельных элементов СПТС и их взаимосвязей на основе накапливаемых априорных сведений о надёжности объектов прогнозирования, статистических свойствах физических процессов, предшествующих возникновению отказов и т.д.

Подсистемы 2, 3, 4 и 5 реализуются на ЭВМ, а каждую из подсистем 6 и 7 можно рассматривать как человеко-машинную, частично реализуемую на компьютере и включающую лицо, принимающее решение (ЛПР).

**Организационное обеспечение СПТС** следует рассматривать как совокупность неавтоматизированных частей системы, а также совокупность правил и предписаний, определяющих порядок организации взаимодействия СПТС с внешними системами и отдельных подсистем самой СПТС. Оно предназначено для обеспечения взаимодействия ЛПР с техническими средствами и между собой в процессе функционирования СПТС.

**Информационное обеспечение СПТС** связано с описанием объекта прогнозирования как источника информации, с получением, накоплением, хранением и отображением входной, выходной и циркулирующей в СПТС информации.

Под **математическим обеспечением** понимается используемый в СПТС математический аппарат, а также комплекс алгоритмов и программ, заложенных в компьютере. Математический аппарат СПТС является основой для разработки алгоритмов обработки информации, на основе которых, в свою очередь, создаются машинные программы.

**Техническое обеспечение** состоит из комплекса технических средств, связанных единым технологическим процессом преобразования информации в СПТС.

Деление СПТС на функциональные подсистемы в определенной мере условно из-за многообразия связей между подсистемами. Примерами различных способов деления СПТС могут служить укрупненная структура (рисунк 6.4) и приведенный выше состав подсистем. Подсистеме 1 соответствует подсистема сбора информации в укрупненной структуре СПТС, подсистемам 2, 3, 4, 5 – подсистема обработки информации, подсистеме 6 – подсистема принятия решений. Однако подсистема 7 в укрупненной структуре СПТС аналога не имеет. Если некоторые функциональные элементы СПТС могут отсутствовать, то ни один из элементов обеспечивающей части СПТС исключить из нее нельзя без прекращения функционирования всей системы.

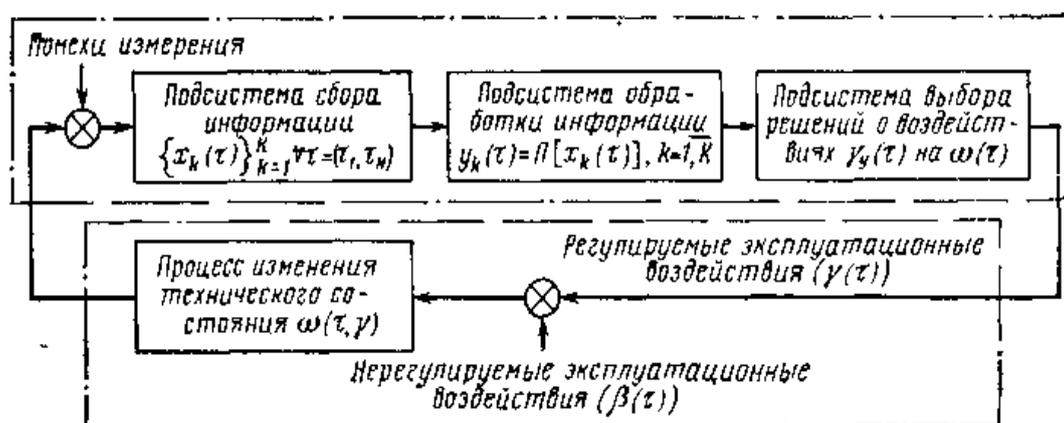


Рисунок 6.4 - Укрупненная структурная схема СПТС ( $\tau$  - время;  $x(\tau)$  - параметры элементов;  $\gamma(\tau)$  - регулируемые эксплуатационные воздействия;  $\beta(\tau)$  - нерегулируемые эксплуатационные воздействия;  $\omega(\tau, \gamma)$  - техническое состояние объекта) [28]

### 6.6.2 Математические методы прогнозирования

Методы прогнозирования надёжности ЭС разделяют на математические и физические. **Математические методы прогнозирования**, являющиеся наиболее распространенными, подразделяют на детерминированные и вероятностные (стохастические), а также методы, основанные на применении математического аппарата теории распознавания образов. **Детерминированный метод прогнозирования** применяют при известном характере изменения значений прогнозируемого параметра во времени. Тогда, представив состояние изделия в виде многомерной функции, можно описать его поведение в любой момент времени. **Вероятностный метод прогнозирования** предполагает определение доверительного интервала значений прогнозируемого параметра в заданном временном интервале, в котором с заданной вероятностью параметр не выйдет за допустимые пределы изменения. Суть **методов прогнозирования на основе распознавания образов** состоит в следующем. В пространстве имеется множество ярко выраженных областей, характеризу-

ющих состояние ЭС во времени. Зная значение параметра изделия в момент времени  $t_0$ , можно принять решение о принадлежности его к той или иной области, т.е. распознать образ исследуемого изделия. Все эти методы позволяют прогнозировать состояние ЭС в будущем, контролируя его в настоящий период времени, на основе найденных экстраполяционных связей [20].

Методы прогнозирования на основе распознавания образов, подробно рассмотренные в [1], имеют несколько разновидностей: метод распознавания Байеса, метод последовательного анализа, метод минимального риска, метод наибольшего правдоподобия. Их изложение достаточно большое по объёму. Поэтому мы рассмотрим лишь два последних метода, описание которых заимствовано из [1].

Вначале рассмотрим **метод минимального риска**. Условимся характеризовать исправное состояние РЭС диагнозом  $D_1$ , неисправное состояние - диагнозом  $D_2$ . При распознавании состояния РЭС при постановке диагноза могут быть допущены два рода ошибок. Ошибками первого рода называют такие, когда ставится диагноз  $D_2$  вместо  $D_1$ , т.е. исправную РЭС относят к неисправной. Эти ошибки часто называют **ложной тревогой** или **риском поставщика**. Ошибками второго рода называют такие, когда для неисправной РЭС с состоянием  $D_2$  ставят диагноз  $D_1$ , т.е. считают ее годной. Эти ошибки называют **пропуском цели** или **риском заказчика**. Естественно, что такого рода ошибки являются более опасными. Поэтому ошибки первого и второго рода имеют различные цены (веса). Будем полагать, что процесс распознавания состояния РЭС осуществляется при наличии одного диагностического признака, проводить дифференциальную диагностику и считать, что априорные вероятности диагнозов  $P(D_1)$  и  $P(D_2)$  известны из предварительных (собранных до прогноза) статистических данных.

В методе **минимального риска** решающее правило принятия решения выбирается исходя из условия минимума риска. Обозначим диагностируемый параметр через  $x$ . Тогда задачу распознавания можно сформулировать так: необходимо выбрать граничное (оптимальное) значение параметра  $x$ , равное  $x_0$ , такое, чтобы при  $x < x_0$  диагностируемая РЭС находилась в исправном состоянии, а при  $x > x_0$  выходила из строя и снималась с дальнейшей эксплуатации. Очевидно, что решающее правило для постановки диагноза будет при этом следующим:

$$\text{при } x < x_0 \quad x \in D_1, \quad \text{при } x > x_0 \quad x \in D_2. \quad (6.22)$$

Обозначим возможные решения, которые в принципе могут быть приняты в соответствии с решающим правилом (6.22), через  $H_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ ). Будем при этом считать, что  $i$  означает поставленный диагноз, а  $j$  - действительное состояние системы. Правильными решениями будут  $H_{11}$  и  $H_{22}$  (т.е. когда поставленный диагноз совпадает с действительным). Решение  $H_{12}$  означает пропуск цели, а  $H_{21}$  - ложную тревогу.

Вычислим вероятности принятия неправильных решений  $P(H_{12})$  и  $P(H_{21})$ . Очевидно, что они будут равными произведению вероятностей двух

событий: наличия неисправного состояния и значения  $x < x_0$  и наличия исправного состояния и значения  $x > x_0$  соответственно:

$$P(H_{12}) = P(D_2) \cdot P(x < x_0 / D_2) = P_2 \cdot \int_{-\infty}^{x_0} f(x) / D_2 dx; \quad (6.23)$$

$$P(H_{21}) = P(D_1) \cdot P(x > x_0 / D_1) = P_1 \cdot \int_{x_0}^{\infty} f(x) / D_1 dx, \quad (6.24)$$

где  $P_1 = P(D_1)$  и  $P_2 = P(D_2)$  - вероятности априорных диагнозов;  $P(x < x_0 / D_2)$  и  $P(x > x_0 / D_1)$  - вероятности исправного и неисправного состояний в соответствии с решающим правилом (6.22). Будем считать, что цена (вес) принятия неправильного решения  $P(H_{12})$  - пропуска цели - равна  $C_{12}$ , а цена решения  $P(H_{21})$  - ложной тревоги -  $C_{21}$ . Тогда средний риск принятия решения  $R$  будет равен сумме вероятностей возможных ошибок с учетом их весов, т.е.

$$R = C_{12} \cdot P(H_{12}) + C_{21} \cdot P(H_{21}) \quad (6.25)$$

(обычно  $C_{12} \gg C_{21}$ ). Обозначим цены правильных решений  $H_{11}$  и  $H_{22}$  через  $C_{11}$  и  $C_{22}$  соответственно. Чтобы отличить от стоимости потерь, их обычно считают отрицательными. С учетом сказанного выражение среднего риска может быть уточнено:

$$R = C_{11}P_2 \int_{-\infty}^{x_0} f(x) / D_1 dx + C_{22}P_2 \int_{x_0}^{\infty} f(x) / D_2 dx + \\ + C_{12}P_2 \int_{-\infty}^{x_0} f(x) / D_2 dx + C_{21}P_1 \int_{x_0}^{\infty} f(x) / D_1 dx. \quad (6.26)$$

Иногда цены правильных решений  $C_{11}$  и  $C_{22}$  полагают равными нулю, т.е. не учитывают как, например, в (6.25). Рассмотрим математическое содержание метода минимального риска. Из условия получения минимума среднего риска  $R_{\min}$  определим граничное значение  $x_0$  диагностируемого параметра  $x$  в решающем правиле (6.22). Необходимое и достаточное условие достижения  $R_{\min}$  в точке  $x = x_0$  выражается неравенством

$$\frac{d^2 R}{dx_0^2} > 0. \quad (6.27)$$

Для получения выражения (6.27) в явном виде определим сначала условие существования экстремума функции (6.26), т.е. решим уравнение вида

$$\frac{dR}{dx_0} = 0. \quad (6.28)$$

С учетом (6.26) оно запишется

$$\begin{aligned} \frac{dR}{dx_0} = & C_{11}P_1f'(x_0/D_1) - C_{22}P_2f'(x_0/D_2) + \\ & + C_{12}P_2f'(x_0/D_2) - C_{21}P_1f'(x_0/D_1) = 0. \end{aligned} \quad (6.29)$$

или

$$\frac{f'(x_0/D_1)}{f'(x_0/D_2)} = \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})} \quad (6.30)$$

Пусть плотности распределения  $f(x/D_1)$  и  $f(x/D_2)$  подчинены нормальному закону и имеют по одному максимуму (рисунок 6.5). Искомое оптимальное значение  $x_0$ , доставляющее минимум функции риска  $R$ , будет располагаться на рисунке 6.5 между центрами  $x_1$  и  $x_2$  распределений  $f(x/D_1)$  и  $f(x/D_2)$ , т.е.

$$x_{1CP} < x_0 < x_{2CP}. \quad (6.31)$$

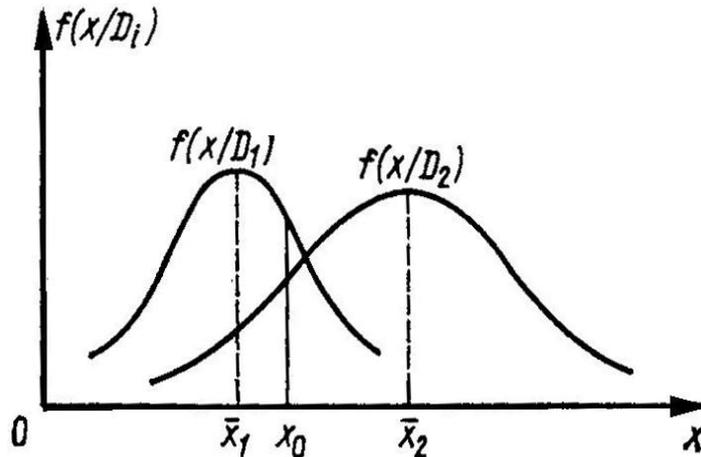


Рисунок 6.5 - К определению оптимального значения параметра  $x = x_0$  при минимуме риска [1]

С учетом положения  $x_0$  теперь можно утверждать, что условие (6.27) приводит к необходимости выполнения следующего неравенства относительно производных плотностей распределения:

$$\frac{f'(x_0/D_1)}{f'(x_0/D_2)} < \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})} \quad (6.32)$$

Заметим, что (6.32) всегда выполняется, так как в правой части неравенства стоит положительная величина, а слева отрицательная. Это объясняется тем, что  $C_{12} > C_{22}$ , а  $C_{21} > C_{11}$  и при  $x > x_1$  производная  $f'(x_0/D_1) < 0$ , а производная  $f'(x_0/D_2) > 0$  вплоть до  $x_0 < x_{2CP}$  (см. рисунок 6.5).

Запишем решающее правило метода минимального риска с использованием отношения правдоподобия (6.30) и условия (6.22):

$$x \in D_1, \text{ если } f(x/D_1) / f(x/D_2) > P_2(C_{12} - C_{22}) / [P_1(C_{21} - C_{11})]; x < x_0; \quad (6.33)$$

$$x \in D_2, \text{ если } f(x/D_1) / f(x/D_2) < P_2(C_{12} - C_{22}) / [P_1(C_{21} - C_{11})]; x > x_0; \quad (6.34)$$

Пороговым значением отношения правдоподобия считают величину

$$\lambda = P_2(C_{12} - C_{22}) / [P_1(C_{21} - C_{11})]. \quad (6.35)$$

Если цены принятия правильных решений  $C_{11}$  и  $C_{22}$  не учитывают, т.е. считают их равными нулю, то выражение (6.35) принимает вид

$$\lambda = P_2 C_{12} / (P_1 C_{21}). \quad (6.36)$$

Используем метод минимального риска при решении диагностической задачи.

**Пример 6.7** [1].

В преобразователе частоты при нормальной работе в состоянии  $D_1$  среднее значение частоты  $F_{CP} = 400$  Гц, а ее среднеквадратическое отклонение  $\sigma = 15$  Гц. При неисправном  $D_2$  состоянии преобразователя  $F_2 = 430$  Гц, а  $\sigma_2 = 50$  Гц. Из статистических данных известно также, что у 5% таких преобразователей при эксплуатации наблюдаются отказы. Требуется определить предельную частоту  $F_0$  преобразователя, при которой еще можно продолжать его эксплуатацию, имея в виду, что отношение стоимости пропуска цели  $C_{12}$  к стоимости ложной тревоги  $C_{21}$  равно 50.

**Решение.**

Будем считать, что распределение частоты у исправного и неисправного преобразователей подчиняется нормальному закону, а  $C_{11} = C_{22} = 0$ . Тогда из условия (6.30) получим

$$\frac{f(F_0/D_1)}{f(F_0/D_2)} = \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})} = \frac{0,05 \cdot (50 - 0)}{0,95 \cdot (0 - 0)} \approx 2,632,$$

где  $P_2 = 0,05$  и  $P_1 = 1 - P_2 = 0,95$  - вероятности пребывания преобразователя частоты соответственно в неисправном и исправном состояниях. Плотности распределения при нормальном законе

$$f(F_0/D_1) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(F - F_{CP})^2}{2\sigma^2}\right] = \frac{1}{15\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(F - 400)^2}{2 \cdot 15^2}\right];$$

$$f(F_0/D_2) = \frac{1}{50\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(F - 430)^2}{2 \cdot 50^2}\right].$$

Подставим полученные значения в предыдущее равенство и, логарифмируя его, получим

$$-(F - 400)^2 / (2 \cdot 15^2) + (F - 430)^2 / (2 \cdot 50^2) = \ln(2,632 \cdot 15 / 50) = -0,2362.$$

Это уравнение можно упростить:

$$F^2 - 0,794 \cdot 10^3 \cdot F + 15,74 \cdot 10^4 = 0.$$

Положительный корень этого уравнения  $F_0 = 411,46$ . Следовательно, можно рассчитывать на то, что до частоты 411,46 Гц преобразователь будет работать нормально. Очевидно, что отклонение частоты преобразователя от его среднего значения не должно превышать  $411,46 - 400 = 11,46$  Гц при его

нормальной работе. Полученное решение может быть проиллюстрировано графически на *рисунке 6.3*, если принять  $x_1 = 400$  Гц,  $x_2 = 430$  Гц, а  $x_0 = 411,46$  Гц.

Метод наибольшего правдоподобия, как и метод минимального риска, для записи своего решающего правила использует отношение правдоподобия

$$x \in D_1, \text{ если } f(x/D_1) / f(x/D_2) > 1; \quad (6.37)$$

$$x \in D_2, \text{ если } f(x/D_1) / f(x/D_2) < 1, \quad (6.38)$$

где  $x$  - диагностируемый параметр.

Граничное значение  $x = x_0$  находят из следующего условия:

$$f(x/D_1) = f(x/D_2). \quad (6.39)$$

Сравнивая (6.39), (6.35) и (6.30), видим, что они совпадают, если

$$\lambda = P_2 \cdot (C_{12} - C_{22}) / [P_1 \cdot (C_{21} - C_{11})] = 1. \quad (6.40)$$

Из этого следует, что метод наибольшего правдоподобия является частным случаем метода минимального риска. При  $C_{11} = C_{22} = 0$  (6.40) приобретает вид

$$P_2 C_{12} / (P_1 C_{21}) = 1. \quad (6.41)$$

Отметим в заключение, что всегда надо иметь в виду, что  $P_1 \gg P_2$  и  $C_{12} \gg C_{21}$ . Метод наибольшего правдоподобия проиллюстрируем примером 6.8.

### **Пример 6.8** [1].

Условия задачи совпадают с примером 6.7. Необходимо решить ее методом наибольшего правдоподобия.

#### **Решение.**

Значение граничной частоты  $F_0$  преобразователя определим из условия (6.39). Используя данные примера 6.7, получим

$$\frac{1}{15\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(F - 400)^2}{2 \cdot 15^2}\right] = \frac{1}{50\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(F - 430)^2}{2 \cdot 50^2}\right].$$

После логарифмирования это равенство приводится к виду:

$$F^2 - 0,794 \cdot 10^3 \cdot F + 15,75 \cdot 10^4 = 0.$$

Положительный корень полученного уравнения  $F_0 = 407,44$ . Следовательно, граничное значение частоты  $F_0$ , при котором будут еще сохранены нормальные условия функционирования преобразователя, будет  $F_0 = 407,44$  Гц. Сравнивая результаты решений в примерах 6.7 и 6.8, убеждаемся в их близости. Незначительные их расхождения обусловлены приближенностью использованных методов прогнозирования.

Точность предсказаний, которую они гарантируют, примерно одного порядка, но для их использования требуется различный объем статистической информации. Наибольший он в методе Байеса, наименьший - в методе последовательного анализа. В инженерной практике все же несколько большее распространение получили методы последовательного анализа и минимального риска.

### 6.6.3 Физические методы прогнозирования

Физические методы прогнозирования надёжности РЭС базируются на анализе физических и физико-химических процессов, протекающих в РЭС под влиянием дестабилизирующих факторов. Наиболее подробно эти методы описаны в [20], откуда и взят материал данного подраздела.

Так как износ и разрушение реальных устройств обычно локализованы и зависят от конкретных причин, то наиболее приемлемой моделью надёжности ЭС является физическая модель, основанная на принципе суммирования компонентов надёжности, каждый из которых представляет надёжность элемента физической структуры (ЭФС) изделия. Под физическими моделями надёжности понимают математическое описание физических процессов и явлений, определяющих параметры надёжности изделий. Любое изделие в них делят на ЭФС, каждый из которых имеет свою характеристику надёжности.

Изучение и моделирование кинетики процессов, происходящих в выделенных ЭФС, позволяет установить связь между их геометрией, свойствами материалов, эксплуатационными факторами и временем наработки ЭС до отказа. При этом следует учитывать, что в каждом ЭФС может действовать несколько механизмов отказа. Следовательно, каждый компонент надёжности необходимо рассматривать как систему, число элементов в которой равно числу действующих механизмов отказов.

При прогнозировании надёжности результаты физических исследований должны дополняться данными анализа отказов и данными статистического характера. Их можно получить при работе ЭС в форсированных рабочих режимах при испытании, что лежит в основе метода ускоренных испытаний. Ускорить физико-химические процессы, приводящие к отказу, можно усиливая нагрузку на ЭС при испытании (температуру, напряжение, ток, давление, скорость вибрации, частоту циклов и т.д.), т.е. в форсированном режиме. Ускоренными форсированными называют испытания в форсированных режимах с последующей экстраполяцией полученных результатов к условиям испытаний ЭС в нормальных режимах.

Физическая сущность ускоренных испытаний заключается в ускорении только того механизма отказов, который является характерным для испытываемых изделий при их работе в нормальном режиме. Поэтому при увеличении нагрузки на ЭС с целью сокращения времени испытания на надёжность необходимо всегда иметь в виду, что механизм отказов должен сохраняться неизменным. Это является наиболее сложной проблемой ускоренных испытаний, поскольку выявить характерный механизм отказов бывает иногда очень трудно.

Опыт показывает, что механизм отказов при испытании изделий в форсированном режиме остается тем же самым, что и при испытании в нормальном режиме, если закон распределения вероятности безотказной работы и коэффициент вариации остаются неизменными при переходе от нормального

режима к форсированному. В этом случае графики зависимости вероятности безотказной работы  $P(t)$  от отношения  $t / M(t)$  для форсированного и нормального режимов испытаний совпадают и можно графически экстраполировать результаты ускоренных испытаний к нормальным условиям.

Выбор величины нагрузки, прикладываемой для ускорения испытаний изделий, определяется не только требованием сохранения механизмов отказов, характерных для нормального режима, но и прочностными характеристиками испытываемых изделий. Наиболее изученными в настоящее время являются физико-статистические модели старения изделий, созданные в результате недорогих ускоренных испытаний, проводимых при термической нагрузке. Установлено, что протекающие во многих материалах физико-химические процессы, обуславливающие старение ЭС под действием термической нагрузки, достаточно точно описываются уравнением Аррениуса. Уравнение Аррениуса характеризует зависимость скорости химической реакции от абсолютной температуры  $T$  при постоянном объеме и имеет вид:

$$\frac{dJ}{dt} = C \cdot \exp\left(-\frac{qE}{kT}\right), \quad (6.42)$$

где  $J$  – количество вещества, вступающего в реакцию;  $dJ / dt$  – скорость реакции;  $C$  - константа;  $q$  - заряд электрона;  $E$  - энергия активации, необходимая для вступления молекул в химическую реакцию;  $k$  - постоянная Больцмана. Чем больше  $E$ , тем меньше скорость химической реакции. После преобразований уравнение (6.42) принимает вид

$$\lg t_{cp} = C_1 \cdot E / T + \lg C_2, \quad (6.43)$$

где  $C_1 = q / (2,303 \cdot k)$ ;  $C_2 = \text{const}$ ;  $t_{cp}$  - статистическая оценка средней наработки на отказ.

Если построить зависимость (6.43) в координатах  $\lg t_{cp}$  и  $1/T$ , получим семейство прямых (рисунк 6.6, а), каждой из которых соответствует постоянное значение отказов. Отрезок, отсекаемый прямой 1 или 2 на оси ординат, равен  $\lg C_2$ , а тангенс угла  $\varphi$  наклона этой прямой связан с энергией активации соотношением  $\text{tg } \varphi = C_1 \cdot E$ . Чем больше энергия активации, тем больше угол  $\varphi$  и тем выше надёжность изделий. Рассмотрим прямые 1 и 2 на рисунке 6.6, а, характеризующие соответственно результаты испытания изделий двух типов при термической нагрузке. При одном и том же приращении нагрузки ( $1 / T_2 - 1 / T_1$ ) для отказа одного и того же процента изделий второго типа потребуется меньше времени, чем для изделий первого типа. Следовательно, изделия первого типа более надёжны. Таким образом, по углу наклона прямой или по значению энергии активации можно сопоставить качественно (по принципу «лучше - хуже») надёжность двух (и более) типов изделий. Если сравнить различные модификации одного и того же изделия, то изменение угла наклона прямой характеризует лишь изменение конструкции изделия (улучшение или ухудшение), в то время как параллельное перемещение этой прямой характеризует технологические изменения. Прямая является графиче-

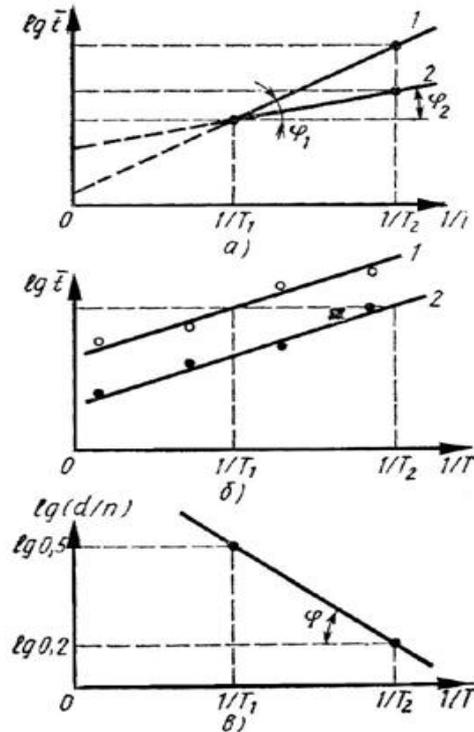


Рисунок 6.6 - Графическое изображение модели Аррениуса при неизменном механизме отказов:

*а* - зависимость времени наработки на отказ от термической нагрузки для изделий двух типов при одинаковом проценте накопленных отказов (1 - для изделий первого типа; 2 - для изделий второго типа);

*б* - зависимость времени наработки на отказ от термической нагрузки для изделий одного типа (1 - при 50% накопленных отказов; 2 - при 20% накопленных отказов);

*в* - зависимость накопленных отказов от термической нагрузки при неизменном времени наработки на отказ [20]

ским изображением зависимости (6.43) только в том случае, если механизм отказов во всем рассматриваемом диапазоне нагрузок остается неизменным. Если же механизм отказов при увеличении или уменьшении нагрузки изменяется, то, как правило, изменяется и энергия активации, что приводит к появлению изломов на прямой.

На практике обычно добиваются линейной зависимости логарифма отношения числа  $d$  отказов в выборке к ее объему  $n$  от величины нагрузки. В этом случае старение изделий может быть описано также моделью Аррениуса, но вид зависимости (6.43) несколько изменится. Поскольку энергия активации пропорциональна величине  $C \operatorname{tg} \varphi$ , в (6.43) нельзя автоматически заменить время значением накопленных отказов (%). Однако графическим путем нетрудно перейти к зависимости накопленных отказов (%) от нагрузки. Для этого предположим, что испытания при различных термических нагрузках проходят восемь равных выборок, взятых из одной и той же партии изделий, и механизм отказов всех изделий в этом эксперименте один и тот же. В процессе испытаний зафиксируем время, в течение которого в первых четырех выборках откажет, например, 20% изделий, а во вторых четырех - 50%. Учитывая, что на каждую группу выборок подавалось четыре различных значе-

ния нагрузки, получим восемь различных значений времени наработки на отказ. Выделив их на графике зависимости  $\lg t_{\text{ср}}$  от  $1/T$  и соединив точки при одном и том же проценте накопленных отказов, построим две прямые параллельные линии (рисунок 6.6, б). Восставим перпендикуляр из любой точки оси ординат до пересечения с прямыми 1 и 2. Проекция точек пересечения на ось абсцисс дадут значения  $1/T_1$ , и  $1/T_2$  соответствующие двум значениям логарифма накопленного процента отказов. Нанеся эти значения на график зависимости  $\lg (d/n)$  от  $1/T$  и соединив полученные точки, построим прямую (рисунок 6.6, в), которая описывается уравнением Аррениуса. Эта прямая определяет значения накопленных отказов (%) в зависимости от нагрузки за определенный промежуток времени, а по углу ее наклона можно судить о факторе ускорения.

При постоянном механизме отказов по результатам испытания изделия в форсированном режиме в течение времени  $t_y$  можно судить о времени испытания изделий  $t = K_{\text{ус}} \cdot t_y$  в нормальном режиме для получения того же числа отказов. По модели Аррениуса фактор ускорения равен

$$K_{\text{ус}} = \exp[-(qE/k) \cdot (1/T_2 - 1/T_1)], \quad (6.44)$$

где  $T_1$  и  $T_2$  - температура при форсированном и нормальном режиме соответственно ( $T_1 > T_2$ ). Для более надежных изделий фактор ускорения меньше, чем для менее надежных [20].

#### 6.6.4 Определительные ускоренные испытания на надёжность с использованием прогнозирования

Ускоренные испытания служат для получения в укороченный промежуток времени  $t_y$  до появления в РЭС первого отказа необходимой диагностической информации, по которой можно судить о состоянии РЭС при ее дальнейшей технической эксплуатации в течение времени  $t$  при  $t_y \ll t$ .

Введение между работоспособным и неработоспособным состояниями промежуточного предотказового состояния характеризует процесс накопления нарушений в контролируемом объекте или, что то же самое, процесс изменения технического состояния, предшествующий возникновению неработоспособного состояния контролируемого объекта. Предотказовым состоянием изделия называется такое его состояние, при котором накапливающиеся в нем нарушения, различимые с помощью заданных средств и методов, не препятствуют в течение некоторого периода времени безотказной работе.

Различают ускоренные испытания в нормальном и форсированном режимах. Ускорение испытаний в нормальных условиях можно достигнуть назначением более жестких допусков  $\Delta x_{\text{и}}$  на изменение диагностируемого параметра  $x$  по сравнению с допуском на него  $\Delta x$ , заданного ТУ. Время  $t_y$ , в течение которого  $x$  не выйдет за границы  $\Delta x_{\text{и}}$ , будет меньше времени  $t$  его пребывания в границах допуска  $\Delta x$ . Другим способом ускорения испытаний в

нормальных условиях является увеличение объема испытываемой партии, так как с увеличением числа проверяемых приборов увеличивается вероятность появления отказов [1].

Существует также ряд эмпирически установленных косвенных признаков, по изменению которых можно с определенной достоверностью судить о предотказовом состоянии объекта и, следовательно, прогнозировать в скором будущем наступление отказа. Определение предотказового состояния по этим признакам осуществляют методами локальной и методами интегральной диагностики. Методы интегральной диагностики позволяют обнаружить потенциально ненадежные изделия, например, изделия со скрытыми дефектами, нестабильными характеристиками и др. Но они не позволяют установить причину дефекта или локализовать его местоположение в изделии.

К методам локальной диагностики относятся: методы дефектоскопии (рентгеновские, тепловые, ультразвуковые и др.), методы физического эксперимента (растровая электронная микроскопия, радиоспектральные методы и др.) и методы локального измерения специально выбранных характеристик электромагнитных, тепловых и других полей.

При предотказовом состоянии происходит изменение спектра электрического шума полупроводниковых приборов и увеличение средней мощности такого шума, увеличение перегрева радиоэлементов, появление характерных для предотказового состояния звуков при работе электродвигателей, вентиляторов подшипников и т.п. При подаче синусоидального напряжения на участок цепи, имеющий строго постоянное (не зависящее от силы тока, протекающему по нему) сопротивление, ток, протекающий через элемент будет тоже строго синусоидальным. Несинусоидальность тока при подаче на участок цепи строго синусоидального напряжения свидетельствует о том, что в цепи имеется переменное, зависящее от тока сопротивление. Если элементы в цепи должны иметь строго постоянное сопротивление, значит, в цепи возник ненадежный контакт, представляющий собой источник нелинейности. Степень искажения оценивают по доле третьей гармоники в кривой тока. Прогнозирование надежности полупроводниковых приборов производят по отклонению формы вольтамперной характеристики от образцовой. Более подробно вопросы диагностики предотказового состояния при неразрушающем контроле элементов и узлов радиоэлектронной аппаратуры изложены в [29].

Ускоренными испытаниями в форсированных режимах (или просто форсированными испытаниями) называют такие, которые проводят в условиях форсирования процесса возникновения отказов. Создать такие условия можно, изменив, например, температуру, влажность и давление среды, в которой осуществляется испытание, или увеличив рабочие нагрузки и диапазон частот, в котором работает прибор. Форсированные режимы ускоряют физико-химические процессы в материалах испытываемых изделий и способствуют более быстрому развитию в них процессов износа и старения.

В качестве примера приведем результаты ускоренных испытаний на срок службы в форсированном циклическом режиме транзисторов типа П210

(рисунок 6.7). Испытания проводились в 50 нагрузочных циклов одинаковой длительности и напряжённости.

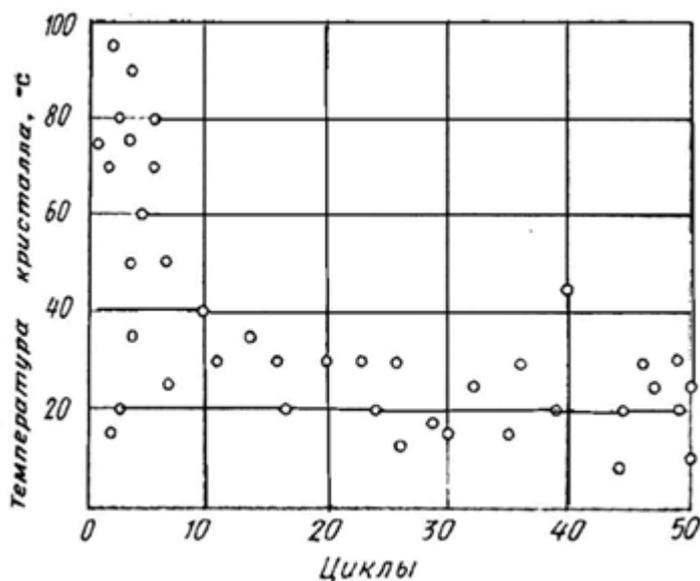


Рисунок 6.7 - Результаты ускоренных испытаний на срок службы в форсированном циклическом режиме транзисторов типа П210 [29]

Транзисторы, имеющие большое тепловое сопротивление переход-корпус и соответственно повышенные температуры кристалла, имеют значительно меньший срок службы, чем остальные транзисторы. Транзисторы, имеющие тепловое сопротивление ниже определённого уровня, имеют срок службы, практически не зависящий от теплового сопротивления. Надёжность этих транзисторов определяется другими факторами, а у транзисторов с большим тепловым сопротивлением, тепловое сопротивление является доминирующим фактором, определяющим их надёжность.

Для обнаружения предотказовых состояний с целью прогнозирования надёжности различных элементов можно использовать переходные тепловые характеристики. Результаты прогнозирования надёжности резисторов по переходным тепловым характеристикам иллюстрируются *рисунок 6.8*, на котором приведены графики изменения сопротивления резисторов типа МЛТ-0,5 во времени форсированных испытаний при импульсной нагрузке с повышенным тепловыделением. Амплитуда и длительность импульса выбираются такими, чтобы выделяемая в резистивном элементе энергия была немного меньше энергии, приводящей к необратимым изменениям в резисторе. В результате исследований, проводившихся на резисторах типа МЛТ мощностью 0,5 Вт было установлено, что для резисторов, не имеющих дефектов, изменение сопротивления (*рисунок 6.8, а*) имеет линейный характер при длительности импульса не более 5 с и мощности не превышающей номинальную более чем в 4-7 раз.

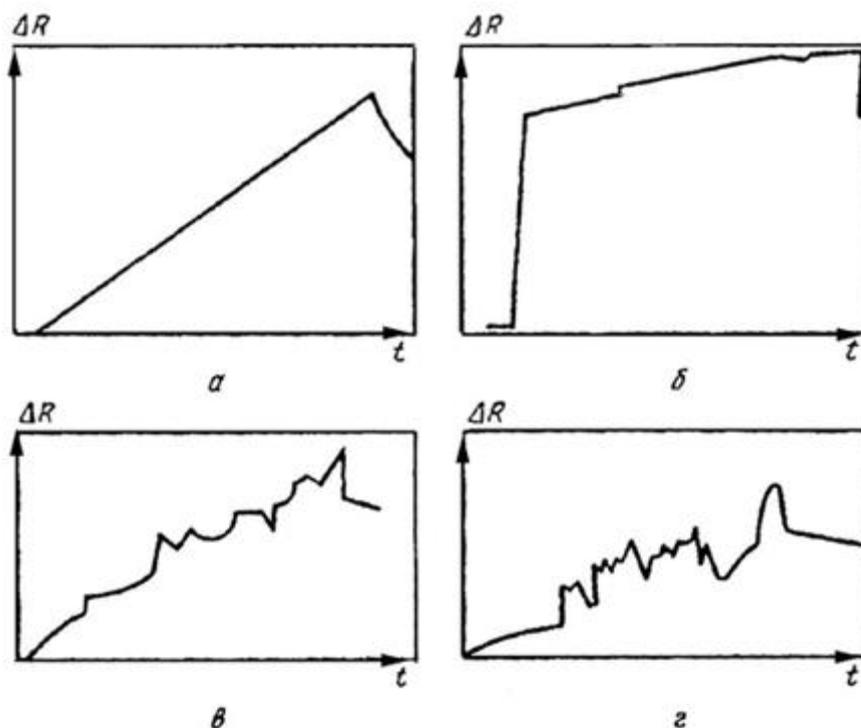


Рисунок 6.8 - Изменение сопротивления резисторов типа МЛТ-0,5 во времени форсированных испытаний при импульсной нагрузке с повышенным тепловыделением: *а* - бездефектный резистор; *б* - дефект в системе выводов; *в* - дефект в резистивной пленке; *г* - дефект в керамическом основании [29]

Температурная зависимость изменения сопротивления резистора с различными дефектами изображена на *рисунке 6.8 б, в, г*. Было подвергнуто исследованию 1180 резисторов, значительная часть которых специально была выбрана из числа забракованных производственным контролем. У 136 резисторов была обнаружена нелинейная характеристика. Вся партия была подвергнута испытаниям при номинальной нагрузке в течение 5000 ч при повышенной температуре. За это время отказало 13 резисторов, 11 из них имели нелинейную характеристику (8,1 % от общего количества таких резисторов) и 2-линейную (0,19% от общего количества резисторов с линейной характеристикой). При данном режиме испытаний резисторы с нелинейной характеристикой отказывали почти в 50 раз чаще, чем резисторы с линейной характеристикой. Поэтому появление у резистора во время эксплуатации нелинейности в переходной тепловой характеристике можно считать прогнозом появления в ближайшем времени его отказа.

В основе идеи ускоренных испытаний при форсированных режимах лежат уравнения вида [1]

$$q_0(\varepsilon_0, t_0) = \varphi[q_\Phi(\varepsilon_\Phi, t_\Phi)], \quad (6.45)$$

$$\lambda_0 \cdot t_0 \approx \lambda_\Phi \cdot t_\Phi, \quad (6.46)$$

где  $q_0, q_\Phi$  - соответственно вероятности возникновения отказов в нормальном и форсированном режимах;  $\varepsilon_0, \varepsilon_\Phi$  - признаки, характеризующие соответ-

ственно нормальное состояние РЭС и ее состояние при форсированных испытаниях;  $t_0$ ,  $t_y$  - время работы РЭС, гарантированное ТУ для работы в нормальном режиме, и время форсированных испытаний;  $\lambda_0$  и  $\lambda_\Phi$  - интенсивности отказов РЭС при работе в нормальном и форсированном режимах.

Проиллюстрируем графически возможность практического использования уравнений (6.45) и (6.46). Для этого по известным статистическим данным построим график  $q_0(\varepsilon_0, t_0) = f(t)$ . Пусть он, например, имеет вид кривой во втором квадранте на рисунке 6.9. Форсированные испытания проведем в интервале времени  $t_y$ . Полученный в результате график  $q_\Phi(\varepsilon_\Phi, t_y) = \varphi(t)$  поместим в первый квадрант рисунка 6.9. Зная время  $t_y$  (как показано на рисунке стрелками), определим  $q = q_\Phi$  и приравняем ее к  $q_0$ , т.е.  $q_\Phi = q_0$ . По известному  $q_0$  и кривой  $q_0(\varepsilon_0, t_0) = f(t)$  определим искомое  $t_0$ .

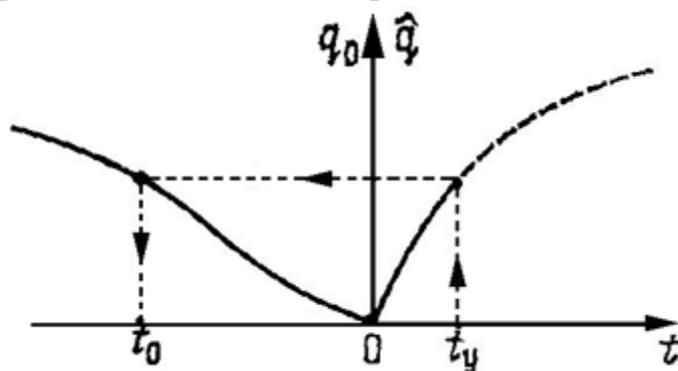


Рисунок 6.9 - К определению прогнозируемого времени  $t_0$  [1]

Отношение  $t_0 / t_y = \lambda_\Phi / \lambda_0$  [в соответствии с (6.46)] называют коэффициентом ускорения испытаний.

Форсированные испытания менее точны, чем ускоренные в нормальном режиме, а последние уступают испытаниям, проводимым в нормальных условиях и в натуральном масштабе времени [1].

Для экстраполяции результатов ускоренных испытаний в нормальном режиме необходимо знать истинное распределение наработки на отказ испытываемых изделий. Подходить к этой проблеме нужно так же, как к решению любой статистической задачи, не делая заранее предположений о законе распределения. Для установления закона распределения следует обязательно удалить из генеральной совокупности изделия с ранними отказами (потенциально ненадежные), так как появление ранних отказов из-за дефектов изготовления может привести к получению распределения, отличающегося от истинного. При этом необходимо выбрать такое время испытания, которое позволит не только удалить из исследуемой совокупности потенциально ненадежные изделия со скрытыми дефектами, но и установить истинное распределение наработки на отказ. Тогда, например, при экспоненциальном законе распределения вероятности безотказной работы значения вероятностей  $P_2(t_\Gamma)$  и  $P_2(t_{и})$ , заданных на гарантированное время безотказной работы  $t_\Gamma$  и на

время ускоренных испытаний в нормальном режиме  $t_{и}$ , связаны соотношением (6.7), приведённым ранее в разделе 6.1.2:

$$\ln P_2(t_{и}) = [\ln P_2(t_{Г})] \cdot t_{и} / t_{Г}. \quad (6.7)$$

Испытания ЭС для определения фактора ускорения можно осуществлять при фиксированной или переменной нагрузке. Из испытаний при переменной нагрузке большой практический интерес представляют испытания РЭС методом шаговой нагрузки (ступенчатые испытания). При этом методе первоначально измеряют значения выбранных параметров-критериев годности (ПКГ) изделий, после чего изделия подвергают действию нагрузки. По окончании испытания снова измеряют параметры РЭС с целью обнаружения отказов. Затем эти же РЭС вновь подвергают воздействию большей нагрузки. Шаговое (ступенчатое) увеличение нагрузки производят до тех пор, пока не будет достигнут определенный процент отказов. Преимущество метода ступенчатых испытаний по сравнению с методом испытаний при фиксированной нагрузке состоит в том, что требуется меньшее число изделий для определения фактора ускорения и режима ускоренных испытаний, так как достаточно лишь одной выборки, чтобы выявить ту перегрузку, при которой сохраняется один и тот же механизм отказов. Кроме того, при ступенчатом методе испытаний затрачивается меньшее время для получения информации о надёжности испытываемых изделий, так как отказы наступают за меньший промежуток времени, чем при фиксированной нагрузке, за счет эффекта накопления деградиционных изменений в физической структуре объекта испытаний по мере перехода от одной ступени к другой. Благодаря отмеченным преимуществам метод ступенчатых ускоренных испытаний может быть полезен на раннем этапе исследования надёжности изделий. Однако в процессе разработки этого метода приходится сталкиваться с рядом трудностей, которые отсутствуют при испытании при фиксированной нагрузке. Это выбор высоты ступени (приращение нагрузки) и продолжительности этой ступени (времени действия на изделие данной нагрузки) [20].

Например, при уменьшении продолжительности ступени возрастает интенсивность отказов по сравнению с испытаниями при фиксированной нагрузке. Это связано с тем, что один уровень нагрузки может влиять на результаты последующих более высоких нагрузок, что затрудняет интерпретацию результатов испытаний.

Итак, ускоренные испытания позволяют:

- прогнозировать интенсивность отказов при данной нагрузке или при данных условиях путём экстраполяции за пределы периода испытания изделия при этих условиях;
- установить корреляцию между сроком службы изделия и уровнями нагрузок с целью предсказания путём экстраполяции отказов изделий на других уровнях нагрузок;
- выявить влияние различных факторов на надёжность изделия;

– разработать методы испытаний изделий на надёжность, обеспечивающих получение максимума сведений при минимальных затратах.

Ускоренные испытания могут быть использованы для количественной оценки надёжности только тогда, когда фактор ускорения, полученный путём сравнения результатов испытания под нормальной и форсированной нагрузками остаётся в процессе производства или в процессе эксплуатации изделий неизменным. Если учесть также, что всякого рода экстраполяции обладают сравнительно низкой точностью, то результаты ускоренных испытаний могут служить только для ориентировочной оценки показателей надёжности.

### 6.7. Граничные испытания для оценки запаса параметрической надёжности

Метод граничных испытаний состоит в нахождении области таких значений параметров РЭС, при которых значения выходных (вторичных или эксплуатационных) параметров находятся в пределах допуска, т.е. области безотказной работы РЭС. Каждый выходной параметр  $Y_i$  (а их может быть счетное множество  $y$ ) зависит от множества входных параметров  $X_1, X_2, \dots, X_j, \dots, X_n$ , т.е. для каждого выходного параметра можно записать [20]

$$Y_i = f_i(X_1, X_2, \dots, X_j, \dots, X_n), \quad (6.47)$$

где  $Y_i \in y, i = 1, \dots, k, j = 1, \dots, n$ .

Для безотказной работы ЭС должно выполняться условие

$$y_{\min} \leq Y_i \leq y_{\max}, \quad (6.48)$$

что соответствует изменению значения каждого входного параметра в пределах  $x_{j \min} \leq x_j \leq x_{j \max}$ .

Область безотказной работы РЭС определяется путем изменения значений входных параметров и фиксации предельных значений выходных параметров, превышение которых приводит к отказам РЭС. Граничные испытания выполняют в процессе проектирования и в процессе эксплуатации аналитическим, графическим или графоаналитическим способами. Аналитический способ применяют для испытания изделий, имеющих простую математическую модель, характеризующуюся, как правило, функциональной зависимостью одного выходного и одного входного параметра. Границы области безотказной работы определяют расчетным путем с помощью уравнения (6.47), которое упрощают:  $Y_i = f(X_j)$ . Графический способ используют для сложных изделий, когда выходной параметр зависит от нескольких входных. Границы области безотказной работы определяют экспериментально путем построения сечения функции (6.47) для каждого входного параметра  $X$ , т.е. находят допустимые пределы изменения значений этих параметров в зависимости от значения выбранного параметра граничных испытаний. Построение сечения функции выполняют следующим образом. Выбирают один или несколько критериев отказа. Один из параметров РЭС принимают за так

называемый параметр граничных испытаний  $X_{ГР}$ . Устанавливают номинальные значения входного параметра  $X_j$ , по которому производится сечение функции (6.47), и параметра  $X_{ГР}$ . Значения остальных входных параметров сохраняют номинальными. Изменяют значение параметра  $X_{ГР}$  в меньшую или в большую сторону от номинального значения до момента отказа РЭС - ухода значения выходного параметра  $Y_i$  за границы поля допуска, определяемые неравенством (6.48). Аналогичные испытания осуществляют для других значений  $X_j$ , отличных от номинального значения. В результате получают несколько точек, соответствующих предельным значениям выходного параметра  $Y_i$ . Соединив эти точки, устанавливают область безотказной работы РЭС. Пример построения области безотказной работы (графика граничных испытаний) РЭС приведен на рисунке 6.10, а.

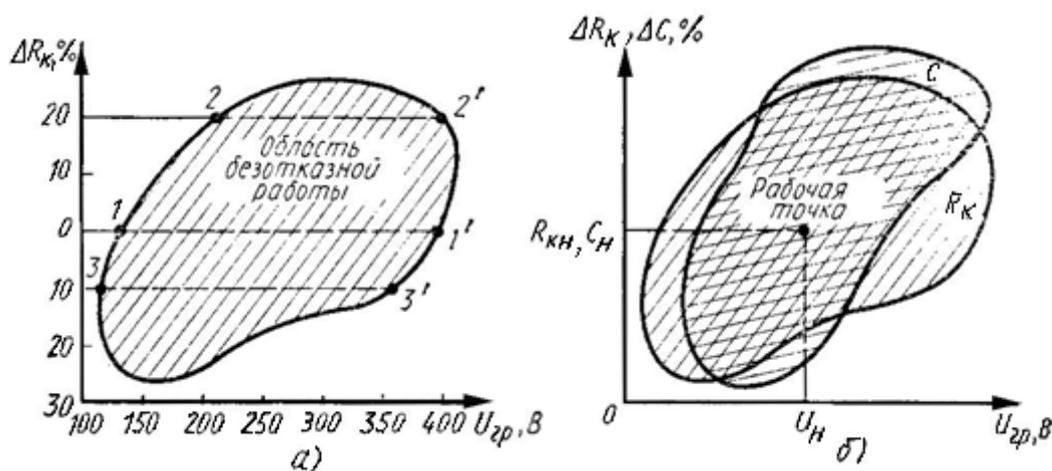


Рисунок 6.10 - Построение области безотказной работы РЭС при изменении значений одного (а) и двух (б) входных параметров:  $R_{кН}$ ,  $C_н$  и  $U_н$  - номинальные значения параметров [20]

В качестве параметра граничных испытаний выбрано напряжение питания  $U_{ГР}$ , а в качестве изменяемого входного параметра - сопротивление  $R_к$  в коллекторной цепи RC-усилителя. Точки 1 и 1', 2 и 2', 3 и 3', соответствующие предельным значениям выходного параметра, получены при изменении напряжения  $U_Г$  в меньшую (1, 2, 3) и в большую (1', 2', 3') сторону от номинального значения при определенных значениях сопротивления  $R_к$ . Кривая линия, соединяющая достаточное число подобных точек, является границей, разделяющей область безотказной работы и область отказов РЭС. Аналогично проводят построение сечения функции (6.47) по входному параметру -  $X_i$  (например, разделительной ёмкости  $C$  RC-усилителя. Изменяя значение параметра граничных испытаний, получают другую область безотказной работы, соответствующую различным значениям  $X_i$ . Для всех входных параметров строят ряд графиков, наложив которые друг на друга можно получить область безотказной работы. Изменение входных параметров производят в пределах, значительно превышающих заданные ТУ, с целью опреде-

ления потенциального запаса надёжности РЭС. На *рисунке 6.10, б* в качестве примера показано построение области безотказной работы для двух входных параметров ( $R_k$  и  $C$ ).

Графики граничных испытаний позволяют: прогнозировать отказы РЭС; определять правильность выбора номинальных значений параметров элементов того или иного изделия, питающих напряжений; сравнивать «запас» надёжности ЭС - по площади областей безотказной работы и положению рабочей точки. Чем больше площадь области безотказной работы и чем дальше отстоит от её границ рабочая точка, тем больше запас надёжности. К недостаткам метода граничных испытаний относятся невозможность количественной оценки надёжности и большая трудоемкость проведения экспериментов, что не позволяет получать данные об изменении выходных параметров ЭС при изменении комплекса внешних воздействий и взаимодействии элементов. Снизить трудоемкость граничных испытаний позволяет графоаналитический способ, сущность которого в следующем. Функцию (6.47) разлагают в ряд Тэйлора в окрестности рабочей точки, ограничиваясь членами первого порядка. В результате получают неравенства (условия безотказной работы РЭС), в состав которых входят частные производные. Экспериментально определяют эти производные графическим путем. По значению частных производных оценивают влияние каждого из входных параметров. Матричные испытания, являющиеся развитием метода граничных испытаний, используют для решения следующих задач: определения области безотказной работы, вычисления вероятности нахождения значения выходных параметра РЭС в этой области, оптимизации параметров элементов схемы и допусков на них по заданной работоспособности изделия. Эти испытания заключаются в моделировании рабочей области РЭС при всех возможных значениях первичных параметров, находящихся в пределах допусков, и сопоставлении рабочей области с областью безотказной работы. Диапазон  $X_{i \min} \dots X_{i \max}$  возможных изменений значений каждого входного параметра разбивают на равные интервалы, называемые квантами. Перебор всех возможных сочетаний квантов, т.е. ситуаций, производится в соответствии с заранее составленной таблицей - матрицей ситуаций. Такая матрица содержит число столбцов, равное числу моделируемых параметров, и число строк, равное числу перебираемых ситуаций. Результаты испытаний записываются в виде матрицы-столбца с числом элементов, равным числу реализаций. Использование компьютеров позволяет ускорить перебор ситуаций, проверку способности РЭС в каждой ситуации в соответствии с заданными критериями отказа, регистрацию числа и характера отказов. Математическое моделирование базируется на использовании уравнений, связывающих входные и выходные параметры объекта испытаний. Его недостаток - огромный объем теоретических и экспериментальных исследований [20].

Значительная трудоемкость экспериментальных исследований, технические сложности реализации физических моделей ограничивают использо-

вание физического и математического моделирования в практике испытаний ЭС. Уменьшение трудоёмкости граничных испытаний можно достичь благодаря использованию компьютерной системы схемотехнического моделирования *MicroCap 7.0*.

Для примера таких испытаний рассмотрим часть из проведённых нами граничных испытаний стабилизатора напряжения на 18 В бортовой (самолётной) радиостанции «Баклан-20». Отображение режима работы математической модели стабилизатора на 18 В на экране монитора компьютера показано на *рисунке 6.11*.

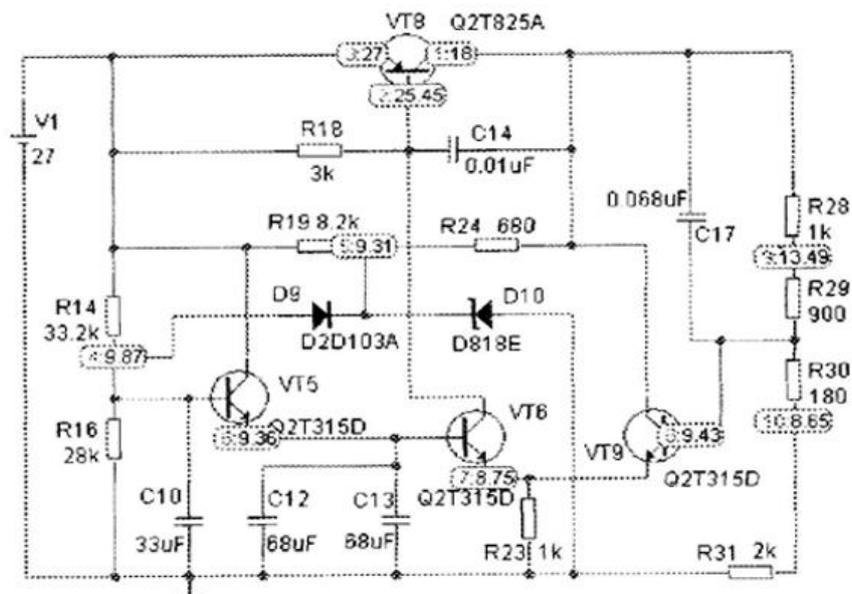


Рисунок 6.11 - Отображение режима работы математической модели стабилизатора на 18 В на экране монитора компьютера (нагрузке не подключена)

Нагрузка, соответствующая мощности 9,0 Вт, подключается между коллектором транзистора VT8 и общей шиной. Выходное напряжение не должно превышать граничных значений  $18 \text{ В} \pm 5\%$  ( $\pm 0,9 \text{ В}$ ).

На *рисунке 6.12* по результатам граничных испытаний произведено построение области безотказной работы стабилизатора на 18 В при изменении величины сопротивления  $R14$ . В качестве параметра граничных испытаний  $X_{ГР}$  взято напряжение бортовой сети  $U_{ПИТ}$ , которое по техническим условиям может изменяться в пределах 24...30 В. Температура окружающей среды  $27^\circ\text{C}$ .

На *рисунке 6.13* по результатам таких же испытаний произведено построение области безотказной работы этого же стабилизатора при изменении величины сопротивления  $R14$  и при напряжении бортовой сети  $U_{ПИТ} = 27 \text{ В}$ . В качестве параметра граничных испытаний  $X_{ГР}$  для этого случая взята температура окружающей среды, меняющаяся от  $-54^\circ\text{C}$  до  $+27^\circ\text{C}$ .

Результаты испытаний показали, что выбранное номинальное значение сопротивления резистора  $R14$  находится не в центре рабочей области. Поэтому для увеличения параметрической надёжности можно рекомендовать из-

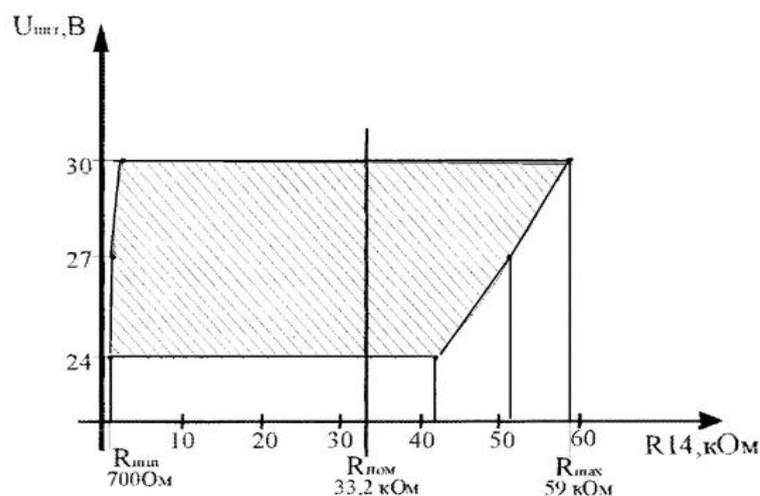


Рисунок 6.13 - Построение области безотказной работы стабилизатора на 18 В при изменении величины сопротивления  $R_{14}$ . В качестве параметра граничных испытаний  $X_{ГР}$  взято напряжение бортовой сети  $U_{ПИТ}$ . Температура окружающей среды  $27^{\circ}\text{C}$

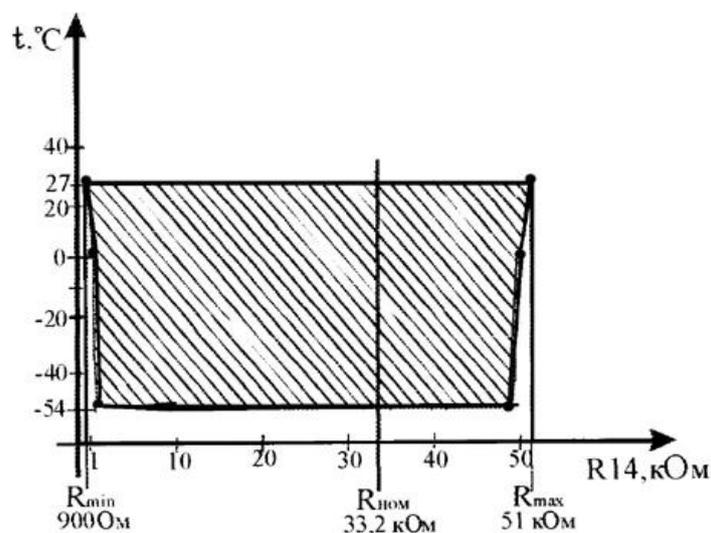


Рисунок 6.13 - Построение области безотказной работы стабилизатора на 18 В при изменении величины сопротивления  $R_{14}$ . В качестве параметра граничных испытаний  $X_{ГР}$  взята температура окружающей среды. Напряжение бортовой сети  $U_{ПИТ} = 27\text{ В}$

менить номинал данного элемента до величины 22 кОм, находящейся в центре рабочей области граничных испытаний. Коэффициент влияния  $A_{R_{14}}$  изменения сопротивления резистора  $R_{14}$  на изменение выходного напряжения  $U_{ВЫХ}$  находится по формуле

$$A_{R_{14}} = \frac{U_{ВЫХ\max} - U_{ВЫХ\min} \int U_{ВЫХ}}{R_{14\max} - R_{14\min} \int R_{14}} = \frac{\Delta U_{ВЫХ} / U_{ВЫХ}}{\Delta R_{14} / R_{14}}. \quad (6.49)$$

Таким образом проведение граничных испытаний дополнительно позволяет определить коэффициенты влияния  $A_{X_i}$  элементов  $X_i$  изделия на его выходной параметр  $N$  и составить уравнение погрешностей

$$\frac{\Delta N}{N} = \sum_{i=1}^n A_{X_i} \cdot \frac{\Delta X_i}{X_i}, \quad (6.50)$$

где  $\Delta X_i$  – отклонение от номинального значения величины параметра элемента  $X_i$ ,  $n$  – количество элементов в изделии, а  $\Delta N$  – отклонение от номинального значения величины выходного параметра  $N$ . Переход от погрешностей  $\Delta N / N$  и  $\Delta X_i / X_i$  к допускам на параметры  $\delta N$  и  $\delta X_i$  даётся уравнением

$$\delta_N^2 = \sum_{i=1}^n A_{X_i}^2 \cdot \delta x_i^2. \quad (6.51)$$

Трудоемкость и затраты времени при проведении граничных испытаний с использованием компьютерной системы схемотехнического моделирования *MicroCap 7.0* значительно меньше чем при обычных испытаниях. Намного легче производить изменение параметров элементов. Выдача напряжений и токов для всех элементов, а также построение графиков их частотных и временных зависимостей производится на экране монитора практически мгновенно. Кроме того, при использовании компьютерного моделирования модели являются виртуальными. Поэтому исключаются затраты на изготовление образца для испытаний, а также не требуется производить замену элементов при их отказе.

Справедливости ради, следует отметить и трудности использования компьютерного моделирования, связанные с ограниченностью количества математических моделей элементов в библиотеке *MicroCap 7.0*, а также с ограничением максимального количества элементов в исследуемых моделях. Программы компьютерного моделирования на большое количество элементов, а также увеличение числа математических моделей элементов в библиотеке *MicroCap 7.0* требуют увеличения затрат средств, времени и труда. Тем не менее, в перспективе во многих случаях испытания на компьютерных моделях вытеснят обычные испытания.

## 7. СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ НАДЁЖНОСТИ УСТРОЙСТВ В УСЛОВИЯХ ЭКСПЛУАТАЦИИ

### 7.1. Общие положения

Расчет надёжности по статистическим данным может проводиться в процессе испытаний на надёжность, либо в условиях эксплуатации. Для определения показателей надёжности в этом случае необходимо получить : сведения об отказавшем блоке, узле, элементе; сведения о времени наступления отказа; сведения о причине отказа; сведения о наработке отдельных элементов, блоков, аппаратуры в целом; сведения о времени ремонта и о времени простоя. При расчете надёжности по данным о наработке составляется таблица потока отказов (*таблица 7.1*), в общем случае, представляющая простой статистический ряд, в котором статистические данные изменяются по величине беспорядочно. На основании этой таблицы строится вариационный ряд наработки данного устройства (*таблица 7.2*) в котором нумерация отказов делается такой, чтобы статистические данные возрастали с увеличением величины номера. Приведённые числовые значения в таблицах взяты из [4].

Таблица 7.1 - Простой статистический ряд по данным о наработке

|                     |     |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |     |
|---------------------|-----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|
| Номер отказа        | 1   | 2  | 3  | 4  | 5  | 6  | 7  | 8  | 9  | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15  |
| Наработка $T_1$ , ч | 37  | 53 | 86 | 65 | 2  | 15 | 18 | 69 | 77 | 5  | 6  | 25 | 21 | 3  | 119 |
| Номер отказа        | 16  | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30  |
| Наработка $T_1$ , ч | 107 | 98 | 56 | 35 | 28 | 20 | 13 | 9  | 3  | 7  | 8  | 9  | 8  | 17 | 16  |

Таблица 7.2 - Вариационный ряд по данным о наработке

|                     |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |    |     |     |
|---------------------|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|-----|
| Номер отказа        | 1  | 2  | 3  | 4  | 5  | 6  | 7  | 8  | 9  | 10 | 11 | 12 | 13 | 14  | 15  |
| Наработка $T_1$ , ч | 2  | 3  | 3  | 5  | 6  | 7  | 8  | 8  | 9  | 9  | 13 | 15 | 16 | 17  | 18  |
| Номер отказа        | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29  | 30  |
| Наработка $T_1$ , ч | 20 | 21 | 25 | 28 | 35 | 37 | 53 | 56 | 65 | 69 | 77 | 86 | 98 | 107 | 119 |

При большем числе наблюдений весь диапазон значений отказов делится на интервалы времени  $\Delta t_i$  и подсчитывается количество отказов  $n_i$ , приходящихся на каждый  $i$ -й интервал. Далее строится таблица (*таблица 7.3*), называемая статистическим рядом, в которой приводятся интервалы в порядке их расположения вдоль оси абсцисс (число отказов в интервале  $\Delta t_i$ ) и оцен-

ки рассчитываемых показателей надёжности для каждого интервала  $\Delta t_i$ . По данным этого ряда строятся гистограммы для оцениваемых показателей надёжности: интенсивности отказов  $\lambda(t)$  и вероятности безотказной работы  $P(t)$  (рисунок 7.1).

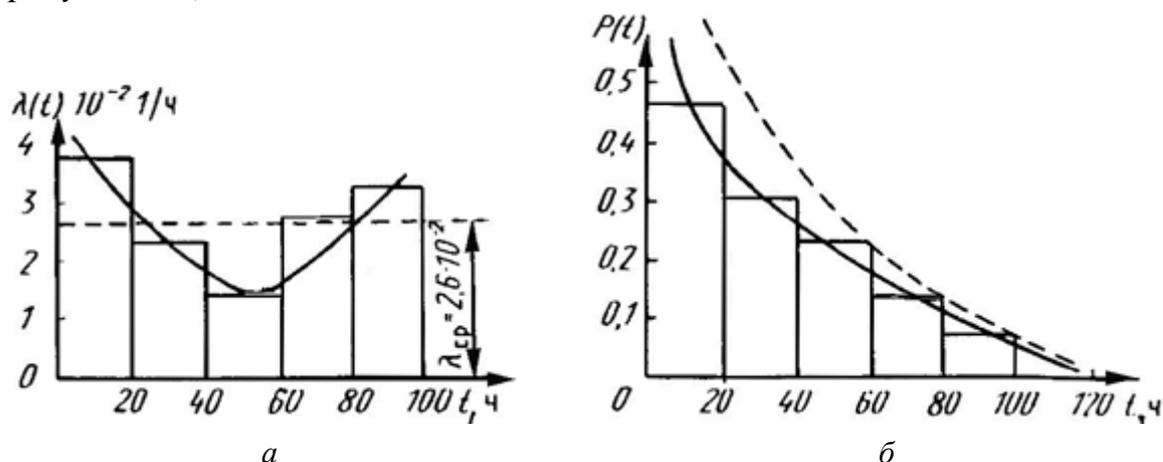


Рисунок 7.1 - Гистограммы для оцениваемых показателей надёжности [4]:

*a* - интенсивности отказов  $\lambda(t)$ ; *б* - вероятности безотказной работы  $P(t)$ ;

—— экспериментальная кривая; — — — — теоретическая кривая

Расчётные формулы для оценочных значений интенсивности отказов  $\lambda_{i \text{ стат}}(t)$ , для вероятности безотказной работы  $P_{\text{стат}}(t)$  и для вероятностей отказа  $F_{\text{стат}}(t)$  и  $F(t)$  даны в таблице 7.3.

Таблица 7.3 - Статистический ряд по данным о наработке

| $\Delta t_i, \text{ ч}$                       | 0 - 20 | 20 - 40 | 40 - 60 | 60 - 80 | 80 - 100 | 100 - 120  |
|---|--------|---------|---------|---------|----------|--|
| $n_i$   | 16     | 5       | 2       | 3       | 2        | 2  |
| $\lambda_{i \text{ стат}}(t) \text{ 1/ч}$     | 0,0363 | 0,0218  | 0,0125  | 0,027   | 0,033    | $\lambda_{i \text{ стат}}(t) = n_i / \{\Delta t_i \cdot [n - n(t)]\}$        |
| $P_{\text{стат}}(t) = 1 - n(t) / N$           | 0,46   | 0,3     | 0,23    | 0,13    | 0,070    | $t = t_{i \text{ нач. интервала}} + \Delta t_i / 2$                          |
| $F_{\text{стат}}(t) = 1 - P_{\text{стат}}(t)$ | 0,54   | 0,7     | 0,77    | 0,87    | 0,930    | $\lambda_{\text{ср}} = \sum_{i=1}^l \lambda_{i \text{ стат}}(t) / l = 0,026$ |
| $F(t) = 1 - \exp(-\lambda_{\text{ср}} t)$     | 0,33   | 0,54    | 0,73    | 0,82    | 0,900    |  |

Интервал  $\Delta t_i$  принят равным 20 ч. В дальнейшем построенные гистограммы аппроксимируются кривой, по виду которой можно ориентировочно установить закон распределения отказов путем сравнения с соответствующими теоретическими кривыми.

Ширина интервала должна быть не менее чем в два раза больше погрешности измерения параметра. Группировка данных в общем случае приводит к потере информации, но установлено, что для каждого закона распределения существует оптимальное число интервалов гистограммы, при котором вид гистограммы оказывается наиболее близким к действительному виду

кривой плотности распределения. На практике можно пользоваться для выбора количества интервалов  $l$  таблицей 7.4 или таблицей 7.5, рекомендованных стандартами. Количество интервалов при построении эмпирической кривой распределения может немного меняться для устранения зигзагообразности, провалов и т.п. [10].

Таблица 7.4 - Рекомендованные пределы для выбора количества интервалов [10]

|     |          |          |           |     |            |            |            |            |             |
|-----|----------|----------|-----------|-----|------------|------------|------------|------------|-------------|
| $n$ | 25 .. 40 | 40 .. 60 | 60 .. 100 | 100 | 100 .. 160 | 100 .. 250 | 250 .. 400 | 400 .. 630 | 630 .. 1000 |
| $l$ | 6        | 7        | 8         | 10  | 11         | 12         | 13         | 14         | 15          |

Таблица 7.5 - Рекомендованные стандартами пределы для выбора количества интервалов

|     |           |          |          |          |
|-----|-----------|----------|----------|----------|
| $n$ | 50 .. 100 | 200      | 400      | 1000     |
| $l$ | 10 .. 20  | 18 .. 20 | 25 .. 30 | 35 .. 40 |

Для случая, когда ширина всех интервалов статистического ряда  $\Delta t_i$  одинакова ( $\Delta t_i = \Delta t$ ), её можно вычислить через размах варьирования  $R = t_{\text{MAX}} - t_{\text{MIN}}$  параметра  $t$  по формуле

$$\Delta t = R / l = (t_{\text{MAX}} - t_{\text{MIN}}) / l. \quad (7.1)$$

Любое значение показателя надёжности, вычисленное на основе ограниченного числа опытов, всегда будет содержать элемент случайности. Приближенное, случайное значение показателя называют оценкой показателя.

К оценке  $x_{\text{стат}}$  параметра  $x$  предъявляется ряд требований.

Оценка  $x_{\text{стат}}$  при увеличении числа опытов  $n$  должна приближаться к параметру  $x$ . Оценка, обладающая таким свойством, называется состоятельной.

С заданной точностью оценка  $x_{\text{стат}}$  не должна обладать систематической ошибкой, т.е. необходимо, чтобы выполнялось условие равенства  $M(x_{\text{стат}})$  значению случайной величины  $x$ :

$$M(x_{\text{стат}}) = x. \quad (7.2)$$

Оценка, удовлетворяющая условию (7.2), при котором её математическое ожидание равно оцениваемому параметру  $x$ , называется несмещенной. При равноточных измерениях оценка  $x_{\text{стат}}$  может быть вычислена как среднее арифметическое значение величин  $x_1, x_2, \dots, x_N$ .

$$x_{\text{стат}} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i. \quad (7.3)$$

В частности, статистическую оценку средней наработки до отказа  $T_{1\text{стат}}$  вычисляют по формуле

$$T_{1\text{стат}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i. \quad (3.22)$$

Выбранная несмещенная оценка должна обладать по сравнению с другими наименьшей дисперсией, т.е.

$$D[x_{\text{стат}}] = \min. \quad (7.4)$$

Оценка, обладающая таким свойством, называется эффективной [4]. Статистическая оценка среднеквадратичного отклонения  $\sigma_{\text{стат}}$  от среднего арифметического значения связана с дисперсией  $D[x_{\text{стат}}]$  соотношением

$$\begin{aligned} \sigma_{\text{стат}}^2 &= D[x_{\text{стат}}] = \frac{(x_1 - x_{\text{стат}})^2 + (x_2 - x_{\text{стат}})^2 + \dots + (x_N - x_{\text{стат}})^2}{N-1} = \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N n_i \cdot (x_i - x_{\text{стат}})^2}{N-1}, \end{aligned} \quad (7.5)$$

Если среди результатов независимых измерений  $n_i$  раз встречаются равные по величине значения  $x_i$ , то  $n_i$  называют частотой  $x_i$ . В этом случае можно сократить объём вычислений  $x_{\text{стат}}$  и  $\sigma_{\text{стат}}^2 = D[x_{\text{стат}}]$ , используя формулы:

$$x_{\text{стат}} = \frac{\sum_{i=1}^K n_i \cdot x_i}{N}, \quad (7.6)$$

$$\sigma_{\text{стат}}^2 = D[x_{\text{стат}}] = \frac{\sum_{i=1}^K n_i \cdot (x_i - x_{\text{стат}})^2}{N-1}, \quad (7.7)$$

где  $K$  - число групп (интервалов) с одинаковыми значениями  $x_i$ . Эти же формулы используют и в случае статистического интервального ряда, но тогда под  $x_i$  понимают среднее арифметическое значение  $x_{i \text{ стат}}$  параметра  $x$  в  $i$ -ом интервале, а под  $n_i$  - количество измеренных значений, которые по величине попадают в указанный интервал.

## 7.2. Доверительные вероятности, доверительные интервалы и методы исключения грубых ошибок измерения при определении статистических характеристик надёжности

### 7.2.1 Общие сведения о доверительной вероятности, доверительных интервалах и методах исключения грубых ошибок измерения

Оценки, полученные по формулам (7.3), (7.5), (7.6) и (7.7), называются точечными. Для характеристики точности и надёжности оценки  $x_{\text{стат}}$  пользуются доверительными интервалами и доверительными вероятностями.

Пусть для параметра  $x$  получена из  $n$  опытов несмещенная оценка  $x_{\text{стат}}$ . Оценим вероятность, при которой допущенная при этом ошибка не превзойдет некоторой величины  $\varepsilon$ . Обозначим эту вероятность, называемую доверительной вероятностью,  $P(\varepsilon)$ :

$$P(\varepsilon) = P(|x_{\text{стат}} - x| < \varepsilon). \quad (7.8)$$

**Доверительная вероятность** - это есть вероятность того, что истинное значение  $x$  будет заключаться в пределах от  $x_{\text{стат}} - \varepsilon$  до  $x_{\text{стат}} + \varepsilon$ . Границы  $x_{\text{стат}} - \varepsilon$  и  $x_{\text{стат}} + \varepsilon$  называют **доверительными границами**, а интервал  $I_\varepsilon = x_{\text{стат}} \pm \varepsilon$  - **доверительным интервалом**. Доверительный интервал характеризует точность полученного результата, а доверительная вероятность - его надёжность [4]. Если при испытаниях  $m$  значений измеряемой случайной величины  $x$  попадут в интервал  $(x_1, x_2)$ , то при большом числе опытов отношение  $m$  к общему числу опытов  $N$ , называемое **частотой**, будет стремиться к постоянному числу. Для различных интервалов эти числа, естественно, будут различны. Рассматривая случайные ошибки как случайные величины, можно утверждать, что вероятность  $P[x \in (x_1, x_2)]$  попадания случайной величины  $x$  в интервал  $(x_1, x_2)$ , равна

$$P[x \in (x_1, x_2)] \approx m/N. \quad (7.9)$$

Правило, позволяющее находить  $P[x \in (x_1, x_2)]$  для любых интервалов  $(x_1, x_2)$ , и есть **закон распределения вероятностей случайной величины  $x$** . Если закон распределения является нормальным, то вероятность попадания случайной ошибки  $x$  в симметричный интервал  $(-x_1, x_2)$  при  $(x_1 > 0)$  оценивают выражением [1]

$$P[x \in (-x_1, x_2)] = P[|x| < x_1] = 2\Phi(x/\sigma) = 2\Phi(t) = P_{\text{д}}(t), \quad (7.10)$$

где  $\Phi(t)$  интеграл вероятности:

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad \text{и} \quad \Phi(-t) = -\Phi(t); \quad (7.11)$$

$2\Phi(x/\sigma) = 2\Phi(t) = P_{\text{д}}(t)$  (при  $t = x/\sigma$ ) - интегральная функция Лапласа. Её значения для различных  $t$  протабулированы и приведены в *таблице 7.6*;

$\Phi(x/\sigma) = \Phi(t)$  - интеграл вероятностей или функция Лапласа;

$\sigma$  - среднеквадратическая ошибка.

Вероятность того, что случайная ошибка  $x$  не выйдет за границы  $\pm t_\sigma$  ( $t > 0$ ), равна

$$P[|x| > t_\sigma] = 1 - 2\Phi(t). \quad (7.12)$$

При  $x \geq 3\sigma$  (т.е. при  $t \geq 3$ ) вероятность  $P[|x| > t_\sigma]$  становится настолько малой ( $P[|x| > 3\sigma] = 1 - 2\Phi(3) = 0,0027$ ), что выход случайной ошибки за трехсигмовый интервал считают практически невозможным. Это правило полу-

чило название **правила трёх сигм**. Оно находит широкое практическое применение для исключения грубых ошибок измерения (промахов), для которых  $|x| > 3\sigma$ , из статистического ряда. Если среднеквадратическая ошибка  $\sigma$  заранее неизвестна, то с помощью формулы (7.5) вычисляют статистическую оценку среднеквадратичного отклонения  $\sigma_{\text{стат}}$ , а затем исключают грубые ошибки измерения для которых

$$|x| > 3 \sigma_{\text{стат}}. \quad (7.13)$$

Таблица 7.6 - Интегральная функция Лапласа  $P_{\text{д}}(t) = 2\Phi(t)$  [1, 4, 30]

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \text{ и } \Phi(-t) = -\Phi(t)$$

| $t$  | $P_{\text{д}}(t)$ | $t$  | $P_{\text{д}}(t)$ | $t$  | $P_{\text{д}}(t)$ |
|------|-------------------|------|-------------------|------|-------------------|
| 0.00 | 0.0000            | 0.75 | 0.5467            | 1.50 | 0.8864            |
| 0.05 | 0.0399            | 0.80 | 0.5763            | 1.55 | 0.8789            |
| 0.10 | 0.0797            | 0.85 | 0.6047            | 1.60 | 0.8904            |
| 0.15 | 0.1192            | 0.90 | 0.6319            | 1.65 | 0.9011            |
| 0.20 | 0.1585            | 0.95 | 0.6579            | 1.70 | 0.9109            |
| 0.25 | 0.1974            | 1.00 | 0.6827            | 1.75 | 0.9199            |
| 0.30 | 0.2357            | 1.05 | 0.7063            | 1.80 | 0.9281            |
| 0.35 | 0.2737            | 1.10 | 0.7287            | 1.85 | 0.9357            |
| 0.40 | 0.3108            | 1.15 | 0.7419            | 1.90 | 0.9426            |
| 0.45 | 0.3473            | 1.20 | 0.7699            | 1.95 | 0.9488            |
| 0.50 | 0.3829            | 1.25 | 0.7887            | 2.00 | 0.9545            |
| 0.55 | 0.4177            | 1.30 | 0.8064            | 2.25 | 0.9756            |
| 0.60 | 0.4515            | 1.35 | 0.8230            | 2.50 | 0.9876            |
| 0.65 | 0.4843            | 1.40 | 0.8385            | 3.00 | 0.9973            |
| 0.70 | 0.5161            | 1.45 | 0.8529            | 4.00 | 0.9999            |

Согласно *таблицы 7.6*, если мы хотим исключить ошибки измерения величины  $x$ , вероятность появления которых  $P[|x| > t_{\sigma}]$  меньше 5% ( $P_{\text{д}}(t) = 2\Phi(t) = 0,95$ ), то убирают значения  $x > 1,96 \sigma_{\text{стат}}$  ( $t > 1,96$ ). Если мы хотим исключить ошибки измерения величины  $x$ , вероятность появления которых  $P[|x| > t_{\sigma}]$  меньше 1% ( $P_{\text{д}}(t) = 2\Phi(t) = 0,99$ ), то убирают значения  $x > 2,576 \sigma_{\text{стат}}$  ( $t > 2,576$ ). Если мы хотим исключить ошибки измерения величины  $x$ , вероятность появления которых  $P[|x| > t_{\sigma}]$  меньше 0,1% ( $P_{\text{д}}(t) = 2\Phi(t) = 0,999$ ), то убирают значения  $x > 3,291 \sigma_{\text{стат}}$  ( $t > 3,291$ ). Здесь сотые и тысячные доли величины  $t$  уточнены по более подробным таблицам из [1]. При вычислении  $\sigma_{\text{стат}}$  с помощью формулы (7.5) следует не включать в вычисления подозрительное значение  $x$ , которое проверяется на предмет его возможного исключения из статистического ряда.

Для исключения грубых ошибок измерения существует также **критерий Ирвина**, о котором не указывается, что он применим при определенном распределении. Метод или критерий Ирвина основан на оценке разности двух

наибольших или наименьших членов выборки. Определяется величина  $\lambda$ , равная [10]

$$\lambda = (x_2 - x_1) / \sigma_{\text{стат}} \quad (7.14 \text{ а})$$

или

$$\lambda = (x_n - x_{n-1}) / \sigma_{\text{стат}}, \quad (7.14 \text{ б})$$

в зависимости от того, с какой стороны выборки расположен резко выделяющийся член выборки. По приведенной *таблице 7.7* в зависимости от объема выборки  $n$  при уровне значимости  $\alpha = 0,95$  находят критическое значение  $\lambda = 0,95$ . Если рассчитанная  $\lambda \leq \lambda(\alpha = 0,95)$ , то оцениваемый результат является случайным и не подлежит исключению из выборки. Если  $\lambda > \lambda(\alpha = 0,95)$ , то следует исключить из выборки оцениваемое резко выделяющееся наименьшее или наибольшее значение случайной величины (или оба вместе), так как оно представляет собой грубую ошибку. После исключения ошибки необходимо снова вычислить значения  $x_{\text{стат}}$  и  $\sigma_{\text{стат}}$ . В [10] описаны и некоторые другие методы исключения грубых ошибок измерения.

Таблица 7.7 - Значения критерия Ирвина  $\lambda(\alpha = 0,95)$  для уровня значимости  $\alpha = 0,95$  в зависимости от объема выборки  $n$  [10]

| $n$                      | 20  | 30  | 50  | 100 | 400 | 1000 |
|--------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| $\lambda(\alpha = 0,95)$ | 1,3 | 1,2 | 1,1 | 1,0 | 0,9 | 0,8  |

### 7.2.2 Определение доверительного интервала и минимального числа измерений при нормальном распределении времени безотказной работы

Как уже упоминалось в разделе 3, распределение времени безотказной работы до появления постепенного (износого) отказа (на третьем участке *рисунка 3.2*) в большинстве практических ситуаций близко к нормальному, то есть хорошо описывается законом Гаусса (*рисунок 3.4, б*). Найдём доверительные границы для математического ожидания  $M_x$  величины  $x$ , распределённой по нормальному закону. Вначале требуется найти доверительную вероятность

$$P(\varepsilon) = P(|M_{x\text{стат}} - M_x| < \varepsilon). \quad (7.15 \text{ а})$$

Известно, что величина  $x$  распределена по нормальному закону, но ввиду того, что параметры  $M_x$  и  $\sigma_x$  этого закона неизвестны, воспользоваться этим законом распределения невозможно. Чтобы обойти это затруднение, введём вместо случайной величины  $M_x$  другую случайную величину  $T_m$ :

$$T_m = (M_{x\text{стат}} - M_x) / \sigma_m, \quad (7.15 \text{ б})$$

где

$$\sigma_m = \sqrt{D \mathbf{t}_{\text{стат}} / n} \quad (7.16)$$

В математической статистике доказано, что случайная величина  $T_m$  подчиняется закону распределения Стьюдента, предложенному в 1908 году английским математиком В. С. Госсетом (псевдоним Стьюдент) [4, 30]:

$$S_n \stackrel{\text{д}}{=} \Gamma(n/2) \left(1 + \frac{t^2}{n-1}\right)^{-\frac{n}{2}} / \left[ \sqrt{\pi(n-1)} \Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right) \right], \quad (7.17)$$

где  $\Gamma(n/2)$  - гамма-функция.

Распределение Стьюдента не зависит от параметров  $M_x$  и  $\sigma_x$  величины  $x$ , а зависит только от аргумента  $t$  и числа наблюдений  $n$ . Распределение Стьюдента позволяет найти доверительную вероятность (7.15 а).

Зададимся произвольным положительным числом  $t_a$  и найдем вероятность попадания величины  $T_m$  на участок  $(-t_a, t_a)$

$$P(|T_m| < t_a) \stackrel{\text{д}}{=} \int_{-t_a}^{t_a} S_n \stackrel{\text{д}}{d}t = 2 \int_0^{t_a} S_n \stackrel{\text{д}}{d}t. \quad (7.18)$$

Подставив в левую часть формулы (7.18) вместо  $T_m$  его значение из выражения (7.15 б), получим

$$P(|M_{\text{стат}} - M_x| < t_a \cdot \sigma_m) \stackrel{\text{д}}{=} 2 \int_0^{t_a} S_n \stackrel{\text{д}}{d}t = P(\epsilon_a \cdot \sigma_m) \stackrel{\text{д}}{=} P(\epsilon), \quad (7.19)$$

где  $\epsilon = t_a \cdot \sigma_m$ ,  $t_a$  - квантиль распределения Стьюдента для выбранной вероятности  $P(\epsilon)$  и числа степеней свободы  $r = n - 1$ .

С помощью табулированной в *таблице 7.8* функции  $t_a$  можно решать практические задачи по точности оценки величины математического ожидания.

Доверительный интервал находится следующим образом [4]:

1. Задаемся доверительной вероятностью  $P(\epsilon)$ . Обычно величину  $P(\epsilon)$  выбирают из значений:  $P(\epsilon) = 0,8; 0,9; 0,95; 0,99$ .

2. Находим величину  $\sigma_m$  с помощью формул (7.7) для  $D[x_{\text{стат}}]$  и (7.16).

3. Определяем число степеней свободы  $r = n - 1$ .

4. По известным значениям  $r$  и  $P(\epsilon)$  находим по *таблице 7.8* величину  $t_a$ .

5. Умножая  $t_a$  на  $\sigma_m$ , находим  $\epsilon = t_a \cdot \sigma_m$  - половину длины доверительного интервала.

6. Доверительный интервал будет  $I_\epsilon = M_{x \text{ стат}} \pm \epsilon$ .

**Пример 7.1.**

При испытании десяти устройств, отказы которых распределены по нормальному закону, получены следующие значения времени безотказной работы в часах:

|       |       |       |       |       |       |       |       |       |          |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| $t_1$ | $t_2$ | $t_3$ | $t_4$ | $t_5$ | $t_6$ | $t_7$ | $t_8$ | $t_9$ | $t_{10}$ |
| 150   | 100   | 70    | 200   | 100   | 100   | 150   | 200   | 80    | 150      |

Определить статистическую оценку средней наработки до отказа  $T_{1\text{стат}}$ ,  $\sigma_{\text{стат}}$  и найти доверительный интервал  $I_\varepsilon$  для  $T_{1\text{стат}}$  с доверительной вероятностью  $P(\varepsilon) = 0,9$ .

**Решение.**

1. Находим по формуле (3.22) статистическую оценку средней наработки до отказа  $T_{1\text{стат}}$

$$T_{1\text{стат}} = \left( \sum_{i=1}^{n=10} t_i \right) / n = 130 \text{ ч.} \quad (3.22)$$

2. Находим величину  $\sigma_{\text{стат}}$  и  $\sigma_m$  с помощью формул (7.7) для  $D[x_{\text{стат}}]$  и (7.16) для  $\sigma_m$ :

$$\sigma_{\text{стат}}^2 = D[x_{\text{стат}}] = \frac{\sum_{i=1}^K n_i \cdot (x_i - x_{\text{стат}})^2}{N - 1} = \frac{19800}{10 - 1} = 2200;$$

$$\sigma_{\text{стат}} = \sqrt{D[x_{\text{стат}}]} = 46,9 \text{ ч};$$

$$\sigma_m = \sqrt{D[x_{\text{стат}}] / n} = \sqrt{\frac{19800}{(10 - 1) \cdot 10}} = 14,8 \text{ ч.}$$

3. Находим:

– по таблице 7.8 при  $r = n - 1 = 10 - 1 = 9$  и  $P(\varepsilon) = 0,9$  величину  $t_a = 1,83$ ;

– половину доверительного интервала  $\varepsilon = t_a \cdot \sigma_m = 14,8 \text{ ч} \cdot 1,83 = 27 \text{ ч}$ ;

– нижнюю  $T_{1\text{статН}}$  и верхнюю  $T_{1\text{статВ}}$  границы доверительного интервала

$$T_{1\text{статН}} = 130 - 27 = 103 \text{ ч}; \quad T_{1\text{статВ}} = 130 + 27 = 157 \text{ ч};$$

– величину доверительного интервала  $I_\varepsilon = (103 \div 157) \text{ ч}$ .

Таблица 7.8 - Квантили распределения Стьюдента –  $t_a$  - для выбранной вероятности  $P(\varepsilon)$  и числа степеней свободы  $r = n - 1$  [1, 4, 30]

| $n$ | $P(\varepsilon)$ |      |       |       |        |        |
|-----|------------------|------|-------|-------|--------|--------|
|     | 0,80             | 0,90 | 0,95  | 0,99  | 0,995  | 0,999  |
| 2   | 3,080            | 6,31 | 12,71 | 63,70 | 127,30 | 637,20 |
| 3   | 1,886            | 2,92 | 4,30  | 9,92  | 14,10  | 31,60  |

| $n$      | $P(\varepsilon)$ |             |             |             |              |              |
|----------|------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|--------------|
|          | <b>0,80</b>      | <b>0,90</b> | <b>0,95</b> | <b>0,99</b> | <b>0,995</b> | <b>0,999</b> |
| 4        | 1,638            | 2,35        | 3,188       | 5,84        | 7,50         | 12,94        |
| 5        | 1,533            | 2,13        | 2,77        | 4,60        | 5,60         | 8,61         |
| 6        | 1,476            | 2,02        | 2,57        | 4,03        | 4,77         | 6,86         |
| 7        | 1,440            | 1,94        | 2,45        | 3,71        | 4,32         | 9,96         |
| 8        | 1,415            | 1,90        | 2,36        | 3,50        | 4,03         | 5,40         |
| 9        | 1,397            | 1,86        | 2,31        | 3,36        | 3,83         | 5,04         |
| 10       | 1,383            | 1,83        | 2,26        | 3,25        | 3,69         | 4,78         |
| 12       | 1,363            | 1,80        | 2,20        | 3,11        | 3,50         | 4,49         |
| 14       | 1,350            | 1,77        | 2,16        | 3,01        | 3,37         | 4,22         |
| 16       | 1,341            | 1,75        | 2,13        | 2,95        | 3,29         | 4,07         |
| 18       | 1,333            | 1,74        | 2,11        | 2,90        | 3,22         | 3,96         |
| 20       | 1,328            | 1,73        | 2,09        | 2,86        | 3,17         | 3,88         |
| 30       | 1,316            | 1,70        | 2,04        | 2,75        | 3,20         | 3,65         |
| 40       | 1,306            | 1,68        | 2,02        | 2,70        | 3,12         | 3,55         |
| 50       | 1,298            | 1,68        | 2,01        | 2,68        | 3,09         | 3,50         |
| 60       | 1,290            | 1,67        | 2,00        | 2,66        | 3,06         | 3,46         |
| $\infty$ | 1,282            | 1,64        | 1,96        | 2,58        | 2,81         | 3,29         |

В период износных отказов величина разброса параметра  $x$ , определяющая параметрическую надёжность, связана с величиной разброса времени наступления износного отказа  $\tau$ , определяющей динамическую точность. Эта связь наглядно показана на *рисунке 3.4, а* аналитическое выражение для этой связи имеет вид

$$\sigma_x = c \cdot \sigma_\tau, \quad (7.20)$$

где  $c$  - коэффициент старения;  $\sigma_x$  - среднеквадратическая ошибка измерения величины контролируемого параметра  $x$ , по измерению которого определяют время  $\tau$  наступления износного отказа;  $\sigma_\tau$  - среднеквадратическая ошибка измерения времени  $\tau$  наступления износного отказа.

Увеличение количества измерений  $n$  и увеличение точности этих измерений позволяет увеличить достоверность и точность доверительных оценок. Если необходимо произвести оценку  $x_{\text{стат}}$  с точностью  $\varepsilon$  и надёжностью  $P_D(t) = 2\Phi(t)$ , то при равноточных и независимых измерениях с известной точностью  $\sigma_x$  при нормальном распределении времени безотказной работы в период износных отказов требуется число опытов  $n$ , определяемое неравенством [1]

$$n \geq \{t[P_D(t)] / \varepsilon_x\}^2 \sigma_x^2. \quad (7.21)$$

В выражении (7.21)  $t = t[P_D(t)]$  находится при условии  $P_D(t) = 2\Phi(t) = \varepsilon_x / \sigma_x$  по таблице 7.6, а  $\varepsilon_x$  - половина доверительного интервала разброса параметра  $x$ . Доверительный интервал средней наработки до отказа

$$I_\varepsilon = T_{1 \text{ стат}} \pm \varepsilon = T_{1 \text{ стат}} \pm \varepsilon_x / c. \quad (7.22)$$

Если  $\sigma_x$  неизвестна, то необходимое число измерений  $n$  можно определить, используя формулу (7.21) и таблицу 7.6, в зависимости от  $P_D(t)$ ,  $\varepsilon_x$  и отношения  $t = \varepsilon_x / \sigma_{x \text{ стат}}$ , где  $\sigma_{x \text{ стат}}$  - эмпирический стандарт неизвестной ошибки, определяемый по формуле (7.7). При этом в формуле (7.21) следует заменить  $\sigma_x$  на  $\sigma_{x \text{ стат}}$ .

### 7.2.3 Доверительные интервалы при экспоненциальном распределении и распределении Пуассона

Статистические оценки для интенсивности отказов  $\lambda_{\text{стат}}$ , не зависящей при экспоненциальном распределении от времени, и средней наработки до отказа  $T_{1 \text{ стат}}$  вычисляются по формулам (3.15) и (3.22).

Нижнюю  $\lambda_{\text{н}}$  и верхнюю  $\lambda_{\text{в}}$  границы интенсивности отказов находят по формулам [4]:

$$\lambda_{\text{н}} = \lambda_{\text{стат}} / r_1; \quad (7.23)$$

$$\lambda_{\text{в}} = \lambda_{\text{стат}} / r_2, \quad (7.24)$$

где

$$r_1 = 2n / \chi^2[P(\varepsilon), 2n], \quad (7.25)$$

$$r_2 = 2n / \chi^2[1 - P(\varepsilon), 2n]. \quad (7.26)$$

В формулах (7.25) и (7.26)  $\chi^2 [2n]$  - квантили распределения  $\chi^2$  Пирсона при числе степеней свободы  $r = 2n$  (см. таблицу 7.11). Значения коэффициентов  $r_1$  и  $r_2$  табулированы для различных вероятностей  $P(\varepsilon)$  и значений числа отказов  $n$  и приведены в таблице 6.4.

Учитывая, что при экспоненциальном распределении согласно формуле (3.18)  $T_1 = 1 / \lambda$ , получим

$$T_{\text{н}} = T_{1 \text{ стат}} \cdot r_2, \quad (7.27)$$

$$T_{\text{в}} = T_{1 \text{ стат}} \cdot r_1. \quad (7.28)$$

Если в процессе испытаний в течение времени  $t_{\text{и}}$  не получено ни одного отказа, верхнюю доверительную границу интенсивности отказов находят из выражения [4]

$$\lambda_{\text{в}} = r_0 / t_{\text{и}}, \quad (7.29)$$

где значения коэффициента  $r_0$  можно определить по формуле

$$r_0 = 1 / 2 \chi^2 [P(\varepsilon), 2] \text{ при } r = 2 \quad (7.30)$$

или из *таблицы 7.9*.

Таблица 7.9 - Значения коэффициента  $r_0$

|               |     |       |      |      |     |      |
|---------------|-----|-------|------|------|-----|------|
| $P(\epsilon)$ | 1,0 | 0,999 | 0,99 | 0,95 | 0,9 | 0,8  |
| $r_0$         | 0   | 6,91  | 4,6  | 3,0  | 2,3 | 1,61 |

Доверительные границы в случае распределения Пуассона вычисляются по формулам [4]:

$$a_H = n / r_1; \quad (7.31)$$

$$a_B = n / r_2, \quad (7.32)$$

где  $a$  - параметр распределения Пуассона (математическое ожидание числа отказов);  $a = \lambda \cdot t$ ;  $n$  - количество отказов, возникших в процессе испытаний. Доверительный интервал для интенсивности отказов находится следующим образом:

1. Задаемся доверительной вероятностью  $P(\epsilon)$ .
2. По заданным  $n$  и  $P(\epsilon)$  находим по *таблице 6.4* коэффициенты  $r_1$ , и  $r_2$ .
3. Рассчитываем по формулам (7.31) и (7.32) значения  $a_H$  и  $a_B$ . По заданной наработке  $t_H$  находим доверительные границы для  $\lambda$ :

$$\lambda_H = a_H / t_H; \quad (7.33)$$

$$\lambda_B = a_B / t_H. \quad (7.34)$$

### 7.3. Критерии согласия между теоретической кривой и статистическим распределением

#### 7.3.1 Критерий согласия Колмогорова

По критериям согласия можно определить, вызваны ли расхождения между теоретической кривой и статистическим распределением только случайными обстоятельствами, связанными с ограниченным числом наблюдений, или они являются существенными и связаны с тем, что выбранная кривая плохо выравнивает данное статистическое распределение. Из критериев согласия наиболее распространены критерий Колмогорова и критерий  $\chi^2$  Пирсона.

При применении критерия согласия Колмогорова в качестве меры расхождения между теоретическим и статистическим распределениями рассматривается максимальное значение модуля разности между теоретической  $F(t)$  и экспериментальной  $F_{\text{стат}}(t)$  интегральными функциями распределения (*рисунок 7.2*). В данном случае интегральными функциями распределения являются вероятности отказа. Заметим, что в некоторых источниках [10] статистическую интегральную функцию распределения  $F_{\text{стат}}(t)$  называют накопленной частотой  $P_H$ , а обычную статистическую функцию распределения  $f_{\text{стат}}(t)$  - частотой  $P_i$ . На основании критерия Колмогорова экспериментальное

распределение согласуется с выбранным теоретическим, если выполняется условие [4, 8, 10]

$$\Delta r = \Delta F \sqrt{n} \leq 1, \quad (7.35)$$

где  $\Delta F = \max [F_{\text{стат}}(t) - F(t)]$  - наибольшее отклонение теоретической кривой распределения от экспериментальной;  $n$  - общее количество экспериментальных данных.

Недостатком критерия Колмогорова является то, что он требует предварительного знания теоретического распределения, т.е. его можно применять, когда известны не только вид функции распределения  $F(t)$ , но и ее параметры. Когда параметры теоретического распределения находятся по статистическим данным, то критерий дает заведомо завышенные значения  $\Delta r$ , что может привести к неверным выводам.

По данным статистического ряда из *таблицы 7.3* построим зависимости вероятностей отказа  $F_{\text{стат}}(t)$  и  $F(t)$  от времени (*рисунок 7.2*) и проверим гипотезу об экспоненциальном распределении времени исправной работы устройства, используя критерий Колмогорова.

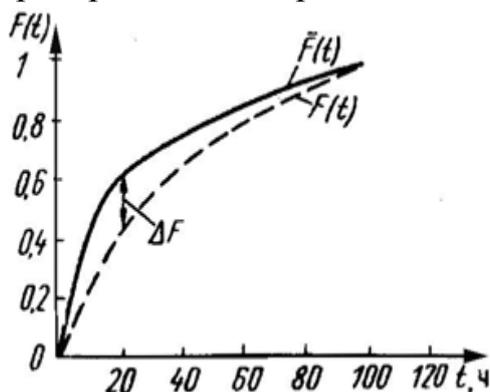


Рисунок 7.2 - Зависимости вероятностей отказа  $F_{\text{стат}}(t)$  и  $F(t)$  от времени по данным *таблицы 7.3* [4]:

———— экспериментальная кривая; — — — — теоретическая кривая

Из этого рисунка и *таблицы 7.3* видно, что  $\Delta F = 0,13$ . Проверяем соответствие закона по критерию согласия Колмогорова (7.35):

$$\Delta r = \Delta F \sqrt{n} = 0,13 \sqrt{30} = 0,82 < 1.$$

В соответствии с формулой (7.35) считаем, что закон распределения экспоненциальный.

Если статистическая интегральная функция распределения (вероятность отказа)  $F_{\text{стат}}(t)$  известна  $F_{\text{стат}}(t)$  и  $F(t)$ , а теоретическая функция распределения  $F(t)$  неизвестна, то согласие между теоретической кривой и статистическим распределением по критерию Колмогорова можно определить с помощью вероятностных сеток [8, 10, 14, 15]. Правила построения и применения вероятностных сеток изложены в СТ СЭВ 3542-82 [15].

В литературе, например в [8,15], имеются заранее приготовленные вероятностные сетки для различных законов распределения, называемые вероятностными бумагами. Если закон распределения соответствует закону, для которого построена вероятностная сетка, то интегральная функция теоретического закона распределения отображается на вероятностной бумаге в виде прямой, а если не соответствует, то в виде линии другой формы.

Для определения закона распределения по вероятностной бумаге необходимо сначала построить дискретный ряд распределения, если объем выборки  $n < 50$ , и интервальный ряд с количеством интервалов  $l$  при  $n > 50$ . Значение частот в интервалах обычно должно быть не менее пяти. В обоих случаях должны быть подсчитаны накопленные частоты  $P_H$ , которые и представляют статистическую интегральную функцию распределения  $F_{\text{стат}}(t)$ .

В теории надёжности на вероятностную бумагу наносят не накопленные эмпирические частоты  $P_H = F_{\text{стат}}(t)$ , тождественные вероятности отказа, а разности  $1 - P_H$ , тождественные вероятности безотказной работы. Полученные экспериментальные точки аппроксимируются прямой линией. Если опытные точки располагаются близко к прямой, то это свидетельствует в первом приближении о согласии опытных данных с тем законом распределения, для которого построена вероятностная бумага. Для более объективного построения прямой по опытным точкам рекомендуется использовать метод наименьших квадратов. При нанесении на вероятностную бумагу экспериментальных точек частоты, соответствующие крайним значениям признака, обычно отбрасываются, так как количество данных для этих значений мало и получается большая погрешность [10].

После визуальной оценки по вероятностной бумаге согласия эмпирического распределения с выбранным теоретическим распределением необходимо проверить соответствие между ними по критерию Колмогорова (7.35). Если исследуется надёжность изделий с неизвестным законом, то перебирать несколько типов вероятностных бумаг, прежде чем будет найден подходящий закон, рекомендуется в таком порядке [8]: экспоненциальный, усеченный нормальный, логарифмически нормальный, Вейбулла, гамма.

Вид вероятностных бумаг для усеченного нормального и логарифмически нормального законов показан на *рисунке 7.4*, а пример использования вероятностной бумаги для экспоненциального закона для оценки согласия эмпирического распределения с выбранным теоретическим распределением показан на *рисунке 7.3*.

### **Пример 7.2** [8].

В результате опыта получен следующий вариационный ряд времен исправной работы изделия в часах: 2; 3; 3; 5; 6; 7; 8; 8; 9; 9; 13; 15; 16; 18; 20; 21; 25; 28; 35; 37; 53; 56; 69; 77; 86; 98; 119. Требуется установить закон распределения времени безотказной работы.

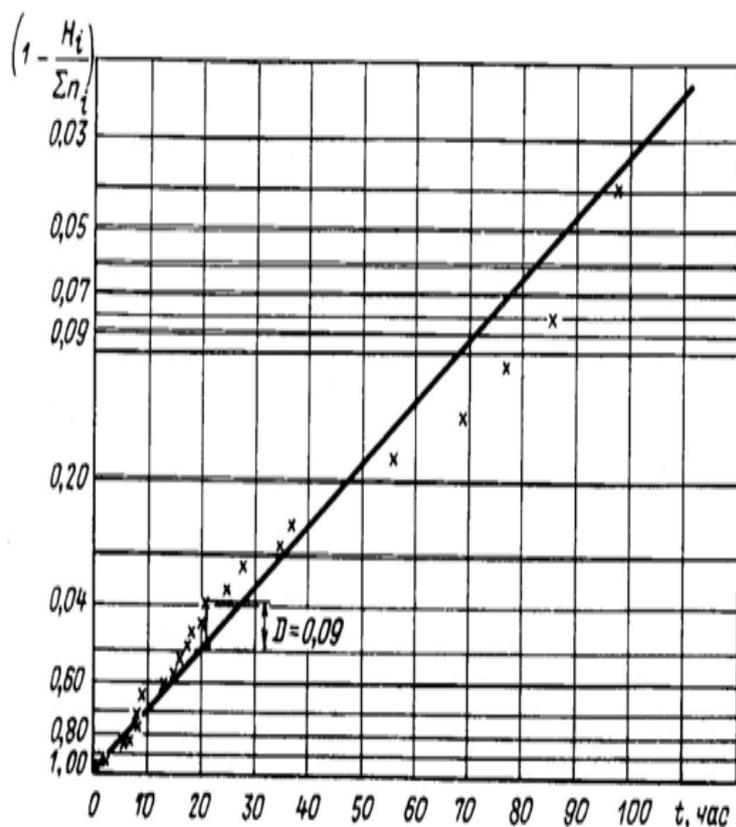


Рисунок 7.3 - Пример использования вероятностной бумаги для экспоненциального закона для оценки согласия эмпирического распределения с выбранным теоретическим распределением

### Решение.

1. Используя исходные данные и вычислив  $n = \sum_i n_i = 28$ , заполняем

таблицу 7.10.

Таблица 7.10 - Данные к примеру 7.2

| $t_i$ | $n_i$ | $H_i$ | $P_H = H_i / n$ | $1 - P_H$ |
|-------|-------|-------|-----------------|-----------|
| 2     | 1     | 1     | 0,04            | 0,96      |
| 3     | 2     | 3     | 0,11            | 0,89      |
| 5     | 1     | 4     | 0,14            | 0,86      |
| 6     | 1     | 5     | 0,18            | 0,82      |
| 7     | 1     | 6     | 0,21            | 0,79      |
| 8     | 2     | 8     | 0,29            | 0,71      |
| 9     | 2     | 10    | 0,36            | 0,64      |
| 13    | 1     | 11    | 0,39            | 0,61      |
| 15    | 1     | 12    | 0,43            | 0,57      |
| 16    | 1     | 13    | 0,47            | 0,53      |
| 17    | 1     | 14    | 0,50            | 0,50      |
| 18    | 1     | 15    | 0,54            | 0,46      |
| 20    | 1     | 16    | 0,57            | 0,43      |
| 21    | 1     | 17    | 0,61            | 0,39      |
| 25    | 1     | 18    | 0,64            | 0,36      |

| $t_i$ | $n_i$ | $H_i$ | $P_H = H_i / n$ | $1 - P_H$ |
|-------|-------|-------|-----------------|-----------|
| 28    | 1     | 19    | 0,68            | 0,32      |
| 35    | 1     | 20    | 0,72            | 0,28      |
| 37    | 1     | 21    | 0,75            | 0,25      |
| 53    | 1     | 22    | 0,79            | 0,21      |
| 56    | 1     | 23    | 0,82            | 0,18      |
| 69    | 1     | 24    | 0,86            | 0,14      |
| 77    | 1     | 25    | 0,89            | 0,11      |
| 86    | 1     | 26    | 0,93            | 0,07      |
| 98    | 1     | 27    | 0,96            | 0,04      |
| 119   | 1     | 28    | 1,00            | 0,00      |

2. Проверяем согласие экспериментального распределения с экспоненциальным распределением. Наносим экспериментальные данные на координатную сетку (*рисунок 7.3*).

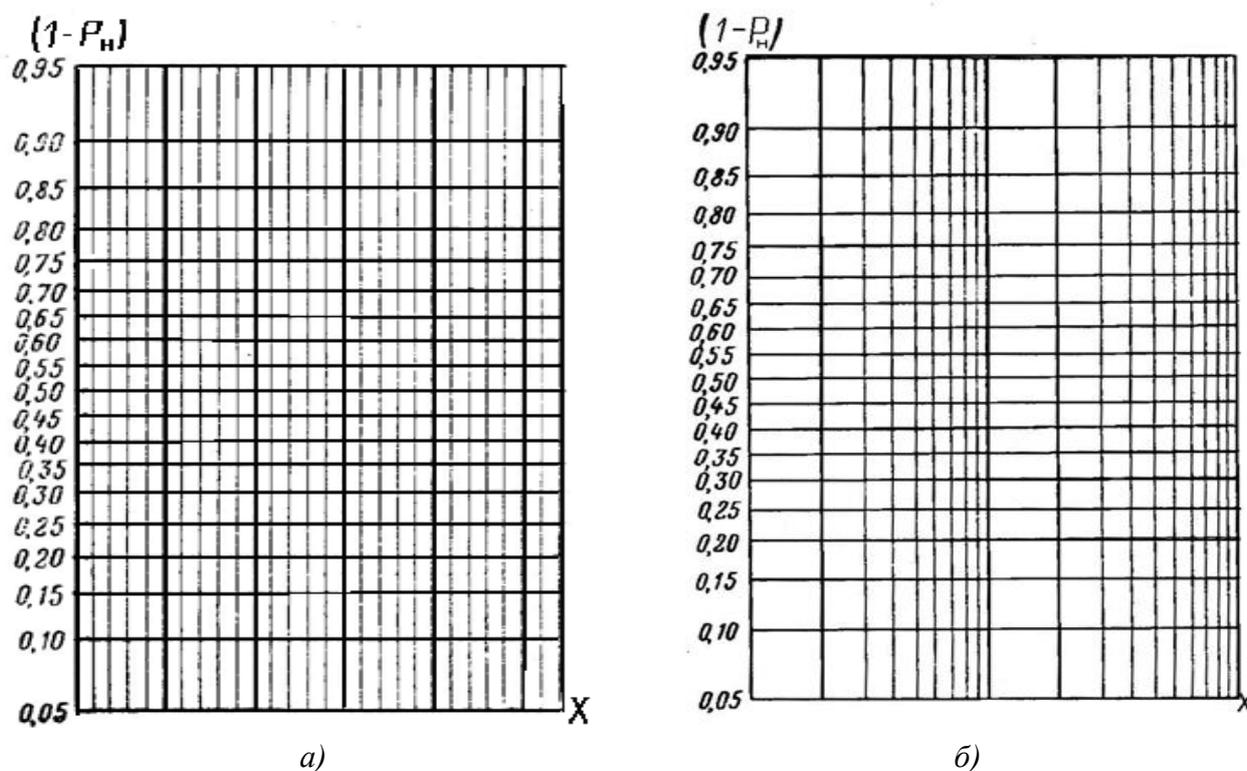


Рисунок 7.4 - Вид вероятностных бумаг для усеченного нормального (*а*) и логарифмически нормального законов (*б*)

3. Проводим через отметки прямую линию таким образом, чтобы отклонения точек от прямой были минимальными. Убеждаемся в возможности линейной интерполяции. Находим и снимаем наибольшее отклонение. В нашем случае  $\Delta F = D = 0,09$ .

4. Проверяем соответствие закона по критерию согласия Колмогорова (7.35):

$$\Delta r = \Delta F \sqrt{n} = 0,09 \sqrt{28} = 0,48 < 1.$$

В соответствие с формулой (7.35) считаем, что закон распределения времени безотказной работы не противоречит экспоненциальному.

### 7.3.2 Критерий согласия $\chi^2$ Пирсона

Критерий  $\chi^2$  Пирсона не требует графического построения закона распределения. Достаточно задаться видом функции  $F(t)$ , а входящие в нее числовые параметры определяются по данным эксперимента. Пусть произошло  $n$  отказов и имеется ряд наработок  $T_{11}, T_{12}, T_{13}, \dots, T_{1n}$  устройства. Требуется проверить гипотезу о том, что статистическое распределение наработки устройства согласуется с каким-либо известным законом (нормальным, экспоненциальным и т.д.). Разбиваем ось времени  $t$  ( $0, \infty$ ) на  $k$  интервалов  $\Delta t$  ( $[(0, t_1), (t_1, t_2), \dots, (t_{k-2}, t_{k-1}), (t_{k-1}, \infty)]$ ). Рассчитываем теоретическую вероятность  $P_i$  попадания в  $i$ -й интервал при одном опыте с помощью статистически определённых параметров предполагаемого распределения. Подсчитываем число  $n_{i\text{стат}}$  наработок, попавших в  $i$ -й интервал. Затем вычисляется вероятность [4]:

$$P_r = P(\chi^2 \leq \Delta_r < \infty) = \int_{\chi^2}^{\infty} K_r(u) du, \quad (7.36)$$

где  $\Delta_r$  - мера расхождения;  $\chi^2$  - функция плотности распределения, вычисляемая из выражения

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n_i - n \cdot P_i}{n \cdot P_i}. \quad (7.37)$$

Здесь  $k = l$  - число интервалов статистического ряда.

$$K_r(u) = u^{r/2-1} \frac{\exp(-u/2)}{2^{r/2} \Gamma(r/2)}, \quad (7.38)$$

где  $r = k - 1$  - число степеней свободы распределения.

По таблице 7.11 можно для каждого значения  $\chi^2$  и числа степеней свободы  $r$  найти вероятность  $P_r(\chi^2 \leq \Delta_r < \infty)$ .

Если вероятность  $P_r(\chi^2 \leq \Delta_r < \infty) \leq 0,1$ , то выбранное теоретическое распределение следует считать неудачным. В противном случае считают, что взятое теоретическое распределение согласуется с экспериментальным и может быть принято.

Схема применения критерия  $\chi^2$  в оценке согласованности теоретического и статистического распределений сводится к следующему:

- определяется  $\chi^2$  по формуле (7.37);
- находится число степеней свободы  $r = k - 1$ ;
- по  $r$  - числу степеней свободы распределения и  $\chi^2$  с помощью таблицы 7.11 определяется вероятность  $P_r(\chi^2 \leq \Delta_r < \infty)$ ;

– если  $P_r \chi^2 \leq \Delta_r < \infty \leq 0,1$ , гипотеза отбрасывается как неправдоподобная, при  $P_r \chi^2 \leq \Delta_r < \infty > 0,1$  гипотезу можно признать не противоречащей опытным данным.

Таблица 7.11 - Квантили распределения  $\chi^2$  для числа степеней свободы  $r$  и выбранной вероятности  $P_r \chi^2 \leq \Delta_r < \infty$

| $r$ | Вероятность $P_r \chi^2 \leq \Delta_r < \infty$ |       |      |       |       |       |       |
|-----|---|-------|------|-------|-------|-------|-------|
|     | 0,990   | 0,95  | 0,8  | 0,3   | 0,2   | 0,1   | 0,05  |
| 3   | 0,115   | 0,352 | 1,00 | 3,67  | 4,64  | 6,25  | 7,81  |
| 4   | 0,297   | 0,711 | 1,65 | 4,88  | 5,99  | 7,78  | 9,49  |
| 5   | 0,554   | 1,15  | 2,34 | 6,06  | 7,29  | 9,24  | 11,1  |
| 6   | 0,872   | 1,64  | 3,07 | 7,23  | 8,56  | 10,6  | 12,6  |
| 7   | 1,24  | 2,17  | 3,82 | 8,38  | 9,80  | 12,0  | 14,1  |
| 8   | 1,65  | 2,73  | 4,59 | 9,52  | 11,0  | 13,4  | 15,5  |
| 9   | 2,09  | 3,33  | 5,38 | 10,7  | 12,2  | 14,7  | 16,9  |
| 10  | 2,56  | 3,94  | 6,18 | 11,8  | 13,4  | 16,0  | 18,3  |
| 12  | 3,57  | 5,23  | 7,81 | 14,0  | 15,8  | 18,5  | 21,0  |
| 15  | 5,23  | 7,26  | 10,3 | 17,3  | 19,3  | 22,3  | 25,0  |
| 20  | 8,26  | 10,9  | 14,6 | 22,8  | 25,0  | 28,4  | 31,4  |
| 40  | 22,2  | 26,5  | 32,3 | 44,2  | 47,3  | 51,8  | 55,8  |
| 80  | 53,5  | 60,4  | 69,2 | 86,1  | 90,4  | 96,6  | 101,9 |
| 100 | 70,1  | 77,9  | 87,9 | 106,9 | 111,7 | 118,5 | 124,3 |

### Пример 7.3 [4].

По данным об отказах изделия во время эксплуатации получен вариационный ряд времени отказов  $t_i$  в часах: 1; 1,5; 2; 2,5; 4; 4,5; 5; 7; 8,5; 9; 9,5; 10; 10,5; 11; 14; 16; 17; 18; 18,5; 19; 20; 21; 24; 28; 32; 34; 35; 38; 39; 43; 44,5; 45; 48; 49; 50; 52; 53; 60; 65; 70; 71; 74; 82; 92; 93; 96; 99; 102; 103; 104; 108; 112; 116; 117; 120; 121; 122; 123; 126; 138; 145; 150; 154; 159; 165; 169; 177; 189; 205; 243; 249; 255; 267; 289; 292; 306; 331; 337; 366; 386. Необходимо проверить согласие данных эксплуатации с гипотезой об экспоненциальном распределении, используя критерий  $\chi^2$  Пирсона.

### Решение:

1. Используя вариационный ряд времени отказов, построим статистический ряд с интервалом  $\Delta t_i = 50$  ч: (таблица 7.12, первая и вторая строки).

2. Находим по исходным данным задачи с помощью формулы (3.22) статистическую оценку средней наработки до отказа  $T_{1\text{стат}}$

$$T_{1\text{стат}} = \left( \sum_{i=1}^{n=80} t_i \right) / n \approx 100 \text{ ч.}$$

Таблица 7.12 - Исходные данные и промежуточные вычисления к примеру

| $N^0$ стр. | $\Delta t_i, \text{ч}$               | 0 - 50 | 50 - 100 | 100 - 150 | 150 - 200 | 200 - 250 | 250 - 300 | 300 - 350 | 350 - $\infty$ |
|------------|--------------------------------------|--------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------------|
| 1          |                                      |        |          |           |           |           |           |           |                |
| 2          | $n_{i\text{стат}}$                   | 35     | 12       | 15        | 6         | 3         | 4         | 3         | 2              |
| 3          | $P_i$                                | 0,4    | 0,23     | 0,15      | 0,09      | 0,05      | 0,03      | 0,02      | 0,03           |
| 4          | $nP_i$                               | 32     | 18,4     | 12        | 7,2       | 4         | 2,4       | 1,6       | 2,4            |
| 5          | $(n_{i\text{стат}} - nP_i)^2$        | 9      | 42,5     | 9         | 1,44      | 1,0       | 2,56      | 1,96      | 0,16           |
| 6          | $(n_{i\text{стат}} - nP_i)^2 / nP_i$ | 0,28   | 2,31     | 0,75      | 0,2       | 0,25      | 1,06      | 1,25      | 0,07           |

3. Строим (рисунок 7.5) теоретическую интегральную функцию распределения времени безотказной работы (зависимость вероятности отказа  $F(t)$  от времени  $t$ ), используя формулу

$$F(t) = 1 - \exp(-t / T_{1\text{стат}}) = 1 - \exp(-t / 100).$$

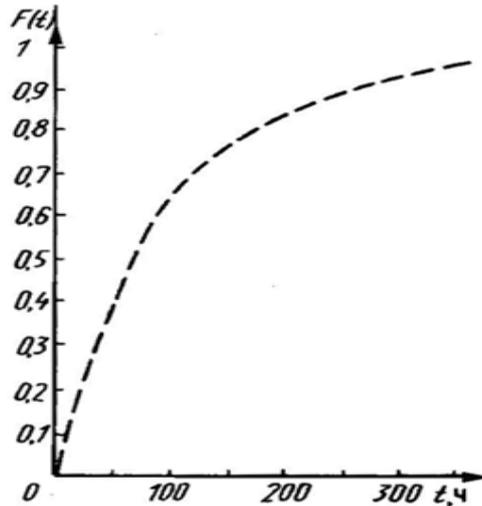


Рисунок 7.5 - Теоретическая интегральная функция распределения времени безотказной работы (зависимость вероятности отказа  $F(t)$  от времени  $t$ ) [4]

4. По формуле (7.37) рассчитываем

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n_{i\text{стат}} - n \cdot P_i}{n \cdot P_i}. \quad (7.37)$$

При этом величина частоты  $P_i$  берется равной приращению теоретической интегральной функции распределения  $F(t)$  в  $i$ -ом интервале (см. рисунок 7.5). Последовательность расчёта отражена в строках 2...6 таблицы 7.12. В конечном счете, имеем

$$\chi^2 = 0,28 + 2,31 + 0,75 + 0,2 + 0,25 + 1,06 + 1,25 + 0,07 = 6,17.$$

По таблице 7.11 при  $\chi^2 = 6,17$  и  $r = k - 1 = 8 - 1 = 7$  находим вероятность  $P(\epsilon) \approx 0,5$ . Так как  $P(\epsilon) > 0,1$ , то гипотезу об экспоненциальном распределении времени безотказной работы можно признать не противоречащей опытным данным.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Яншин А.А. Теоретические основы конструирования, технологии и надёжности ЭВА, - М.: Радио и связь, 1983.
2. Кофанов Ю.Н. Теоретические основы конструирования, технологии и надёжности радиоэлектронных средств. – М.: Радио и связь, 1991.
3. Давыдов П.С. Техническая диагностика радиоэлектронных устройств и систем. – М.: Радио и связь, 1988.
4. Леонов А.И., Дубровский Н.Ф. Основы технической эксплуатации бытовой РЭА. – М.: Легпромышлениздат, 1991.
5. Павленко К.И. Основы эксплуатации РЭО летательных аппаратов. – М.: Военное издательство, 1988.
6. Дубровский В.И. Эксплуатация средств навигации и управления воздушным движением. – М.: Воздушный транспорт, 1995.
7. Конструирование и производство радиоаппаратуры / Под ред. А.К. Майера. - Томск: изд. Томск. ун-та, 1984.
8. Сборник задач по теории надёжности. Под ред. А.М. Половко и И.М. Маликова. – М.: Сов. Радио, 1972 .
9. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.Н. Таблицы для анализа и контроля надёжности. – М.: Сов. Радио, 1968.
10. Серафинович Л.П. Статистическая обработка опытных данных. – Томск: изд. Томск. ун-та, 1980, изд. ТУСУР, 1999.
11. Барзилович Ю.Е., Мезенцев В.Б., Сивенков М.В. Надёжность авиационных систем. – М.: Транспорт, 1982.
12. Барзилович Е.Ю., Беляев Ю.К., Констанов В.А. Вопросы математической теории надёжности. - М.: Радио и связь, 1983.
13. ГОСТ 27.001-95. Система стандартов «Надёжность в технике». Основные положения.
14. ГОСТ 27.002-89. Надёжность в технике. Основные понятия. Термины и определения.
15. ГОСТ 27.003-90. Надёжность в технике. Состав и общие правила задания требований на надёжность.
16. ГОСТ 27.301-95. Надёжность в технике. Расчёт надёжности. Основные положения.
17. ГОСТ 27.410-87. Надёжность в технике. Методы и планы контрольных испытаний на надёжность.
18. ГОСТ 27.202-83. Надёжность в технике. Технологические методы оценки надёжности по параметрам качества продукции.
19. Серафинович Л.П. Расчёт надёжности и конструирование радиоэлектронной аппаратуры. – Томск: изд. Томск. ун-та, 1972.
20. Глудкин О.П. Методы и устройства испытаний РЭА и ЭВА. - М.: Высшая школа, 1991.

21. Груничев А.С. и др. Испытания радиоэлектронной аппаратуры на надёжность. - М.: Советское радио, 1969.
22. Козлов Б.А., Ушаков И.А. Справочник по расчёту надёжности аппаратуры радиоэлектроники и автоматики- М.: Сов. радио, 1975.
23. Левин Б.Р. Теория надёжности радиотехнических систем. - М.: Сов. радио, 1978.
24. Северцев Н.А. Надёжность сложных систем в эксплуатации и отработке.– М.: Высшая школа, 1989.
25. СТ СЭВ 1190-78. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим.
26. СТ СЭВ 3542-82. Прикладная статистика. Правила построения и применения вероятностных сеток.
27. Прогнозирование технического состояния авиационной техники. Под. ред. В.Г. Воробьёва и Ю.В. Козлова. - М.: Транспорт, 1977.
28. Диагностирование и прогнозирование технического состояния авиационного оборудования. Под. ред. И.М. Смирнова.- М.: Транспорт, 1984.
29. Неразрушающий контроль элементов и узлов радиоэлектронной аппаратуры. Под ред. Б.Е. Бердичевского. – М.: Сов. радио, 1976.
30. Алексеев В.П., Озёркин Д.В. Основы научных исследований и патентование. – Томск: ТУСУР, 2001.
31. Андерман Д.И., Воробьёв Б.А. Методы и средства испытаний РЭА. - Томск: Изд-во Том. ун-та, 1986.
32. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике (для научных работников и инженеров). - М.: Наука, 1974.
33. Разевиг В.Д. Система схемотехнического моделирования *MicroCap* 6.- М.: Горячая линия - Телеком, 2001.
34. ГОСТ 27. 402-95. Надёжность в технике. Планы испытаний для контроля средней наработки до отказа (на отказ). Часть1. Экспоненциальное распределение.
35. ГОСТ 27.310-95. Надёжность в технике. Анализ видов, последствий и критичности отказов. Основные положения.
36. Быков М. Ф.И. др. Диагностика, прогнозирование, неразрушающий контроль и управление качеством ЭА. – Л.: СЗПИ, 1985.
37. Половко А.М., Гуров С. В. Основы теории надёжности. Учебное пособие для вузов. – СПб: БХВ- Петербург, 2006.
38. Озёркин Д.В. Теория надёжности. Компьютерный лабораторный практикум. – Томск: ТУСУР, кафедра КИПР, 2005.
39. Половко А.М., Гуров С. В. Основы теории надёжности. Практикум. Учебное пособие для вузов. – СПб: БХВ- Петербург, 2006.
40. Хабаров Б. П., Куликов Г. В., Парамонов А. А. Техническая диагностика и ремонт бытовой радиоэлектронной аппаратуры. – М.: Горячая линия- Телеком, 2004.
41. Фёдоров В. К. и др. Контроль и испытания в проектировании и производстве радиоэлектронных средств. – М.: Техносфера, 2005.

## ПРИЛОЖЕНИЕ А. Справочные данные для расчёта надёжности РЭС в курсовых и дипломных проектах

Таблица ПА.1 - Поправочные коэффициенты  $a_1$  для расчёта интенсивностей отказов электрорадиоэлементов по формуле  $\lambda_J = a_1 \cdot \lambda_{JH}$  (4.10), в зависимости от температуры  $t$  среды, окружающей элемент, и коэффициента нагрузки  $k_H$  [1]

| Наименование,<br>тип элемента               | Коэффициент нагрузки $k_H$ |      |      |      |      |      |      |      |     |     |
|---|----------------------------|------|------|------|------|------|------|------|-----|-----|
|   | $t, ^\circ\text{C}$        | 0,2  | 0,3  | 0,4  | 0,5  | 0,6  | 0,7  | 0,8  | 0,9 | 1,0 |
| 1   | 2                          | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10  | 11  |
| Транзисторы<br>кремниевые                   | 20                         | 0,16 | 0,18 | 0,20 | 0,35 | 0,43 | 0,52 | 0,63 |     |     |
|   | 30                         | 0,16 | 0,19 | 0,22 | 0,37 | 0,46 | 0,55 | 0,67 |     |     |
|   | 40                         | 0,17 | 0,20 | 0,23 | 0,40 | 0,51 | 0,59 | 0,72 |     |     |
|   | 50                         | 0,18 | 0,21 | 0,24 | 0,45 | 0,55 | 0,65 | 0,78 |     |     |
|   | 60                         | 0,19 | 0,22 | 0,26 | 0,50 | 0,61 | 0,71 | 0,85 |     |     |
|   | 70                         | 0,20 | 0,23 | 0,27 | 0,56 | 0,70 | 0,81 | 0,97 |     |     |
| Транзисторы<br>германиевые                  | 20                         | 0,23 | 0,26 | 0,35 | 0,42 | 0,50 | 0,70 | 0,74 |     |     |
|   | 30                         | 0,27 | 0,32 | 0,45 | 0,52 | 0,65 | 0,83 | 0,95 |     |     |
|   | 40                         | 0,32 | 0,40 | 0,53 | 0,66 | 0,81 | 1,04 | 1,22 |     |     |
|   | 50                         | 0,42 | 0,50 | 0,68 | 0,84 | 1,08 | 1,31 | 1,50 |     |     |
|   | 60                         | 0,52 | 0,63 | 0,86 | 1,10 | 1,38 | 1,65 | 1,90 |     |     |
|   | 70                         | 0,63 | 0,80 | 1,11 | 1,40 | 1,73 | 2,05 | 2,35 |     |     |
| Диоды<br>кремниевые                         | 20                         | 0,77 | 0,78 | 0,79 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,88 |     |     |
|   | 30                         | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,88 | 0,90 | 0,92 | 0,97 |     |     |
|   | 40                         | 0,92 | 0,92 | 0,94 | 0,97 | 1,00 | 1,04 | 1,08 |     |     |
|   | 50                         | 0,98 | 1,00 | 1,02 | 1,05 | 1,09 | 1,13 | 1,19 |     |     |
|   | 60                         | 1,04 | 1,08 | 1,11 | 1,16 | 1,22 | 1,30 | 1,39 |     |     |
|   | 70                         |      |      |      |      |      |      |      |     |     |
| Диоды<br>германиевые                        | 20                         | 0,15 | 0,22 | 0,30 | 0,39 | 0,50 | 0,62 | 0,74 |     |     |
|   | 30                         | 0,19 | 0,26 | 0,35 | 0,45 | 0,55 | 0,66 | 0,79 |     |     |
|   | 40                         | 0,23 | 0,32 | 0,41 | 0,51 | 0,63 | 0,76 | 0,91 |     |     |
|   | 50                         | 0,32 | 0,45 | 0,60 | 0,76 | 0,95 | 1,15 | 1,41 |     |     |
|   | 60                         | 0,53 | 0,66 | 0,86 | 1,13 | 1,40 | 1,75 | 2,13 |     |     |
|   | 70                         |      |      |      |      |      |      |      |     |     |
| Конденсаторы<br>слюдяные не-<br>герметичные | 30                         |      |      | 0,08 | 0,11 | 0,22 | 0,27 |      |     |     |
|   | 40                         |      |      | 0,09 | 0,13 | 0,28 | 0,35 |      |     |     |
|   | 50                         |      |      | 0,10 | 0,15 | 0,36 | 0,46 |      |     |     |
|   | 60                         |      |      | 0,12 | 0,20 | 0,45 | 0,62 |      |     |     |
|   | 70                         |      |      | 0,15 | 0,26 | 0,60 | 0,83 |      |     |     |
|   | 80                         |      |      | 0,22 | 0,43 | 0,92 | 1,46 |      |     |     |
|   | 90                         |      |      | 0,38 | 0,82 | 1,70 | 2,40 |      |     |     |
|   | 100                        |      |      | 0,57 | 1,36 | 3,00 | 3,40 |      |     |     |
| Конденсаторы<br>слюдяные<br>герметичные     | 20                         |      |      | 0,36 | 0,49 | 0,18 | 0,23 |      |     |     |
|   | 30                         |      |      | 0,38 | 0,50 | 0,22 | 0,27 |      |     |     |
|   | 40                         |      |      | 0,42 | 0,54 | 0,28 | 0,35 |      |     |     |
|   | 50                         |      |      | 0,49 | 0,63 | 0,36 | 0,46 |      |     |     |
|   | 60                         |      |      | 0,61 | 0,75 | 0,45 | 0,62 |      |     |     |
|   | 70                         |      |      | 0,76 | 0,96 | 0,60 | 0,83 |      |     |     |
|   | 80                         |      |      | 0,97 | 1,40 | 0,92 | 1,46 |      |     |     |
|   | 90                         |      |      | 1,30 | 2,80 | 1,70 | 2,40 |      |     |     |
|   | 100                        |      |      | 1,70 | 4,50 | 3,00 | 3,40 |      |     |     |

Продолжение таблицы ПА.1.

| Наименование,<br>тип элемента                                       | Коэффициент нагрузки $k_H$ |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|---|----------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
|   | $t, ^\circ\text{C}$        | 0,2  | 0,3  | 0,4  | 0,5  | 0,6  | 0,7  | 0,8  | 0,9  | 1,0  |
| 1   | 2                          | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   |
| Конденсаторы<br>стеклянные, пленочные, металлобумажные              | 20                         |      |      | 0,36 | 0,49 | 0,64 | 0,80 |      |      |      |
|   | 30                         |      |      | 0,38 | 0,50 | 0,70 | 0,94 |      |      |      |
|   | 40                         |      |      | 0,42 | 0,54 | 0,80 | 1,10 |      |      |      |
|   | 50                         |      |      | 0,49 | 0,63 | 0,95 | 1,43 |      |      |      |
|   | 60                         |      |      | 0,61 | 0,75 | 1,19 | 2,00 |      |      |      |
|   | 70                         |      |      | 0,76 | 0,96 | 1,58 | 2,30 |      |      |      |
|   | 80                         |      |      | 0,97 | 1,40 | 2,10 | 2,80 |      |      |      |
|   | 90                         |      |      | 1,30 | 2,80 | 2,70 | 3,80 |      |      |      |
|   | 100                        |      |      | 1,70 | 4,50 | 3,50 | 5,00 |      |      |      |
| Конденсаторы<br>электролитические<br>с алюминиевым<br>анодом        | 20                         |      |      | 0,48 | 0,40 | 0,48 | 0,82 |      |      |      |
|   | 30                         |      |      | 0,60 | 0,48 | 0,60 | 1,24 |      |      |      |
|   | 40                         |      |      | 0,90 | 0,64 | 0,90 | 1,73 |      |      |      |
|   | 50                         |      |      | 1,40 | 1,17 | 1,40 | 2,30 |      |      |      |
|   | 60                         |      |      | 2,10 | 1,80 | 2,10 | 4,30 |      |      |      |
|   | 70                         |      |      | 3,60 | 2,90 | 3,60 | 0,65 |      |      |      |
|   | 80                         |      |      | 5,60 | 4,40 | 5,60 | 7,00 |      |      |      |
|   | 90                         |      |      | 8,00 | 6,50 | 8,00 | 11,0 |      |      |      |
|   | 100                        |      |      | 11,4 | 9,00 | 11,4 | 18,0 |      |      |      |
| Конденсаторы<br>электролитические<br>с танталовым анодом            | 20                         |      |      | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,39 |      |      |      |
|   | 30                         |      |      | 0,22 | 0,22 | 0,22 | 0,41 |      |      |      |
|   | 40                         |      |      | 0,30 | 0,30 | 0,30 | 0,47 |      |      |      |
|   | 50                         |      |      | 0,40 | 0,40 | 0,40 | 0,57 |      |      |      |
|   | 60                         |      |      | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,70 |      |      |      |
|   | 70                         |      |      | 0,65 | 0,65 | 0,65 | 0,86 |      |      |      |
|   | 80                         |      |      | 0,80 | 0,80 | 0,80 | 1,05 |      |      |      |
|   | 90                         |      |      | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,30 |      |      |      |
|   | 100                        |      |      | 1,25 | 1,25 | 1,25 | 1,65 |      |      |      |
| Резисторы<br>непроволочные  | 20                         | 0,20 | 0,26 | 0,35 | 0,42 | 0,50 | 0,60 | 0,72 | 0,84 | 1,00 |
|   | 30                         | 0,27 | 0,34 | 0,43 | 0,51 | 0,62 | 0,75 | 0,88 | 1,07 | 1,26 |
|   | 40                         | 0,33 | 0,42 | 0,51 | 0,60 | 0,76 | 0,94 | 1,11 | 1,38 | 1,71 |
|   | 50                         | 0,40 | 0,50 | 0,59 | 0,71 | 0,92 | 1,17 | 1,38 | 1,76 | 2,22 |
|   | 60                         | 0,47 | 0,57 | 0,67 | 0,82 | 1,08 | 1,43 | 1,70 | 2,17 | 2,81 |
|   | 70                         | 0,54 | 0,64 | 0,75 | 0,94 | 1,26 | 1,72 | 2,04 | 2,69 | 3,52 |
|   | 80                         | 0,61 | 0,71 | 0,84 | 1,07 | 1,46 | 2,05 | 2,48 | 3,31 | 4,40 |
|   | 90                         | 0,70 | 0,79 | 0,92 | 1,20 | 1,66 | 2,40 | 2,99 | 4,04 | 5,40 |
|   | 100                        |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
| Резисторы<br>проволочные  | 20                         | 0,02 | 0,02 | 0,05 | 0,10 | 0,20 | 0,34 | 0,51 | 0,73 | 1,00 |
|   | 40                         | 0,06 | 0,06 | 0,11 | 0,19 | 0,32 | 0,53 | 0,69 | 0,92 | 1,29 |
|   | 65                         | 0,11 | 0,11 | 0,18 | 0,32 | 0,51 | 0,79 | 1,04 | 1,43 | 2,18 |
|   | 85                         | 0,16 | 0,17 | 0,24 | 0,43 | 0,73 | 1,07 | 1,50 | 2,26 | 3,65 |
|   | 100                        | 0,18 | 0,20 | 0,30 | 0,52 | 0,96 | 1,33 | 2,00 | 3,15 | 5,00 |
| Моточные изделия,<br>трансформаторы,<br>обмотки электрических машин | 20                         |      | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,20 | 0,30 | 0,60 | 0,80 | 1,00 |
|   | 30                         |      | 0,10 | 0,10 | 0,20 | 0,30 | 0,60 | 1,00 | 1,40 | 1,60 |
|   | 40                         |      | 0,10 | 0,20 | 0,20 | 0,50 | 1,20 | 1,80 | 2,40 | 3,00 |
|   | 50                         |      | 0,20 | 0,20 | 0,30 | 0,80 | 1,80 | 2,80 | 4,00 | 5,20 |
|   | 60                         |      | 0,20 | 0,30 | 0,40 | 1,20 | 2,50 | 4,10 | 6,40 | 8,60 |
|   | 70                         |      | 0,30 | 0,40 | 0,60 | 2,00 | 4,20 | 7,20 | 10,7 | 14,0 |

Таблица ПА.2 - Средние, максимальные и минимальные значения интенсивностей отказов электрорадиоэлементов [1]

| Наименование элемента                           | Интенсивность отказов $\lambda$ , (среднее значение) / (максимальное - минимальное), $10^{-6} \text{ ч}^{-1}$ |
|---|---|
| <b>Интегральные микросхемы</b>                  |   |
| Гибридные                                       | 0,075 / (0,1—0,05)  |
| полупроводниковые                               | 0,02 / (0,03—0,01)  |
| <b>Транзисторы кремниевые</b>                   |   |
| маломощные (до 150 мВт)                         | 0,84 / (1,44—0,45)  |
| высокочастотные (менее 1 Вт)                    | 0,50 / (1,67—0,16)  |
| средней мощности (менее 4 Вт) в ключевом режиме | 0,74 / (0,84—0,21)  |
| субминиатюрные двойные                          | 0,70 / (0,848—0,25)   |
| микроволновые                                   | 2,6 / (4,31—0,87)   |
|   | 9,66  |
| <b>Диоды</b>                                    |   |
| Кремниевые                                      | 0,2 / (0,452—0,021)   |
| Кремниевые карбидные                            | 0,1 / (0,55—0,002)  |
| Субминиатюрные двойные                          | 0,85 / (1,7—0,26)   |
| <b>Конденсаторы</b>                             |   |
| Керамические                                    | 0,15 / (1,64—0,042)   |
| керамические переменные                         | 0,02 / (0,351—0,012)  |
| стеклянные                                      | 0,06 / (0,87—0,0005)  |
| танталовые                                      | 0,6 / (1,934—0,108)   |
| пластиковые                                     | 0,135 / (0,178—0,003)   |
| нейлоновые                                      | 0,01 / (0,014—0,006)  |
| электролитические                               | 0,035 / (0,513—0,003)   |
| <b>Резисторы</b>                                |   |
| композиционные 0,25 Вт                          | 0,016   |
| композиционные 0,5 Вт                           | 0,06  |
| композиционные 2 Вт                             | 0,071   |
| композиционные переменные                       | 0,053 / (0,533—0,007)   |
| металлопленочные                                | 0,2 / (0,4—0,004)   |
| пленочные прецизионные                          | 0,004   |
| потенциометры                                   | 0,26 / (0,5—0,02)   |
| проволочные прецизионные                        | 0,073 / (0,114—0,032)   |
| нелинейные                                      | 0,11 / (0,153—0,047)  |
| <b>Дроссели</b>                                 |   |
| низкочастотные                                  | 0,175   |
| высокочастотные                                 | 2,1   |
| катушки индуктивности                           | 0,02 / (1,018—0,001)  |
| <b>Трансформаторы</b>                           |   |
| Входные   | 1,09 / (2,08—0,12)  |
| выходные  | 0,09  |
| высокочастотные                                 | 0,045 / (0,062—0,019)   |
| импульсные                                      | 0,17 / (0,285—0,03)   |
| питания   | 0,025 / (0,052—0,012)   |
| разделительные                                  | 0,03 / (0,093—0,011)  |
| регулируемые                                    | 0,1 / (0,31—0,035)  |

Продолжение таблицы ПА.2.

| Наименование элемента                 | Интенсивность отказов $\lambda$ , (среднее значение) / (максимальное - минимальное), $10^{-6} \text{ ч}^{-1}$ |
|---------------------------------------|---|
| Электродвигатели                      |   |
| асинхронные                           | 8,6 / (11,2—4,49)   |
| синхронные                            | 0,359 / (6,20—0,159)  |
| постоянного тока                      | 9,36  |
| сельсины                              | 0,35 / (0,61—0,09)  |
| умформеры                             | 3,8 / (8,86—1,15)   |
| Электрорадиоэлементы                  |   |
| Электрорадиоэлементы                  |   |
| тиратроны маломощные                  | 6,0 / (15,0—2,5)  |
| тиратроны мощные                      | 5,0 / (11,3—3,0)  |
| тиратроны субминиатюрные              | 1,7 / (4,41—0,28)   |
| стабилизатор напряжения (типа СГ2П)   | 1,0 / (2,5—0,4)   |
| лампы неоновые                        | 0,1 / (1,52—0,019)  |
| лампы накаливания                     | 0,64 / (1,18—0,1)   |
| ЭТЛ с магнитным отклонением           | 1,65 / (3,1—0,94)   |
| ЭТЛ с электрическим отклонением       | 1,02 / (2,0—0,96)   |
| Коммутационные элементы и соединители |   |
| переходные колодки                    | 5,2 / (12,3—0,8)  |
| зажимы                                | 0,0005  |
| выключатели магнитные                 | 0,358   |
| выключатели термические               | 0,3 / (0,5—0,028)   |
| провода соединительные кабели         | 0,015 / (0,12—0,008)  |
| предохранители плавкие                | 0,475 / (2,2—0,002)   |
| изоляторы                             | 0,5 / (0,82—0,30)   |
| изолирующие шайбы, прокладки          | 0,05 / (1,54—0,03)  |
| соединение пайкой                     | 0,001   |
| тумблеры                              | 0,01  |
| выключатели быстродействующие         | (0,06/К) / [(1,123/К)—(0,015/К)]*   |
| гнезда                                | (0,4/К) / [(2,1/К)—(0,09/К)]*   |
| соединители штепсельные               | (0,01/Ш) / [0,02/Ш—0,002/Ш]*  |
| соединители с контрольным гнездом     | 0,062/Ш *   |
| контакторы                            | 0,0004/Ш*   |
| реле малогабаритные                   | 0,25/КГ*  |
| переключатели кнопочные               | 0,25/КГ*  |
| переключатели блокировочные           | 0,07/КГ *   |
| переключатели миниатюрные             | 0,5/КГ*   |
|                                       | 0,25/КГ*  |

*Примечание.* Справочные данные для расчёта надёжности РЭС, приведённые в этой таблице, предназначены для использования в учебном процессе, например, в курсовых и дипломных проектах. В этих случаях в расчётах следует использовать средние значения интенсивностей отказов электрорадиоэлементов. Для ответственных инженерных расчётов надёжности значения интенсивностей отказов электрорадиоэлементов конкретного типа следует брать из специальной справочной литературы.

Значения интенсивностей отказа, помеченные значком \* приведены соответственно на один контакт (К), штырёк (Ш), контактную группу (КГ).

Справочные данные для расчёта надёжности электрорадиоэлементов, опубликованные в различных источниках иногда отличаются от приведённых в этом приложении [8, 19]. Эти отличия обусловлены двумя причинами: во-первых, тем, что, из-за высокого уровня надёжности электрорадиоэлементов, для определения интенсивностей отказов приходится использовать ускоренные испытания с относительно большой погрешностью определения показателей надёжности, а, во вторых, тем, что при использовании с каждым годом всё более прогрессивных технологий изготовления электрорадиоэлементов интенсивность отказов электрорадиоэлементов уменьшается.