

С.М. Боровиков

**СТАТИСТИЧЕСКОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ  
ДЛЯ ОТБРАКОВКИ ПОТЕНЦИАЛЬНО  
НЕНАДЁЖНЫХ ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ  
ТЕХНИКИ**



**МОСКВА**  
**«НОВОЕ ЗНАНИЕ»**  
**2013**

**Боровиков, С.М.** Статистическое прогнозирование для отбраковки потенциально ненадёжных изделий электронной техники / С.М. Боровиков. — М. : Новое знание, 2013. — 343 с. : ил. — ISBN 978-5-94735-161-3.

В монографии на основе обобщения и систематизации подходов, используемых для статистического прогнозирования надёжности изделий электронной техники, предложены и исследованы новые методы, позволяющие более эффективно отбраковывать из готовой продукции потенциально ненадёжные экземпляры и (или) выполнять отбор экземпляров повышенного уровня надёжности, а также прогнозировать надёжность выборок (партий) изделий по постепенным отказам.

Для научных и инженерно-технических работников, преподавателей, аспирантов, магистрантов и студентов вузов.

Табл.: 86. Ил. 83. Библиогр.: 218 назв.

*Печатается по решению Совета Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники  
(протокол №10 от 29.06.2012 г.)*

Р е ц е н з е н т ы:

зав. кафедрой защиты информации Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники, доктор технических наук, профессор *Л.М. Лыньков*;

зам. директора государственного центра «Белмикрoанализ» ОАО «Интеграл», член-корреспондент НАН Беларуси, доктор технических наук, профессор *В.А. Пилипенко*

# Оглавление

<i>Предисловие</i> .....	7
<i>Список сокращений</i> .....	10
<b>Введение</b> .....	11
<b>Глава 1. Обобщение и систематизация методов статистического прогнозирования надёжности изделий электронной техники</b> .....	18
1.1. Общие сведения о надёжности изделий радиоэлектроники .....	18
1.2. Показатели надёжности электронных устройств и ИЭТ .....	26
1.3. Надёжность ИЭТ .....	44
1.3.1. Описание безотказности ИЭТ .....	44
1.3.2. Коэффициенты электрической нагрузки элементов .....	51
1.3.3. Учёт влияния электрического режима и условий работы на надёжность ИЭТ .....	54
1.4. Виды статистического прогнозирования, используемые для оценки надёжности ИЭТ .....	56
1.5. Эвристическое прогнозирование .....	58
1.6. Групповое прогнозирование .....	60
1.7. Индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ с использованием метода экстраполяции параметра .....	61
1.8. Индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ с использованием обучающих экспериментов .....	66
1.9. Индивидуальное прогнозирование по информативным параметрам .....	68
1.10. Использование имитационных воздействий для прогнозирования надёжности ИЭТ .....	77
<b>Глава 2. Отбор изделий электронной техники повышенного уровня надёжности методами статистического прогнозирования по информативным параметрам</b> .....	81
2.1. Систематизация методов построения прогнозирующих правил .....	81
2.2. Информативные параметры-признаки и принципы их выбора .....	89
2.3. Проблемные вопросы индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по информативным параметрам .....	99
2.4. Обоснование и суть метода пороговой логики .....	107
2.5. Синтез алгоритмов построения прогнозирующих правил в методе пороговой логики .....	111

2.6. Алгоритмы метода пороговой логики, использующие положения теории информации.....	119
2.7. Прогнозирующие правила в виде логических таблиц.....	128
2.8. Метод мажоритарной логики.....	130
2.9. Способы выбора пороговых уровней признаков в методе пороговой логики.....	131
2.10. Информационный подход к определению пороговых уровней признаков.....	140

### **Глава 3. Эффективность статистического прогнозирования методом пороговой логики (по результатам экспериментальных исследований) .....**

3.1. Обучающий эксперимент как основа индивидуального прогнозирования.....	148
3.2. Методика экспериментальных исследований.....	150
3.3. Результаты обучающего эксперимента.....	168
3.4. Статистическая обработка результатов обучающего эксперимента.....	171
3.4.1. Оценка информативности параметров.....	171
3.4.2. Корреляционная матрица параметров-признаков.....	176
3.5. Построение прогнозирующего правила базовым методом пороговой логики.....	177
3.6. Закономерности параметров-признаков.....	186
3.7. Эффективность алгоритмов МПЛ, использующих преобразование в двоичные сигналы.....	190
3.8. Модификации метода пороговой логики и их эффективность.....	193
3.8.1. МПЛ с использованием троичного кода.....	193
3.8.2. Использование в МПЛ признаков с эффектом «вложенности» классов.....	199
3.8.3. Способы выбора пороговых уровней признаков в случае двух порогов.....	200
3.9. Экспериментальная проверка эффективности модификаций метода пороговой логики.....	204
3.9.1. Эффективность МПЛ при использовании признаков, имеющих эффект «вложенности» классов.....	204
3.9.2. Эффективность МПЛ при использовании преобразования признаков в троичный код.....	207

### **Глава 4. Прогнозирование постепенных отказов изделий электронной техники методом имитационных воздействий .....**

4.1. Принципы индивидуального прогнозирования постепенных отказов методом имитационных воздействий.....	215
4.2. Использование температуры в качестве имитационного фактора.....	218

4.3. Использование параметров электрического режима в качестве имитационного фактора для биполярных транзисторов.....	220
4.4. Статистическая аналогия как основа индивидуального прогнозирования функциональных параметров ИЭТ методом имитационных воздействий.....	223
4.5. Экспериментальное подтверждение возможности использования параметров электрического режима полупроводниковых приборов в качестве имитационных факторов.....	226
4.6. Прогнозирование функциональных параметров биполярных транзисторов (имитационный фактор – температура).....	235
4.7. Прогнозирование функциональных параметров биполярных транзисторов (имитационный фактор – ток коллектора).....	243
4.8. Эффективность прогнозирования параметров биполярных транзисторов методом имитационных воздействий.....	246
4.9. Получение интервального прогноза функциональных параметров.....	254
4.10. Сравнение результатов прогнозирования, полученных методом экстраполяции параметра и методом имитационных воздействий.....	259
4.11. Методика прогнозирования постепенных отказов биполярных транзисторов .....	262
<b>Глава 5. Метод прогнозирования надёжности изделий электронной техники по физико-статистическим моделям деградации функциональных параметров.....</b>	<b>264</b>
5.1. Актуальность разработки физико-статистических моделей.....	264
5.2. Принципы прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ с использованием физико-статистических моделей .....	266
5.3. Получение физико-статистических моделей деградации параметров.....	269
5.4. Групповое прогнозирование параметрической надёжности ИЭТ.....	273
5.5. Экспериментальные исследования метода .....	275
5.6. Использование двухпараметрического экспоненциального распределения для прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ.....	279
<b>Заключение .....</b>	<b>290</b>
<b>Приложения .....</b>	<b>293</b>
<b>1. Методика отбора изделий электронной техники повышенного уровня надёжности методом пороговой логики.....</b>	<b>293</b>
1.1. Общие положения .....	294
1.2. Подготовка и проведение обучающего эксперимента .....	297
1.3. Обучение .....	299
1.4. Экзамен.....	305
1.5. Прогнозирование .....	309

---

---

<b>2. Методика индивидуального прогнозирования надёжности биполярных транзисторов по постепенным отказам.....</b>	<b>310</b>
2.1. Область применения методики.....	310
2.2. Экспериментальные исследования.....	313
2.3. Получение функции пересчёта.....	316
2.4. Определение ошибок прогнозирования.....	316
2.5. Индивидуальное прогнозирование.....	318
2.6. Пример практического применения методики.....	319
<i>Библиографический список.....</i>	<i>321</i>

Библиотека БГУИР

## Предисловие

В силу объективно действующих причин различные экземпляры одного и того же типа изделий электронной техники (ИЭТ) имеют разные значения функциональных параметров и разный уровень надёжности.

При сборке ответственной аппаратуры (военная и ракетно-космическая техника, электронная аппаратура обеспечения безопасности объектов и производственных процессов и т.д.) возникает задача отбора экземпляров ИЭТ повышенного уровня надёжности. Для решения этой задачи особый интерес представляют статистические методы прогнозирования, под которыми будем понимать такие методы, в которых вначале получают определённую информацию (статистические данные) об интересующем типе ИЭТ. Обработав эту информацию с помощью заранее выбранных математических методов, получают правило, которое применяют для отбраковки потенциально ненадёжных экземпляров и (или) отбора экземпляров повышенного уровня надёжности из числа однотипных ИЭТ, не принимавших участие в получении статистических данных.

Интерес представляют методы, в которых прогнозируют класс экземпляров с точки зрения соответствия требованиям надёжности на заданный будущий момент времени  $t_{пр}$ . Для потребителей ИЭТ привлекательны также методы группового прогнозирования параметрической надёжности, в которых для выборки (партии) ИЭТ определяют вероятность того, что интересующий функциональный параметр для заданного времени  $t_{пр}$  будет находиться в пределах норм технических условий (ТУ) или в диапазоне, указанном потребителем в зависимости от функционального назначения ИЭТ в составе электронного устройства.

Методы статистического прогнозирования надёжности элементов, в том числе ИЭТ, могут стать весьма эффективным инструментом в решении проблемы по обеспечению надёжности ответственной аппаратуры в целом, однако нуждаются в научной проработке. Приводимый в монографии материал включает теоретические и экспериментальные исследования предлагаемых автором

новых методов и, по его мнению, будет в определённой степени способствовать повышению эффективности применения статистического прогнозирования для отбраковки потенциально ненадёжных ИЭТ и (или) отбора ИЭТ повышенного уровня надёжности.

В первой главе монографии приводится обобщение и систематизация сведений о надёжности электронных устройств и ИЭТ, а также современных методов статистического прогнозирования надёжности ИЭТ. На основе анализа выделены проблемные задачи и сформулированы научные гипотезы по их решению.

Во второй главе приводятся теоретические разработки по улучшению процедуры отбора ИЭТ повышенного уровня надёжности методами статистического прогнозирования по информативным параметрам. Обсуждаются теоретические предпосылки и предлагаются алгоритмы нового метода индивидуального прогнозирования, основанного на принципах пороговой логики. На этапе прогнозирования надёжности конкретных экземпляров применение метода сводится к измерению значений информативных параметров и сравнению их с заранее найденными порогами (на этапе предварительных исследований), что существенно упрощает автоматизацию прогнозирования в условиях производства.

В третьей главе описываются экспериментальные исследования эффективности метода пороговой логики и формулируются научные гипотезы по его совершенствованию, в том числе путём использования троичного преобразования информативных параметров, проводится экспериментальная проверка справедливости гипотез. На примере биполярных транзисторов нескольких типов устанавливаются закономерности информативных параметров ИЭТ. Эти закономерности использованы при моделировании на ЭВМ информативных параметров и проведении вычислительного эксперимента по исследованию эффективности алгоритмов метода пороговой логики.

В четвёртой главе рассматривается гипотеза о возможности применения метода имитационных воздействий для прогнозирования значения функционального параметра и надёжности ИЭТ по постепенному отказу для конкретного экземпляра, а также гипотеза о выборе параметров электрического режима ИЭТ (тока, напряжения) в качестве имитационных факторов. На примере биполярных транзисторов нескольких типов описываются экспериментальные исследования, подтверждающие обсуждаемые гипотезы.



В пятой главе рассматривается принцип получения физико-статистической модели деградации функционального параметра ИЭТ и применения этой модели для группового прогнозирования параметрической надёжности выборки (партии) изделий. На примере биполярных транзисторов нескольких типов показана эффективность разработанного метода статистического прогнозирования.

В приложении приводятся методики отбора ИЭТ (конкретных экземпляров и выборок) повышенного уровня надёжности, разработанные на основе предложенных автором новых методов статистического прогнозирования.

Автор выражает благодарность аспирантам кафедры проектирования информационно-компьютерных систем Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники Е.Н. Шнейдерову, А.И. Бересневичу, А.В. Шалаку, А.И. Щербе и Д.М. Стасюку за помощь в выполнении научных исследований.

Библиотека БГУИР

## Список сокращений

- \*БТ — биполярный транзистор
- Класс  $K_1$  — в методах индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по их информативным параметрам обозначена совокупность надёжных экземпляров для заданного времени работы (наработки)
- Класс  $K_2$  — в методах индивидуального прогнозирования надёжности изделий по их информативным параметрам обозначена совокупность потенциально ненадёжных экземпляров для заданного времени работы (наработки), то есть таких экземпляров, которые при их функционировании откажут раньше заданной наработки
- \*ИМС — интегральная микросхема
- \*ИЭТ — изделие электронной техники
- МПЛ — метод пороговой логики, является методом индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по информативным параметрам, в котором для получения прогнозирующего правила использованы принципы пороговой логики; на этапе прогнозирования надёжности новых экземпляров, не принимавших участия в предварительных исследованиях, применение метода состоит в измерении у прогнозируемого экземпляра информативных параметров, преобразовании их в двоичные числа (единицу или нуль) путём сравнения с заранее найденными порогами и принятии решения об уровне надёжности экземпляра для заданной наработки (классе  $K_1$  или  $K_2$ ) по набору двоичных чисел
- \*НТД — нормативно-технический документ
- \*ППП — полупроводниковый прибор
- \*РЭУ — радиоэлектронное устройство (электронное устройство)
- \*СВЧ — сверхвысокая частота, сверхвысокочастотный
- ТУ — технические условия

---

Сокращения, помеченные символом \*, в зависимости от контекста могут применяться как в единственном, так и во множественном числе.

## ВВЕДЕНИЕ

---

Представителю одной из японских фирм по изготовлению электронной аппаратуры автором монографии был задан вопрос о том, как им удаётся обеспечивать высокий уровень надёжности электронной аппаратуры. Ответ представителя фирмы был примерно такой. В составе электронных устройств мы используем качественные высоконадёжные элементы, запускаем в производство удачные конструкторские решения, а при изготовлении аппаратуры используем проверенные технологические процессы.

Действительно, известно [1–5 и др.], что эксплуатационный уровень надёжности электронных устройств во многом определяется надёжностью используемых в их составе элементов, в том числе ИЭТ. Если удастся решить задачу по отбраковке потенциально ненадёжных экземпляров или отбору экземпляров повышенного уровня надёжности, то тем самым будет сделан определённый шаг в решении задачи повышения надёжности электронных устройств.

Отечественный и зарубежный опыт изготовления ИЭТ самого разнообразного назначения (маломощные и мощные ППП, аналоговые, цифровые ИМС, микросхемы памяти и т.д.) показывает, что, несмотря на большое количество контрольных процедур при изготовлении ИЭТ, нет гарантии, что в готовой продукции, прошедшей выходной технический контроль, не окажутся потенциально ненадёжные (дефектные) экземпляры [1–5]. Потенциально ненадёжными будем называть экземпляры, которые при работе в составе электронной аппаратуры достаточно быстро откажут: раньше заданного времени работы (заданной наработки). Отказ может проявиться в виде скачкообразного изменения функционального параметра ИЭТ и, как следствие, полной потери работоспособности из-за обрыва или короткого замыкания в структуре ИЭТ (внутри корпуса ИЭТ). В теории и практике надёжности технических изделий такой отказ называют внезапным. Условно такой отказ будем также называть физическим отказом, учитывая, что физически происходит полный выход ИЭТ из строя. Отказ

может проявиться и в виде постепенного изменения (нередко говорят деградации) функционального параметра в процессе эксплуатации ИЭТ и его ухода за пределы установленных норм в ТУ или норм, указанных потребителем ИЭТ, исходя из специфики работы ИЭТ в составе электронного устройства. Особенностью такого отказа является то, что не происходит полная потеря работоспособности ИЭТ (физический отказ). Но уход функционального параметра ИЭТ за пределы норм приводит к нарушению нормального функционирования электронного устройства: для аналоговых устройств не обеспечивается нужный уровень эффективности (точности) функционирования, для цифровых устройств могут происходить ложные срабатывания или несрабатывания в нужный момент времени логических элементов либо потеря или искажение информации в ИМС памяти. В технике такие отказы называют постепенными.

Производители ИЭТ в силу многих причин не всегда имеют возможность организовать процедуру отбраковки потенциально ненадёжных экземпляров или же процедуру отбора экземпляров повышенного уровня надёжности из партии изготовленных ИЭТ, прошедших выходной контроль и признанных годными для применения в аппаратуре. Для получения электронных устройств повышенного уровня надёжности необходим входной контроль ИЭТ у изготовителей аппаратуры. Этот контроль позволит на этапе сборки электронных устройств исключить из дальнейших технологических операций те экземпляры ИЭТ, которые не отвечают требованиям ТУ. Несоответствие требованиям могло явиться следствием либо ошибок при контроле у изготовителя ИЭТ, либо деградации функциональных параметров в течение времени нахождения ИЭТ в режиме ожидания перед постановкой в электронные устройства (режим хранения).

Несмотря на свою привлекательность, входной контроль не позволяет выявить потенциально ненадёжные ИЭТ, имеющие скрытые дефекты, которые с большой вероятностью могут вызвать отказ раньше заданного времени работы электронных устройств. В этой связи актуальность приобретают статистические методы прогнозирования, позволяющие дать ответ на вопрос о надёжности ИЭТ на заданный будущий момент времени  $t_{np}$  и при необходимости отбраковать потенциально ненадёжные экземпляры либо провести

отбор экземпляров требуемого или повышенного уровня надёжности.

Среди методов статистического прогнозирования надёжности ИЭТ особый интерес представляет индивидуальное прогнозирование по информативным параметрам, называемое специалистами также прогнозированием распознаванием образов. Происхождение названия «прогнозирование распознаванием образов» поясняется в главе 1.

При индивидуальном прогнозировании по информативным параметрам у конкретного экземпляра ИЭТ в начальный момент времени ( $t = 0$ ), то есть до постановки его в электронное устройство, измеряются специфические электрические параметры — информативные параметры и по полученным значениям принимается решение о надёжности этого экземпляра в будущем. В практических приложениях прогноз делается в виде отнесения прогнозируемого экземпляра с точки зрения его надёжности на заданный будущий момент времени  $t_{\text{пр}}$  к одному из двух классов:

$K_1$  — класс надёжных экземпляров;

$K_2$  — класс потенциально ненадёжных экземпляров.

Здесь при прогнозировании уровня надёжности (класса) экземпляра принимается во внимание совместная, то есть интегральная, оценка надёжности ИЭТ, учитывающая возможность появления до момента времени  $t_{\text{пр}}$  любого из отказов: либо внезапного, либо постепенного. Экземпляры класса  $K_2$  отбраковываются, а экземпляры класса  $K_1$  используются в составе ответственной аппаратуры. Отбраковка потенциально ненадёжных экземпляров не исключает их применение в другой, менее ответственной аппаратуре, например в бытовых радиоэлектронных устройствах (РЭУ).

В качестве информативных параметров и простейшей реализации прогнозирования распознаванием образа можно привести пример из медицины. Врач в качестве информативных параметров о наличии заболевания у пациента может рассматривать: а) температуру тела человека, б) кровяное давление. По значению этих информативных параметров врач принимает решение о том, болен пациент или нет в данный момент времени, то есть условно в момент времени  $t = 0$ . Поскольку в данном случае заданное время прогнозирования  $t_{\text{пр}}$  равно нулю, то можно говорить о диагностировании пациента методом распознавания образа. Если с помощью

информативных параметров судят о состоянии ИЭТ на будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$  ( $t_{\text{пр}} \neq 0$ ), то говорят о прогнозировании. А теперь пример из электроники применительно к сборке электронных устройств радиолюбителями. Пусть у радиолюбителя имеются несколько экземпляров нужного ему типа транзисторов. У каждого из них он измерит, по меньшей мере, обратный ток коллекторного перехода  $I_{\text{КБ0}}$  и коэффициент усиления  $\beta$ . По значениям параметров  $I_{\text{КБ0}}$  и  $\beta$ , полученным в момент времени  $t = 0$ , радиолюбителем будет принято решение о предполагаемом уровне надёжности конкретного экземпляра на будущий момент времени. В приведённом примере радиолюбитель, вероятнее всего, будет исходить из того, что чем меньше значение  $I_{\text{КБ0}}$  в начальный момент времени, тем в среднем больше времени будет функционировать экземпляр в аппаратуре с сохранением своей надёжности. Что касается параметра  $\beta$ , то, скорее всего, радиолюбитель будет придерживаться противоположного мнения.

При строгом решении рассматриваемых задач индивидуального прогнозирования необходимо иметь правило, показывающее, как по значениям информативных параметров ИЭТ, измеренным в момент времени  $t = 0$ , принять решение о надёжности экземпляра (классе  $K_1$  или  $K_2$ ) на заданный будущий момент времени  $t_{\text{пр}}$ . Это правило получают с помощью предварительных экспериментальных исследований случайной выборки, взятой из партии интересующего типа ИЭТ. Эту выборку обычно называют обучающей, а сами исследования — обучающим экспериментом. Основу такого эксперимента составляет измерение в момент времени  $t = 0$  информативных параметров у каждого экземпляра обучающей выборки и последующие испытания выборки на надёжность в течение времени  $t_{\text{пр}}$ . При проведении предварительных исследований и построении прогнозирующего правила прибегают к статистическим методам исследования надёжности. Причем поскольку заданное время работы ИЭТ велико (значение  $t_{\text{пр}}$  составляет тысячи — десятки тысяч часов), то используют физическое моделирование наработки ИЭТ, проводя, обычно, ускоренные испытания в форсированных режимах в течение времени  $t_y \ll t_{\text{пр}}$ . Испытание в течение времени  $t_y$  позволяет получить о надёжности ИЭТ ту же информацию, что и работа ИЭТ в обычных условиях в течение времени  $t_{\text{пр}}$ .

Для проведения обучающего эксперимента и получения по его результатам прогнозирующего правила нужно знать, какие специфические электрические параметры ИЭТ следует использовать в качестве информативных. Для их поиска необходим физический анализ причин и механизмов отказов ИЭТ. Статистический анализ позволяет найти обоснованные связи параметров ИЭТ с надёжностью изделий в будущие моменты времени, например в виде корреляционных зависимостей. Таким образом, для реализации на практике индивидуального прогнозирования по информативным параметрам необходимо совместное использование физического и статистического подходов в исследовании надёжности ИЭТ.

Применение на практике методов индивидуального прогнозирования по информативным параметрам сдерживают некоторые проблемы, одной из которых является сложность получения, а главное — сложность использования на практике прогнозирующего правила. Важно разработать такие методы, которые позволили бы легко автоматизировать процедуру прогнозирования и в то же время предоставили возможность оперативно принимать решение о классе каждого нового экземпляра ИЭТ в тех случаях, когда процедура прогнозирования не автоматизирована. Разработка подобных методов является особо актуальной для тех предприятий, которые выполняют сборку ответственной электронной аппаратуры, обеспечивая повышенный уровень её надёжности путём использования в составе устройств партий (выборок) ИЭТ, из которых отбракованы потенциально ненадёжные экземпляры или, что то же самое, использовать отобранные экземпляры, отвечающие требованиям по надёжности.

В монографии обсуждаются исходные предпосылки разработки нового метода, отвечающего многим требованиям промышленных предприятий. Он использует принципы пороговой логики и поэтому автором назван методом пороговой логики. На этапе прогнозирования класса новых экземпляров процедура применения метода предполагает следующее: измерение у конкретного экземпляра информативных параметров, преобразование результатов измерений в двоичный код (единицу или нуль) путём сравнения их с заранее найденными (по результатам обучающего эксперимента) пороговыми уровнями, принятие решения о классе

экземпляра по набору двоичных чисел. Для метода пороговой логики автором предлагаются и исследуются несколько алгоритмов.

Мировой и отечественный опыт развития и совершенствования технологии изготовления ИЭТ показывает, что причины возникновения внезапных отказов могут быть в значительной мере устранены и, следовательно, доля внезапных (физических) отказов сведена до минимума [1–5]. Так, например, по данным российских научно-исследовательских институтов в 1988 году для биполярных транзисторов (БТ) доля внезапных отказов в общем числе отказов составляла примерно 30 %, а к 2006 году она уменьшилась до 20 % [6–8]. Для диодов и стабилитронов за указанный период доля внезапных отказов снизилась с 35 до 20 %. Приведённые данные подтверждают признанные в настоящее время статистические данные о том, что доля постепенных отказов полупроводниковых приборов составляет примерно 80 % [9].

В научно-технической литературе постепенные отказы нередко называют деградационными отказами. Критериями таких отказов являются уровни изменения электрических функциональных параметров, выше или ниже которых ИЭТ, согласно технической документации, считается несоответствующим требованию безотказной работы [2, 4, 10–14]. Постепенные отказы в принципе исключить невозможно, потому что они отражают внутренне присущие материалам ИЭТ свойства, в частности старение. Этим вызван растущий интерес отечественных и зарубежных специалистов к постепенным отказам ИЭТ [2, 4, 9, 14 и др.].

В монографии приводятся результаты исследований, позволившие предложить решение задач индивидуального и группового прогнозирования постепенных отказов ИЭТ по результатам обучающих экспериментов. В частности, для индивидуального прогнозирования постепенных отказов и, следовательно, параметрической надёжности ИЭТ предложен и исследован метод имитационных воздействий. Он позволяет по реакции функционального параметра ИЭТ на имитационное воздействие в начальный момент времени, например на температуру, сделать прогноз значения параметра на заданный будущий момент времени. Для группового прогнозирования постепенных отказов ИЭТ предложено использовать физико-статистические модели деградации, позволяющие с вероятностной



точки зрения описать поведение функционального параметра выборки изделий для заданной наработки. Разработан и исследован метод, позволяющий по физико-статистической модели деградации функционального параметра выполнять количественную оценку уровня параметрической надёжности выборки (партии) ИЭТ рассматриваемого типа.

Библиотека БГУИР

# Глава 1

## ОБОБЩЕНИЕ И СИСТЕМАТИЗАЦИЯ МЕТОДОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НАДЁЖНОСТИ ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ

---

### 1.1. Общие сведения о надёжности изделий радиоэлектроники

По ГОСТ 27.002–89 [10] под **надёжностью** понимают свойство изделия сохранять в течение заданного времени в пределах установленных норм значения функциональных параметров при определённых условиях (заданных режимах и условиях эксплуатации, технического обслуживания, хранения и транспортирования). Основными понятиями теории и практики надёжности технических изделий, в том числе изделий радиоэлектроники, являются понятия «надёжность» и «отказ». Под функциональными здесь и далее будем понимать такие параметры изделия радиоэлектроники, которые характеризуют способность изделия выполнять предписанные ему функции. Причём для одного и того же типа изделия в качестве функциональных могут рассматриваться несколько параметров (например, для мощного биполярного транзистора, работающего в режиме переключения, — напряжение насыщения перехода коллектор-эмиттер  $U_{КЭнас}$ , коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером  $h_{21Э}$  и др.).

В теории и практике надёжности технических изделий широко пользуются понятием **наработка**, под которой понимают продолжительность работы изделия, выраженную в часах, цикла переключения или в других единицах в зависимости от вида и функционального назначения изделия. Например, для аналоговых и цифровых интегральных микросхем наработка выражается в часах, для перепрограммируемых интегральных микросхем — со-

вместно, как в часах, так и в количестве циклов запись/считывание [11], для счётчика бета-излучения — в количестве прошедших импульсов [9] и т.д. Если изделие работает с перерывами, то в суммарную наработку включаются только периоды работы, то есть периоды использования изделия по назначению.

Многие понятия и определения теории надёжности базируются на таких понятиях, как работоспособность и безотказность [2, 9, 10, 12–14].

**Безотказность** — свойство ИЭТ непрерывно сохранять работоспособное состояние в течение некоторого времени или наработки. Под **работоспособным состоянием** (краткая форма термина — **работоспособность**) понимают состояние изделия, при котором оно способно выполнять предписанные ему функции. При этом значения функциональных параметров ИЭТ должны быть в пределах норм, оговоренных в технической документации, а в ряде случаев с учётом особенностей функционирования электронного устройства, содержащего в своём составе рассматриваемый тип ИЭТ, — в пределах норм, указанных потребителем.

Надёжность изделий радиоэлектроники является сложным комплексным свойством, которое в зависимости от назначения изделия и условий его применения может включать безотказность, долговечность, ремонтпригодность и сохраняемость или определенные сочетания этих свойств. На бытовом уровне под надёжностью изделий радиоэлектроники, как правило, понимают их безотказность.

ИЭТ с точки зрения восстанавливаемости являются изделиями невосстанавливаемыми. В случае отказа ИЭТ оно не подвергается восстановлению путём ремонта, а просто заменяется новым экземпляром на этапе ремонта электронного устройства. Восстановление работоспособного состояния отказавшего ИЭТ нецелесообразно по техническим или экономическим соображениям. Поэтому ремонтпригодность для ИЭТ теряет смысл и говорить об этом свойстве просто не приходится.

По [10] под **долговечностью** понимают свойство изделия сохранять работоспособное состояние до наступления предельного состояния при установленной системе технического обслуживания и ремонта. Как отмечалось, о ремонте ИЭТ говорить не приходится, а техническое обслуживание выполняется редко и обычно

сводится к протиранию спиртовым раствором контактов (выводов) в случае, если ИЭТ вставляется в специальную панельку (сокит).

О долговечности как составляющей надёжности и свойстве ИЭТ судят по таким понятиям, как ресурс и срок службы.

Под *ресурсом* (иногда говорят техническим или рабочим ресурсом) понимают суммарную наработку ИЭТ от начала эксплуатации до перехода в предельное состояние при необходимости с перерывами для технического обслуживания. Под предельным понимают такое состояние ИЭТ, при котором его дальнейшая эксплуатация невозможна либо нецелесообразна по техническим, экономическим и другим соображениям. Как правило, для одного и того же типа ИЭТ может быть указано несколько критериев наступления предельного состояния. И если «сработал» хотя бы один критерий, то для ИЭТ уже имеет место предельное состояние. В технической документации нередко указывают, что понимают под предельным состоянием. Типичными критериями предельных состояний для ИЭТ могут быть:

- физический выход ИЭТ из строя, то есть полная потеря работоспособности из-за наступления внезапного отказа;
- изменение и уход значения хотя бы одного из функциональных параметров ИЭТ за пределы допустимых уровней вследствие деградации при эксплуатации и (или) хранении, то есть наступление постепенного отказа;
- износ ответственных частей ИЭТ до предельно допустимого уровня, например появление сквозного отверстия в металлическом корпусе из-за действия процессов коррозии при хранении ИЭТ;
- другие признаки, определяющие экономическую или техническую нецелесообразность дальнейшей эксплуатации ИЭТ.

Под *сроком службы* понимают календарную продолжительность от начала эксплуатации ИЭТ до перехода в предельное состояние.

**Сохраняемость** — свойство ИЭТ сохранять в заданных пределах значения параметров в течение и после хранения и (или) транспортирования. Принимаются во внимание только параметры, характеризующие способность изделия выполнять требуемые функции, то есть функциональные параметры.

О сохраняемости как свойстве ИЭТ и составляющей надёжности судят по сроку сохраняемости и (или) сроку хранения. Срок

сохраняемости в общем случае может включать две составляющие: срок хранения ( $t_{xp}$ ) и время транспортирования ( $t_{tp}$ ). Во многих случаях  $t_{tp} \ll t_{xp}$ , поэтому в инженерных приложениях о сроке сохраняемости, если он не указан, судят по сроку хранения.

Под **отказом** понимают событие, состоящее в нарушении работоспособного состояния изделия. Отказ может привести к полной либо частичной потере работоспособного состояния изделия.

Продолжительность работы ИЭТ до момента возникновения отказа описывают наработкой до отказа, под которой понимают суммарную наработку изделия от момента вступления в работу (эксплуатацию) до возникновения отказа.

В настоящее время существуют различные схемы классификации отказов. Одна из схем, широко используемых в теории и практике надёжности изделий радиоэлектроники, представлена в табл. 1.1 [9].

Таблица 1.1

### Классификация отказов РЭУ и их элементов

Классификационный признак	Вид отказа
Характер возникновения отказа	Внезапный Постепенный
Время существования отказа	Постоянный Временный Перебегающий (временные отказы, следующие один за другим)
Характер проявления отказа	Явный Неявный
Зависимость отказов между собой	Зависимый Независимый
Причина возникновения отказа	Конструктивный Производственный Эксплуатационный Деградационный

*Внезапный отказ* (ранее называемый также мгновенным) — это отказ, характеризующийся скачкообразным изменением значения одного или нескольких параметров изделия. Параметр, скачкообразное изменение которого имело место, чаще всего принимает

значение, близкое к нулю или бесконечности. Этот отказ обычно приводит к полной потере работоспособности изделия.

Под *постепенным отказом* (ранее называемым также параметрическим) понимают отказ, возникающий в результате постепенного изменения значения одного или нескольких функциональных параметров изделия. Сам отказ происходит в момент времени, когда хотя бы один из функциональных параметров изделия выходит за пределы норм, записанных в технической документации. В этом случае изделие, согласно технической документации, считается находящимся в неработоспособном состоянии. Постепенный отказ иногда называют *условным*.

Постепенный отказ ИЭТ сразу после момента своего возникновения обычно не приводит даже к частичной потере работоспособного состояния электронного устройства, в составе которого ИЭТ работает. При проектировании устройств предусматривают некоторые запасы в отношении уровня их функциональных параметров. Но дальнейшее изменение параметра ИЭТ при эксплуатации вначале вызовет частичную потерю работоспособного состояния электронным устройством, а затем может привести к его полной потере. Постепенные отказы выявляют на этапе профилактического технического обслуживания электронных устройств путём измерения интересующих параметров и сравнения их с нормой, указанной в технической документации. Возможные постепенные отказы ИЭТ принимают во внимание при проектировании электронных устройств.

Во многих случаях чёткой границы между внезапным и постепенным отказами провести не удаётся. В [12] дано следующее определение внезапного отказа: это отказ, наступление которого не может быть предсказано предварительным контролем или диагностированием.

*Сбой (временный отказ)* — это самоустраняющийся отказ или однократный отказ, устраняемый незначительным вмешательством оператора, например перезагрузкой ЭВМ.

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

Под *явным* понимают отказ, обнаруживаемый визуально или штатными методами и средствами диагностирования при подго-

товке объекта к применению или в процессе его применения по назначению.

Под *невяным (скрытым)* отказом понимают отказ, не обнаруживаемый визуально или штатными средствами и методами контроля и диагностирования, но выявляемый при проведении технического обслуживания или специальными методами диагностирования.

*Независимым* называют отказ, не обусловленный другими отказами, *зависимым* — отказ, обусловленный другими отказами.

Под *конструктивным* понимают отказ, возникающий по причине, связанной с несовершенством или нарушением установленных правил и (или) норм проектирования. Под *производственным* — связанный с несовершенством или нарушением установленного процесса изготовления или ремонта. Под *эксплуатационным* — отказ, возникающий по причине, связанной с нарушением установленных правил или условий эксплуатации. Под *деградационным* — обусловленный естественными процессами старения, изнашивания, коррозии и усталости при соблюдении всех установленных правил и норм проектирования, изготовления и эксплуатации.

Распределение числа отказов электронных устройств в зависимости от ошибок проектирования, производства и неверных действий оператора показано на рис. 1.1.

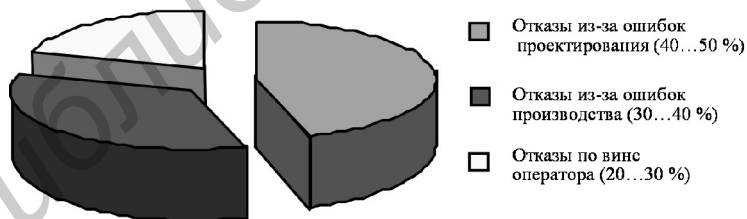


Рис. 1.1. Распределение отказов

Влияние различных причин на число отказов электронных устройств, обусловленных проектированием, представлено в табл. 1.2.

Замечено, что примерно в 70...80 % случаев различные причины отказов РЭУ дают о себе знать в виде отказа элементов, в том

числе ИЭТ. Это накладывает заметный психологический отпечаток на потребителей относительно истинного уровня надёжности (качества) ИЭТ. Например, потеря работоспособности телевизора из-за отказа мощного транзистора в схеме строчной развёртки наталкивает потребителя на мысль о дефектности транзистора. А в результате детального анализа причин отказа может быть установлено, что между корпусом транзистора и радиатором имел место плохой тепловой контакт (высокое переходное тепловое сопротивление корпус транзистора – радиатор), в результате чего транзистор при работе перегрелся и отказал.

Таблица 1.2

**Распределение отказов в зависимости  
от ошибок проектирования**

Причина отказа	Примерное число отказов, %
Недостатки электрических схем	До 25...30
Недостатки механической конструкции как электронного устройства, так и элементов, включая ИЭТ	До 10
Неправильный учёт возможностей оператора	Нет данных
Неправильный выбор элементов, в том числе ИЭТ (по условиям эксплуатации, применения и т.п.)	До 10
Неправильный выбор электрических режимов работы элементов, в том числе ИЭТ	До 10
Всего отказов, обусловленных ошибками проектирования	40...50

По своей физической сути отказы ИЭТ и электронных устройств являются событиями случайными. Поэтому для количественного описания отказов и показателей надёжности используют методы теории вероятностей [2, 4, 9–14].

Анализируя отказы, нетрудно установить, что случайной величиной, описывающей отказы, является время до отказа (в общем случае наработка до отказа). Для его математического описания пользуются плотностью распределения, т.е. плотностью вероятностей времени до отказа  $w(t)$ . В литературе по теории вероятностей



плотность распределения (функцию  $w(t)$  в нашем случае) обозначают обычно  $f(t)$ .

Для вероятностного определения  $w(t)$  справедливо выражение [2, 4, 9–14]

$$w(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \left| \begin{array}{l} \text{с учётом равенств} \\ F(t) = q(t) \text{ и } q(t) = 1 - P(t) \end{array} \right| = -\frac{dP(t)}{dt},$$

где  $F(t)$  — функция распределения времени до отказа изделия (интегральный закон распределения времени до отказа);  $q(t)$  — вероятность отказа изделия за время  $t$ ;  $P(t)$  — вероятность безотказной работы изделия за время  $t$ .

По результатам испытаний оценка характеристики  $w(t)$  может быть получена с использованием формулы

$$w^*(t) = \frac{n(t, t + \Delta t)}{N(0)\Delta t}, \quad \Delta t \rightarrow 0, \quad (1.1)$$

где  $w^*(t)$  — статистическая оценка плотности распределения времени до отказа для момента времени  $t$ ;  $n(t, t + \Delta t)$  — количество отказавших изделий в интервале от  $t$  до  $(t + \Delta t)$ ;  $N(0)$  — количество работоспособных изделий в момент времени  $t = 0$ ;  $\Delta t$  — интервал времени, теоретически бесконечно малый, на практике обычно такой, чтобы имел место хотя бы один отказ.

Величину  $n(t, t + \Delta t)$  находят по формуле

$$n(t, t + \Delta t) = n(t + \Delta t) - n(t),$$

где  $n(t + \Delta t)$  — количество отказавших изделий к моменту времени  $t + \Delta t$ ;  $n(t)$  — количество отказавших изделий к моменту времени  $t$ .

Проводя испытания выборки изделий на надёжность и фиксируя время до отказа каждого экземпляра, получим ряд значений случайной величины — времени до отказа. Общепринятыми приёмами математической статистики [9, 13] для времени до отказа можно построить гистограмму распределения (рис. 1.2) и попытаться восстановить вид функции  $w(t)$  — *плотности распределения времени до отказа*.

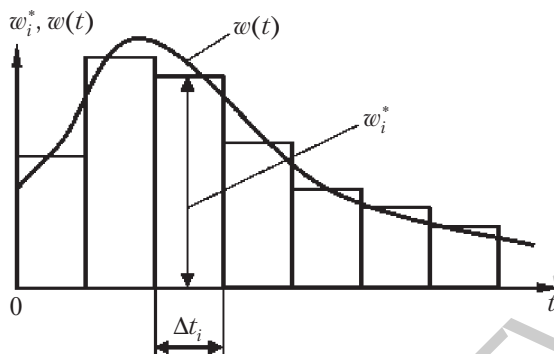


Рис. 1.2. Гистограмма распределения времени до отказа

Величины  $w_i^*$ , соответствующие интервалам, определяют по формуле

$$w_i^* = \frac{n(\Delta t_i)}{N\Delta t_i}, \quad (1.1a)$$

где  $n(\Delta t_i)$  — число экземпляров, отказавших на интервале времени  $\Delta t_i$ ;  $N$  — общее число испытываемых изделий (количество работоспособных изделий в момент времени  $t = 0$ );  $\Delta t_i$  — продолжительность  $i$ -го временного интервала.

С ростом величины  $N$  и уменьшением ширины интервалов  $\Delta t_i$  гистограмма распределения времени до отказа все более и более приближается к плотности распределения  $w(t)$ .

Рассмотрение научных и технических источников [1, 2, 4, 6–12] показывает, что характеристика  $w(t)$  на практике не находит широкого применения в качестве показателя надёжности изделий, однако без знания этой характеристики трудно определить интересующие исследователя или инженера показатели надёжности.

## 1.2. Показатели надёжности электронных устройств и ИЭТ

Надёжность является комплексным свойством изделия. Для описания различных сторон этого свойства на практике пользуются **показателями надёжности**, представляющими собой количественные характеристики одного или нескольких свойств, определяющих надёжность изделия.

В практике используют единичные и комплексные показатели надёжности изделий.

Под *единичным* понимают такой показатель, который характеризует одно из свойств, составляющих надёжность изделия, т.е. либо безотказность, либо ремонтпригодность, либо долговечность, либо сохраняемость.

*Комплексный* показатель характеризует, хотя и обобщённо, но одновременно два и более свойства из числа, составляющих надёжность изделия, например безотказность и ремонтпригодность для восстанавливаемых устройств. В качестве второго примера можно привести комплексный показатель, описывающий обобщённо безотказность и сохраняемость. Такой показатель может быть использован для специальных электронных устройств, предназначенных для осуществления старта космической ракеты. Подобные устройства изготавливаются заблаговременно и ждут своего применения, то есть находятся в режиме хранения. Задача устройств помочь старту ракеты, то есть сработать безотказно в момент времени  $t \rightarrow 0$ . Говорить о долговечности таких устройств не приходится. После старта ракеты электронное устройство обычно сгорает в выходящих ракетных газах. Свойство ремонтпригодность также не применимо к таким устройствам. Если отказ устройства возникает во время хранения, то устройство (данный экземпляр) не подвергается ремонту, так как ему больше «не доверяют».

Для количественного описания различных сторон надёжности как сложного свойства изделий радиоэлектроники в общем случае могут использоваться пять групп показателей:

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

Первые четыре группы показателей представляют собой единичные показатели надёжности, то есть каждый показатель описывает одно (единственное) свойство из числа определяющих надёжность. Основные единичные показатели надёжности, используемые в инженерной практике, приведены на рис. 1.3. На этом рисунке показатели надёжности записаны с помощью условных обозначений, пояснение которых приведено в табл. 1.3.

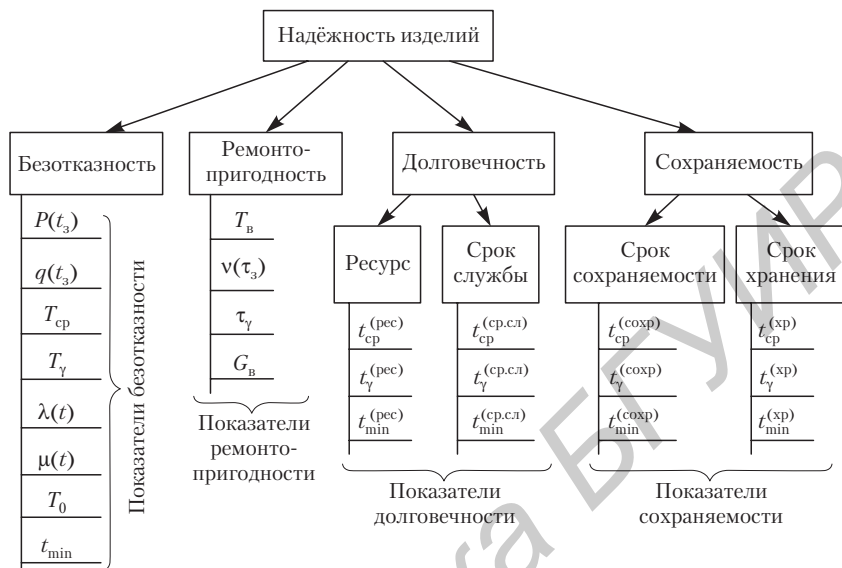


Рис. 1.3. Основные составляющие и показатели надёжности

Таблица 1.3

**Пояснения показателей надёжности РЭУ и их элементов**

Обозначение показателя	Пояснение показателя надёжности
<i>Показатели безотказности</i>	
$P(t_3)$	Вероятность безотказной работы за заданное (интересующее) время $t_3$
$q(t_3)$	Вероятность отказа за заданное время $t_3$
$T_{cp}$	Средняя наработка до отказа. Если наработка выражается временем, то показатель называют также средним временем безотказной работы
$T_\gamma$	Гамма-процентная наработка до отказа (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$\lambda(t)$	Интенсивность отказов, в общем случае является функцией времени. Используется в качестве основной справочной характеристики безотказности элементов, причем принимается $\lambda(t) = \lambda_0 = \text{const}$ при наработке, равной $t_H$ (в ТУ указывается конкретное значение $t_H$ в часах)

Продолжение табл. 1.3

Обозначение показателя	Пояснение показателя надёжности
$\mu(t)$	Параметр потока отказов. Показатель имеет физический смысл только для восстанавливаемых электронных устройств. Представляет отношение математического ожидания числа отказов восстанавливаемого устройства за достаточно малое время к значению этого времени
$T_0$	Средняя наработка на отказ, кратко – наработка на отказ. Имеет физический смысл только для восстанавливаемых электронных устройств. Представляет собой среднее время безотказной работы между двумя соседними отказами одного и того же изделия. Полная форма показателя $T_0$ отличается от показателя $T_{cp}$ только предлогом «на»
$t_{min}$	Минимальная наработка до отказа (на отказ), иногда говорят минимальная наработка. Будем понимать суммарную наработку, в течение которой отказ изделия не наступит с вероятностью $\gamma = 99,99\%$ . Для многих элементов, в том числе ИЭТ, критерием наступления предельного состояния является отказ (внезапный или постепенный) [14]. В таких случаях $t_{min}$ может рассматриваться и в качестве показателя $t_{min}^{(pec)}$ (см. раздел «Показатели долговечности» этой таблицы)
<i>Показатели ремонтпригодности</i>	
$T_B$	Среднее время восстановления РЭУ. Представляет математическое ожидание времени восстановления РЭУ
$v(\tau_3)$	Вероятность восстановления РЭУ за заданное время $\tau_3$
$\tau_\gamma$	Гамма-процентное время восстановления РЭУ (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$G_B$	Средние затраты на восстановление РЭУ. Показывает, сколько в среднем потребуется денежных средств на восстановление работоспособности РЭУ
<i>Показатели долговечности</i>	
$t_{cp}^{(pec)}$	Средний ресурс изделия. Представляет собой математическое ожидание ресурса изделий рассматриваемого типа
$t_\gamma^{(pec)}$	Гамма-процентный ресурс изделия (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$t_{min}^{(pec)}$	Минимальный ресурс. Будем понимать суммарную наработку, в течение которой предельное состояние изделия не наступит с вероятностью $\gamma = 99,99\%$ . Если критерием наступления предельного состояния элемента, в том числе ИЭТ, является только внезапный или постепенный отказ, то в качестве $t_{min}^{(pec)}$ может быть принято значение минимальной наработки $t_{min}$ (см. раздел «Показатели безотказности» этой таблицы)

Окончание табл. 1.3

Обозначение показателя	Пояснение показателя надёжности
$t_{cp}^{(cp.сл)}$	Средний срок службы изделия. Представляет собой математическое ожидание срока службы изделий рассматриваемого типа
$t_{\gamma}^{(cp.сл)}$	Гамма-процентный срок службы изделия (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$t_{min}^{(cp.сл)}$	Минимальный срок службы. Будем считать, что $t_{min}^{(cp.сл)}$ изделия соответствует значению $t_{\gamma}^{(cp.сл)}$ при $\gamma = 99,99\%$
<i>Показатели сохраняемости</i>	
$t_{cp}^{(соxp)}$	Средний срок сохраняемости изделия. Представляет собой математическое ожидание срока сохраняемости изделий рассматриваемого типа
$t_{\gamma}^{(соxp)}$	Гамма-процентный срок сохраняемости (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$t_{min}^{(соxp)}$	Минимальный срок сохраняемости. Будем считать, что $t_{min}^{(соxp)}$ соответствует значению $t_{\gamma}^{(соxp)}$ при $\gamma = 99,99\%$
$t_{cp}^{(xp)}$	Средний срок хранения изделия. Представляет собой математическое ожидание срока хранения изделий рассматриваемого типа
$t_{\gamma}^{(xp)}$	Гамма-процентный срок хранения изделия (обычно $\gamma \geq 90\%$ )
$t_{min}^{(xp)}$	Минимальный срок хранения. Будем считать, что $t_{min}^{(xp)}$ изделия соответствует значению $t_{\gamma}^{(xp)}$ при $\gamma = 99,99\%$

Далее остановимся подробно лишь на тех показателях надёжности, которые имеют физический смысл и используются для элементов (ИЭТ). Большинство из рассматриваемых показателей, используемых для ИЭТ, используют и для электронных устройств в целом.

**Вероятность безотказной работы.** Под вероятностью безотказной работы изделия за время  $t_3$  понимают вероятность вида

$$P(t_3) = \text{Вер}\{T \geq t_3\}, \quad (1.2)$$

где  $T$  — случайное время безотказной работы изделия (время до отказа).

Запись «Вер» означает «вероятность». Здесь и далее слова «за время  $t_3$ » означают интервал времени от 0 до  $t_3$  включительно.

Безотказная работа изделия и его отказ — события противоположные, составляющие полную группу событий. Поэтому для вероятности отказа изделия  $q$  за произвольное время  $t$  можно записать выражение

$$q(t) = 1 - P(t). \quad (1.3)$$

С другой стороны, вероятность отказа  $q(t)$  можно представить как

$$q(t) = \text{Вер}\{T < t\}. \quad (1.4)$$

Рассматривая выражение (1.4) с учётом определений, вводимых в теории вероятностей [116], можно прийти к выводу, что

$$q(t) = F(t), \quad (1.5)$$

где  $F(t)$  — функция распределения (интегральный закон) времени до отказа, найденная для времени  $t$ .

Графики функций  $P(t)$  и  $q(t)$  приведены на рис. 1.4.

В зарубежной научно-технической литературе зависимость вероятности безотказной работы от времени  $P(t)$  называют обычно функцией надёжности [1]. Эта функция имеет следующие три свойства [9]:

1.  $P(t = 0) = 1$ , т.е. предполагается, что в момент времени  $t = 0$  изделие работоспособно.
2.  $P(t = \infty) = 0$ . Это означает, что при длительной эксплуатации изделие обязательно откажет.
3.  $P(t)$  — невозрастающая функция. В противном случае не может быть найдено физического объяснения её возрастанию.

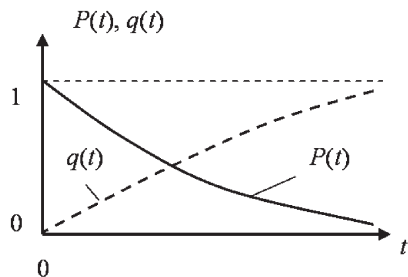


Рис. 1.4. Графики функций  $P(t)$  и  $q(t)$

Если известна функция плотности распределения времени безотказной работы  $w(t)$ , то вероятность безотказной работы изделия за время  $t_3$  может быть определена как

$$P(t_3) = \int_{t_3}^{\infty} w(t) dt, \quad (1.6)$$

а вероятность отказа за время  $t_3$  —

$$q(t_3) = \int_0^{t_3} w(t) dt. \quad (1.7)$$

Геометрическая интерпретация выражений (1.6) и (1.7) иллюстрируется рис. 1.5.

При экспоненциальном распределении времени безотказной работы (рис. 1.6).

$$w(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \quad (1.8)$$

где  $\lambda$  — параметр экспоненциального распределения для рассматриваемого типа ИЭТ (этот параметр численно совпадает с интенсивностью отказов ИЭТ).

В этом случае с использованием выражения (1.6) можно получить

$$P(t) = e^{-\lambda t}. \quad (1.9)$$

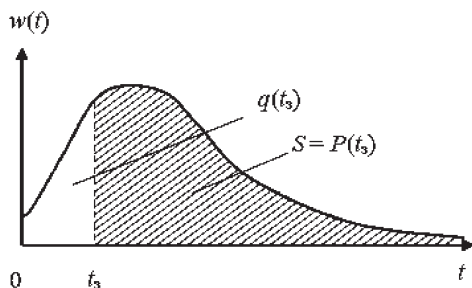


Рис. 1.5. К определению показателей  $P(t_3)$  и  $q(t_3)$



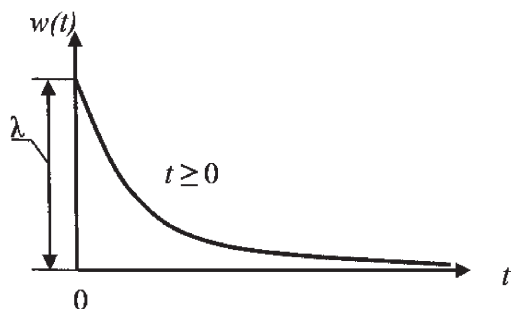


Рис. 1.6. Экспоненциальное распределение времени до отказа ( $\lambda = \text{const}$ )

Формулой (1.9) широко пользуются в инженерных расчётах. Она также известна под названием «экспоненциальный закон надёжности» [2, 4, 9, 13, 14].

По результатам испытаний точечные оценки вероятности безотказной работы за время  $t_3$  и вероятности отказа за время  $t_3$  получают с помощью отношений

$$P(t_3) = \frac{N - n(t_3)}{N}; \quad (1.10)$$

$$q(t_3) = \frac{n(t_3)}{N}, \quad (1.11)$$

где  $N$  — количество изделий, поставленных на испытания;  $n(t_3)$  — количество изделий, отказавших за время испытаний, равное  $t_3$ , причём отказавшие изделия не заменяются новыми.

Величина  $[N - n(t_3)]$ , стоящая в числителе выражения (1.10), представляет собой количество неотказавших изделий на участке времени от нуля до  $t_3$ .

**Интенсивность отказов.** Под интенсивностью отказов  $\lambda(t)$  для времени  $t$  понимают условную плотность распределения времени до отказа изделия, определяемую для рассматриваемого момента времени  $t$  при условии, что до этого момента отказы не возникали. В соответствии с определением, интенсивность отказов  $\lambda(t)$  для момента времени  $t$  находится как [2, 9, 13, 14]

$$\lambda(t) = \frac{w(t)}{P(t)}. \quad (1.12)$$

По результатам испытаний оценка характеристики  $\lambda(t)$  может быть получена с использованием выражения

$$\lambda^*(t) = \frac{n(t, t + \Delta t)}{N(t)\Delta t}, \quad \Delta t \rightarrow 0, \quad (1.13)$$

где  $\lambda^*(t)$  — статистическая оценка интенсивности отказов для времени  $t$ ;  $n(t, t + \Delta t)$  количество отказавших изделий в интервале от  $t$  до  $(t + \Delta t)$ ;  $N(t)$  — количество работоспособных изделий в момент времени  $t$ ;  $\Delta t$  — интервал времени, теоретически бесконечно малый, на практике обычно такой, чтобы имел место хотя бы один отказ.

Используя выражения (1.1) и (1.13), легко доказать справедливость формулы (1.12):

$$\begin{aligned} \lambda^*(t) &= \frac{n(t, t + \Delta t)}{N(t)\Delta t} = \frac{n(t, t + \Delta t)}{N(t)\Delta t} \frac{N(0)}{N(0)} = \frac{n(t, t + \Delta t)}{N(0)\Delta t} \frac{N(0)}{N(t)} = \\ &= \frac{\frac{n(t, t + \Delta t)}{N(0)\Delta t}}{\frac{N(t)}{N(0)}} = \frac{w^*(t)}{P^*(t)}, \end{aligned}$$

где  $P^*(t)$  — статистическая оценка вероятности безотказной работы изделия для времени  $t$ .

Отметим отличие интенсивности отказов  $\lambda^*(t)$ , определяемой выражением (1.13), от плотности распределения времени до отказа  $w^*(t)$ , определяемой по выражению (1.1). При определении  $\lambda^*(t)$  расчет ведется относительно количества работоспособных изделий на момент времени  $t$ , то есть величины  $N(t)$ , а при определении  $w^*(t)$  — относительно общего объёма выборки, включающей работоспособные изделия в момент времени  $t = 0$ , то есть величины  $N(0)$ .

Зависимость интенсивности отказов от времени в технике называют  $\lambda$ -характеристикой [9, 10]. Типичный вид  $\lambda$ -характеристики ИЭТ, не подвергавшихся процедуре тренировки, имеет вид, показанный на рис. 1.7.

На  $\lambda$ -характеристике можно чётко выделить три области.

1. Период приработки. Характеризуется повышенным значением интенсивности отказов (большим числом отказов) из-за грубых дефектов производства. На практике обычно стремятся уйти из

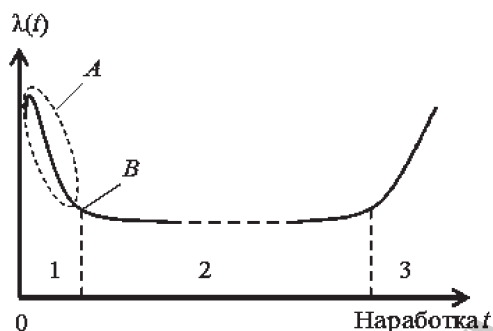


Рис. 1.7. Типичный вид  $\lambda$ -характеристики ИЭТ

этой области (A на рис. 1.7), организовав в условиях производства термо-, электро- или термоэлектротренировку. Продолжительность области A для ИЭТ обычно составляет примерно 10...500 ч. Оптимальной является длительность тренировки, соответствующая окончанию периода приработки (точка B на рис. 1.7). Но, к сожалению, длительность периода приработки точно не известна, что создаёт определённые проблемы при организации и проведении тренировки ИЭТ.

2. Период нормальной эксплуатации. Характеризуется примерным постоянством во времени интенсивности отказов, что соответствует гипотезе об экспоненциальном законе распределения наработки до отказа ИЭТ. Инженерные расчёты надёжности устройств обычно выполняют для этого периода  $\lambda$ -характеристики ИЭТ. Продолжительность данного периода составляет тысячи — десятки тысяч часов и даже более в зависимости от группы и типа ИЭТ.

3. Область старения. Характеризуется повышенным числом отказов ввиду старения и износа составных частей ИЭТ.

**Среднее время безотказной работы.** Надёжность однотипных ИЭТ с точки зрения продолжительности их работы до отказа можно оценить средним временем безотказной работы, под которым понимают математическое ожидание времени безотказной работы. В общем случае рассматриваемый показатель называют средней наработкой до отказа, так как он представляет собой математическое ожидание (среднее значение) случайной величины — наработки до отказа.

По результатам испытаний среднее время безотказной работы  $T_{\text{ср}}$  может быть определено по формуле

$$T_{\text{ср}} = \frac{\sum_{i=1}^N T_i}{N}, \quad (1.14)$$

где  $T_i$  — время безотказной работы  $i$ -го экземпляра рассматриваемого типа ИЭТ.

При аналитическом определении  $T_{\text{ср}}$  пользуются выражением [2, 9–14]

$$T_{\text{ср}} = \int_0^{\infty} P(t) dt, \quad (1.15)$$

где  $P(t)$  — вероятность безотказной работы за время  $t$ .

**Гамма-процентная наработка до отказа.** Под ней понимают наработку, в течение которой отказ в ИЭТ не возникнет с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах, то есть это минимальное значение наработки до отказа, которую будут иметь  $\gamma$  процентов ИЭТ данного типа. Например, запись «99-процентная наработка до отказа составляет не менее 50 000 ч» означает, что у 99 % изделий данного вида в течение суммарной наработки, равной 50 000 ч, отказ не возникнет.

В случае экспоненциального распределения времени до отказа  $T_{\text{ср}}$  соответствует примерно 37%-й наработке до отказа ( $\gamma \approx 37\%$ ), что следует из выражения

$$P(t = T_{\text{ср}}) = e^{-\lambda t} = \left| \lambda = \frac{1}{T_{\text{ср}}} \right| = \left| \text{при } t = T_{\text{ср}} \right| = e^{-\frac{T_{\text{ср}}}{T_{\text{ср}}}} = e^{-1} \approx 0,37.$$

Это означает, что примерно 37 % ИЭТ данного вида проработают без отказа в течение времени  $t = T_{\text{ср}}$ . Можно также показать, что при экспоненциальном распределении времени до отказа справедливы соотношения [2, 9]:

$$T_{\gamma=90\%} \approx 0,1T_{\text{ср}}, \quad (1.16a)$$

$$T_{\gamma=99\%} \approx 0,01T_{\text{ср}}, \quad (1.16б)$$

$$T_{\gamma=99,9\%} \approx 0,001T_{\text{ср}}. \quad (1.16в)$$

**Минимальная наработка до отказа**  $t_{\min}$ . Будем понимать такую наработку до отказа, в течение которой отказ изделия не наступит с вероятностью  $\gamma = 99,99\%$ . В практике описания показателей надёжности технических изделий показатель  $t_{\min}$  называют кратко минимальной наработкой. Для многих элементов, в том числе и для ИЭТ, критерием потери ресурса (наступления предельного состояния) является внезапный или постепенный отказ [14]. В этих случаях показатель  $t_{\min}$  может рассматриваться и в качестве минимального ресурса — показателя  $t_{\min}^{(\text{pec})}$  (см. табл. 1.3).

**Долговечность.** О долговечности как составляющей надёжности изделий получают представление по таким понятиям, как ресурс и срок службы. На практике используют показатели, с помощью которых судят о ресурсе и о сроке службе. Собираательно их называют показателями долговечности. В табл. 1.4 указаны основные показатели долговечности.

Таблица 1.4

## Показатели долговечности

Показатели, описывающие ресурс	Показатели, описывающие срок службы
Средний ресурс $t_{\text{cp}}^{(\text{pec})}$	Средний срок службы $t_{\text{cp}}^{(\text{pec})}$
Гамма-процентный ресурс $t_{\gamma}^{(\text{pec})}$	Гамма-процентный срок службы $t_{\gamma}^{(\text{cp.сл})}$
Минимальный ресурс $t_{\min}^{(\text{pec})}$ (минимальная наработка $t_{\min}$ )	Минимальный срок службы $t_{\min}^{(\text{cp.сл})}$

Под средним ресурсом понимают математическое ожидание ресурса. В некоторых технических документах, например в паспортах, этикетках на полупроводниковые приборы, нередко можно встретить запись значения ресурса без указания, какой именно ресурс имеется в виду. В таких случаях подразумевается обычно средний ресурс. Считают, что для описания ресурса ИЭТ неплохо подходит нормальный закон распределения с параметрами

$$m = t_{\text{cp}}^{(\text{pec})},$$

$$\sigma = \sigma[t^{(\text{pec})}],$$

где  $t_{\text{cp}}^{(\text{pec})}$  — среднее значение ресурса;  $\sigma[t^{(\text{pec})}]$  — среднее квадратическое отклонение ресурса.

**Гамма-процентный ресурс.** Понимают такое значение ресурса изделия, которое гарантируется с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах, то есть по истечении суммарной наработки, равной значению ресурса  $t_{\gamma}^{(pec)}$ , у гамма ( $\gamma$ ) процентов изделий данного вида предельное состояние ещё не наступит.

**Минимальный ресурс.** Этот показатель  $t_{min}^{(pec)}$  может быть введён по аналогии с минимальной наработкой  $t_{min}$ . Будем понимать суммарную наработку, в течение которой предельное состояние ИЭТ не наступит с вероятностью  $\gamma = 99,99$  %. Если критерием наступления предельного состояния ИЭТ является только внезапный или постепенный отказ, то в качестве показателя  $t_{min}^{(pec)}$ , описывающего ресурс, может рассматриваться показатель  $t_{min}$ . При отсутствии в технической документации гамма-процентного ресурса минимальную наработку  $t_{min}$ , указанную в технической документации, в этом случае можно приравнять к 99,99%-ному ресурсу.

**Гамма-процентный срок службы.** Это такой срок службы, который обеспечивается с вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах, то есть по истечении суммарного календарного времени, равного значению  $t_{\gamma}^{(cp.sl)}$ , у гамма-процентов изделий данного вида предельное состояние ещё не наступит.

Для ИЭТ может быть введён показатель  $t_{min}^{(cp.sl)}$ , называемый **минимальным сроком службы**, под которым понимают такой срок службы ИЭТ, который гарантируется с вероятностью  $\gamma = 99,99$  %. При отсутствии в технической документации гамма-процентного срока службы минимальный срок службы  $t_{min}^{(cp.sl)}$  можно приравнять к 99,99%-ному сроку службы.

**Гамма-процентный срок сохраняемости** — это срок сохраняемости, достигаемый изделием с заданной вероятностью  $\gamma$ , выраженной в процентах, то есть это срок сохраняемости, который выдержат  $\gamma$  % изделий данного вида. Для ИЭТ может быть введён показатель  $t_{min}^{(coxp)}$ , называемый **минимальным сроком сохраняемости**, под которым понимают такой срок сохраняемости ИЭТ, который гарантируется с вероятностью  $\gamma = 99,99$  %. При отсутствии в технической документации гамма-процентного срока сохраняемости минимальный срок сохраняемости  $t_{min}^{(coxp)}$  можно приравнять к 99,99%-ному сроку сохраняемости.

В технической документации на изделия иногда вместо показателей, описывающих срок сохраняемости, приводятся показатели,

описывающие срок хранения: средний срок хранения, гамма-процентный срок хранения, минимальный срок хранения. Эти показатели практически совпадают с аналогичными показателями, которые указывают на срок сохраняемости, так как составляющая транспортирования обычно невелика по сравнению с временем хранения.

**Технико-эксплуатационные показатели, связанные с долговечностью изделий**, не относятся к показателям надёжности, но их численные значения устанавливают, принимая во внимание прогнозируемые или достигнутые показатели надёжности изделия. Технико-эксплуатационные показатели, представляющие интерес для использования в практике, указаны в табл. 1.5.

Таблица 1.5

**Технико-эксплуатационные показатели, связанные с долговечностью**

Показатели, описывающие ресурс	Показатели, описывающие срок службы
Назначенный ресурс $t_n^{(pec)}$	Назначенный срок службы $t_n^{(cp.cл)}$
Установленный ресурс $t_y^{(pec)}$	Установленный срок службы $t_y^{(cp.cл)}$
Гарантийная наработка $t_r$	Гарантийный срок службы $t_r^{(cp.cл)}$

*Назначенный ресурс*  $t_n^{(pec)}$  — это такой ресурс, при достижении которого изделие снимается с эксплуатации независимо от его технического состояния. *Назначенный срок службы*  $t_n^{(cp.cл)}$  — это такой срок службы, при достижении которого изделие снимается с эксплуатации независимо от его технического состояния. Эти показатели устанавливают для устройств или ИЭТ в их составе, на которые возлагаются ответственные функции.

*Установленный ресурс*  $t_y^{(pec)}$  — это такой ресурс, который гарантируется с вероятностью гамма, равной 100 %. *Установленный срок службы*  $t_y^{(cp.cл)}$  — это такой срок службы, который гарантируется с вероятностью гамма, равной 100 %. Показатели  $t_y^{(pec)}$  и  $t_y^{(cp.cл)}$  имеют физический смысл и используются только для восстанавливаемых изделий. Для ИЭТ эти показатели физического смысла не имеют, поскольку ИЭТ является изделием невосстанавливаемым и может отказать непосредственно в момент включения (в момент времени  $t = 0$ ), а отказ ИЭТ это свидетельство (один из критериев) потери его ресурсных возможностей.

*Гарантийная наработка*  $t_r$  — это такая суммарная наработка изделия, в течение которой изготовитель обязуется безвозмездно устранить производственные дефекты и возникающие отказы при условии соблюдения правил эксплуатации. Очевидным является то, что технико-эксплуатационный показатель  $t_r$  связан не только с долговечностью, но и с безотказностью. Для ИЭТ проконтролировать гарантийную наработку практически невозможно, поэтому обычно используют показатель, называемый *гарантийным сроком службы (эксплуатации)*. Этот срок исчисляют от даты изготовления или даты продажи ИЭТ.

**Комплексные показатели надёжности.** В практике для восстанавливаемых электронных устройств широкого применения используют комплексные показатели надёжности, с помощью которых получают обобщённое представление о таких двух свойствах и составляющих надёжности устройств, как безотказность и ремонтпригодность. Эти показатели называют эксплуатационными коэффициентами надёжности.

Обычно используют следующие коэффициенты:

- коэффициент готовности  $K_r$ ;
- коэффициент оперативной готовности в течение времени  $t_3$ ,  $K_{o.r}(t_3)$ ;
- коэффициент технического использования  $K_{тн}$ ;
- коэффициент простоя (по вине отказов)  $K_{пн}$ .

*Коэффициент готовности*  $K_r$  — это вероятность того, что электронное устройство окажется в работоспособном состоянии в любой произвольный момент времени, кроме планируемых периодов, в течение которых применение устройства по назначению не предусматривается.

Количественно по результатам испытаний или из опыта эксплуатации стационарное значение (если оно существует) коэффициента готовности электронного устройства можно подсчитать по формуле

$$K_r = \frac{\sum_{i=1}^m t_i}{\sum_{i=1}^m t_i + \sum_{i=1}^m \tau_i} = \frac{T_0}{T_0 + T_B}, \quad (1.17)$$



где  $t_i$  — время безотказной работы между  $(i - 1)$ -м и  $i$ -м отказом,  $i = 1, 2, \dots, m$ ;  $\tau_i$  — время восстановления устройства после возникновения  $i$ -го отказа;  $m$  — количество отказов за рассматриваемый календарный период;  $T_0$  — наработка на отказ устройства;  $T_B$  — среднее время восстановления устройства.

Термин «стационарное значение» подчёркивает то, что  $K_r$  примет примерно одно и то же значение независимо от того, на каком участке рассматриваемой длительности будет взят календарный период эксплуатации. При расчёте среднего времени восстановления электронного устройства  $T_B$  в качестве значений  $\tau_i$  обычно принимают среднее значение суммарного времени, необходимого на поиск и устранение возникшей неисправности и регулировку, если после замены отказавшего элемента она предусмотрена технической документацией (время собственно ремонта). При этом предполагается, что в составе ЗИП (запасное имущество и приборы), которым комплектуется обычно профессиональная аппаратура, имеются элементы для замены отказавших, и чётко налажена связь с ремонтными службами. Указанный случай может рассматриваться как установившийся процесс эксплуатации, математической моделью которого является стационарный случайный процесс, а коэффициент  $K_r$ , определяемый по выражению (1.17), следует рассматривать как стационарный коэффициент готовности [10, 13].

Для аппаратуры, которая не комплектуется ЗИП, а также в случаях, когда требуются другие затраты времени, связанные с ремонтом, в качестве величин  $\tau_i$  в формуле (1.17) следует рассматривать среднее время вынужденного простоя после возникновения  $i$ -го отказа за рассматриваемый календарный период ( $t_{\Pi i}$ ). В этих случаях справедливо условие

$$t_{\Pi i} > \tau_i,$$

а процесс эксплуатации представляет нестационарный случайный процесс и в таких случаях можно говорить о нестационарном коэффициенте готовности  $K_{r, \text{нест.}}(t)$ , который является функцией времени и представляет собой вероятность того, что в момент времени  $t$  устройство находится в состоянии работоспособности при известных начальных условиях в момент времени  $t$ . В качестве

начальных условий могут рассматриваться: наличие или отсутствие в организации собственных ремонтных служб, оперативность принятия решения о проведении ремонта, наличие или отсутствие в организации элементов для замены отказавших, оперативность покупки и доставки на участок ремонта элементов для замены отказавших и т.п.

Для коэффициента  $K_r$  справедливы выражения [13]

$$K_r = \lim_{t \rightarrow \infty} K_{r, \text{нест.}}(t) = \frac{T_0}{T_0 + T_B} \quad \text{или} \quad K_r = R(t_0), \quad (1.18)$$

где  $R(t_0)$  — вероятность того, что устройство проработает безотказно в течение заданного времени  $t_0$ , начиная с произвольного достаточно удалённого момента времени  $t$ , то есть

$$R(t_0) = \lim_{t \rightarrow \infty} R(t, t + t_0).$$

*Коэффициент оперативной готовности*  $K_{o,r}(t_3)$  является функцией заданного времени  $t_3$ . Это вероятность того, что восстанавливаемое электронное устройство окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени и начиная с этого момента времени будет работать безотказно в течение заданного времени  $t_3$ .

Для коэффициента  $K_{o,r}(t_3)$  справедливо выражение

$$K_{o,r}(t_3) = K_r P(t_3), \quad (1.19)$$

где  $P(t_3)$  — вероятность безотказной работы изделия за время  $t_3$ .

Предполагается, что рассматривается установившийся процесс эксплуатации, которому соответствует в качестве математической модели стационарный случайный процесс.

В литературе прошлых лет, например в [9], коэффициент  $K_{o,r}(t_3)$  назывался вероятностью нормального функционирования за время  $t_3$  и обозначался  $P_{н,ф}(t_3)$ .

*Коэффициент технического использования*  $K_{и}$  характеризует долю времени нахождения электронного устройства в работоспособном состоянии за некоторый период эксплуатации к суммарной продолжительности пребывания устройства в работоспособном

состоянии и простоев, обусловленных техническим обслуживанием и ремонтом. Коэффициент  $K_{\text{и}}$  может быть подсчитан по формуле

$$K_{\text{и}} = \frac{\sum_{i=1}^m t_i}{\sum_{i=1}^m t_i + \sum_{i=1}^m t_{\text{п}i} + t_{\Sigma\text{ТО}}}, \quad (1.20)$$

где  $t_{\text{п}i}$  — время вынужденного простоя после возникновения  $i$ -го отказа за рассматриваемый календарный период,  $i = 1, 2, \dots, m$ ;  $t_{\Sigma\text{ТО}}$  — суммарное время пребывания устройства в состоянии простоя, обусловленного техническим обслуживанием, предусмотренным технической документацией, за рассматриваемый календарный период.

Время  $t_{\text{п}i}$  в общем случае включает время на принятие решений, обусловленных необходимостью проведения ремонта, время на обнаружение и устранение отказа, время на регулировку и настройку, предусмотренную технической документацией, время простоя из-за отсутствия запасных элементов и другие затраты времени, связанные с ремонтом электронного устройства.

Если для электронного устройства техническое обслуживание не предусмотрено технической документацией, а в качестве величин  $t_{\text{п}i}$  в формуле (1.20) использовать величины  $\tau_i$ , то коэффициент  $K_{\text{и}}$  трансформируется в коэффициент готовности  $K_{\text{г}}$ .

*Коэффициент простоя (по вине отказов)*. Согласно [13] каждому коэффициенту готовности можно поставить в соответствие определённый коэффициент простоя  $K_{\text{п}}$ , численно равный дополнению соответствующего коэффициента готовности до единицы.

Этот коэффициент  $K_{\text{п}}$  характеризует расход времени на различные непроизводительные затраты, связанные с восстановлением работоспособного состояния устройства, и в общем случае определяется как отношение суммарного времени вынужденных простоев по вине отказов к общему времени безотказной работы и вынужденных простоев по вине отказов за этот же период эксплуатации:

$$K_{\text{п}} = \frac{\sum_{i=1}^m t_{\text{п}i}}{\sum_{i=1}^m t_i + \sum_{i=1}^m t_{\text{п}i}}. \quad (1.21)$$

В общем случае в суммарное время простоя входят все производственные затраты времени, исключая время хранения устройства и нахождения его в резерве (ожидание перед использованием по назначению).

Если документацией не предусмотрено техническое обслуживание электронного устройства, например для бытовых электронных устройств, то с учётом выражения (1.20) справедливо равенство

$$K_{\text{п}} = 1 - K_{\text{и}}.$$

В таких случаях о коэффициенте  $K_{\text{п}}$  удобно судить с помощью значения коэффициента готовности  $K_{\text{г}}$ .

### 1.3. Надёжность ИЭТ

#### 1.3.1. Описание безотказности ИЭТ

При расчёте показателей надёжности устройств надо располагать справочными данными о показателях надёжности элементов, в том числе ИЭТ. Причём когда говорят о надёжности ИЭТ, то по умолчанию обычно подразумевают их безотказность.

В настоящее время в мировой и отечественной практике для ИЭТ в качестве основной количественной характеристики надёжности (безотказности), приводимой в технической документации (технических условиях, справочниках по расчёту надёжности электронной аппаратуры и других нормативно-технических документах), используют интенсивность отказов. Эта характеристика в общем случае является функцией времени, обозначим её как  $\Lambda(t)$ . Выбор  $\Lambda(t)$  в качестве основной справочной характеристики для ИЭТ и элементов вообще объясняется следующим.

Экспериментально было установлено, что время до отказа ИЭТ неплохо описывалось экспоненциальным распределением

$$w(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \quad \lambda > 0, \quad (1.22)$$

где  $\lambda$  — параметр экспоненциального распределения для рассматриваемого типа ИЭТ.

В случае экспоненциального распределения времени до отказа вероятность безотказной работы ИЭТ за время  $t$  определяется выражением [2, 4, 9 и др.]

$$P(t) = e^{-\lambda t}. \quad (1.23)$$

Формула (1.23) известна в теории и практике надёжности под названием «экспоненциальный закон надёжности».

В математической теории надёжности показано, что величины  $w(t)$ ,  $P(t)$  и  $\Lambda(t)$  связаны соотношением [2, 9, 10]

$$\Lambda(t) = \frac{w(t)}{P(t)}. \quad (1.24)$$

Тогда (в случае экспоненциального распределения времени безотказной работы) получим

$$\Lambda(t) = \frac{\lambda e^{-\lambda t}}{e^{-\lambda t}} = \lambda = \text{const}. \quad (1.25)$$

Из выражения (1.25) видно, что при экспоненциальном распределении времени до отказа интенсивность отказов  $\Lambda(t)$  постоянна и численно равна параметру  $\lambda$  экспоненциального распределения. Таким образом, стало возможным в справочниках задать надёжность ИЭТ одним числом — значением интенсивности отказов  $\Lambda(t) = \lambda$ . Поэтому интенсивность отказов и параметр экспоненциального распределения далее обозначены одной и той же буквой — лямбда ( $\lambda$ ).

С использованием результатов испытаний точечную оценку интенсивности отказов для времени  $t$  можно определить по формуле

$$\lambda^*(t) = \frac{n(\Delta t)}{N(t) \cdot \Delta t}, \quad (1.26)$$

где  $n(\Delta t)$  — количество элементов, отказавших за время  $\Delta t$ ;  $\Delta t$  — длительность временного интервала;  $N(t)$  — количество работоспособных ИЭТ к моменту времени  $t$ .

Величину  $n(\Delta t)$  находят по формуле

$$n(\Delta t) = n(t + \Delta t) - n(t),$$

где  $n(t)$  — количество отказавших ИЭТ к моменту времени  $t$ ;  $n(t + \Delta t)$  — количество отказавших ИЭТ к моменту времени  $t + \Delta t$ .

Размерность интенсивности отказов  $[\lambda] = 1/\text{ч} = \text{ч}^{-1}$ .

При определении значения  $\lambda$  по результатам испытаний или использовании данных из опыта эксплуатации ИЭТ всё время испытаний или эксплуатации  $T$  рассматривается как один интервал  $\Delta t$ . Тогда формулу получения точечной оценки интенсивности отказов ИЭТ можно записать в виде

$$\lambda^* \approx \frac{n}{NT}, \quad (1.27)$$

где  $n$  — количество ИЭТ, отказавших за время  $T$ , то есть величина  $n(\Delta t)$  формулы (1.26).

Интенсивность отказов  $\lambda$  является основной справочной характеристикой надёжности ИЭТ, приводимой в технической документации. Она полагается постоянной в течение регламентируемой наработки, что соответствует предположению об экспоненциальном распределении времени (наработке) до отказа (см. рис. 1.6). Обычно регламентируется наработка от 500 до 100 000 часов и максимальное значение интенсивности отказов в течение этой наработки составляет  $10^{-4} \dots 10^{-10}$  1/ч при достоверности  $P = 0,6$  [2].

Интенсивность отказов ИЭТ определяли опытным путём для нормального электрического режима работы элементов при нормальных условиях эксплуатации (лабораторных условиях). При этом в инженерной практике нередко пользовались стратегией испытаний, условно записываемой как  $[N, U, T]$ . Запись означает, что изделия подвергаются испытаниям одновременно, а контроль осуществляется непрерывно, о чём символизируют квадратные скобки. Буквы  $N, U, T$  означают следующее:  $N$  — число испытываемых экземпляров ( $N > 1$ ),  $U$  — отказавшие ИЭТ не заменяются новыми,  $T$  — испытания оканчиваются по истечении фиксированного отрезка времени (наработки) продолжительностью  $T$ . Оценку интенсивности отказов при этой стратегии испытаний дают с помощью формулы [9]

$$\lambda^* = \frac{V}{\sum_{i=1}^V t_i + (N - V)T}, \quad (1.28)$$

где  $t_i$  — время до отказа  $i$ -го экземпляра из числа отказавших ИЭТ;  $V$  — количество отказавших экземпляров.

Чтобы не совершить большую ошибку при определении  $\lambda^*$ , значение  $V$  должно быть заметным (не менее 5...10).

Так как обычно справедливо условие  $V \ll N$ , то из анализа выражения (1.28) следует примерное равенство

$$\frac{V}{\sum_{i=1}^V t_i + (N - V)T} \approx \frac{V}{NT}. \quad (1.29)$$

Знаменатель формулы (1.29), примерно равный  $NT$ , называют количеством отработанных приборо-часов, поскольку вначале подобные испытания широко проводили для полупроводниковых приборов. В общем случае величину  $NT$  лучше называть количеством отработанных элементо-часов.

Нетрудно установить, что для того, чтобы подтвердить экспериментально значение  $\lambda = 10^{-7}$  1/ч, величина  $NT$  должна быть примерно равной  $10^8$ , так как при испытаниях элементов желательно иметь около десятка отказов:

$$NT = \frac{V}{\lambda} = \left| \begin{array}{l} \text{примем} \\ V = 10 \end{array} \right| = \frac{10}{10^{-7}} = 10^8 \text{ 1/ч.}$$

Предположим, что  $N = 1000$ , тогда продолжительность проведения испытаний  $T = 100\,000$  ч, что составляет более десяти лет. Поэтому на практике для оценки  $\lambda$  используют ускоренные (обычно форсированные) испытания, позволяющие получить ту же информацию о надёжности, но за более короткий срок. Анализ многих работ, приведённый в [5], показывает, что для ИЭТ коэффициент ускорения испытаний  $K_y$  может достигать 50...100 и даже более единиц. Величину  $K_y$  определяют по формуле

$$K_y = \frac{T}{t_y}, \quad (1.30)$$

где  $T$  — требуемая продолжительность испытаний в обычных условиях;  $t_y$  — продолжительность ускоренных испытаний.

В связи с высоким уровнем надёжности современных ИЭТ величина  $V$  за время испытаний  $T$  может оказаться даже нулём. В этом случае точечная оценка  $\lambda^*$  и нижняя доверительная граница  $\lambda_n$  для величины  $\lambda$  равны нулю. Для инженерных приложений

в таких случаях необходимо располагать верхней доверительной границей  $\lambda_{\text{в}}$ . Она всегда отличается от нуля. Оценку  $\lambda_{\text{в}}$  при числе отказов  $V = 0$ , а также при других значениях  $V$  определяют по формуле [13]

$$\lambda_{\text{в}} = \frac{K(V, \gamma)}{NT}, \quad (1.31)$$

где  $K(V, \gamma)$  — коэффициент, выбираемый в зависимости от числа отказов  $V$ , зафиксированных при испытаниях, и значения доверительной вероятности  $\gamma$ .

Коэффициент  $K(V, \gamma)$  определяется выражением [13]

$$K(V, \gamma) = \frac{\chi^2(\gamma, 2V + 2)}{2}, \quad (1.32)$$

где  $\chi^2(\gamma, 2V + 2)$  — значение распределения  $\chi^2$ , соответствующее доверительной вероятности  $\gamma$  и числу степеней свободы  $(2V + 2)$ .

Формула (1.32) соответствует случаю, когда для определения оценок интенсивности отказов ИЭТ используются данные из опыта эксплуатации аппаратуры и (или) испытания ИЭТ в соответствии со стратегией, условно обозначаемой как  $[N, R, T]$ , где буквы  $N, R, T$  означают следующее:  $N$  — число испытываемых экземпляров ( $N > 1$ ),  $R$  — отказавшие ИЭТ заменяются новыми,  $T$  — испытания оканчиваются по истечении фиксированного отрезка времени (наработки) продолжительностью  $T$ .

Значения коэффициента  $K(V, \gamma)$ , рассчитанные для доверительных вероятностей в диапазоне 0,6...0,95, приведены в табл. 1.6.

Таблица 1.6

Значения коэффициента  $K(V, \gamma)$ 

Доверительная вероятность $\gamma$ (достовер- ность)	Значения $V$										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,60	0,92	2,02	3,11	4,18	5,24	6,29	7,34	8,39	9,43	10,48	11,52
0,70	1,20	2,44	3,62	4,76	5,89	7,01	8,11	9,21	10,30	11,39	12,47
0,80	1,61	2,99	4,28	5,52	6,72	7,91	9,08	10,23	11,38	12,52	13,65
0,90	2,30	3,89	5,32	6,68	7,99	9,27	10,53	11,77	12,99	14,21	15,41
0,95	3,00	4,74	6,30	7,75	9,15	10,51	11,84	13,15	14,43	15,71	16,96



В настоящее время для высоконадёжных типов ИЭТ справочные значения интенсивности отказов  $\lambda$  определяют путём прогнозирования, принимая при этом во внимание структурную сложность нового типа ИЭТ и существующих аналогов, а также данные о надёжности аналогов, полученные из опыта эксплуатации.

Интенсивность отказов современных ИЭТ занимает примерно диапазон  $10^{-10} \dots 10^{-5}$  1/ч. В качестве примера в табл. 1.7 приводятся значения интенсивностей отказов  $\lambda_i$  интегральных микросхем и полупроводниковых приборов разных групп. Приводимые значения  $\lambda_i$  являются обобщёнными, то есть усреднёнными для каждой группы ИЭТ, и соответствуют двум случаям: приёмке «1» — приёмке отдела технического контроля (ОТК) предприятий и приёмке «5» — военной (ВП) или общевойсковой приёмке (ОВП) [6–8].

Таблица 1.7

**Обобщённые значения интенсивности отказов некоторых групп ИЭТ**

Класс элементов (ИЭТ)	Группа ИЭТ	Обобщённое значение $\lambda_i$ , $\times 10^{-6}$ 1/ч		
		Приёмка «1»		Приёмка «5» (корпуса неполимерные)
		Пластмассовый (полимерный) корпус	Другие корпуса, кроме полимерных	
Интегральные микросхемы (ИМС)	Цифровые полупроводниковые (кроме ОЗУ, ПЗУ, ППЗУ, РПЗУ)	0,38	0,127	0,023
	ОЗУ	0,495	0,165	0,03
	ПЗУ, ППЗУ, РПЗУ	0,297	0,099	0,018
	Полупроводниковые аналоговые	0,462	0,154	0,028
Полупроводниковые приборы (ППП)	Диоды кремниевые:			
	выпрямительные	0,728	0,501	0,091
	импульсные	0,2	0,1375	0,025
	Столбы выпрямительные	1,68	1,155	0,21
	Варикапы подстроечные	0,176	0,121	0,022
	Диодные сборки	0,064	0,044	0,008
Стабилитроны	0,0328	0,0226	0,0041	

Окончание табл. 1.7

Класс элементов (ИЭТ)	Группа ИЭТ	Обобщённое значение $\lambda_p, \times 10^{-6} 1/\text{ч}$		
		Приёмка «1»		Приёмка «5» (корпуса неполимерные)
		Пластмассовый (полимерный) корпус	Другие корпуса, кроме полимерных	
Полупроводниковые приборы (ППП)	Транзисторы биполярные кремниевые	0,352	0,242	0,044
	Транзисторы НЧ маломощные, ВЧ ( $f > 400$ МГц)	—	0,22	0,044
	Транзисторные сборки кремниевые	0,76	0,523	0,095
	Транзисторы полевые кремниевые	0,52	0,358	0,065
	Транзисторы полевые арсенидогаллиевые	2,224	1,529	0,278
	Тиристоры кремниевые	1,6	1,1	0,2
	Транзисторы СВЧ биполярные кремниевые малой и средней мощности	—	0,32	0,064
	Транзисторы СВЧ биполярные кремниевые большой мощности	—	0,9	0,18

За рубежом в качестве размерности интенсивности отказов  $\lambda$  используют также «% на 1000 ч работы», что равносильно введению множителя  $10^5$ , тогда, например,

$$\lambda = 0,5 \cdot 10^{-7} 1/\text{ч} = 0,5 \cdot 10^{-2} \% \text{ на } 1000 \text{ ч работы.}$$

В последние годы для высоконадёжных элементов в качестве размерности интенсивности отказов начали использовать фит — сокращение Fit от английских слов Failure in time [2].

$$1 \text{ фит} = 10^{-9} 1/\text{ч.}$$

В отечественной практике (страны СНГ) такая размерность в настоящее время практически не используется.

### 1.3.2. Коэффициенты электрической нагрузки элементов

Многие типы ИЭТ, особенно ППП, при их использовании в электронных схемах допускают работу с электрической нагрузкой, отличающейся от номинальной, в качестве которой рассматривается предельно допустимая нагрузка, указываемая в ТУ. Степень электрической нагруженности элементов относительно их номинальных или предельных возможностей, указываемых в ТУ, учитывают с помощью коэффициентов электрической нагрузки  $K_n$ . Значение этого коэффициента существенно влияет на реальный уровень безотказности ИЭТ при работе в электронных устройствах.

Количественно коэффициент электрической нагрузки (часто говорят просто «коэффициент нагрузки») определяют отношением

$$K_n = \frac{F_{\text{раб}}}{F_{\text{ном}}}, \quad (1.33)$$

где  $F_{\text{раб}}$  — электрическая нагрузка ИЭТ в рабочем режиме, то есть фактическая электрическая нагрузка рассматриваемого ИЭТ;  $F_{\text{ном}}$  — номинальная или предельная по ТУ электрическая нагрузка ИЭТ, применённого в электронном устройстве.

В качестве  $F$  выбирают такую электрическую характеристику элемента, которая в наибольшей степени влияет на его надёжность. На основе анализа источников [5–9] в табл. 1.8 указаны характеристики, используемые в качестве  $F$ , для типовых элементов электронных устройств.

Таблица 1.8

**Выбор электрической характеристики, используемой для определения  $K_n$**

Группа элементов	Характеристика $F$
1. Резисторы	Мощность рассеяния
2. Конденсаторы	Прикладываемое напряжение
3. Транзисторы, транзисторные сборки	Мощность рассеяния, напряжение
4. Диоды, кроме стабилитронов, диодные сборки	Средний прямой ток, обратное напряжение
5. Полупроводниковые (п/п) знаковинтезирующие индикаторы, оптопары, п/п излучатели	Средний прямой ток

Окончание табл. 1.8

Группа элементов	Характеристика $F$
6. Стабилитроны	Ток стабилизации или рассеиваемая мощность
7. Тиристоры	Средний ток
8. Трансформаторы	Мощность
9. Дроссели, катушки индуктивности	Ток подмагничивания или протекающий ток
10. Реле	Коммутируемый ток
11. Соединители (разъёмы), элементы коммутации (переключатели, тумблеры, кнопки и т.п.)	Протекающий ток
12. Кабели, шнуры, монтажные провода	Плотность тока в проводе

Недопустимо использовать элементы с коэффициентом электрической нагрузки  $K_n > 1$  даже по одному из параметров электрического режима. Считают, что для типовых элементов электронных устройств оптимальное значение коэффициента нагрузки  $K_{н,опт} \approx 0,2...0,6$  [9].

Отметим, что применительно к ИМС понятием «коэффициент электрической нагрузки» не пользуются. Объясняется это тем, что ИМС включает определённое количество внутренних элементов, к которым применимо это понятие. Для правильного выполнения предписанных функций в электрической схеме электронных устройств ИМС должна работать обычно в режиме 100%-ной электрической нагрузки. Значения коэффициентов нагрузки внутренних элементов ИМС при этом оказываются в диапазоне 0,4...0,7, что обеспечивается внутренней структурой (электрической схемой) и конструктивно-технологическими особенностями изготовления ИМС и внешним питанием. Такой режим работы ИМС назван типовым или усреднённым.

Данные об интенсивностях отказов ИМС, приводимые в ТУ или справочниках, соответствуют условиям типового электрического режима и температуре окружающей среды  $t = +25$  °С. Однако ввиду функциональных особенностей работы в составе электронных устройств некоторые группы (или типы) ИМС допускают работу в облегчённых режимах, нежели типовой, например исполь-

зование аналоговых ИМС в режиме усиления при пониженном напряжении питания, что повышает эксплуатационную надёжность таких ИМС.

Эксплуатационная интенсивность отказов ИМС, используемых в облегчённых режимах, может быть уточнена с помощью коэффициента облегчения режима  $K_{об}$ , представляющего отношение

$$K_{об} = \frac{P_{факт}}{P_{\max ТУ}}, \quad (1.34)$$

где  $P_{факт}$  — фактическая мощность, рассеиваемая ИМС;  $P_{\max ТУ}$  — максимально допустимая рассеиваемая мощность, указанная в ТУ.

В случае использования ИМС в облегчённом электрическом режиме коэффициент  $K_{об}$  может рассматриваться как некий аналог коэффициента электрической нагрузки  $K_n$  ИМС в целом. Чем меньше значение  $K_{об}$ , тем выше реальный уровень надёжности ИМС при её работе в составе электронного устройства.

Укажем некоторые особенности типовых элементов с точки зрения их надёжности. Анализ работ и технических справочников по надёжности элементов, в том числе ИЭТ [1–9, 11, 14 и др.], показывает, что при прочих равных условиях менее надёжными являются элементы, имеющие механические контакты (элементы коммутации, переменные и подстроечные резисторы и т.п.), приборы квантовой электроники, а также мощные ППП и приборы СВЧ-диапазона. Надёжность ИМС слабо зависит от степени интеграции, то есть от числа внутренних элементов в составе ИМС, так как значительный вклад в ненадёжность ИМС вносят корпус и межсоединения [11]. При прочих равных условиях гибридные ИМС являются менее надёжными по сравнению с полупроводниковыми ИМС. Объясняется это наличием в гибридных ИМС паяных соединений и навесных компонентов. Цифровые ИМС при прочих равных условиях надёжнее аналоговых благодаря режиму переключения, в котором работают цифровые ИМС.

### 1.3.3. Учёт влияния электрического режима и условий работы на надёжность ИЭТ

На практике с целью повышения надёжности электронных устройств коэффициенты нагрузки  $K_n$  элементов, в том числе ИЭТ, выбирают меньше единицы. Сказанное не относится к ИМС, которые для правильного выполнения своих функций должны работать в типовом (100%-ном) электрическом режиме, исключая отдельные типы ИМС, которые допускают работу в облегчённых электрических режимах.

Условия работы элементов, в том числе ИЭТ, в составе электронных устройств, как правило, оказываются более жесткими, нежели нормальные. Возникает задача пересчёта справочных базовых значений интенсивностей отказов  $\lambda_6$  на конкретный электрический режим (значения  $K_n$ ) и условия работы.

Интенсивность отказов элементов с учётом эксплуатационных факторов обозначим как  $\lambda_9$  и будем называть эксплуатационной интенсивностью отказов. В настоящее время в инженерной практике для её определения широко используют математическую модель (выражение) вида [6–9, 11]

$$\lambda_9 = \lambda_6 \prod_{i=1}^m K_i, \quad (1.35)$$

где  $\lambda_6$  — базовая (усреднённая) интенсивность отказов ИЭТ рассматриваемой группы;  $K_i$  — поправочный коэффициент, учитывающий влияние фактора  $x_i$ ;  $m$  — количество принимаемых во внимание факторов из числа, влияющих на безотказность ИЭТ.

В качестве факторов  $x_i$  для ИЭТ могут рассматриваться коэффициент нагрузки  $K_n$  (кроме ИМС, отдельных групп полупроводниковых приборов и других элементов), температура, степень жёсткости условий эксплуатации, характер электрического режима, функциональное назначение ИЭТ в схеме, предельно допустимая электрическая нагрузка по ТУ, степень интеграции (для ИМС) и др.

Для электронных устройств, работающих в обычных, неспецифических условиях, в ряде случаев принимают во внимание три важнейших фактора, влияющих на значение  $\lambda_9$  элементов, в том числе ИЭТ: коэффициент нагрузки  $K_n$ , температуру и степень жёсткости условий эксплуатации. Температура как наиболее влияющий

фактор окружающей среды учитывается, как правило, отдельно. По результатам экспериментальных исследований получены математические модели и составлены справочные таблицы для определения поправочного коэффициента, учитывающего совместное влияние температуры и  $K_n$  на надёжность элементов. Его называют коэффициентом режима  $K_p$ . Значение коэффициента эксплуатации  $K_e$ , учитывающего степень жёсткости условий эксплуатации (кроме температуры), показывает, во сколько раз интенсивность отказов элементов в составе электронного устройства конкретного вида выше, чем в аппаратуре, работающей в стационарных лабораторных условиях (табл. 1.9).

Таблица 1.9

**Значения коэффициента эксплуатации  $K_e$   
для элементов электронных устройств**

Класс (группа) элементов	Категория (группа) аппаратуры				
	стационарная в лабораторных условиях	стационарная в условиях цехов промышленных предприятий	переносная	подвижная (возимая)	применяемая на судах
Интегральные микросхемы	1	2	1,7	1,5	2
Полупроводниковые приборы (ППП)	1	2	1,5	2,5	2
Конденсаторы, резисторы	1	2	2	2,5	2
Переключатели, предохранители	1	2	2	2,5	2
Индикаторы знаковинтезирующие, кинескопы, ЭЛТ	1	2	1,5	2,5	2
Соединители, кабели, шнуры, монтажные провода	1	2	1,5	2,5	2
Трансформаторы, дроссели	1	1,5	1,5	2	1,5
Оптоэлектронные ППП	1	2	1,5	2,5	2
Прочие элементы	1	2	2,0	2,5	2

#### 1.4. Виды статистического прогнозирования, используемые для оценки надёжности ИЭТ

Статистические методы описания надёжности элементов и расчёта показателей надёжности электронных устройств дают удовлетворительные результаты для практики при рассмотрении большого числа изделий. Например, вероятность безотказной работы транзистора  $P(t) = 0,999$  для времени  $t = 1000$  ч означает, что в среднем один транзистор из каждой тысячи откажет раньше момента времени  $t = 1000$  ч. Покупая, например, телевизор, каждый из нас не хотел бы оказаться владельцем неудачного экземпляра, содержащего транзистор, на котором проявится отличие его вероятности  $P(t)$  от единицы.

Роль прогнозирования в настоящее время возрастает в связи с созданием уникальных электронных комплексов и повышением требований к надёжности электронных устройств (космическая аппаратура, аппаратура военной техники, охраны окружающей среды и т.п.), когда входной контроль элементов может не обеспечить заданные требования к безотказности устройств в целом [3, 13–14].

Слово «прогнозирование» означает предсказывание будущего состояния объекта или поведения процесса на основе рассмотрения факторов и явлений, как-то связанных с интересующим нас объектом или процессом.

Результат прогнозирования кратко называют прогнозом. В самом общем случае прогнозирование можно разделить на два вида: эвристическое и математическое.

При эвристическом прогнозировании прогноз объекта даёт специалист (в общем случае любым человеком) на основе субъективного взвешивания им совокупности факторов, большая часть из которых может носить качественный характер. Результат прогнозирования в данном случае во многом зависит от опыта и интуиции специалиста, делающего прогноз. Количественная информация об интересующем типе (группе или классе) ИЭТ обычно включает статистические данные о свойствах в прошлом, поэтому эвристическое прогнозирование можно в определенной степени рассматривать как метод статистического прогнозирования.



При математическом прогнозировании результат (прогноз) формируется на основе получения информации об объекте или процессе с последующей обработкой её формализованными, то есть заранее выбранными математическими методами. Здесь прогноз во многом зависит от тех параметров, которые контролируются или измеряются у объекта или процесса, а также от выбранных математических методов обработки этой информации.

В технической литературе [9, 15, 16] приводятся различные схемы классификации методов прогнозирования. Ниже приводится схема классификации, предлагаемая автором (рис. 1.8). Эта схема принимает во внимание статистические подходы, используемые применительно к решению задач прогнозирования надёжности ИЭТ, что особенно подчёркивается функциональной частью схемы, названной «На основе обучающих экспериментов». Основная цель обучающих экспериментов состоит в получении статистических данных о связи надёжности ИЭТ с какими-то параметрами изделия или нахождении функций пересчёта заданной наработки на значения каких-то внешних факторов (например, температуры).

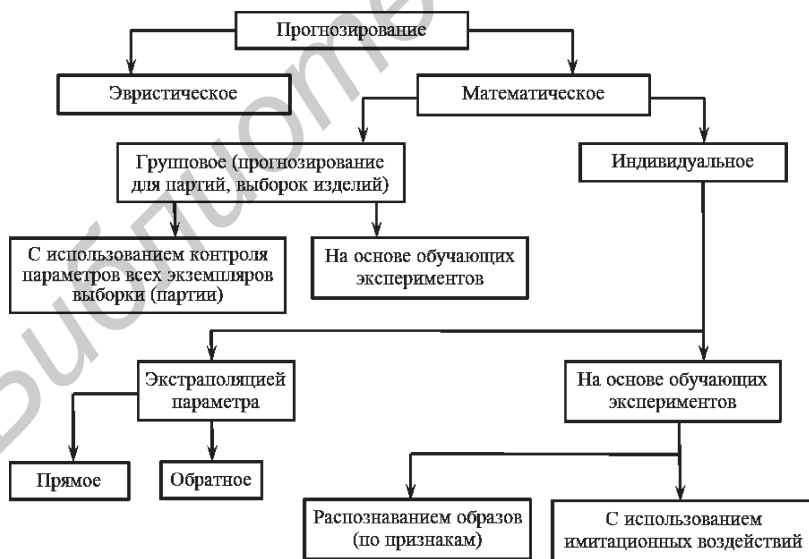


Рис. 1.8. Схема классификации методов статистического прогнозирования

## 1.5. Эвристическое прогнозирование

Эвристическое прогнозирование обычно используется для получения оценок показателей надёжности ИЭТ (и элементов вообще) на будущие моменты времени. При этом прогнозировании для получения прогноза показателей надёжности используется качественная и количественная информация об ИЭТ. Количественная информация об интересующем типе (группе или классе) ИЭТ обычно включает статистические данные о безотказности ИЭТ в прошлые годы, поэтому эвристическое прогнозирование в таких случаях явно проявляет признаки статистического прогнозирования.

Одним из приёмов выполнения эвристического прогнозирования является метод опроса экспертов, который имеет много разновидностей [17].

Суть метода состоит в следующем. Предположим, что надо сделать эвристическое прогнозирование значения какого-либо показателя надёжности группе ИЭТ (например, обобщённой интенсивности отказов  $\lambda$ ), которое будет иметь место в момент времени  $t = 2020$  год. В нашем распоряжении имеется множество факторов о данной группе ИЭТ и его показателе  $\lambda$ . Часть из них носит количественный характер, например значения  $\lambda$  в 1995, 2000, 2005, 2010 годах, а часть — качественный (экономическое состояние предприятий отрасли, перспективы появления новых технологий, динамика повышения качества исходных полупроводниковых материалов и т.п.).

Для получения эвристического прогноза формируется группа специалистов-экспертов в количестве  $n$  человек из числа разработчиков ИЭТ и технологии их изготовления, специалистов предприятий — изготовителей ИЭТ, специалистов по надёжности, специалистов ремонтных организаций и т.д. Значение  $n$  лучше выбрать из диапазона  $n = 7...12$  человек. Сформированной группе экспертов предлагается дать количественную оценку интенсивности отказов  $\lambda$ , используя имеющуюся количественную и качественную информацию. Причем эта оценка должна быть дана каждым экспертом независимо друг от друга, то есть эксперты до момента представления прогноза не должны обмениваться мнениями друг с другом.

Результующую прогнозную оценку  $\lambda_{\text{пр}}$  показателя  $\lambda$  получают путём усреднения оценок, сделанных разными экспертами, используя классическую формулу для среднего значения:

$$\lambda_{\text{пр}} = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i}{n}, \quad (1.36)$$

где  $\lambda_i$  — количественная оценка показателя  $\lambda$ , сделанная  $i$ -м экспертом.

Практика показывает, что лучшие результаты обеспечивает усреднение с учётом квалификации, опыта и интуиции экспертов. В этом случае пригодна следующая формула [9]:

$$\lambda_{\text{пр}} = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i \lambda_i}{\sum_{i=1}^n \alpha_i}, \quad (1.37)$$

где  $\alpha_i$  — весовой коэффициент  $i$ -го эксперта, устанавливаемый для него в зависимости от квалификации, опыта, интуиции и т.п.

Определение весовых коэффициентов  $\alpha_i$  является ответственной и непростой задачей. Обычно их устанавливают на основе мнения экспертов. При этом в дальнейшем при обработке результатов весовые коэффициенты  $\alpha_i$  корректируют (пересчитывают) так, чтобы выполнялось условие

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1.$$

Тогда формула (1.37) упрощается и принимает более компактный вид:

$$\lambda_{\text{пр}} = \sum_{i=1}^n \alpha_i \lambda_i. \quad (1.38)$$

Этой модификацией формулы (1.37) обычно пользуются при обработке оценок, сделанных экспертами.

## 1.6. Групповое прогнозирование

Групповое прогнозирование является разновидностью математического прогнозирования и применительно к ИЭТ представляет собой процедуру, результат которой (прогноз) в равной степени относится к любому экземпляру рассматриваемой выборки изделий. В инженерной практике результат такого прогнозирования обычно получают в виде вероятности  $P$  того, что интересующий функциональный параметр ИЭТ, например коэффициент усиления транзистора  $\beta$ , будет находиться в пределах норм, записанных в технической документации, или в диапазоне, интересующем потребителя:

$$P(\beta_{\min} \leq \beta \leq \beta_{\max}), \quad (1.39)$$

где  $\beta_{\min}$ ,  $\beta_{\max}$  — нижняя и верхняя границы интересующего диапазона.

Для определения вероятности (1.39) во многих случаях пользуются гипотезой о том, что интересующий параметр  $\beta$  распределен по нормальному закону (рис. 1.9) [4, 5, 9].

На рис. 1.9 символами  $w(\beta)$  обозначена плотность распределения функционального параметра.

Расчет интересующей вероятности в этом случае выполняют по формуле

$$P(\beta_{\min} \leq \beta \leq \beta_{\max}) = \Phi\left(\frac{\beta_{\max} - \beta_{\text{ср}}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\beta_{\min} - \beta_{\text{ср}}}{\sigma}\right), \quad (1.40)$$

где  $\Phi(\dots)$  — табличная функция нормального распределения (функция распределения стандартной нормально распределенной случайной величины), найденная для значения аргумента, указанного в скобках;  $\beta_{\text{ср}}$  — математическое ожидание (среднее значение) параметра  $\beta$ ;  $\sigma$  — среднее квадратическое отклонение  $\beta$ .

Оценки  $\beta_{\text{ср}}$  и  $\sigma$  получают общепринятыми приемами математической статистики [9, 13, 116].

Работы, выполненные автором [213, 215, 217], показывают, что лучшие результаты группового прогнозирования в ряде случаев обеспечивает гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном

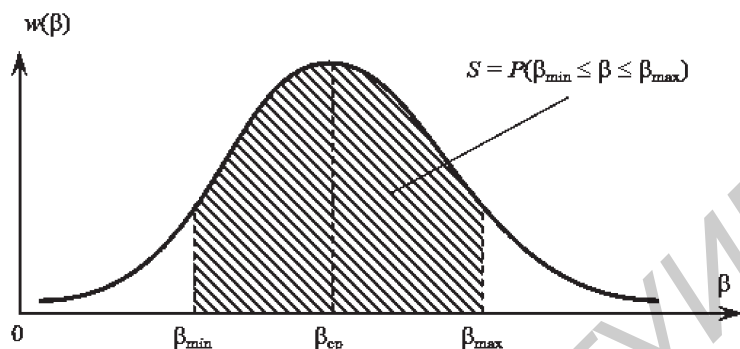


Рис. 1.9. Распределение функционального параметра ИЭТ

распределении, которое может рассматриваться также как трёх-параметрическое распределение Вейбулла при значении коэффициента формы  $\eta = 1$  [141].

### 1.7. Индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ с использованием метода экстраполяции параметра

При индивидуальном прогнозировании контролируются (измеряются) определённые параметры конкретного экземпляра ИЭТ. Эти параметры будем называть информативными. Результаты измерения обрабатываются с помощью заранее выбранных или полученных на основе предварительных исследований математических методов. По результатам математической обработки принимают решение о надёжности (работоспособности) этого же экземпляра в будущем, обычно для заданной наработки. Естественно, результат прогнозирования в данном случае относится к тому экземпляру, информативные параметры которого измерялись и обрабатывались. В дальнейшем конкретный экземпляр будем обозначать как  $j$ -й экземпляр.

Индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ с использованием метода экстраполяции параметра используют для индивидуального прогнозирования постепенных отказов (их ранее называли также параметрическими), то есть отказов в виде постепенного во времени ухода одного или нескольких функциональных пара-

метров ИЭТ за пределы норм, записанных в технической документации или указанных потребителем.

При использовании метода экстраполяции параметра в качестве информации о  $j$ -м экземпляре рассматриваются значения основного функционального параметра ИЭТ (обозначим этот параметр через  $y$ ), полученные в какие-то начальные моменты времени от  $t_1$  до  $t_k$  (рис. 1.10).

При этом должно выполняться условие

$$t_1 < t_2 < \dots < t_i < \dots < t_k \ll t_{\text{пр}},$$

где  $t_i$  —  $i$ -й момент времени, в который произведено наблюдение функционального параметра  $j$ -го экземпляра ИЭТ,  $i = 1, \dots, k$ ;  $y^{(j)}(t_i)$  — наблюдаемое значение функционального параметра  $j$ -го экземпляра, соответствующее моменту времени  $t_i$ ;  $k$  — количество дискретных отсчетов (наблюдений) функционального параметра  $j$ -го экземпляра;  $t_{\text{пр}}$  — заданное время прогнозирования, то есть момент времени, для которого интересуются значением параметра  $y^{(j)}$ .

Значения функционального параметра  $y^{(j)}$ , полученные в моменты времени  $t_1, \dots, t_k$ , будем называть предысторией процесса или функционального параметра  $j$ -го экземпляра.

Цель рассматриваемого прогнозирования состоит в том, чтобы по предыстории указать значение функционального параметра  $j$ -го экземпляра, которое будет соответствовать моменту времени  $t_{\text{пр}}$

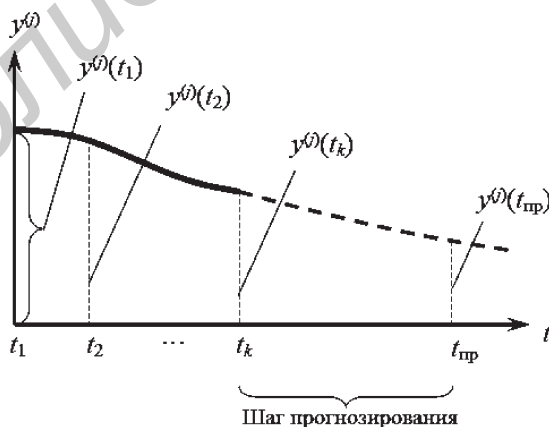


Рис. 1.10. Индивидуальное прогнозирование экстраполяцией параметра

(см. рис. 1.10). По значению функционального параметра  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ , соответствующему моменту времени  $t_{\text{пр}}$ , принимают решение о постепенном отказе.

Иногда при таком прогнозировании интересуются не значением  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ , а моментом времени  $t_{\text{пр}} = t_{\text{зам}}$  ( $t_{\text{зам}}$  — время замены изделия новым экземпляром), когда функциональный параметр  $j$ -го экземпляра достигнет определённого критического уровня  $y_{\text{кр}}$  (рис. 1.11).

Тогда, не дожидаясь отказа, используя результаты прогнозирования, заблаговременно, еще до момента времени  $t_{\text{зам}}$  можно заменить ИЭТ другим экземпляром. В таких случаях можно говорить об обратном прогнозировании [9, 15–17].

При прогнозировании методами экстраполяции параметра на промежутке от  $t_1$  до  $t_k$  вырабатывается рабочий ресурс ИЭТ, поэтому такое прогнозирование целесообразно выполнять на этапе эксплуатации электронных устройств. Вследствие того что в большинстве случаев после монтажа ИЭТ в электронные устройства контроль (измерение) значений  $y^{(j)}(t_i)$  технически затруднен, индивидуальное прогнозирование выполняют до постановки ИЭТ в устройства. При этом приходится мириться с некоторым расходом ресурса ИЭТ на участке наблюдения от  $t_1$  до  $t_k$ .

Решение задач индивидуального прогнозирования с использованием метода экстраполяции параметра можно условно разбить на три этапа [9].

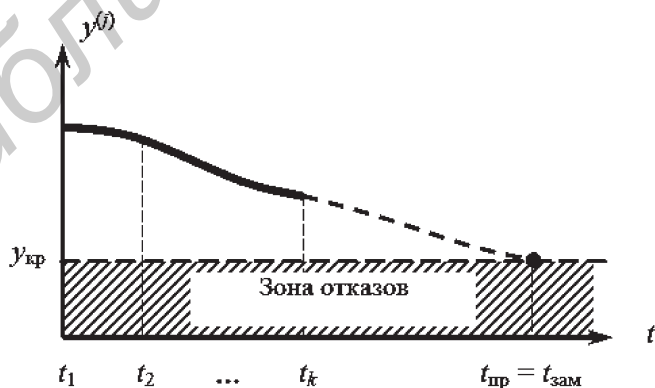


Рис. 1.11. Обратное прогнозирование

1. Выбор модели прогнозирования. В качестве модели прогнозирования используют математическое выражение, с помощью которого у  $j$ -го экземпляра будут определяться прогнозные значения функционального параметра на будущие моменты времени.

2. Экстраполяция процесса. Состоит в предположении, что за пределами предыстории функциональный параметр  $y$  (как процесс  $y(t)$ ) будет изменяться по такому же закону, как и на участке предыстории. Заканчивается экстраполяция расчётом для  $j$ -го экземпляра по выбранной модели прогнозирования прогнозного значения функционального параметра  $y$ , соответствующего моменту времени  $t_{\text{пр}}$ .

3. Оценка достоверности прогнозирования. О ней обычно судят по доверительному интервалу для величины  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ . Этот интервал по сути является интервальным прогнозом для величины  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ .

Основные требования, предъявляемые к модели прогнозирования:

а) точность описания параметра  $y$  для  $j$ -го экземпляра на участке предыстории;

б) простота математической записи;

в) несложность получения модели на практике.

В качестве моделей прогнозирования обычно используют элементарные функции или полиномы.

Выбор модели прогнозирования осуществляют следующим образом. Наблюдаемые значения функционального параметра  $y(t)$  соединяют плавной кривой линией и по её виду выдвигают предположение о наиболее удачной модели. Если на основе теоретического анализа физических особенностей функционального параметра  $y(t)$  удаётся выявить закон его изменения, то эти данные необходимо в первую очередь использовать при выборе модели прогнозирования. При отсутствии физических представлений о механизме изменения параметра  $y(t)$  и неопределённости вида кривой необходимо проверить для участка предыстории несколько моделей. Из проверяемых моделей лучшей считается та модель прогнозирования  $\varphi(t)$ , для которой выполняется условие

$$\sum_{i=1}^k [y^{(j)}(t_i) - \varphi(t_i)]^2 \rightarrow \min, \quad (1.41)$$



где  $\varphi(t_i)$  — значение функционального параметра  $y(t)$ , подсчитываемое по модели  $\varphi(t)$  путём подстановки в неё значения времени  $t = t_i$ .

С помощью приведённого критерия (1.41) в рамках конкретной модели прогнозирования  $\varphi(t)$  определяются также лучшие значения её коэффициентов.

В ряде случаев при выборе модели лучшие результаты даёт подход, при котором различные наблюдения учитываются с разным весом, например, более поздние наблюдения используются с большим весом, чем ранние. В этом случае метод наименьших квадратов трансформируется в метод взвешенных наименьших квадратов, являющийся более общим методом. Неизвестные коэффициенты математической модели прогнозирования в этом случае находят исходя из условия [9, 17]

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i [y^{(j)}(t_i) - \varphi(t_i)]^2 \rightarrow \min, \quad (1.42)$$

где  $\alpha_i$  — вес  $i$ -го квадрата разности, меняющейся от наблюдения к наблюдению, обычно по определённом закону.

При прогнозировании критерий (1.42) широко используется в случаях, когда вес наблюдаемых значений убывает по геометрической прогрессии. Данный вопрос подробно рассматривается в работе [17].

Точность и достоверность прогнозирования с использованием метода экстраполяции параметра зависит от длительности предыстории, шага прогнозирования, то есть интервала  $(t_k \dots t_{\text{пр}})$ , а также от вида модели прогнозирования.

О степени доверия прогнозному значению судят по величине доверительного интервала, соответствующего заданной доверительной вероятности  $\gamma$ . Определяя доверительный интервал для величины  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ , получают интервальный прогноз

$$I_{\gamma}^{(y)} = [y^{(j)}(t_{\text{пр}}) - \Delta y; y^{(j)}(t_{\text{пр}}) + \Delta y], \quad (1.43)$$

где  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$  — точечный прогноз, получаемый для  $j$ -го экземпляра по модели прогнозирования путём подстановки в неё значения  $t = t_{\text{пр}}$ ;  $\Delta y$  — возможная ошибка в определении  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ , то есть возможное расхождение между точечной оценкой  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$  и истинным значением  $y^{(j)}(t)$  в момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

Как отмечается в литературе [17], доверительный интервал вида (1.43) может быть найден в случае использования линейных моделей прогнозирования и моделей, приводимых к линейным (экспоненциальные, показательные, логарифмические и др.).

Для выполнения рассматриваемого индивидуального прогнозирования, то есть оценки работоспособности ИЭТ по функциональному параметру  $y$  на будущий момент времени  $t_{пр}$ , нередко используют и результаты ускоренных испытаний, что сокращает время процедуры решения задачи прогнозирования. Однако в целом область применения индивидуального прогнозирования с использованием метода экстраполяции параметра для ИЭТ, и элементам радиоэлектроники вообще, ограничена.

### 1.8. Индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ с использованием обучающих экспериментов

Решение многих задач индивидуального прогнозирования предполагает проведение обучающего эксперимента, под которым будем понимать предварительные исследования определённой выборки, сформированной случайным образом из партии или более крупной выборки ИЭТ. Место такого статистического прогнозирования показано на рис. 1.8.

Процедура статистического прогнозирования, основанного на использовании обучающих экспериментов, иллюстрируется схемой, показанной на рис. 1.12, на котором прямоугольниками обозначены объекты (ИЭТ) и получаемые результаты, а овалом — действия, выполняемые специалистом. Индивидуальное прогнозирование в этих случаях основано на гипотезе о том, что экземпляры, не участвующие в проведении обучающего эксперимента, будут иметь примерно те же свойства с точки зрения надёжности, что и исследуемые экземпляры обучающей выборки. Используя результаты обучающего эксперимента, получают прогнозирующее правило, которое применяют к экземплярам, не принимавшим участие в обучающем эксперименте. Отбор ИЭТ повышенного уровня надёжности выполняют только из тех экземпляров, которые не были включены в обучающую и контрольную выборки.



Рис. 1.12. Обобщённая структурная схема решения задачи индивидуального прогнозирования с использованием обучающего эксперимента

Основу обучающего эксперимента составляет проведение для экземпляров обучающей выборки испытаний на надёжность в течение заданной (интересующей) наработки  $t_n$ . Значение  $t_n$  может быть достаточно большим, поэтому для проведения испытаний используют ускоренные, обычно форсированные испытания, о которых говорилось в 1.3. При проведении испытаний на надёжность часть экземпляров обучающей выборки откажет, а те экземпляры, которые не откажут, далее не могут быть использованы в электронных устройствах. Объясняется это тем, что их рабочий ресурс значительно выбран в процессе проведения испытаний.

## 1.9. Индивидуальное прогнозирование по информативным параметрам

**Общая характеристика прогнозирования.** Под информативным понимают такой электрический параметр ИЭТ, значение которого в момент времени  $t = 0$  несёт информацию о надёжности ИЭТ в будущем, то есть при  $t = t_{\text{пр}}$ , где  $t_{\text{пр}}$  — заданное время прогнозирования.

Для ИЭТ использование лишь одного информативного параметра может приводить к заметным ошибкам, поэтому на практике используют совокупность информативных параметров, кратко называемых признаками.

Совокупность признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , измеренная у  $j$ -го экземпляра в момент времени  $t = 0$ , образует как бы образ этого экземпляра. Задача индивидуального прогнозирования состоит в том, чтобы правильно распознать этот образ, то есть правильно указать надёжность данного экземпляра для будущего момента времени  $t = t_{\text{пр}}$ . Отсюда понятно и другое название рассматриваемого вида статистического прогнозирования — индивидуальное прогнозирование распознаванием образов.

При этом виде прогнозирования решение о надёжности ИЭТ принимают путём отнесения изделия к одному из классов с точки зрения уровня надёжности на будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ . В практических приложениях находят широкое применение разновидности методов индивидуального прогнозирования, при которых ИЭТ относят к одному из двух классов [5, 9, 15, 16 и др.]:

$K_1$  — класс надёжных экземпляров;

$K_2$  — класс потенциально ненадёжных экземпляров.

Следует иметь в виду, что класс экземпляров соответствует моменту времени  $t = t_{\text{пр}}$ , интересующему специалистов.

Для принятия решения о классе экземпляра на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$  надо располагать прогнозирующим правилом. Оно должно показывать, как по численным значениям признаков  $j$ -го экземпляра, измеренным в момент времени  $t = 0$ , принимать решение о классе, к которому этот экземпляр будет принадлежать на будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

Прогнозирующее правило обычно получают в виде [5, 9, 15, 16]

$$\begin{cases} j \in K_1, \text{ если } F(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}) \geq P_0, \\ j \in K_2, \text{ если } F(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}) < P_0, \end{cases} \quad (1.44)$$

где  $x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$  — значения признаков  $j$ -го экземпляра в момент времени  $t = 0$ ;  $F(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)})$  — значение решающей функции, подсчитанное для  $j$ -го экземпляра;  $k$  — количество признаков, используемых для решения задачи индивидуального прогнозирования;  $P_0$  — порог (иначе — критерий) разделения классов, определяемый экспериментально исходя из условия лучшего разделения классов.

Прогнозирующее правило записано в предположении, что лучшему уровню надёжности ИЭТ, то есть экземплярам класса  $K_1$ , в среднем будут соответствовать большие значения решающей функции  $F$ , а экземплярам класса  $K_2$  — меньшие значения этой функции (рис. 1.13).

Решающая функция  $F$  показывает, какие математические или логические операции надо выполнить со значениями признаков  $x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$   $j$ -го экземпляра ИЭТ, и в большинстве случаев может не иметь конкретного физического смысла. В результате подстановки значений признаков  $j$ -го экземпляра в решающую функцию  $F$  получают какое-то число, которое сравнивается со значением порога  $P_0$ . В зависимости от результатов этого сравнения и принимают решение о классе  $j$ -го экземпляра.

Для получения прогнозирующего правила нужны предварительные исследования интересующего типа ИЭТ. Эти исследования представляют обучающий эксперимент, обязательно включающий испытания на надёжность обучающей выборки ИЭТ в течение времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

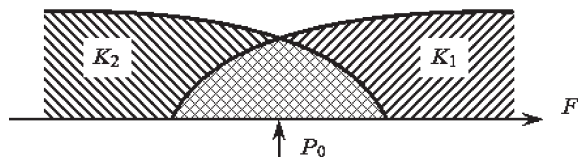


Рис. 1.13. Соответствие решающей функции  $F$  классам  $K_1$  и  $K_2$

**Описание ошибок прогнозирования.** При использовании методов индивидуального прогнозирования по признакам возможны ошибки следующих видов [9, 16]:

- отнесение по результатам прогнозирования в действительности надёжного экземпляра (класс  $K_1$ ) к классу ненадёжных экземпляров (класс  $K_2$ ). Эти ошибки обычно называют ошибками первого рода и характеризуются вероятностью  $p_{12}$ , называемой риском изготовителя;
- отнесение по результатам прогнозирования в действительности ненадёжного экземпляра (класс  $K_2$ ) к классу надёжных экземпляров (класс  $K_1$ ). Эти ошибки называют ошибками второго рода и оценивают вероятностью  $p_{21}$ , характеризующей значение риска потребителя. На практике стремятся свести к минимуму вероятность  $p_{21}$ , так как ошибки, обусловленные этой вероятностью, могут вызвать у потребителей ИЭТ массу проблем.

При решении задач индивидуального прогнозирования по признакам пользуются также таким понятием, как вероятность принятия ошибочных решений по результатам индивидуального прогнозирования  $P_{\text{ош}}$ . Вместо вероятности  $P_{\text{ош}}$  нередко пользуются вероятностью принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , определяемой по формуле

$$P_{\text{прав}} = 1 - P_{\text{ош}}. \quad (1.45)$$

### **Этапы решения задач индивидуального прогнозирования.**

Будем предполагать, что с помощью предварительных исследований получены информативные параметры (признаки) конкретного типа ИЭТ. Тогда, чтобы решить задачу индивидуального прогнозирования применительно к этим ИЭТ, необходимо выполнить ряд действий, последовательность которых иллюстрирует схема, показанная на рис. 1.14.

Выполняя на практике первые три этапа, получают прогнозирующее правило вида (1.44). Последний (четвёртый) этап — это применение построенного правила для индивидуального прогнозирования надёжности новых ИЭТ, то есть это то, ради чего выполнялись предварительные исследования — первые три этапа.

**Обучающий эксперимент и обучение.** Обучающий эксперимент представляет собой испытание наработку определённой выборки интересующего типа ИЭТ в течение времени  $t = t_{\text{пр}}$ ,

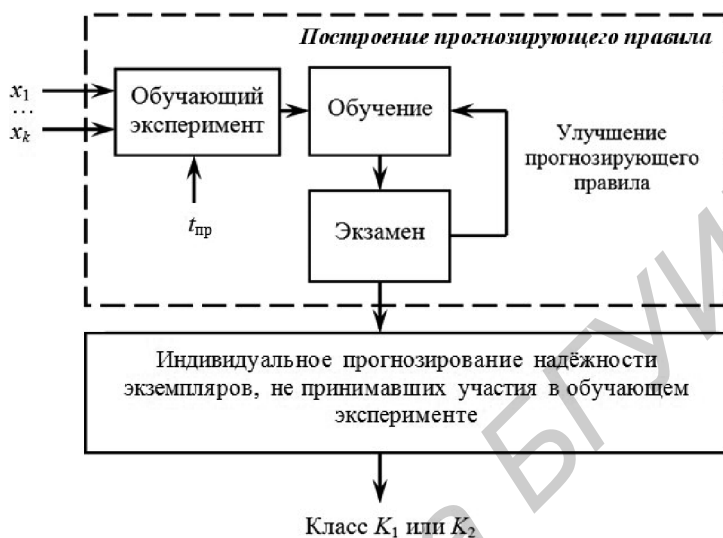


Рис. 1.14. Этапы решения задачи индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по признакам ( $x_1, \dots, x_k$  – признаки, используемые для прогнозирования)

желательно в том электрическом режиме и условиях работы, которые будут иметь место при реальной эксплуатации ИЭТ в составе электронного устройства. Результаты обучающего эксперимента удобно представить в виде табл. 1.10

Таблица 1.10

**Рекомендуемая форма записи результатов обучающего эксперимента**

Номер экземпляра обучающей выборки	Значения признака при $t = 0$			Класс экземпляра к моменту времени $t = t_{пр}$
	$x_1$	...	$x_k$	
1	$x_1^{(j)}$	...	$x_k^{(j)}$	$K_s^{(1)}$
...	...	...	...	...
$n$	$x_1^{(n)}$	...	$x_k^{(n)}$	$K_s^{(n)}$

Перед проведением испытаний экземпляры обучающей выборки необходимо пометить. После этого следует произвести измерение значений признаков  $x_1, \dots, x_k$  каждого экземпляра и лишь тогда приступить к испытаниям обучающей выборки на надёжность.

По истечении времени  $t = t_{\text{пр}}$  выясняют класс ( $K_1$  или  $K_2$ ) каждого экземпляра с целью получения информации о соответствии того или иного класса определённым значениям признаков.

Если к моменту времени  $t = t_{\text{пр}}$  экземпляр работоспособен, то его относят к классу  $K_1$ , если неработоспособен — к классу  $K_2$ .

Время  $t_{\text{пр}}$  может быть достаточно большим (тысячи и даже десятки тысяч часов). Поэтому с целью сокращения времени испытаний используют ускоренные, обычно форсированные испытания в течение времени  $t_y \ll t_{\text{пр}}$ , продолжительность которых с точки зрения функционирования и возникновения отказов эквивалентна времени  $t_{\text{пр}}$  в обычных условиях.

Результаты обучающего эксперимента используются на этапе обучения. Цель этого этапа — выбрать метод построения прогнозирующего правила и для каждого экземпляра обучающей выборки подсчитать значение решающей функции  $F$ . Распределение значений решающей функции в зависимости от класса экземпляра ( $K_1$  или  $K_2$ ) будет соответствовать рис. 1.13.

Результаты этапа обучения в виде значений решающей функции, подсчитанных для каждого экземпляра обучающей выборки, используют на этапе экзамена (см. рис. 1.14).

**Выбор порога разделения классов (экзамен).** Основная цель этого этапа состоит в определении порога разделения классов  $P_0$  исходя из условия обеспечения наилучших результатов прогнозирования. Кроме того, на этом этапе определяют значения возможных ошибок прогнозирования (как бы экзаменуют полученное прогнозирующее правило), откуда становится понятным название этапа «экзамен».

В практических приложениях индивидуального прогнозирования по информативным параметрам используют следующие критерии выбора  $P_0$ :

$$P_{\text{прав}} \rightarrow \max \text{ или } P_{\text{ош}} \rightarrow \min; \quad (1.46)$$

$$p_{21} \leq p_{21\text{доп}} \text{ при } p_{12} \rightarrow \min, \quad (1.47)$$

где  $p_{21}$  — риск потребителя;  $p_{21\text{доп}}$  — допустимое значение риска потребителя в данной задаче;  $p_{12}$  — риск изготовителя.

Критерий (1.46) является основой критерия Байеса, а критерий (1.47) называют критерием Неймана — Пирсона [16].



При решении практических задач значение  $p_{21\text{доп}}$  выбирается достаточно малым (единицы и доли процентов).

Для выбора  $P_0$  используются результаты предыдущего этапа — обучения в виде значений решающей функции  $F$ , подсчитанной для каждого экземпляра обучающей выборки.

Последовательность выбора  $P_0$  с учётом критерия (1.46) такова. Задаются несколькими значениями  $P_0$  в зоне перекрытия решающей функции двух классов и вблизи этой зоны (см. рис. 1.13). Для каждой выбранной точки  $P_{0i}$  определяют вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ . Для этого надо в прогнозирующем правиле вида (1.44) принять  $P_0 = P_{0i}$  и применить его для оценки класса экземпляров обучающей выборки.

Сопоставляя для экземпляров обучающей выборки класс экземпляров по прогнозу при значении порога  $P_{0i}$  с действительным классом, можно определить ошибки прогнозирования и подсчитать значение вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , соответствующей выбранному порогу  $P_{0i}$  (табл. 1.11).

Таблица 1.11

**Форма записи результатов обучающего эксперимента, обучения и экзамена**

Номер экземпляра обучающей выборки	$x_i$ при $t = 0$			Класс при $t = t_{\text{пр}}$	Значение решающей функции $F$	Класс экземпляра по прогнозу при значении $P_0$ , равном		
	$x_1$	...	$x_k$			$P_{01}$	$P_{02}$	...
1				$K_s^{(1)}$	$F^{(1)}$			
2				$K_s^{(2)}$	$F^{(2)}$			
...				...	...			
$n$				$K_s^{(n)}$	$F^{(n)}$			

Описанную процедуру повторяют для остальных точек  $P_{0i}$ . В результате этих действий будут получены данные, которые позволят по расчётным точкам построить график зависимости величины  $P_{\text{прав}}$  от значения  $P_{0i}$  (рис. 1.15).

Лучшим значением порога  $P_0$  считается такое, при котором вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  максимальна.

В случае критерия (1.47) поступают аналогично, однако по результатам сравнения класса экземпляра по прогнозу с действи-

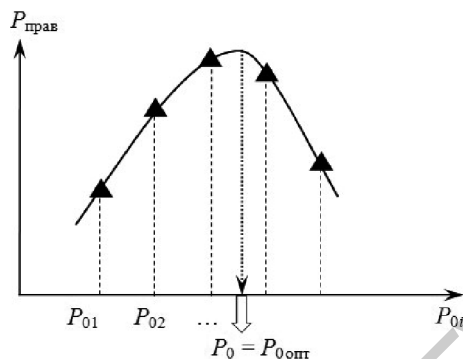


Рис. 1.15. Выбор порога  $P_0$

тельным классом подсчитывают значения риска потребителя  $p_{21}$  и риска изготовителя  $p_{12}$ , а оптимальное значение  $P_0$  выбирают с помощью графика (рис. 1.16).

На рис. 1.16 треугольником или окружностью обозначены расчётные точки, полученные соответственно для рисков потребителя  $p_{21}$  и изготовителя  $p_{12}$  путём сравнения классов экземпляров обучающей выборки по прогнозу (при  $P_0 = P_{0i}$ ) с действительным классом экземпляров.

**Оценка вероятностей правильных и ошибочных решений.**

Для оценки вероятностей принятия правильных  $P_{\text{прав}}$  и ошибочных  $P_{\text{ош}}$  решений, а также значений рисков потребителя  $p_{21}$  и изго-

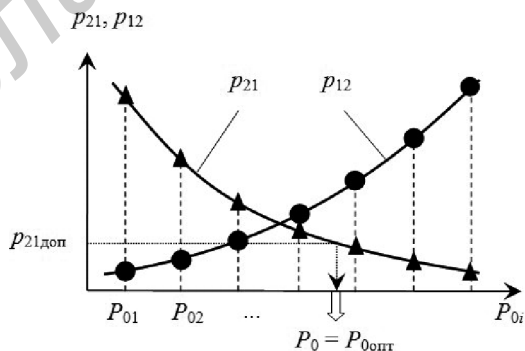


Рис. 1.16. Выбор порога  $P_0$  с использованием рисков потребителя ( $p_{21}$ ) и изготовителя ( $p_{12}$ )

товителя  $p_{12}$ , которыми характеризуется качество индивидуального прогнозирования, поступают следующим способом. Прогнозирующее правило вида (1.44) при фиксированном значении  $P_0$  применяют к экземплярам обучающей выборки и определяют класс каждого экземпляра по прогнозу. Сравнивая класс экземпляра по прогнозу с действительным классом, дают оценку интересующим вероятностям.

Для оценки вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  используют выражение

$$P_{\text{прав}} = \frac{n_{11} + n_{22}}{n}, \quad (1.48)$$

где  $n_{11}$ ,  $n_{22}$  — количество правильно распознанных экземпляров соответственно классов  $K_1$  и  $K_2$  в обучающей выборке;  $n$  — объём обучающей выборки.

Иногда вместо оценки вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  выполняют оценку вероятности принятия ошибочных решений  $P_{\text{ош}}$ . Эта оценка может быть дана с использованием выражения

$$P_{\text{ош}} = 1 - P_{\text{прав}} = 1 - \frac{n_{11} + n_{22}}{n} = \frac{n_{21} + n_{12}}{n}, \quad (1.49)$$

где  $n_{21}$ ,  $n_{12}$  — количество неправильно распознанных экземпляров соответственно класса  $K_2$  и класса  $K_1$  в обучающей выборке.

Для экземпляров обучающей выборки должно выполняться равенство

$$n = n_{11} + n_{22} + n_{21} + n_{12}. \quad (1.50)$$

Риски потребителя ( $p_{21}$ ) и изготовителя ( $p_{12}$ ) могут быть вычислены по формулам

$$p_{21} = \frac{n(K_2/\text{реш } K_1)}{n(\text{реш } K_1)}, \quad (1.51)$$

$$p_{12} = \frac{n(K_1/\text{реш } K_2)}{n(\text{реш } K_2)}, \quad (1.52)$$

где  $n(K_2/\text{реш } K_1)$  — количество экземпляров обучающей выборки в действительности класса  $K_2$ , которые по прогнозу ошибочно отне-

сены к классу  $K_1$ ;  $n(K_1/\text{реш } K_2)$  — количество экземпляров в действительности класса  $K_1$ , но по прогнозу ошибочно отнесенные к классу  $K_2$ ;  $n(\text{реш } K_1)$ ,  $n(\text{реш } K_2)$  — общее количество в обучающей выборке решений соответственно о классе  $K_1$  и о классе  $K_2$ .

Для величин  $n(K_2/\text{реш } K_1)$  и  $n(K_1/\text{реш } K_2)$ , используемых в формулах (1.51) и (1.52), справедливы равенства

$$n(K_2/\text{реш } K_1) = n_{21}; \quad n(K_1/\text{реш } K_2) = n_{12}.$$

Определив значения характеристик  $p_{12}$ ,  $p_{21}$ ,  $P_{\text{прав}}$  или  $P_{\text{ош}}$  для экземпляров обучающей выборки, считают, что примерно такие же значения этих характеристик будут иметь место на практике при индивидуальном прогнозировании новых экземпляров, не принимавших участие в обучающем эксперименте.

Если полученные значения вероятностей отвечают требованиям, то построенное прогнозирующее правило применяют к новым экземплярам ИЭТ рассматриваемого типа. В результате определяют уровень надёжности (класс  $K_1$  и  $K_2$ ), который они будут иметь на будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

В ряде случаев выборку ИЭТ, принимавшую участие в обучающем эксперименте, разбивают на две. Одна из них используется для построения прогнозирующего правила вида (1.44), а другая, её называют контрольной выборкой, — для оценки вероятностей  $p_{12}$ ,  $p_{21}$ ,  $P_{\text{прав}}$  и  $P_{\text{ош}}$  [18, 19]. Такой подход представляется более предпочтительным. Однако в этих случаях объём обучающей выборки должен быть примерно в два раза больше, нежели при обычном подходе.

***Прогнозирование надёжности однотипных изделий, не принимавших участие в обучающем эксперименте.*** Экземпляры обучающей выборки используются для получения прогнозирующего правила и определения его пригодности для практики. В процессе обучающего эксперимента рабочий ресурс этих экземпляров либо выработан полностью, либо заметно израсходован, поэтому они не могут быть использованы дальше по назначению в электронных устройствах. В аппаратуре могут быть использованы только экземпляры, которые не принимали участие в обучающем эксперименте и по результатам индивидуального прогнозирования отнесены к представителям класса  $K_1$ .

Применение полученного прогнозирующего правила для индивидуального прогнозирования надёжности новых экземпляров исследуемого типа ИЭТ включает следующее:

1) измерение в начальный момент времени ( $t = 0$ ) у конкретного  $j$ -го экземпляра признаков;

2) подстановку полученных значений признаков  $j$ -го экземпляра в прогнозирующее правило и подсчёт значения решающей функции  $F^{(j)}$ , соответствующей этому экземпляру;

3) сравнение значения функции  $F^{(j)}$  с порогом  $P_0$  и принятие решения о классе данного экземпляра — получение прогноза класса  $j$ -го экземпляра с точки зрения его надёжности на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

Считают, что вероятностные характеристики результатов индивидуального прогнозирования для новых однотипных экземпляров будут примерно такими же, как подсчитанные на экземплярах обучающей выборки [9,16].

### 1.10. Использование имитационных воздействий для прогнозирования надёжности ИЭТ

По аналогии с индивидуальным прогнозированием радиационной стойкости биполярных транзисторов методом имитационных воздействий автором предлагается использовать имитационное воздействие для получения информации о поведении функционального параметра конкретного экземпляра (ИЭТ) для будущих моментов времени. Суть применения имитационного моделирования заключается в том, что влияние процессов старения (деградационных процессов), происходящих при длительной наработке ИЭТ в определенных условиях, заменяется (имитируется) действием некоторого имитационного фактора, который не приводит к необратимым процессам и уровень которого определяется в зависимости от заданного значения наработки ИЭТ.

Под **параметрической надёжностью** будем понимать свойство ИЭТ сохранять уровень функционального параметра  $y(t)$  в пределах норм (от  $a$  до  $b$ ), указанных в технической документации или установленных потребителем, в течение заданного времени (наработки)  $t_3$  при выбранных режимах и условиях работы. Несоответ-

ствии ИЭТ требованию параметрической надёжности объясняется постепенными отказами по параметру  $y(t)$  из-за его постепенного ухода за пределы норм в течение времени  $t_3$ .

Процедура прогнозирования постепенных отказов и, следовательно, параметрической надёжности ИЭТ методом имитационных воздействий включает решение двух основных задач: получение имитационной модели и собственно индивидуальное прогнозирование параметрической надёжности конкретных экземпляров (рис. 1.17).

Имитационная модель, используемая для прогнозирования, представляет собой математическое выражение, устанавливающее соответствие между наработкой ИЭТ и уровнем имитационного фактора. Её получают с помощью экспериментальных исследований определенной выборки ИЭТ рассматриваемого типа для функционального параметра, по значению которого судят о параметрической надёжности ИЭТ. Суть этих исследований — измерение значений интересующего функционального параметра: вначале в момент времени  $t \rightarrow 0$  при воздействии имитационного фактора, а затем в процессе длительной наработки. Причем имитационный фактор и его уровни должны быть таковыми, чтобы у ИЭТ не происходили необратимые изменения функциональных параметров, то есть функциональные параметры ИЭТ должны принимать свои первоначальные значения после снятия имитационного воздействия.

Путём обработки экспериментальных данных получают две математические модели. Одна из них показывает, как изменяется функциональный параметр ИЭТ в зависимости от уровня имитационного фактора  $F$ , другая — как этот же параметр зависит от наработки  $t$  на интервале времени от  $t = 0$  до значения максимальной интересующей наработки  $t_n$ . Другими словами, надо получить зависимости вида

$$P = f_1(F), \quad (1.53)$$

$$P = f_2(t), \quad (1.54)$$

где  $P$  — интересующий функциональный параметр, по значению которого судят о параметрической надёжности ИЭТ;  $F$  — имитационный фактор;  $t$  — наработка (время работы) ИЭТ;  $f_1, f_2$  — символы функциональной зависимости.

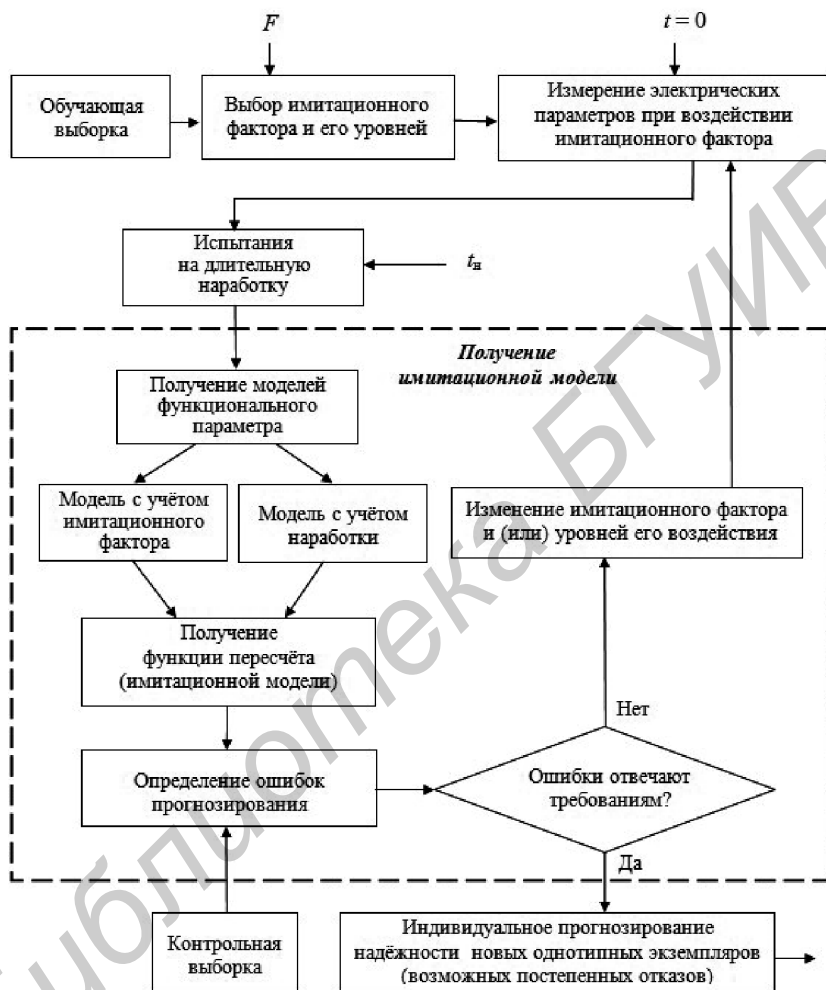


Рис. 1.17. Прогнозирование надёжности ИЭТ методом имитационных воздействий:

$F$  – имитационный фактор;  $t_n$  – интересующее время работы (наработка)

Используя выражения (1.53) и (1.54), получают имитационную модель, которая может использоваться в задаче прогнозирования постепенных отказов ИЭТ, а именно: для пересчёта заданной наработки  $t_3$  на значение имитационного воздействия.

Имитационная модель представляет выражение (функцию), показывающее, как рассчитать значение имитационного фактора  $F$  (обозначим как  $F_{\text{им}}$ ), обеспечивающее примерно такое же изменение прогнозируемого функционального параметра  $P$  за интересующую наработку  $t_3$ , что и действие имитационного фактора уровня  $F_{\text{им}}$  в начальный момент времени:

$$F_{\text{им}} = f(t = t_3). \quad (1.55)$$

Уравнение (1.55) будем также называть функцией пересчёта или уравнением связи наработки с имитационным воздействием.

При индивидуальном прогнозировании постепенных отказов конкретного экземпляра с использованием полученной имитационной модели (1.55) поступают так. Для заданного значения наработки ИЭТ ( $t_3$ ) обычным расчётом по выражению (1.55) определяют уровень имитационного фактора  $F_{\text{им}}$ . На ИЭТ (конкретный экземпляр) воздействуют имитационным фактором и при его значении, равном рассчитанному уровню  $F_{\text{им}}$ , выполняют измерение интересующего функционального параметра  $P$ . Считают, что экземпляр для заданной наработки  $t_3$  будет иметь такое же значение функционального параметра  $P$ , как полученное в результате измерения при уровне имитационного фактора, равном  $F_{\text{им}}$ . С учётом этого дают прогноз значению функционального параметра  $P$  для заданной наработки  $t_3$ . Измеренное значение параметра  $P$  сравнивается со значением, приводимым в технических условиях на ИЭТ рассматриваемого типа, или со значением, указанным изготовителем аппаратуры, использующим ИЭТ рассматриваемого типа. На основании результата этого сравнения делается вывод о наличии или отсутствии в течение заданной наработки  $t_3$  постепенного отказа по параметру  $P$  и, следовательно, соответствии или несоответствии экземпляра требованиям надёжности, что позволяет решить вопрос об использовании надёжных экземпляров в составе ответственной аппаратуры.



## Глава 2

# ОТБОР ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ ПОВЫШЕННОГО УРОВНЯ НАДЁЖНОСТИ МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПО ИНФОРМАТИВНЫМ ПАРАМЕТРАМ

---

---

### 2.1. Систематизация методов построения прогнозирующих правил

Для решения задач индивидуального прогнозирования по информативным параметрам (далее — признакам) необходимо с помощью предварительных исследований получить прогнозирующее правило. Для его получения возможны различные подходы (способы). Способ построения прогнозирующего правила показывает, в каком виде формировать решающую функцию  $F$  в выражении (1.44). Иногда, с учётом способа её построения, называют сам метод индивидуального статистического прогнозирования [20].

В работе [21] все способы (методы) построения прогнозирующих правил, используемых для ИЭТ, разделены на две группы по виду априорных (начальных) предположений о распределении признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ :

- параметрические;
- непараметрические.

*Параметрические методы* предполагают известный вид условных функций плотностей распределений признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ :  $w(x_1, \dots, x_k/K_1)$  и  $w(x_1, \dots, x_k/K_2)$ . Параметры условных функций плотностей распределений оцениваются по результатам испытания обучающей выборки.

Параметрические методы основаны на использовании отношения правдоподобия

$$\lambda = w(x_1, \dots, x_k/K_1)/w(x_1, \dots, x_k/K_2)$$

в предположении, что вид многомерных плотностей распределений признаков  $w(x_1, \dots, x_k/K_1)$  и  $w(x_1, \dots, x_k/K_2)$  в обоих классах известен. Обычно предполагают, что для этих распределений в каждом классе справедлив нормальный закон.

К *непараметрическим методам* относятся, во-первых, методы, не использующие функции плотности распределения признаков, например метод «обобщённых портретов», а во-вторых, методы, основанные на непараметрической аппроксимации законов распределения параметров, например метод потенциальных функций.

Непараметрические методы на основе отношения правдоподобия различаются процедурами оценивания плотностей распределения признаков [21].

К непараметрическим методам, не использующим распределения признаков, относятся методы, основанные на построении разделяющей поверхности заданного вида: гиперплоскости [20], набора гиперплоскостей [22], метод потенциальных функций [16, 23, 24], метод эллипса рассеяния [25] и др.

**Метод статистических решений.** Метод основан на использовании классических положений теории статистических решений. В нём для интересующего  $j$ -го экземпляра подсчитывают отношение правдоподобия в виде

$$\lambda^{(j)} = \frac{w(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}/K_1)}{w(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}/K_2)}, \quad (2.1)$$

где  $w(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}/K_1)$  — многомерная условная плотность распределения признаков, подсчитанная для  $j$ -го экземпляра в предположении его принадлежности к классу  $K_1$ ;  $w(x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}/K_2)$  — многомерная условная плотность распределения признаков, подсчитанная для  $j$ -го экземпляра в предположении его принадлежности к классу  $K_2$ .

Смысл  $\lambda^{(j)}$  в случае одного признака ( $x$ ) понятен из рис. 2.1.

Прогнозирующее правило записывается в виде

$$\begin{cases} j \in K_1, & \text{если } \lambda^{(j)} > 1; \\ j \in K_2, & \text{если } \lambda^{(j)} \leq 1. \end{cases} \quad (2.2)$$

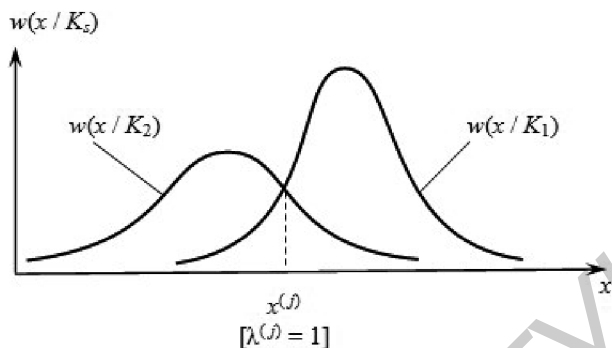


Рис. 2.1. К понятию отношения правдоподобия

Распространение получил метод аппроксимации многомерных плотностей распределений признаков  $x_1, \dots, x_k$  в классе  $K_1$  и классе  $K_2$  нормальными распределениями.

Метод состоит в следующем [18, 19]. Формируется выборка ИЭТ, принадлежность которых к классу надёжных ( $K_1$ ) или ненадёжных ( $K_2$ ) известна. Выборка делится на две части: обучающую и экзаменационную. По значениям признаков ИЭТ обучающей выборки для каждого класса вычисляются оценки вектора средних значений и вектора ковариационной матрицы параметров-признаков, используемых для решения задачи прогнозирования. Разделяющая функция — логарифм отношения плотностей распределения в классах — определена в пространстве признаков и имеет вид:

$$L(X^{(j)}) = \ln \frac{w(X^{(j)}/K_1)}{w(X^{(j)}/K_2)} = -\frac{1}{2}(X^{(j)} - M_1)^T U_1^{-1}(X^{(j)} - M_1) + \frac{1}{2}(X^{(j)} - M_2)^T U_2^{-1}(X^{(j)} - M_2) + \frac{1}{2} \ln \frac{\det U_2}{\det U_1}, \quad (2.3)$$

где  $X^{(j)}$  — вектор признаков  $j$ -го экземпляра,  $X^{(j)} = \{x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}\}$ ;  $M_s$  — векторы средних значений признаков для экземпляров классов  $K_s$ ,  $s = 1, 2$ ;  $T$  — знак транспонирования;  $U_s$  — ковариационные матрицы признаков для экземпляров классов  $K_s$ ,  $s = 1, 2$ ;  $U_s^{-1}$  — матрица, обратная  $U_s$ ,  $s = 1, 2$ ;  $\det U_s$  — определитель матрицы  $U_s$ ,  $s = 1, 2$ .

В соответствии с выражением (1.44) прогнозирующее правило запишется в виде

$$\begin{cases} j \in K_1, & \text{если } L(X^{(j)}) \geq P \\ j \in K_2, & \text{если } L(X^{(j)}) < P, \end{cases} \quad (2.4)$$

где  $P$  — порог разделения классов, аналог величины  $P_0$  в выражении (1.44).

Большое значение имеет выбор порога  $P$ , так как от него зависит соотношение ошибок  $n_{12}$  и  $n_{21}$  и эффективность прогнозирования: значения вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , рисков изготовителя  $p_{12}$  и потребителя  $p_{21}$ .

Применительно к прогнозированию надёжности ИЭТ порог  $P$  нередко выбирается из условия [18]:

$$p_{12}C_{21} = p_{21}C_{12}, \quad (2.5)$$

где  $C_{12}$ ,  $C_{21}$  — цены ошибок 1-го или 2-го рода,

или из условия минимума одного из рисков ( $p_{21}$  или  $p_{12}$ ) при ограничении сверху на значение другого.

Из анализа работ, приводимым в обзорах [20, 21], следует, что, в общем случае, формальным условием применимости метода является выполнение требования о том, чтобы количество изделий каждого класса в обучающей выборке было не меньше количества признаков. Однако удовлетворительные результаты получаются обычно при отношении числа элементов в каждом классе к числу признаков не менее 3...5 [18, 24].

Недостатком метода следует считать сложность его математического аппарата [см. формулу (2.3)]. Кроме того, при использовании для функций  $w(x_1, \dots, x_k/K_1)$  и  $w(x_1, \dots, x_k/K_2)$  аппроксимации нормальными распределениями прогнозирующее правило (2.4) получается квадратичным. Когда функции  $w(x_1, \dots, x_k/K_1)$  и  $w(x_1, \dots, x_k/K_2)$  описываются законами, отличными от нормальных распределений, правило (2.4) может привести к значительным ошибкам прогнозирования [18, 19].

**Метод потенциальных функций.** Этот метод относится к группе непараметрических. Он основывается на предположении, что экземпляры с близкими значениями признаков обладают близкими свойствами. Сущность метода потенциальных функций (МПФ)

состоит в таком нелинейном преобразовании совокупности признаков  $x_1, \dots, x_k$ , которое усиливает, подчёркивает разделение классов. Кроме того, в методе оперируют не значениями признаков, а их разностью. Но так как каждый признак имеет свою физическую природу, а значит, и размерность, то, чтобы получить безразмерные величины, применяют нормирование признаков.

Нормировка осуществляется следующим образом [24]:

$$x_i^{(j)} = \frac{x_{ni}^{(j)}}{\sigma_i}, \quad (2.6)$$

где  $x_i^{(j)}$  — нормированное значение  $i$ -го признака  $j$ -го экземпляра;  $x_{ni}^{(j)}$  — измеренное значение  $i$ -го признака  $j$ -го экземпляра;  $\sigma_i$  — оценка среднего квадратического отклонения  $i$ -го признака, подсчитанная по всем  $n$  экземплярам обучающей выборки.

Для подсчёта потенциала  $j$ -го экземпляра, наводимого на него  $l$ -м экземпляром, используют обобщённые расстояния по всем  $k$  признакам для  $j$ -го и  $l$ -го экземпляров, определяемые по формуле

$$R^{(jl)} = \sqrt{\sum_{i=1}^k [x_i^{(j)} - x_i^{(l)}]^2}. \quad (2.7)$$

Сам потенциал  $j$ -го экземпляра, наводимый на него  $l$ -м экземпляром, определяют так [16, 24]:

$$\varphi^{(jl)} = \frac{q_l}{1 + \alpha[R^{(jl)}]^\beta}, \quad (2.8)$$

где  $q_l$  — коэффициент, учитывающий класс ( $K_1$  или  $K_2$ ), к которому принадлежит  $l$ -й экземпляр; обычно принимают  $q_l = +1$ , если  $l \in K_1$ , и  $q_l = -1$ , если  $l \in K_2$ ;  $\alpha, \beta$  — коэффициенты, определяющие вид потенциальной функции; обычно принимают  $\alpha = 3, \beta = 4$  [24].

На этапе обучения (см. рис. 1.14) в качестве решающей функции  $F^{(j)}$ , соответствующей  $j$ -му экземпляру обучающей выборки, рассматривается средний суммарный потенциал этого экземпляра, определяемый по формулам

$$\varphi_{\Sigma, j \in K_1} = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{\substack{l \in K_1 \\ l \neq j}} \varphi^{(jl)} + \frac{1}{n_2} \sum_{l \in K_2} \varphi^{(jl)}; \quad (2.9)$$

$$\varphi_{\Sigma, j \in K_2} = \frac{1}{n_1} \sum_{l \in K_1} \varphi^{(jl)} + \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{\substack{l \in K_2 \\ l \neq j}} \varphi^{(jl)}, \quad (2.10)$$

где  $n_1, n_2$  — количество экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$  в обучающей выборке.

Прогнозирующее правило вида (1.44) в этом методе записывается так:

$$\begin{cases} j \in K_1, & \text{если } \varphi_{\Sigma, j} \geq P, \\ j \in K_2, & \text{если } \varphi_{\Sigma, j} < P, \end{cases} \quad (2.11)$$

причём теоретически  $P = 0$ .

Меняя значение  $P$  в небольших пределах влево или вправо относительно точки  $P = 0$ , можно добиться лучших результатов прогнозирования при решении конкретной задачи, нежели в случае  $P = 0$ .

Если построенное правило (2.11) отвечает требованиям, то для подсчёта среднего потенциала нового  $j$ -экземпляра, не принимавшего участие в обучающем эксперименте, следует пользоваться выражением

$$\varphi_{\Sigma, j} = \frac{1}{n_1} \sum_{l \in K_1} \varphi^{(jl)} + \frac{1}{n_2} \sum_{l \in K_2} \varphi^{(jl)}. \quad (2.12)$$

Этот метод — один из самых распространённых, однако его недостатком является необходимость хранения в памяти ЭВМ всех значений информативных параметров обучающей выборки, что делает его применение в условиях производства сложным. Кроме того, при реализации метода имеет место существенная зависимость прогнозирующего правила от обучающей выборки [18].

**Метод построения эллипса рассеяния.** Метод основывается на распространённом мнении [26], что любые отклонения характеристик изделия и его поведения от нормального закона распределения представляют риск для надёжности. В этом методе изделия, лежащие ближе к центру рассеивания признаков, относят к надёжным (класс  $K_1$ ), остальные — к потенциально ненадёжным (класс  $K_2$ ).

Для подсчёта значений решающей функции  $F$  используются данные только о надёжных экземплярах, то есть об экземплярах  $K_1$ :

$$F[X^{(j)}] = R^2[X^{(j)}] = \sum_{i=1}^k \left[ \frac{x_i^{(j)} - m_i}{\sigma_i} \right]^2, \quad (2.13)$$

где  $X^{(j)} = \{x_1^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}\}$  — совокупность признаков  $j$ -го экземпляра;  $m_i$  — оценка среднего значения  $i$ -го признака для экземпляров класса  $K_1$ ,  $i = 1, \dots, k$ ;  $\sigma_i$  — оценка среднего квадратического отклонения  $i$ -го признака для экземпляров класса  $K_1$ ,  $i = 1, \dots, k$ .

Данные о ненадёжных экземплярах используются только для выбора порогового эллипса. В силу этого количество ненадёжных экземпляров в обучающей выборке может быть небольшим.

Порог  $R_0$  (пороговый эллипс  $R_0^2$ ) выбирают исходя из условия

$$\max_{j \in K_1} R^2(X^{(j)}) < R_0^2 < \min_{j \in K_2} R^2(X^{(j)}). \quad (2.14)$$

Прогнозирующее правило в этом методе имеет вид:

$$\begin{cases} j \in K_1, & \text{если } R^2[X^{(j)}] < R_0^2, \\ j \in K_2, & \text{если } R^2[X^{(j)}] \geq R_0^2. \end{cases} \quad (2.15)$$

Заметим, что рассматриваемый метод является одним из немногих, в которых решающая функция (эллипс рассеяния) формируется так, что экземплярам класса  $K_1$  в среднем соответствуют её меньшие значения.

Метод даёт приемлемые результаты в случае, когда для признаков  $x_i$  имеют место плотности распределения в классах  $K_1$  и  $K_2$ , показанные на рис. 2.2.

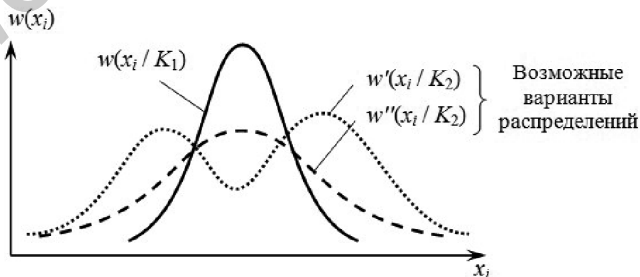


Рис. 2.2. Распределения признака  $x_i$  в классах  $K_1$  и  $K_2$

Если признаки  $x_i$  (все или часть) имеют распределения, отличные от показанных на рис. 2.2, то метод может не обеспечить допустимых ошибок прогнозирования.

С некоторыми другими методами построения прогнозирующих правил можно ознакомиться в работах [20, 21].

Анализ методов, рассмотренных выше, а также описанных в работах [20, 21, 27], позволяет определить и систематизировать некоторые их недостатки. Основными из них являются следующие:

- сложность математического аппарата построения прогнозирующего правила и алгоритма подсчёта решающей функции (метод статистических решений [18, 19], МПФ [16, 24], метод обобщённого параметра [27]);
- сильная зависимость прогнозирующего правила от обучающей выборки (МПФ);
- необходимость постоянного хранения в памяти ЭВМ большого объёма информации (разновидности МПФ, метод обобщённого параметра);
- невысокая достоверность прогноза (метод эллипса рассеяния).

Разработаны и используются различные модификации метода статистических решений и потенциальных функций. Но при числе признаков  $k > 2$  вычисления с использованием этих методов становятся очень громоздкими и требуют применения ЭВМ [18, 19], что вызывает определённые проблемы в условиях предприятий, выполняющих сборку электронной аппаратуры. Возникает вопрос: какому методу отдать предпочтение при решении практических задач?

Следует отметить, что индивидуальное прогнозирование надёжности ИЭТ может выполняться при решении самых различных производственных и исследовательских задач. При выборе того или иного метода определяющее значение имеет характер общей задачи, для решения которой будут использоваться результаты прогнозирования, а также производственно-технические и другие условия, где выполняется процедура прогнозирования: заводы по изготовлению элементов; предприятия и организации, выполняющие сборку аппаратуры; исследовательские лаборатории и т.п.

К сожалению, анализ опубликованных ранее работ не даёт возможности выявить какие-либо преимущества с точки зрения достоверности прогнозирования одного метода по сравнению с другими.



Это связано с тем, что в публикациях не полностью приводится необходимая для сравнения информация: объёмы обучающей и экзаменационной выборок по классам; материал, который использовался для оценки достоверности; метод оценки достоверности прогнозирования; доверительные интервалы для ошибок 1-го ( $n_{12}$ ) и 2-го ( $n_{21}$ ) рода и т.д.

Кроме того, имеющиеся данные [20] относятся к разным типам ИЭТ и значениям времени  $t_{пр}$ . Сравнения же различных методов по достоверности на одном и том же материале не проводились, за исключением [28].

Как отмечалось ещё в работе [20], наиболее важными соображениями, которыми необходимо руководствоваться при выборе метода, являются следующие:

- метод должен просто реализовываться на практике;
- вероятности ошибок (или риски), обеспечиваемые методом, не должны существенно отличаться от минимально возможных при данной совокупности признаков.

Частично этим требованиям отвечает метод статистических решений. Однако, как было отмечено ранее, при числе признаков  $k \geq 2$  приходится сталкиваться со сложностями математического характера и без использования ЭВМ не обойтись.

Из рассмотрения методов построения прогнозирующих правил следует, что актуальным является разработка простых, быстро реализуемых на практике методов, а также исследование известных методов с целью выяснения их эффективности и областей целесообразного применения. Решению этих вопросов посвящены главы 2 и 3 монографии.

## 2.2. Информативные параметры-признаки и принципы их выбора

**Физико-статистический смысл признаков.** Как отмечалось в главе 1, под информативным параметром, кратко — признаком, понимают такой электрический параметр изделия (в нашем случае ИЭТ), значения которого, измеренные в момент времени  $t = 0$ , несут информацию о надёжности (работоспособности) экземпляра в будущей момент времени  $t = t_{пр}$ . В качестве примера признака

приведём такой параметр биполярного транзистора, как обратный ток коллекторного перехода  $I_{КБ0}$ . Предположим, что взята выборка транзисторов одного типа. Экземпляры выборки помечены и у каждого из них в момент времени  $t = 0$  измерено значение параметра  $I_{КБ0}$ . Выборка поставлена на испытание на надёжность и фиксируются моменты времени ( $t_{от}$ ) потери работоспособности каждым экземпляром. Точки с координатами  $(I_{КБ0}, t_{от})$ , полученные для каждого экземпляра, нанесём на координатную сетку. В итоге будем иметь диаграмму разброса (корреляционное поле) параметров  $I_{КБ0}$  и  $t_{от}$  (рис. 2.3).

Функциональной связи между параметрами  $t_{от}$  и  $I_{КБ0}$  не будет (см. рис. 2.3), но по расположению точек на корреляционном поле можно заметить тенденцию: чем ниже значение  $I_{КБ0}$  при  $t = 0$ , тем в среднем больше время, в течение которого транзистор не теряет работоспособности. В работе [29] установлено, что коэффициент парной корреляции между параметрами  $I_{КБ0}$  при  $t = 0$  и  $t_{от}$  составляет значение примерно минус 0,45.

Как отмечено в работах [15, 16, 30–32 и др.], успешное применение алгоритмов распознавания для прогнозирования надёжности возможно только при использовании параметров-признаков с высокой информативностью.

Под информативностью параметров следует понимать полноту описания этими параметрами назначенных классов изделия: классов  $K_1$  и  $K_2$ . С физической точки зрения информативность отражает степень взаимосвязи выбранных параметров с процессами,

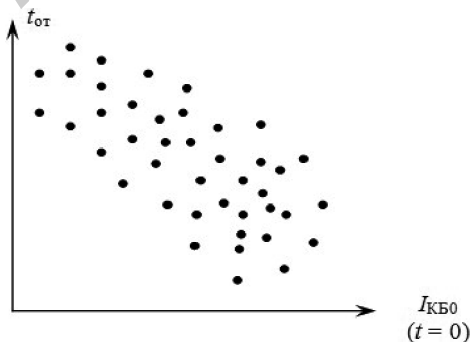


Рис. 2.3. Корреляционное поле параметров

приводящими к изменению надёжности (работоспособности) изделия [2–5].

**Общие принципы выбора параметров-признаков ИЭТ.** При практическом решении задач индивидуального прогнозирования одним из важнейших является вопрос о выборе признаков, позволяющих проводить классификацию одновременно и с наименьшей вероятностью ошибки, и с наименьшей затратой труда.

В работе [31] параметры, характеризующие изделия, в том числе и ИЭТ, качественно разделены на три группы.

К первой группе отнесены параметры, имеющие почти тождественно равные распределения для различных классов (рис. 2.4, а).

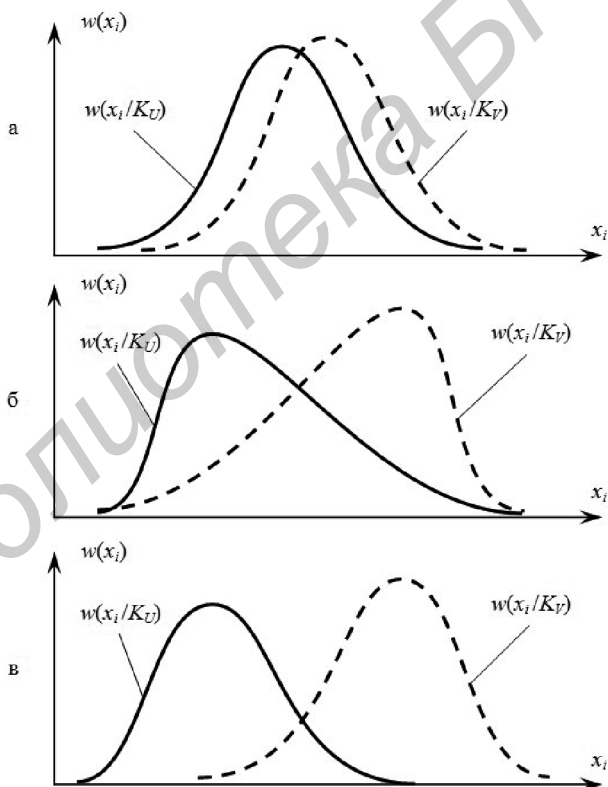


Рис. 2.4. Возможные варианты распределений параметров в классах  $K_U$  и  $K_V$

Такие параметры практически не содержат никакой информации о делимости ИЭТ на классы.

Ко второй группе относятся параметры, значения которых распределены на почти совпадающих интервалах, но имеют в этих интервалах разные распределения для классов (рис. 2.4, б). Такие параметры могут рассматриваться в качестве информативных, и по ним можно классифицировать ИЭТ, но вероятности ошибок прогнозирования в ряде случаев могут быть значительными.

Третью группу образуют параметры, принимающие свои значения на частично или полностью различных интервалах для разных классов (рис. 2.4, в). Если бы интервалы не пересекались (идеальный случай), то по таким признакам можно было бы выполнить полное распознавание изделий. Однако для ИЭТ пока не удалось найти таких параметров, да и вряд ли это возможно ввиду специфики и сложности физических процессов, происходящих в полупроводниковых приборах и интегральных микросхемах. При частичном пересечении интервалов значений параметров распознавание может проводиться с некоторой приемлемой для практики вероятностью ошибки.

Как показывает практика [33, 34], разбиение параметров, характеризующих ИЭТ, только на три вышеперечисленные группы не является полным и достаточным.

Некоторые гипотетические варианты распределений значений параметров в классах приведены на рис. 2.5.

Важной является задача определения закономерностей распределения информативных параметров. При её решении необходимо установить, какие закономерности присущи тем или иным параметрам ИЭТ и какова связь этих параметров с уровнем надёжности изделий. Рассмотрению этих вопросов посвящен 3.6.

Наибольшую трудность представляет отбор из совокупности параметров ИЭТ тех, которые следует использовать в качестве признаков. Объясняется это тем, что в настоящее время не существует каких-либо формальных правил, позволяющих предварительно произвести целесообразный отбор признаков. Поэтому предварительный отбор признаков обычно производится интуитивно. При решении практических задач предварительный набор признаков ИЭТ выбирается исходя из технических возможностей измерения их значений для каждого типа ИЭТ. В то же время отбор должен

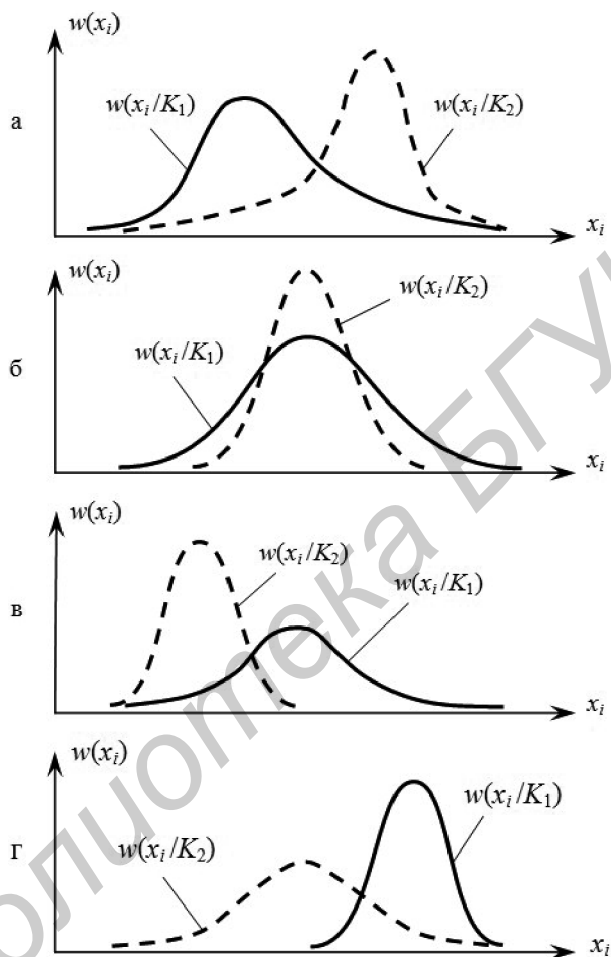


Рис. 2.5. Гипотетические варианты распределения признаков ИЭТ

производиться на основе изучения деградационных процессов, анализа производственного брака, различных физических соображений, производственного опыта и т.д. [1–5, 9, 13–21 и др.].

В работах [35–38 и др.] выполнялось индивидуальное прогнозирование надёжности различных типов биполярных транзисторов. Число информативных параметров, принятых во внимание при получении прогноза, колебалось от 2 до 83. Такой большой

разброс подтверждает неразработанность методики выбора необходимых параметров для индивидуального прогнозирования. В связи с этим актуальной задачей является разработка конкретных рекомендаций по выбору информативных параметров для прогнозирования надёжности ИЭТ.

Исходный набор параметров часто бывает очень большим. В то же время приемлемое для практики решающее правило вида (1.44) должно быть основано на использовании небольшого числа наиболее важных признаков, позволяющих отличить ИЭТ класса  $K_1$  от изделий класса  $K_2$  для интересующего времени работы  $t_{\text{пр}}$ . Для этого проводятся испытания, после которых сравнивают информативность различных наборов параметров [39–41]. Окончательный отбор параметров, используемых в качестве признаков, проводится на основании статистических данных с помощью специально разработанных для этой цели математических алгоритмов. Известен ряд работ [42–51], в которых обсуждаются вопросы выбора наиболее информативных признаков.

Выбранная окончательная совокупность признаков должна удовлетворять ряду требований. В частности, совокупность должна отражать все возможные причины и виды отказов [42] и обеспечивать минимально допустимую вероятность ошибок при прогнозировании. Воздействие различных помех, в том числе ошибок измерений, ограниченность обучающей выборки и т.д., не должно приводить к существенному увеличению вероятности ошибок при индивидуальном прогнозировании [42], стоимость измерений не должна превосходить определенных пределов [43].

**Критерии информативности.** Критерии оценки информативности параметров делят на две группы [20, 21]:

- критерии, позволяющие оценивать и сравнивать информативность безотносительно к применяемому методу построения прогнозирующего правила;
- критерии, связанные с выбранным методом построения прогнозирующего правила.

Основными для первой группы являются критерии, использующие информативную меру Шеннона [52, 53]. Для совокупности коррелированных параметров её определяют по формуле [52]

$$I(X) = H(S) - H(S/X), \quad (2.16)$$

где  $X$  — совокупность (вектор) параметров, информативностью которых интересуются;  $H(S)$  — энтропия (неопределенность) класса экземпляра до контроля совокупности параметров  $X$ ;  $H(S/X)$  — энтропия класса экземпляра после контроля совокупности параметров  $X$ .

В случае двух классов ( $K_1$  и  $K_2$ ):

$$H(S) = -[P(K_1)\log P(K_1) + P(K_2)\log P(K_2)], \quad (2.17)$$

$$H(S/X) = - \sum_{S=1}^2 P(K_S) \int_X w(X/K_S) \log \frac{P(K_S)w(X/K_S)}{P(K_1)w(X/K_1) + P(K_2)w(X/K_2)} dx, \quad (2.18)$$

где  $P(K_1)$ ,  $P(K_2)$  — априорная вероятность соответственно класса  $K_1$  и  $K_2$ ;  $w(X/K_1)$  и  $w(X/K_2)$  — плотность распределения совокупности параметров  $X$  соответственно для классов  $K_1$  и  $K_2$ .

При нормальном распределении исходных параметров ( $x_1, \dots, x_k$ ) шенноновская мера информации  $I$  имеет вид [52, 53]

$$I = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^h P(K_1)P(x_{ij}/K_1) \log_2 \frac{P(x_{ij}/K_1)}{P(x_{ij})}, \quad (2.19)$$

где  $h$  — число дискретных значений, которое может принять  $i$ -й признак (диапазон возможных значений  $i$ -го признака разбивается на небольшое число интервалов  $h$  и на каждом  $j$ -м интервале  $x_j$  заменяется средним значением  $x_{ij}$ );  $P(K_1)$  — вероятность появления ИЭТ класса  $K_1$ ;  $P(x_{ij}/K_1)$  — условная вероятность того, что параметр  $x_i$  примет  $j$ -е значение из  $h$  возможных при условии, что ИЭТ принадлежит к классу  $K_1$ ;  $P(x_{ij})$  — вероятность того, что параметр  $x_i$  примет  $j$ -е значение при условии рассмотрения всей выборки ИЭТ.

Критерий (2.19) представляет для практики значительный интерес, так как он учитывает зависимость между исходными параметрами и уровнем надёжности (либо классом ИЭТ) и зависимость параметров внутри класса  $K_1$ . Однако необходимость разбиения диапазона возможных значений каждого признака на интервалы вызывает неудобства при расчётах.

В случае статистической независимости параметров (корреляционная связь между параметрами отсутствует) можно воспользоваться информативной мерой Кульбака [52, 54]:

$$D = \frac{(m_1 - m_2)^2}{\sigma^2} \text{ при } \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma, \quad (2.20)$$

$$D = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{\sigma_1^2} - \frac{1}{\sigma_2^2} \right) (m_1 - m_2)^2 + \frac{1}{2} \left( \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} + \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \right) - 1 \text{ при } \sigma_1 \neq \sigma_2, \quad (2.21)$$

где  $D$  – мера информативности параметра;  $m_1, m_2$  – оценки средних значений параметра в классах  $K_1$  и  $K_2$ ;  $\sigma_1, \sigma_2$  – средние квадратические отклонения (стандартные отклонения) параметра, исследуемого на информативность, подсчитанные соответственно для экземпляров класса  $K_1$  и  $K_2$ .

Этот метод довольно прост, но имеет существенный недостаток. Наличие в действительности статистической зависимости между параметрами может привести к существенным ошибкам прогнозирования.

Из критериев информативности второй группы наиболее употребительным является критерий, использующий оценки вероятностей ошибочных распознаваний [16, 55]. Этот критерий часто называют эмпирическим риском [20]. Его определяют как

$$R = C_{12}\alpha_{12} + C_{21}\alpha_{21}, \quad (2.22)$$

где  $C_{12}$  – цена ошибки первого рода (ошибки, обусловленной вероятностью  $\alpha_{12}$ );  $\alpha_{12}$  – вероятность отнесения по прогнозу надёжных ИЭТ к классу ненадёжных;  $C_{21}$  – цена ошибки второго рода (ошибки, обусловленной вероятностью  $\alpha_{21}$ );  $\alpha_{21}$  – вероятность отнесения по прогнозу ненадёжных ИЭТ к классу надёжных.

В работе [56] ошибки  $\alpha_{12}$  и  $\alpha_{21}$  оцениваются по результату распознавания контрольной или обучающей выборок по формулам

$$\alpha_{12} = 1 - \frac{N_{11}}{N_1}, \quad (2.23)$$

$$\alpha_{21} = 1 - \frac{N_{22}}{N_2}, \quad (2.24)$$

где  $N_{11}$  – число изделий (ИЭТ) класса  $K_1$  (надёжных), распознанных правильно;  $N_1$  – общее число изделий класса  $K_1$ ;  $N_{22}$  – общее



число изделий класса  $K_2$  (ненадёжных), распознанных правильно;  $N_2$  — общее число изделий класса  $K_2$ .

Критерий (2.22) имеет недостаток, главным из которых является сложность в оценке величин  $C_{12}$  и  $C_{21}$ , так как на практике определить цену ошибки отнесения ненадёжного изделия ( $K_2$ ) к числу надёжных ( $K_1$ ) очень сложно. Поэтому в практических приложениях индивидуального прогнозирования по информативным параметрам широко пользуются вероятностью правильного прогноза [9, 16, 18, 19], называемой также вероятностью принятия правильных решений (по результатам индивидуального прогнозирования):

$$P_{\text{прав}}(X) = \frac{n_{11} + n_{22}}{n}, \quad (2.25)$$

где  $P_{\text{прав}}(X)$  — значение вероятности, соответствующее рассматриваемой совокупности информативных параметров  $X = \{x_1, x_1, \dots, x_k\}$ ;  $n_{11}$ ,  $n_{22}$  — количество правильно распознанных экземпляров обучающей выборки соответственно классов  $K_1$  и  $K_2$ ;  $n$  — общий объём обучающей выборки.

С другими критериями оценки информативности параметров можно ознакомиться в работах [20, 21].

**Методы выбора совокупности признаков.** В случае статистически независимых параметров процедура отбора состоит в упорядочении их в соответствии с убыванием некоторой меры информативности каждого отдельного параметра. Далее из упорядоченной совокупности выбирают несколько первых (предположим  $k'$ ) параметров в качестве признаков, обеспечивающих заданные требования.

При статистически зависимых параметрах указанная процедура отбора может не дать приемлемого результата, так как в зависимости от характера корреляции информативность системы параметров может быть как меньше, так и больше суммы информативности параметров, рассматриваемых в отдельности. Поэтому здесь необходим перебор различных сочетаний параметров с целью поиска наиболее информативной совокупности [20, 49].

Известны три группы способов перебора: полный, случайный и направленный.

Полный перебор может быть применен, если исходная совокупность параметров невелика ( $k \leq 10$ ), при этом количество пере-

боров равно  $(2^k - 1)$ . Такая процедура определяет оптимальную совокупность признаков, но при большом их количестве ведёт к значительным временным затратам [57].

Случайный перебор может строиться на методе Монте-Карло и отличается от предыдущего тем, что рассматриваются только некоторые совокупности параметров, выбранные случайным образом, в предположении, что все они равновероятны. Такой поиск ведётся до нахождения совокупности, удовлетворяющей заданным требованиям к мере информативности [23, 51].

Направленный перебор использует несколько алгоритмов. Основными из них являются следующие:

- алгоритм с поочередным добавлением лучших параметров [31, 52]. Состоит в первоначальном выборе лучшего параметра, к которому добавляется лучший из оставшихся параметров, составляющий с ним пару (наилучшую), затем третий и т.д. Процесс завершается, когда информативность некоторой совокупности параметров заметно не превосходит информативности предыдущего или когда достигается необходимый уровень информативности;

- алгоритм с последовательным исключением параметров [31]. Из  $k$  имеющихся параметров исключается какой-либо один; оставшиеся  $(k - 1)$  оцениваются на информативность, затем первый восстанавливается и исключается следующий и так все параметры по очереди. Далее наихудший из  $k$  параметров отбрасывается и процедура повторяется. Процесс заканчивается, когда информативность некоторой совокупности окажется незначительно меньше, чем информативность предыдущей, либо когда достигается заданный уровень информативности. При больших выборках этот алгоритм даёт лучшие результаты по сравнению с предыдущим.

Приведённое выше разнообразие методик выбора информативной совокупности параметров-признаков ИЭТ заставляет убедиться в том, что конкретных рекомендаций по выбору информативных параметров в зависимости от решаемой задачи не существует. В каждом конкретном случае нужно пользоваться соответствующими методиками либо их сочетаниями.

Поиск параметров, используемых в качестве признаков применительно к ИЭТ, является малоизученным вопросом, особенно для случая их работы в режиме переключения. Указаний по выбору признаков для ИЭТ, работающих в режиме переключения,

в литературе и Интернет-источниках не найдено. В работах [9, 33, 34, 59–62] на основе анализа экспериментальных исследований приводятся общие рекомендации.

Процедура поиска признаков для ИЭТ рассматривается в 3.4 на примере биполярных транзисторов средней мощности.

### 2.3. Проблемные вопросы индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по информативным параметрам

***Учёт электрического режима работы ИЭТ в составе электронных устройств.*** Усложнение электронных устройств, выражающееся в резком увеличении количества используемых блоков и электронных узлов, а также появление качественно новых ответственных функций, возлагаемых человеком на аппаратуру, и расширение условий её работы заметно обострили проблему надёжности электронных устройств [9, 13, 14, 32]. Особенно остро эта проблема стоит для электронных устройств, отказ которых может привести к катастрофическим последствиям или к крупным техническим и экономическим потерям [5, 9, 16 и др.].

Достигнутый сегодня уровень качества изготовления ИЭТ и технологии сборки электронных устройств в ряде случаев уже не отвечает требованиям к надёжности устройств.

В этих условиях особое значение приобретает контроль качества ИЭТ на предприятиях, выполняющих сборку электронных устройств. Методы контроля развиваются в различных направлениях [13–16, 47, 48 и др.]. Наиболее широко используется входной контроль, состоящий в проверке ИЭТ на соответствие требованиям технических условий (ТУ), что даёт возможность исключить производственные затраты на выполнение последующих технологических операций с экземплярами, не отвечающими требованиям [13, 15, 16]. Такой контроль хорош, однако не позволяет выявить ИЭТ со скрытыми дефектами. Эти дефекты впоследствии с большой степенью вероятности могут привести к отказу ИЭТ и, следовательно, устройств. Лучшие результаты даёт контроль с использованием индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по их информативным параметрам. В ряде работ показано, что такое

прогнозирование является весьма перспективным направлением в решении задач обеспечения надёжности РЭУ и их элементов [15, 16, 52 и др.].

Наиболее полно разработано индивидуальное прогнозирование с использованием обобщённых показателей качества [20, 21]. Такое прогнозирование даёт лучшие результаты, нежели традиционный входной контроль [13, 16], ибо оно позволяет в определённой степени выявить и отбраковать ИЭТ со скрытыми дефектами. Но такой контроль не даёт полного ответа о качестве ИЭТ из-за того, что прогнозирование осуществляется в «отрыве» их от аппаратуры, без учёта электрического режима и специфики работы в составе электронных устройств.

Анализ показал [61, 62], что недостатки и ограничения прогнозирования с использованием обобщённых показателей качества особенно характерны для элементов, предназначенных для работы в составе устройств, использующих режим переключения. С помощью такого прогнозирования нельзя учесть будущую работу некоторых типов элементов, в первую очередь ИЭТ, в составе электронных устройств. Объясняется это отличием режима переключения от режима, в котором выполняются испытания на надёжность экземпляров обучающей выборки с целью получения информации, необходимой для построения прогнозирующего правила.

В настоящее время наиболее широкое распространение для ИЭТ получили высокотемпературные ускоренные испытания (часто с приложением к  $p$ - $n$ -переходам обратного напряжения) и испытания путём пропускания через полупроводниковые приборы постоянного тока [69–73]. Иногда используется сочетание этих видов испытаний. Результаты таких ускоренных испытаний адекватно отражают надёжность ИЭТ для активного (усилительного) режима работы. При работе ИЭТ в составе электронных устройств, использующих режим переключения, физика их отказов существенно отличается от той, что наблюдается в активном режиме [74, 75]. По этой причине на практике имеет место заметное отличие в надёжности однотипных ИЭТ, работающих в активном режиме и в режиме переключения [61].

При работе ИЭТ (полупроводниковых приборов) в составе электронных устройств, использующих режим переключения, их отказы в основном вызываются объёмными дефектами, а опреде-

ляющую роль играют максимальные импульсные значения тока и напряжения [74–76].

Кроме того, при решении задач прогнозирования с использованием обобщённых показателей качества критерии отказов полупроводниковых приборов при испытании их на надёжность устанавливаются обычно с позиций стабильности функциональных параметров. Это в большинстве случаев расходится с критериями отказа устройств «по вине» полупроводниковых приборов. Так, в ряде работ [77–79 и др.] критерии отказа транзисторов по таким параметрам, как статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ ) и другие, выбраны в виде

$$\left| \frac{\Delta h_{21Э}}{h_{21Э\text{нач}}} \right| \geq \xi, \quad (2.26)$$

где  $\Delta h_{21Э}$  — абсолютное отклонение параметра  $h_{21Э}$  от его начального значения  $h_{21Э\text{нач}}$ ;  $\xi$  — значение величины, при достижении которой фиксируется постепенный (условный) отказ полупроводникового прибора.

Такой подход хорош для оценки надёжности ИЭТ как элементов с точки зрения технологии их изготовления, но может оказаться недостаточным при оценке надёжности ИЭТ в составе электронных устройств. Это иллюстрируется рис. 2.6.



Рис. 2.6. Влияние начального значения и скорости деградации функционального параметра  $y$  ИЭТ на надёжность электронных устройств: 1, 2 — экземпляры ИЭТ с различными темпами деградации параметра  $y$

На рис. 2.6  $y_{кр}$  — критическое значение параметра, исходя из которого рассчитывается электрическая схема устройства; считается, что устройство отказывает при значении  $y < y_{кр}$ .

Из рис. 2.6 видно, что хотя экземпляр 2 имеет более высокий темп деградации, но устройство, содержащее такое ИЭТ, откажет (по вине ИЭТ) позже, нежели устройство с экземпляром 1.

В настоящее время наметилась тенденция контроля элементов с использованием индивидуального прогнозирования их надёжности непосредственно в составе электронных устройств [16]. Здесь прогнозирование надёжности ИЭТ выполняется с учётом электрического режима их работы в составе устройств и, кроме того, позволяет определить повреждения и отказы ИЭТ, возникающие в процессе сборки устройств. Использование такого прогнозирования весьма эффективно с точки зрения повышения надёжности электронных устройств в целом (см. рис. 2.7), но пока является сложной задачей, решение которой требует больших затрат [48].

В связи с ростом требований к электронным устройствам военной и космической техники [1–5, 14–16, 32 и др.] прогнозирование с использованием обобщённых показателей качества в ряде случаев уже не обеспечивает требуемый уровень надёжности устройств.

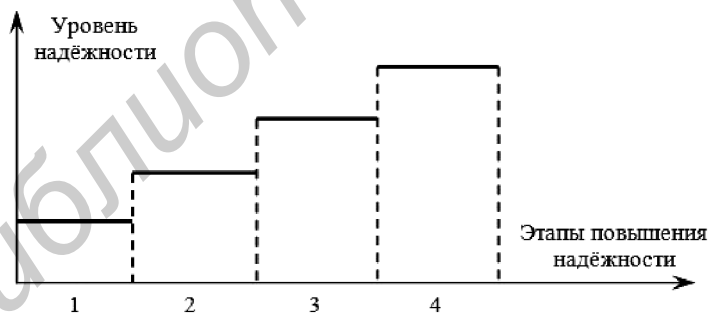


Рис. 2.7. Этапы повышения надёжности электронных устройств, обусловленные контролем ИЭТ, выполняемым на предприятиях-изготовителях аппаратуры:

1 — входной контроль; 2 — индивидуальное прогнозирование с использованием обобщённых показателей качества; 3 — индивидуальное прогнозирование с учётом электрического режима работы в составе электронных устройств; 4 — индивидуальное прогнозирование непосредственно в составе электронных устройств

А прогнозирование качества ИЭТ в составе устройств хотя и может обеспечить требования к надёжности, но пока малоприспособно для условий производства [48].

Поэтому важной и актуальной задачей является разработка такого вида индивидуального прогнозирования, который позволил бы получить лучшие результаты, нежели прогнозирование с использованием обобщённых показателей качества ИЭТ, и был пригоден для условий производства.

В работах [61, 80–82] показано, что решение этой задачи имеет первостепенное значение для повышения надёжности устройств, использующих режим переключения и содержащих в своем составе мощные транзисторы.

Проведенный анализ определил [33, 81, 82] возможный путь решения указанной задачи — учёт режима работы изделий в самой процедуре прогнозирования. Это позволит «заложить» специфику работы ИЭТ в режиме переключения в алгоритм процедуры прогнозирования и тем самым повысить достоверность прогнозирования их надёжности при работе в составе РЭУ.

***Разработка методов статистического прогнозирования, пригодных для использования в условиях промышленных предприятий.*** Многообразие режимов (активный, генераторный, переключения и так далее), отсутствие в большинстве случаев информации о режиме использования ИЭТ данной партии, а также организационные сложности не позволяют заводам — изготовителям ИЭТ при решении задач по индивидуальному прогнозированию качества элементов учитывать режим их работы в составе электронных устройств. По этой причине прогнозирующие правила получают для «общего» (типового) режима работы ИЭТ путём проведения чаще всего высокотемпературных ускоренных испытаний [69–73]. Подобные испытания адекватно отражают физические процессы, которые имеют место в материалах ИЭТ при активном режиме их работы [33]. Прогнозирование надёжности мощных ИЭТ, в частности мощных транзисторов для работы в специфических режимах, приходится выполнять предприятиям, изготавливающим электронные устройства. А это, в свою очередь, предъявляет дополнительные требования к математическому аппарату прогнозирования (методу прогнозирования), основанному на использовании информативных параметров ИЭТ.

В производственных условиях могут использоваться как методы, дающие оптимальное (в смысле ошибок прогнозирования) решение задачи прогнозирования — оптимальные методы, так и методы, основанные на эвристических алгоритмах, которые в значительной степени определяются интуицией и опытом исследователя [15, 16]. Методы индивидуального прогнозирования с использованием информативных параметров предусматривают разделение (классификацию) ИЭТ на классы  $K_1$  и  $K_2$  в зависимости от уровня надёжности и могут использоваться совместно с другими методами ввиду их интереса для целей производства. Это подтверждается большим числом работ, указанных в [20, 21, 30].

Успешному применению индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ способствовали исследования по выявлению информативных параметров-признаков [18, 35, 36, 39–51 и др.]. Разработаны также различные методы оценки степени информативности параметров, используемых в качестве признаков (см., например, [18, 19, 50–54]).

Теоретические исследования и внедрение прогнозирования в производство позволили разработать некоторые нормативно-технические документы (НТД) для промышленных предприятий [18, 19, 24 и др.]. Эти НТД представляют типовую методику проведения обучающего эксперимента, обучения и обработки результатов. В них даны конкретные рекомендации по применению индивидуального прогнозирования, выбору информативных параметров, оценке эффективности прогнозирования надёжности изделий.

Сейчас наиболее хорошо разработана теория метода статистических решений, позволяющая получить оптимальное решение задачи индивидуального прогнозирования. Но, как отмечается в работе [16], практическое применение этого метода возможно, если есть подходящие аналитические модели условных многомерных плотностей распределения признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ :  $w(x_1, \dots, x_k/K_1)$  и  $w(x_1, \dots, x_k/K_2)$ . Их получение требует проведения специального эксперимента по сбору и обработке статистических данных о надёжности ИЭТ. И на практике инженер, как правило, сталкивается с массой проблем по реализации этого метода.

Во-первых, для ИЭТ, даже при априорно известной совокупности информативных параметров-признаков, совершенно не изу-



чены функции многомерных условных плотностей их распределения в различных классах ( $K_1$  и  $K_2$ ).

Во-вторых, получение аналитических моделей функций условных плотностей распределений — очень сложный и трудоёмкий процесс. И для каждого типа элементов и условий его эксплуатации требуются новые модели.

В-третьих, даже если такие аналитические модели получены, необходимые в этом методе аналитические преобразования, предшествующие принятию решения о прогнозируемом классе экземпляра, достаточно сложны. Объясняется это тем, что для ИЭТ параметры-признаки, как правило, взаимно коррелированы, и пренебречь этой корреляцией нельзя, а учёт её при числе параметров-признаков  $k > 2$  с математической точки зрения задача не простая. Поэтому статистические оптимальные методы в основном применяются в предположении, что функции многомерных условных плотностей распределения признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$  подчиняются нормальному закону распределения [18, 19]. В этом случае задача может быть решена аналитически. Но опять-таки здесь имеем дело со сложностями вычислительного характера и, кроме того, гипотеза о нормальности законов распределения далеко не всегда оправдана. Указанные причины объясняют то, почему в большинстве случаев отказываются от индивидуального прогнозирования методом статистических решений. Поэтому при решении инженерных задач индивидуального прогнозирования ИЭТ по их информативным параметрам во многих случаях приходится прибегать к эвристическим алгоритмам построения прогнозирующих правил [16].

Из методов, основанных на эвристических алгоритмах, находят применение методы дискриминантных и потенциальных функций, а также их модификации [16, 22–24].

Прогнозирование с использованием метода дискриминантных функций является относительно простым. Однако процедура получения прогнозирующего правила требует решения системы уравнений, что при значительном числе параметров-признаков сопряжено с трудностями вычислительного характера. Кроме того, в общем случае использование гиперповерхности, задаваемой дискриминантной функцией, не приводит к принятию оптимальных решений. Вероятность ошибочных решений здесь больше, чем при оптимальной классификации [16], кроме случая, как показано в работе [83],

когда признаки независимы, их дисперсии в классах  $K_1$  и  $K_2$  равны, а законы распределения в классах нормальные. Таким образом, метод дискриминантных функций далеко не универсален и пригоден для небольшого класса задач. Его рекомендуют применять в случаях, когда классы хорошо разделяются [15, 16].

Когда классы  $K_1$  и  $K_2$  пересекаются (имеет место взаимопроникновение), следовательно, являются трудно разделимыми, из эвристических алгоритмов более эффективен метод потенциальных функций. Легко реализуемые возможности нелинейного преобразования пространства признаков, заложенные в этом методе, делают его более гибким по сравнению с другими. Это позволяет в большинстве случаев достигать удовлетворительных для практики результатов прогнозирования. Поэтому метод потенциальных функций получил наибольшее распространение среди методов индивидуального прогнозирования на основе использования информативных параметров [23, 24]. Однако вычислительные операции в этом методе достаточно сложны.

В практике возникают проблемы, связанные с возможностью и простотой автоматизации процедуры прогнозирования, а также с оперативностью принятия решений о классе ИЭТ с помощью прогнозирующего правила вида (1.44). Известные методы прогнозирования [20], такие как метод статистических решений [18, 19, 49], метод потенциальных функций [16, 24] и некоторые другие [20, 21], являются сложными как для понимания, так и для автоматизации прогнозирования. Для этих методов производительность процедуры принятия решения о классе экземпляра без использования ЭВМ крайне мала, поэтому они находят ограниченное применение в практике. Актуальной является разработка таких методов, которые позволяли бы легко автоматизировать прогнозирование и в то же время оперативно принимать решение о классе каждого экземпляра ИЭТ в случаях, когда процедура прогнозирования не автоматизирована. Во многом этим требованиям отвечает метод, основанный на принципах пороговой логики, который впервые упоминается в работах [84, 85].

Предпосылкой создания нового метода является рассмотрение контролируемых признаков ИЭТ с позиций пороговой логики [86, 87]. Непрерывные отсчёты признаков ИЭТ содержат избыточную информацию о классе экземпляра, поэтому представляется возмож-

ным перейти на двоичное представление признаков и дальнейшую логическую обработку двоичных чисел. Тогда образ экземпляра можно представить набором двоичных чисел, что упростит решение задачи прогнозирования, автоматизацию и оценку (прогнозирование) надёжности ИЭТ в условиях производства. Своё дальнейшее развитие метод получил в [88, 91–93 и др.].

Ставилась задача довести использование разрабатываемого нового метода индивидуального прогнозирования, основанного на принципах пороговой логики, до уровня методики, предназначенной для широкого круга специалистов.

## 2.4. Обоснование и суть метода пороговой логики

Как отмечалось выше, актуальной является разработка новых, более простых методов, обладающих гибкостью в изменении прогнозирующего правила, минимальными математическими вычислениями или же отсутствием их вообще. Во многом этому отвечает предложенный автором метод, основанный на принципах пороговой (мажоритарной) логики. Впервые метод упоминается в работе [84], а своё дальнейшее развитие получил в работах [85–88, 91–115 и др.].

Предпосылки применения принципов пороговой логики к индивидуальному прогнозированию работоспособности ИЭТ обсуждались в [84, 86]. Поясним эти предпосылки.

С одной стороны, решение о классе конкретного экземпляра ИЭТ (будем называть его  $j$ -м экземпляром) в случае разделения на два класса может быть представлено в двоичной форме:

$$R^{(j)} = \begin{cases} 1, & \text{если } j\text{-й экземпляр принадлежит классу } K_1, \\ 0, & \text{если } j\text{-й экземпляр принадлежит классу } K_2, \end{cases}$$

где  $R^{(j)}$  — параметр (двоичная функция), характеризующий принадлежность  $j$ -го экземпляра к классу  $K_s$  ( $s = 1, 2$ ) в будущий момент времени  $t_{пр}$  — заданное время прогнозирования.

С другой стороны, значения признаков  $x_1, \dots, x_k$ , полученные в момент времени  $t = 0$ , несут избыточное количество информации о классе экземпляра, к которому он будет принадлежать в будущий

момент времени  $t_{пр}$ . Это даёт возможность перейти к дискретному описанию признаков путём преобразования их в двоичный код (например, в нуль или единицу), используя определённые правила. Тогда ИЭТ можно представить моделью устройства с  $k$  двоичными сигналами  $z_1, \dots, z_k$  на входе в соответствии с числом признаков, используемых для прогнозирования, и одним двоичным параметром  $R$  на выходе, соответствующим решению о классе надёжных ( $K_1$ ) или ненадёжных ( $K_2$ ) экземпляров.

После преобразования признаков в двоичный код (сигналы  $z_1, \dots, z_k$ ) параметр  $R$  можно рассматривать как двоичную функцию от двоичных аргументов  $z_1, \dots, z_k$ . Или другими словами, функция  $R$  есть пороговая (в частном случае мажоритарная) функция от двоичных аргументов  $z_1, \dots, z_k$ . Это позволяет к функции  $R$  и её аргументам  $z_1, \dots, z_k$  применить принципы пороговой логики.

Согласно [89], пороговая логика — раздел математической логики, исследующий закономерности функционирования устройств с несколькими двоичными входами и одним двоичным выходом. Эти закономерности характеризуются тем, что происходит скачкообразное изменение выходного состояния устройства. Параметр  $R$  на выходе устройства равен константе, обозначаемой логическим значением нуль, до тех пор, пока взвешенная сумма входных двоичных сигналов  $z_1, \dots, z_k$  не станет равной или не превысит вещественное число  $T$ , называемое порогом разделения. В этом случае выходной сигнал  $R$  станет равным другой константе, обозначаемой логическим значением единица.

Так как в основу предложенного нового метода положены принципы функционирования пороговых устройств [90], то автором он был назван методом пороговой логики (МПЛ), а одна из его разновидностей — методом мажоритарной логики (см. 2.8).

Поскольку в практических приложениях индивидуального прогнозирования с разделением на классы (классификацией) совокупность ИЭТ необходимо разделить обычно на два класса: класс надёжных (повышенной надёжности) экземпляров —  $K_1$  и класс ненадёжных (потенциально ненадёжных) экземпляров —  $K_2$ , то приводимые далее алгоритмы МПЛ относятся именно к этому случаю.

Суть метода пороговой логики состоит в следующем. ИЭТ, как объект классификации с точки зрения надёжности, представляет

собой модель устройства с  $k$  двоичными входами  $z_1, \dots, z_k$  в соответствии с количеством признаков, используемых для прогнозирования, и одним двоичным выходом  $R$ , соответствующим решению о классе надёжных ( $K_1$ ) или ненадёжных ( $K_2$ ) экземпляров (рис. 2.8).

Входные двоичные сигналы  $z_1, \dots, z_k$  на входах модели получают путём преобразования признаков ИЭТ  $x_1, \dots, x_k$ , измеренных в начальный момент времени ( $t = 0$ ). Так как в общем случае различные признаки  $x_i$  имеют разную ценность для процедуры прогнозирования, то логично каждому двоичному сигналу  $z_i$  поставить

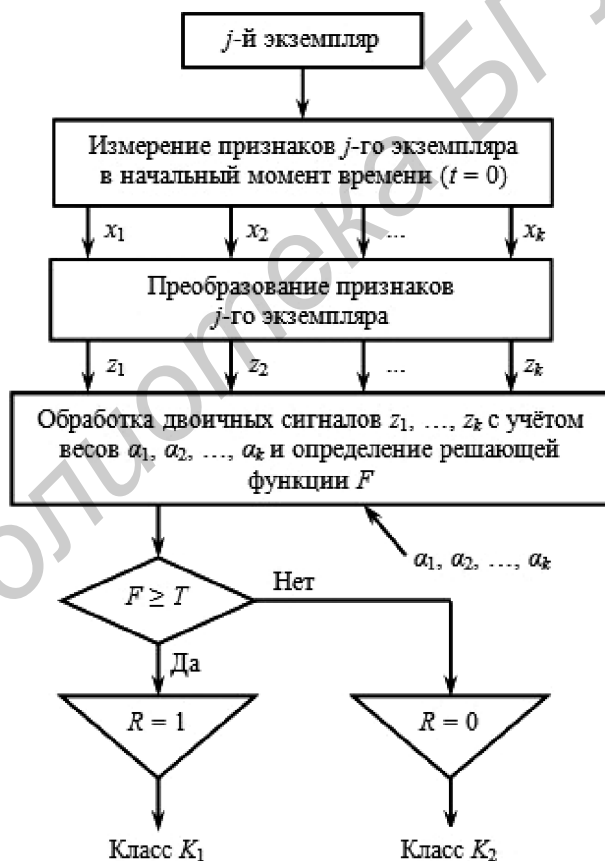


Рис. 2.8. Структурная схема алгоритма МПЛ

в соответствие вещественное число  $\alpha_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ), называемое весом двоичного входа или, что то же самое, весом двоичного сигнала  $z_1, \dots, z_k$ .

Условимся признаки  $x_1, \dots, x_k$  преобразовывать в двоичные сигналы так, чтобы значения  $z_i = 1$  в основном соответствовали экземплярам класса  $K_1$ , а значения  $z_i = 0$  — экземплярам класса  $K_2$ . Тогда общий алгоритм метода индивидуального прогнозирования, основанного на принципах пороговой логики, запишем в виде

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \bigvee_{i=1}^k [\alpha_i, z_i^{(j)}] \geq T, \\ 0, & \text{если } \bigvee_{i=1}^k [\alpha_i, z_i^{(j)}] < T, \end{cases} \quad (2.27)$$

где  $R^{(j)}$  — двоичный сигнал на выходе, соответствующий  $j$ -му экземпляру и равный единице для класса надёжных ( $K_1$ ) и нулю — для класса ненадёжных ( $K_2$ ) экземпляров;  $z_i^{(j)}$  —  $i$ -й входной двоичный сигнал, полученный для  $j$ -го экземпляра с учётом значения  $i$ -го признака в момент времени  $t = 0$ ,  $i = 1, \dots, k$ ;  $\alpha_i$  — вес  $i$ -го входного двоичного сигнала, конечное вещественное число,  $i = 1, \dots, k$ ;  $\bigvee$  — оператор, определяющий вид математических операций над весами  $\alpha_i$  и двоичными сигналами  $z_i^{(j)}$ , полученными для  $j$ -го экземпляра,  $i = 1, \dots, k$ ;  $k$  — общее количество входных двоичных сигналов (двоичных входов), равное количеству признаков, используемому для выполнения прогнозирования;  $T$  — порог разделения классов.

Отметим, что величина  $\bigvee_{i=1}^k [\alpha_i, z_i^{(j)}]$  в выражении (2.27) представляет собой решающую функцию  $F$ , вычисляемую для  $j$ -го экземпляра в соответствии с общим прогнозирующим правилом (1.44).

Конкретные алгоритмы предлагаемого метода индивидуально-прогнозного прогнозирования (МПЛ) могут быть получены выбором выражений, используемых для преобразования признаков  $x_1, \dots, x_k$  во входные двоичные сигналы  $z_1, \dots, z_k$ , способов оценки значений весов  $\alpha_1, \dots, \alpha_k$ , а также уточнением вида оператора  $\bigvee$ .

Некоторые алгоритмы МПЛ предложены в работах [91, 100], а своё систематизированное отражение МПЛ и алгоритмы получили в работах [102, 106, 109, 112].

Как показали экспериментальные исследования, обсуждаемые в гл. 3, для многих параметров ИЭТ, рассматриваемых в качестве информативных (признаков), характерна такая закономерность: бóльшим значениям параметра в среднем соответствуют экземпляры класса  $K_U$ , а меньшим значениям — экземпляры класса  $K_V$  ( $U, V = 1, 2$ ). Поэтому для преобразования признаков  $x_1, \dots, x_k$  во входные двоичные сигналы  $z_1, \dots, z_k$  предлагаем использовать выражения

$$\begin{cases} z_i^{(j)} = 1, & \text{если } x_i^{(j)} \geq x_{i0}, \\ z_i^{(j)} = 0, & \text{если } x_i^{(j)} < x_{i0}, \end{cases} \quad (2.28)$$

где  $z_i^{(j)}$  — значение  $i$ -го входного сигнала, полученное для  $j$ -го экземпляра;  $x_i^{(j)}$  — значение  $i$ -го признака, измеренное в начальный момент времени ( $t = 0$ ) у  $j$ -го экземпляра;  $x_{i0}$  — пороговое значение  $i$ -го признака, не зависящее от номера экземпляра.

Выражения (2.28) следует использовать в случаях, когда экземплярам класса  $K_1$  в среднем (в основном) соответствуют бóльшие значения признака  $x_i$ , что имеет место при выполнении условия

$$m_i^{(K1)} > m_i^{(K2)}, \quad (2.29)$$

где  $m_i^{(K1)}$ ,  $m_i^{(K2)}$  — математическое ожидание (среднее значение)  $i$ -го признака соответственно для экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$ .

Если экземплярам класса  $K_1$  в среднем соответствуют меньшие значения признака  $x_i$ , то есть

$$m_i^{(K1)} < m_i^{(K2)}, \quad (2.30)$$

то необходимо использовать выражения

$$\begin{cases} z_i^{(j)} = 1, & \text{если } x_i^{(j)} \leq x_{i0}, \\ z_i^{(j)} = 0, & \text{если } x_i^{(j)} > x_{i0}. \end{cases} \quad (2.31)$$

## 2.5. Синтез алгоритмов построения прогнозирующих правил в методе пороговой логики

Наиболее простыми алгоритмами МПЛ, предложенными автором и описанными в работах [91, 100], являются эвристические алгоритмы, в которых оператор  $L$  в выражении (2.27) представляет

собой операцию арифметического сложения. Предлагается три таких алгоритма.

В первом алгоритме в качестве веса  $\alpha_i$   $i$ -го входного двоичного сигнала  $z_i$  используется величина

$$\alpha_i = |r_i(t_{\text{пр}})|, \quad (2.32)$$

где  $r_i(t_{\text{пр}})$  — коэффициент линейной корреляции между  $i$ -м признаком и уровнем надёжности ИЭТ рассматриваемого типа для времени работы (наработки)  $t = t_{\text{пр}}$ .

Коэффициент корреляции  $r_i(t_{\text{пр}})$  желательнее определять с учётом непрерывного характера времени потери ИЭТ работоспособности. В качестве величины  $r_i(t_{\text{пр}})$  можно также использовать коэффициент линейной корреляции между  $i$ -м признаком в начальный момент времени ( $t = 0$ ) и классом ИЭТ ( $K_1$  или  $K_2$ ) в интересующий будущий момент времени  $t_{\text{пр}}$ . Номер класса (1 или 2) можно рассматривать как дискретный способ описания уровня надёжности ИЭТ для времени работы  $t = t_{\text{пр}}$ .

Значения коэффициентов  $r_i(t_{\text{пр}})$  для ИЭТ рассматриваемого типа могут быть найдены с помощью предварительных исследований. Их получение может быть совмещено с проведением обучающего эксперимента. Для определения  $r_i(t_{\text{пр}})$  необходимо выполнить статистическую обработку результатов этого эксперимента.

Математическое выражение для алгоритма МПЛ в этом случае принимает вид

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k |r_i(t_{\text{пр}})| z_i^{(j)} \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k |r_i(t_{\text{пр}})| z_i^{(j)} < T. \end{cases} \quad (2.33)$$

Значение порога  $T$  следует выбирать из условия обеспечения минимума ошибок прогнозирования или исходя из какого-либо другого критерия, учитывающего производственные или потребительские особенности данного типа ИЭТ, например с учётом допустимого риска потребителя.

Алгоритм (2.33) имеет очевидный недостаток, состоящий в необходимости располагать коэффициентами  $r_i(t_{\text{пр}})$ , определение которых представляет длительный и трудоёмкий процесс, поскольку



для каждого типа ИЭТ и заданного времени  $t_{\text{пр}}$  объективно имеют место свои значения коэффициентов  $r_i(t_{\text{пр}})$ .

Второй алгоритм отличается от алгоритма (2.33) тем, что в качестве весов  $\alpha_i$  берутся оценки условных вероятностей принадлежности ИЭТ к классу  $K_1$  при условии, что  $i$ -й входной двоичный сигнал  $z_i$  принял значение  $z_i = 1$ . Оценку этой вероятности  $P(K_1/z_i = 1)$  предлагаем определять по формуле

$$P(K_1/z_i = 1) = \frac{n(K_1/z_i = 1)}{n(z_i = 1)}, \quad (2.34)$$

где  $n(K_1/z_i = 1)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых  $i$ -й входной двоичный сигнал, определяемый по выражению (2.28) или (2.31), принял значение  $z_i = 1$ ;  $n(z_i = 1)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров, для которых по результатам преобразования признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  с использованием выражений (2.28) или (2.31) получено  $z_i = 1$ .

Выражение для алгоритма метода пороговой логики с учётом того, что  $\alpha_i = P(K_1/z_i = 1)$ , в этом случае запишем в следующем виде:

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k P(K_1/z_i = 1) z_i^{(j)} \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k P(K_1/z_i = 1) z_i^{(j)} < T. \end{cases} \quad (2.35)$$

В алгоритмах МПЛ, использующих выражения (2.33) и (2.35), сумма, сравнимая с порогом  $T$ , может рассматриваться как суммарный вес (потенциал)  $j$ -го экземпляра с точки зрения его принадлежности к классу  $K_1$ . При вычислении этого потенциала (обозначим его символом  $F^{(j)}$ ) принимаются во внимание веса  $\alpha_i$  только тех сигналов  $z_i^{(j)}$ , для которых по результатам преобразований получено  $z_i = 1$ .

В силу стохастической (вероятностной) связи признаков  $x_i$ , а следовательно, и сигналов  $z_i$  ( $i = 1, \dots, k$ ) с уровнем надёжности ИЭТ входные двоичные сигналы, для которых  $z_i^{(j)} = 0$ , также вносят некоторый вклад в величину  $F^{(j)}$ . Следует отметить, что влияние сигналов  $z_i^{(j)} = 0$  на значение  $F^{(j)}$  заметно ниже, нежели сигналов  $z_i^{(j)} = 1$ . Объясняется это тем, что в выражениях (2.28) и (2.31),

используемых для преобразования признаков  $x_i$  в сигналы  $z_i$ , предполагается, что экземплярам класса  $K_1$  в основном соответствуют значения  $z_i = 1$ .

Несмотря на то что сигналы  $z_i^{(j)} = 0$  вносят меньший вклад в суммарный потенциал  $F^{(j)}$ , представляет интерес разработка и исследование алгоритмов МПЛ, в которых всё же принята во внимание роль входных сигналов  $z_i^{(j)} = 0$ .

Учёт влияния сигналов  $z_i^{(j)} = 0$  рассматривался в работах [85, 86]. Его удобно выполнить на основе использования алгоритма МПЛ, определяемого выражением (2.35). Сигналы  $z_i^{(j)} = 1$  будем учитывать с помощью весов  $\alpha_i$ , представляющих собой оценки вероятностей  $P(K_1/z_i = 1)$ , вычисленные по формулам (2.34). Для учёта сигналов  $z_i = 0$  логично в качестве весов  $\alpha_i$  этих сигналов использовать оценки вероятностей  $P(K_1/z_i = 0)$  — условные вероятности принадлежности ИЭТ к классу  $K_1$  при условии, что сигнал  $z_i^{(j)}$  принял значение  $z_i = 0$ . По аналогии с выражением (2.34) для получения оценок вероятностей  $P(K_1/z_i = 0)$  предложена формула

$$P(K_1/z_i = 0) = \frac{n(K_1/z_i = 0)}{n(z_i = 0)}, \quad (2.36)$$

где  $n(K_1/z_i = 0)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых по результатам преобразования признаков  $x_i$  в двоичные сигналы  $z_i$  получено  $z_i = 0$ ;  $n(z_i = 0)$  — общее число экземпляров в обучающей выборке, для которых по результатам преобразования  $x_i$  в  $z_i$  получено  $z_i = 0$ .

С учётом принятых предпосылок получим

$$\alpha(z_i) = \begin{cases} P(K_1/z_i = 1), & \text{если } z_i = 1, \\ P(K_1/z_i = 0), & \text{если } z_i = 0. \end{cases} \quad (2.37)$$

Тогда алгоритм МПЛ можно записать в следующем виде:

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}) \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}) < T, \end{cases} \quad (2.38)$$

где  $\alpha(z_i^{(j)})$  — вес входного двоичного сигнала  $z_i$ , выбираемый в зависимости от значения  $z_i$  (1 или 0), полученного для  $j$ -го экземпляра.

Оператор  $L$  выражения (2.27), представляющий собой решающую функцию  $F$ , вычисляемую для  $j$ -го экземпляра в соответствии с выражением (1.44), в алгоритме (2.38) есть следующая сумма:

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}). \quad (2.39)$$

Предположительно алгоритм (2.38) обеспечит лучшие результаты прогнозирования (меньшие ошибки), нежели алгоритм (2.35) ввиду того, что он учитывает вклад в значение  $F^{(j)}$  как сигналов  $z_i^{(j)} = 1$ , так и сигналов  $z_i^{(j)} = 0$ . Эту разновидность МПЛ будем в дальнейшем рассматривать и называть **базовым МПЛ**.

Определённый интерес может представлять алгоритм индивидуального прогнозирования, в котором величина  $L[\alpha_i, z_i^{(j)}]$  выражения (2.27) есть апостериорная вероятность принадлежности ИЭТ к классу  $K_1$  или  $K_2$ . Причём термин «апостериорная вероятность» означает вероятность, вычисленную по результатам контроля признаков  $x_i$  и преобразования их в двоичные сигналы  $z_i$ . Один из таких алгоритмов был предложен в работе [88]. С теоретическими подходами, используемыми при получении алгоритма, можно ознакомиться в [5]. В этом алгоритме вероятность того, что  $j$ -й экземпляр по результатам контроля его признаков  $x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$  и преобразования их в двоичные сигналы  $z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}$  принадлежит к классу  $K_1$  (обозначим эту вероятность как  $P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})$ ), получена в предположении независимости признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  и, следовательно, двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$  по формуле для вероятности суммы совместных событий с использованием теоремы умножения вероятностей [116] и равна:

$$\begin{aligned} P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) &= \sum_{l=1}^k P(K_1/z_l^{(j)} = 1) - \\ &- \sum_{l < m} P(K_1/z_l^{(j)} = 1) \times P(K_1/z_m^{(j)} = 1) + \dots + (-1)^{k-1} \times \\ &\times P(K_1/z_1^{(j)} = 1) \times P(K_1/z_2^{(j)} = 1) \times \dots \times P(K_1/z_k^{(j)} = 1), \end{aligned} \quad (2.40)$$

где  $z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}$  — совокупность двоичных сигналов, полученная для  $j$ -го экземпляра;  $P(K_1/z_i^{(j)} = 1)$  — условная вероятность того, что  $j$ -й экземпляр принадлежит к классу  $K_1$  при условии, что по

результатам преобразования получено  $z_i^{(j)} = 1$  ( $i = l, m; l, m = 1, 2, \dots, k; l \neq m$ ).

В формуле (2.40) при вычислении сумм должны приниматься во внимание только те индексы  $l$  и  $m$ , для которых  $z_i^{(j)} = 1$  ( $i = l, m; l, m = 1, 2, \dots, k; l \neq m$ ).

Запись  $l < m$  под знаком суммы означает, что суммирование распространяется на все возможные парные, тройные и так далее сочетания двоичных сигналов  $z_i^{(j)} = 1$ , причём нечётные сочетания должны учитываться со знаком плюс, а чётные — со знаком минус.

Оценки вероятностей вида  $P(K_1/z_i^{(j)} = 1)$  могут быть вычислены по формуле вида (2.34).

Для практических приложений вместо полученного выражения (2.40) лучше пользоваться формулой

$$P(K_1/z_1^{(j)}, z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) = 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)} = 1), \quad (2.41)$$

где  $P(K_2/z_i^{(j)})$  — условная вероятность принадлежности  $j$ -го экземпляра к классу  $K_2$  при условии, что по результатам преобразования получено  $z_i^{(j)} = 1$ .

При переходе от выражения (2.40) к выражению (2.41) принято во внимание соотношение, используемое в теории вероятностей [116], в соответствии с которым

$$P(K_2/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) = 1 - P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}), \quad (2.42)$$

где  $P(K_2/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})$  — вероятность того, что  $j$ -й экземпляр, для которого по результатам преобразования признаков  $x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$  получен набор двоичных сигналов  $z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}$ , принадлежит к классу  $K_2$ .

Алгоритм МПЛ с использованием апостериорной вероятности примет вид

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)}) \geq T, \\ 0, & \text{если } 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)}) < T, \end{cases} \quad (2.43)$$

где произведения распространяются только на те индексы  $i$ , для которых по результатам преобразования получено  $z_i^{(j)} = 1$ .

Как установлено экспериментально [83, 92, 93, 117 и др.], для ИЭТ классы  $K_1$  и  $K_2$  имеют «проникновения» друг в друга, то есть пересекаются. Поэтому экземпляр может принадлежать классу  $K_1$  в случае, если несколько или даже все входные двоичные сигналы  $z_i$  примут значения  $z_i = 0$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ). Другими словами, вероятности вида  $P(K_1/z_i = 0)$  могут иметь значения, отличные от нуля. Как показали исследования [93], практически всегда эти вероятности отличны от нуля. Поэтому алгоритм (2.43) может быть улучшен путём учёта вероятностей вида  $P(K_1/z_i = 0)$ . Решение этой задачи обсуждалось в работах [94, 100].

Формула определения вероятности  $P(K_1/z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})$  получена в виде

$$P(K_1/z_1^{(j)}, z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) = \sum_{l=1}^k P(K_1/z_l^{(j)} = \xi) - \sum_{l < m} P(K_1/z_l^{(j)} = \xi) \times \\ \times P(K_1/z_m^{(j)} = \xi) + \dots + (-1)^{k-1} \times P(K_1/z_1^{(j)} = \xi) \times \\ \times P(K_1/z_2^{(j)} = \xi) \times \dots \times P(K_1/z_k^{(j)} = \xi), \quad (2.44)$$

где  $\xi$  — значения двоичного сигнала (0 или 1), соответствующие конкретному признаку (индексу) для  $j$ -го экземпляра.

При решении практических задач вместо формулы (2.44) удобнее пользоваться выражением, аналогичным (2.41):

$$P(K_1/z_1^{(j)}, z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) = 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)} = \xi). \quad (2.45)$$

В отличие от выражения (2.41), произведение распространяется на все индексы  $i$  от 1 до  $k$ . В формулу (2.45) вероятности вида  $P(K_2/z_i^{(j)} = \xi)$  следует подставлять в зависимости от того, какое значение (0 или 1) принял сигнал  $z_i$  для  $j$ -го экземпляра.

Алгоритм индивидуального прогнозирования для данной модификации МПЛ запишем в следующем виде:

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)} = \xi) \geq T, \\ 0, & \text{если } 1 - \prod_{i=1}^k P(K_2/z_i^{(j)} = \xi) < T, \end{cases} \quad (2.46)$$

где  $\xi$  — значение двоичного сигнала (0 или 1), соответствующее  $i$ -му признаку для  $j$ -го экземпляра.

Предложенные алгоритмы (2.43) и (2.46) не учитывают априорные (начальные) вероятности классов  $K_1$  и  $K_2$ . Для учёта этих вероятностей  $P(K_1)$  и  $P(K_2)$  автором в [95, 100] предложено условную апостериорную вероятность  $P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})$  определять по теореме гипотез (формуле Байеса). В предположении независимости признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  и, следовательно, двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , для этой вероятности, соответствующей  $j$ -му экземпляру, с использованием [116] получена следующая формула:

$$P(K_1/z_1^{(j)}, z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) = \frac{P(K_1)P(Z^{(j)}/K_1)}{P(K_1)P(Z^{(j)}/K_1) + P(K_2)P(Z^{(j)}/K_2)}, \quad (2.47)$$

где  $P(K_S)$  — априорная вероятность класса  $K_S$ ;  $S = 1, 2$ ;  $P(Z^{(j)}/K_S)$  — условная вероятность того, что  $j$ -й экземпляр, принадлежащий к классу  $K_S$ , будет иметь сочетание входных двоичных сигналов, равное  $Z^{(j)} = \{z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}\}$ .

Для определения оценок вероятностей вида  $P(Z^{(j)}/K_S)$  сделаем предположение о независимости признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , а следовательно, и двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$ . Тогда в соответствии с [116] получим

$$P(Z^{(j)}/K_S) = \prod_{i=1}^k P(z_i^{(j)}/K_S); \quad S = 1, 2.$$

Алгоритм МПЛ на основе использования теоремы Байеса запишем в виде

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } P(K_1/z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) \geq T, \\ 0, & \text{если } P(K_1/z_1^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}) < T, \end{cases} \quad (2.48)$$

где величина  $P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})$  определяется по формуле (2.47).

Для этой модификации МПЛ в соответствии с положениями, приведёнными в [16], может быть построен алгоритм оптимальной классификации.

Применительно к нашему случаю, с учётом цены  $C_{12}$  — переименования класса экземпляра из  $K_1$  в  $K_2$  и цены  $C_{21}$  — переимено-

вания класса экземпляра из  $K_2$  в  $K_1$ , алгоритм оптимальной классификации примет вид

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } E^{(j)} \geq \Pi(C), \\ 0, & \text{если } E^{(j)} < \Pi(C), \end{cases} \quad (2.49)$$

где  $E^{(j)}$  — отношение апостериорных вероятностей классов, соответствующее  $j$ -му экземпляру и равное

$$E^{(j)} = \frac{P(K_1/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})}{P(K_2/z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)})}, \quad (2.50)$$

$\Pi(C)$  — пороговое значение отношения  $E^{(j)}$ , определяемое отношением

$$\Pi(C) = \frac{C_{21}}{C_{12}}.$$

Для модификаций МПЛ, использующих выражения (2.43) и (2.46), алгоритмы оптимальной классификации строить сложно. Это связано с тем, что вероятности в выражениях (2.43) и (2.46), вычисляемые по формулам (2.41) и (2.45), определяются исходя из некоторых допущений и без учёта априорных вероятностей классов  $K_1$  и  $K_2$ . Поэтому алгоритмы, использующие выражения (2.43) и (2.46), могут рассматриваться как эвристические, точно так же как и алгоритмы (2.33), (2.35) и (2.38).

## 2.6. Алгоритмы метода пороговой логики, использующие положения теории информации

Контроль (измерение) признаков  $x_1^{(j)}$ ,  $x_2^{(j)}$ , ...,  $x_k^{(j)}$   $j$ -го экземпляра ИЭТ и их дальнейшее преобразование в двоичные  $z_1^{(j)}$ ,  $z_2^{(j)}$ , ...,  $z_k^{(j)}$  или троичные  $\tau_1^{(j)}$ ,  $\tau_2^{(j)}$ , ...,  $\tau_k^{(j)}$  сигналы позволяет в определённой степени снять неопределённость класса  $j$ -го экземпляра, к которому он будет принадлежать в будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ . Другими словами, контроль признаков и их дальнейшее преобразование дают информацию о принадлежности  $j$ -го экземпляра к тому или иному классу. Покажем, как применять положения

теории информации для получения в МПЛ алгоритма прогнозирования в предположении, что признаки  $x_1, x_2, \dots, x_k$  преобразовываются в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$ .

Основу прогнозирующего правила МПЛ (2.27) составляет решающая функция  $F$ , определяемая для  $j$ -го экземпляра как

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k L[\alpha_i, z_i^{(j)}],$$

поэтому получение новых алгоритмов прогнозирования, в том числе и с использованием теории информации, сводится к выбору способов определения решающей функции. Решающая функция  $F$  в общем прогнозирующем правиле (1.44) и в виде (2.27), используемом в МПЛ, может не иметь конкретного физического смысла, но всегда является величиной, характеризующей близость экземпляра к классу  $K_1$ . Это примем во внимание при получении алгоритмов, использующих положения теории информации.

Применительно к нашей задаче можно выделить две системы  $K$  и  $Z$ , в общем случае зависимые. Система  $K$  может принимать два значения:  $K_1$  и  $K_2$  соответственно с вероятностями  $P(K_1)$  и  $P(K_2)$ . Эти вероятности могут быть оценены по результатам обучающего эксперимента. Система  $Z$  включает  $k$  компонентов:  $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_k\}$ , каждый из них может принимать два состояния:  $z_i = 0$  или  $z_i = 1$ , соответственно с вероятностями  $p(z_i = 0)$  и  $p(z_i = 1)$ , определяемыми с использованием результатов обучающего эксперимента. Тогда в соответствии с положениями теории информации [54, 116] энтропия класса  $K_1$ , представляющую собой неопределённость этого класса до контроля признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  и преобразования их в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , определим по формуле

$$H(K_1) = -P(K_1) \log P(K_1), \quad (2.51)$$

где  $H(K_1)$  — энтропия, то есть неопределённость класса  $K_1$ ;  $P(K_1)$  — априорная вероятность класса  $K_1$ , то есть вероятность класса  $K_1$  до контроля признаков.

Контроль признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$   $j$ -го экземпляра и их преобразование в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$  уменьшают неопределённость класса этого экземпляра. Преобразование признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$  выполняется так, что значения



$z_i = 1$  в основном отвечают экземплярам класса  $K_1$  [см. выражения (2.28) и (2.31)]. Поэтому, если большая часть двоичных сигналов принимает значение, равное единице, то мы полагаем, что скорее всего  $j$ -й экземпляр окажется представителем класса  $K_1$  и наоборот. Это означает, что после контроля признаков энтропия (неопределённость) класса  $K_1$  всегда уменьшается. Следовательно, можно говорить об условной энтропии класса  $K_1$ , то есть об энтропии класса  $K_1$  при условии, что по результатам контроля и преобразования признаков в двоичные сигналы получен набор значений  $z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi$ , причём  $\xi$  принимает значение либо единица, либо нуль. Обозначим эту энтропию как  $H(K_1/Z)$ , где  $Z = \{z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi\}$ ;  $\xi = 1, 0$ . Согласно [116] она может быть определена по формуле

$$H(K_1/Z) = -P(K_1/Z)\log P(K_1/Z), \quad (2.52)$$

где  $P(K_1/Z)$  — условная вероятность класса  $K_1$  при условии, что система  $Z$  приняла значения  $Z = \{z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi\}$ ;  $\xi = 1, 0$ .

Количество информации, которое несёт система  $Z$  о классе  $K_1$ , можно определить как уменьшение энтропии  $H(K_1)$  в результате получения сведений о системе  $Z$ . Обозначив это количество информации  $I(K_1)$ , получим

$$I(K_1) = H(K_1) - H(K_1/Z). \quad (2.53)$$

Количество информации  $I(K_1)$  и условную энтропию  $H(K_1/Z)$  можно использовать в алгоритмах определения решающей функции  $F$  правила (2.27).

По аналогии с классом  $K_1$  можно говорить об энтропии  $H(K_2)$  класса  $K_2$  и об условной энтропии класса  $K_2$  при условии, что по результатам контроля и преобразования признаков в двоичные сигналы получен набор значений  $z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi$ . Эту энтропию обозначим как  $H(K_2/Z)$ . Можно также определить количество информации  $I(K_2)$ , которое несёт система  $Z$  о классе  $K_2$ . Расчётные формулы в этом случае принимают вид

$$H(K_2) = -P(K_2)\log P(K_2), \quad (2.54)$$

$$H(K_2/Z) = -P(K_2/Z)\log P(K_2/Z), \quad (2.55)$$

$$I(K_2) = H(K_2) - H(K_2/Z), \quad (2.56)$$

где  $H(K_2)$  — энтропия (неопределённость) класса  $K_2$ ;  $P(K_2)$  — априорная вероятность класса  $K_2$ , то есть вероятность класса  $K_2$  до кон-

троля признаков;  $H(K_2/Z)$  — условная энтропия класса  $K_2$  при условии, что по результатам контроля и преобразования признаков в двоичные сигналы получен набор значений  $Z = \{z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi\}$  ( $\xi = 1, 0$ );  $P(K_2/Z)$  — условная вероятность класса  $K_2$  при условии, что система  $Z$  приняла значение  $Z = \{z_1 = \xi, z_2 = \xi, \dots, z_k = \xi\}$  ( $\xi = 1, 0$ ).

В практических приложениях индивидуального прогнозирования ИЭТ по информативным параметрам обычно выполняют отбор надёжных экземпляров — экземпляров класса  $K_1$ . Поэтому решающую функцию  $F$  будем получать таким способом, чтобы её значение  $F^{(j)}$ , соответствующее  $j$ -му экземпляру, показывало близость этого экземпляра к классу  $K_1$ . Поясним один из предложенных автором алгоритмов, представляющий практический интерес.

В этом алгоритме решающая функция  $F$  вычисляется для  $j$ -го экземпляра по формуле

$$F^{(j)} = I(Z^{(j)} \rightarrow K_1) = H(K_1) - H(K_1/Z^{(j)}), \quad (2.57)$$

где  $Z^{(j)} = \{z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}\}$  — вектор входных двоичных сигналов, соответствующий  $j$ -му экземпляру;  $z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}$  — компоненты вектора  $Z^{(j)}$ , получаемые путём контроля признаков  $x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$   $j$ -го экземпляра и преобразования их в двоичные сигналы по выражениям (2.28) или (2.31),  $z_1^{(j)} = 0, 1$ ;  $I(Z^{(j)} \rightarrow K_1)$  — количество информации о классе  $K_1$ , получаемое от вектора  $Z^{(j)} = \{z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}\}$ ;  $H(K_1)$  — начальная энтропия класса  $K_1$ ;  $H(K_1/Z^{(j)})$  — условная энтропия класса  $K_1$ , вычисленная для  $j$ -го экземпляра.

Энтропия  $H(K_1)$  определяется по выражению (2.51), в котором  $P(K_1)$  — априорная вероятность того, что любой, в том числе и  $j$ -й, экземпляр в момент времени  $t = t_{\text{нр}}$  окажется представителем класса  $K_1$ .

Для расчёта условной энтропии  $H(K_1/Z^{(j)})$  используется формула (2.52), в которой в качестве системы  $K_1$  необходимо рассматривать класс  $K_1$ , а в качестве системы  $Z$  — набор значений  $z_1, z_2, \dots, z_k$   $j$ -го экземпляра. С учётом этого расчётная формула запишется в виде

$$H(K_1/Z^{(j)}) = -P(K_1/Z^{(j)}) \log P(K_1/Z^{(j)}), \quad (2.58)$$

где  $P(K_1/Z^{(j)})$  — условная вероятность того, что  $j$ -й экземпляр принадлежит к классу  $K_1$  и имеет значения двоичных сигналов  $Z^{(j)} = \{z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}\}$ , полученные с помощью выражений (2.28) или (2.31).

Вероятности, используемые в формулах (2.51) и (2.58), оцениваются с помощью результатов обучающего эксперимента.

Вероятность  $P(K_1/Z^{(j)})$  может быть определена по теореме гипотез (формуле Байеса) в предположении независимости признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , а следовательно, и двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$ :

$$P(K_1/Z^{(j)}) = \frac{P(K_1)P(Z^{(j)}/K_1)}{P(K_1)P(Z^{(j)}/K_1) + P(K_2)P(Z^{(j)}/K_2)}, \quad (2.59)$$

где  $P(Z^{(j)}/K_1)$ ,  $P(Z^{(j)}/K_2)$  — вероятности того, что  $j$ -й экземпляр, принадлежащий соответственно к классу  $K_1$  или к классу  $K_2$ , будет иметь набор двоичных сигналов  $Z^{(j)} = \{z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)}\}$ .

Для определения вероятностей  $P(Z^{(j)}/K_1)$ ,  $P(Z^{(j)}/K_2)$  в предположении независимости двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$  справедлива следующая формула [116]:

$$P(Z^{(j)}/K_S) = \prod_{i=1}^k P(z_i^{(j)}/K_S), \quad (2.60)$$

где  $P(z_i^{(j)}/K_S)$  — условная вероятность того, что двоичный сигнал  $z_i$  с использованием выражений (2.28) или (2.31) примет конкретное значение (либо  $z_i = 1$ , либо  $z_i = 0$ ) при условии, что экземпляр принадлежит к классу  $K_S$ ; верхний индекс  $j$  указывает на то, что должна быть взята вероятность, соответствующая значению сигнала  $z_i$ , полученному для  $j$ -го экземпляра.

Вероятности  $P(z_i^{(j)}/K_S)$  могут быть оценены с использованием результатов обучающего эксперимента по формулам

$$\begin{aligned} P(z_i = 1/K_1) &= \frac{n(z_i = 1/K_1)}{n(K_1)}; \\ P(z_i = 0/K_1) &= \frac{n(z_i = 0/K_1)}{n(K_1)}; \end{aligned} \quad (2.61)$$

$$\begin{aligned}
 P(z_i = 1/K_2) &= \frac{n(z_i = 1/K_2)}{n(K_2)}; \\
 P(z_i = 0/K_2) &= \frac{n(z_i = 0/K_2)}{n(K_2)},
 \end{aligned}
 \tag{2.62}$$

где  $n(z_i = 1/K_1)$ ,  $n(z_i = 1/K_2)$  — количество в обучающей выборке экземпляров соответственно класса  $K_1$  и класса  $K_2$ , для которых по результатам преобразования с использованием выражений (2.28) или (2.31) получено  $z_i = 1$ ;  $n(z_i = 0/K_1)$ ,  $n(z_i = 0/K_2)$  — количество в обучающей выборке экземпляров соответственно класса  $K_1$  и класса  $K_2$ , для которых по результатам преобразования с использованием выражений (2.28) или (2.31) получено  $z_i = 0$ ;  $n(K_1)$ ,  $n(K_2)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров соответственно класса  $K_1$  и класса  $K_2$ .

В теории информации ещё используется понятие «частная информация о событии», содержащаяся в сообщении о другом событии. Применительно к задаче индивидуального прогнозирования по признакам в качестве такого понятия может рассматриваться частная информация о принадлежности  $j$ -го экземпляра к классу  $K_1$ , содержащаяся в сообщении о том, что  $i$ -й двоичный сигнал  $z_i$  принял конкретное значение  $z_i = \xi$  ( $\xi = 0, 1$ ). Обозначим эту информацию как  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ . В соответствии с [116] она может быть определена следующим образом:

$$I(z_i = \xi \rightarrow K_1) = \log \frac{P(K_1/z_i = \xi)}{P(K_1)},
 \tag{2.63}$$

где  $P(K_1/z_i = \xi)$  — оценка вероятности того, что экземпляр принадлежит к классу  $K_1$  при условии, что в результате контроля и преобразования  $j$ -го признака в двоичный сигнал  $z_i$  последний принял значение, равное  $\xi$  ( $\xi = 0; 1$ );  $P(K_1)$  — априорная вероятность принадлежности экземпляра к классу  $K_1$ .

Согласно [116] частная информация вида  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$  может быть как положительной, так и отрицательной. В этом можно убедиться на основе анализа значений двоичных сигналов  $z_i$ . Напомним, что преобразование признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  выполняется так, что значения  $z_i = 1$  в основном отвечают экземплярам класса  $K_1$ . Поэтому, если для  $j$ -го экземпляра в результате преоб-

разования  $i$ -го признака получено  $z_i = 1$ , мы полагаем, что скорее всего этот экземпляр окажется представителем класса  $K_1$ . Однако если в результате преобразования следующего ( $i + 1$ ) признака получено  $z_{i+1} = 0$ , то наша уверенность в том, что  $j$ -й экземпляр окажется представителем класса  $K_1$ , в определённой степени снизится. А это равносильно тому, что сообщение о событии  $z_{i+1} = 0$  дало отрицательную информацию об интересующем нас другом событии: «экземпляр принадлежит к классу  $K_1$ ». В том, что информация  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$  может быть как положительной, так и отрицательной, подтверждается и примерами для ИЭТ.

**Пример.** Был выполнен обучающий эксперимент для выборки транзисторов типа КТ872А объёмом 96 экземпляров. После испытаний в течение заданного времени  $t_{\text{пр}}$  работоспособными остались 72 экземпляра. Для признаков  $x_1, \dots, x_4$ , используемых для индивидуального прогнозирования надёжности, по формулам (2.28) и (2.31) выполнено преобразование в двоичные сигналы  $z_1, \dots, z_4$ . В табл. 2.1 указано количество сигналов  $z_i = 1$  и  $z_i = 0$  для экземпляров класса  $K_1$  и для всей обучающей выборки по всем признакам.

Таблица 2.1

**Результаты преобразования признаков**

Признак	Количество сигналов $z_i = 1$		Количество сигналов $z_i = 0$	
	Экземпляры класса $K_1$	Вся обучающая выборка	Экземпляры класса $K_1$	Вся обучающая выборка
$x_1$	59	72	13	24
$x_2$	62	65	10	31
$x_3$	66	74	6	22
$x_4$	70	79	2	17

Определим информацию о принадлежности экземпляра к классу  $K_1$ , содержащуюся в других наблюдаемых событиях: сообщении, что  $z_i = \xi$  ( $\xi = 0; 1$ ). Для этого сначала вычислим априорную вероятность класса  $K_1$ :

$$P(K_1) = \frac{n(K_1)}{n} = \frac{72}{96} = 0,75,$$

где  $n(K_1)$  — количество работоспособных экземпляров (класс  $K_1$ ) на момент окончания испытаний;  $n$  — общий объём выборки.

По формулам (2.34) и (2.36) определим оценки вероятностей  $P(K_1/z_i = 1)$  и  $P(K_1/z_i = 0)$ , используя данные табл. 2.1. Результаты расчётов сведены в табл. 2.2.

Таблица 2.2

Оценки вероятностей вида  $P(K_1/z_i = \xi)$ 

Двоичный сигнал	Оценка вероятности $P(K_1/z_i = \xi)$		Двоичный сигнал	Оценка вероятности $P(K_1/z_i = \xi)$	
	$\xi = 1$	$\xi = 0$		$\xi = 1$	$\xi = 0$
$z_1$	0,819	0,542	$z_3$	0,892	0,273
$z_2$	0,954	0,323	$z_4$	0,886	0,118

По формуле (2.63) определим значение частной информации вида  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ . Результаты сведены в табл. 2.3.

Таблица 2.3

Значения частной информации  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ 

Двоичный сигнал	Частная информация $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ , дв. ед.		Двоичный сигнал	Частная информация $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ , дв. ед.	
	$z_i = 1$	$z_i = 0$		$z_i = 1$	$z_i = 0$
$z_1$	0,127	-0,469	$z_3$	0,250	-1,458
$z_2$	0,347	-1,220	$z_4$	0,240	-2,668

По аналогии с понятием «информация  $I(z_i = \xi \rightarrow K_1)$ » может быть введено понятие «частная информация о классе  $K_2$ », содержащаяся в сообщении, что двоичный сигнал  $z_i$  принял значение  $\xi$  ( $\xi = 0, 1$ ). Обозначим эту информацию как  $I(z_i = \xi \rightarrow K_2)$ . Можно показать, что эта информация положительная, когда  $z_i$  принимает значение, равное нулю, и отрицательная, когда  $z_i = 1$ . Объясняется это, как и ранее, выбором способа преобразования признаков  $x_i$  в двоичные сигналы  $z_i$ ;  $i = 1, 2, \dots, k$  [см. выражения (2.28) и (2.31)].

Из всего сказанного о частной информации можно сделать вывод: принимая во внимание значение и знак частной информации о классе  $K_1$  и (или)  $K_2$ , можно предложить новые алгоритмы формирования решающих функций в МПЛ. Как и ранее, решающую функцию  $F$  будем получать таким способом, чтобы её значение  $F^{(j)}$ , соответствующее  $j$ -му экземпляру, показывало близость этого экземпляра к классу  $K_1$ . Поясним один из предложенных автором алгоритмов, использующих понятие «частная информация».

Алгоритм использует частную информацию о принадлежности  $j$ -го экземпляра классу  $K_1$ , содержащуюся в сообщении, что  $j$ -й двоичный сигнал принял значение  $z_i = \xi$  ( $\xi = 0, 1$ ). Причём, как

было показано выше, для двоичных сигналов  $z_i = 1$  эта информация положительная, а для  $z_i = 0$  — отрицательная. Указанная частная информация для двоичного сигнала  $z_i$  вычисляется по формуле (2.63). Поскольку для прогнозирования используется  $k$  признаков и, следовательно,  $k$  двоичных сигналов, то при формировании решающей функции  $F$  необходимо как-то учесть частную информацию, получаемую от каждого двоичного сигнала  $z_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ). Учёт предлагаем сделать в предположении независимости двоичных сигналов  $z_i$ , используя выражение

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k I(z_i^{(j)} = \xi \rightarrow K_1) = \sum_{i=1}^k \log \frac{P(K_1/z_i^{(j)} = \xi)}{P(K_1)}. \quad (2.64)$$

Двоичный сигнал  $z_i$  может принимать два значения, а именно  $z_i = 1$  или  $z_i = 0$ . Поэтому каждому двоичному сигналу  $z_i$  соответствуют два значения вероятности  $P(K_1/z_i = \xi)$ ;  $\xi = 1, 0$ . При вычислении функции  $F^{(j)}$  в формулу (2.64) необходимо подставлять то значение вероятности  $P(K_1/z_i = \xi)$ , которое соответствует двоичному сигналу  $z_i = \xi$ , полученному для  $j$ -го экземпляра.

Оценку вероятности вида  $P(K_1/z_i = \xi)$  даём с использованием результатов обучающего эксперимента по формуле

$$P(K_1/z_i = \xi) = \frac{n(K_1/z_i = \xi)}{n(z_i = \xi)}; \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (2.65)$$

где  $n(K_1/z_i = \xi)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых по результатам преобразования с использованием выражений (2.28) или (2.31) получено  $z_i = \xi$  ( $\xi = 1, 0$ );  $n(z_i = \xi)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров, для которых по результатам преобразования с использованием выражений (2.28) или (2.31) получено  $z_i = \xi$  ( $\xi = 1, 0$ ).

Заметим, что сумма, вычисленная по формуле (2.64), может быть как положительной, так и отрицательной.

**Практическое использование алгоритмов.** При решении практических задач индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ объём обучающей выборки, как правило, невелик ( $n \leq 30 \dots 100$ ). По этой причине оценки некоторых вероятностей, используемых для вычисления решающей функции в соответствии с алгоритмами (2.57), (2.64), могут оказаться равными нулю. В результате этого возникает проблема, ибо логарифм числа нуль не существует.

Чтобы избежать подобной ситуации, предлагаем в качестве значений вероятностей в случае нулевых оценок использовать их верхние доверительные границы  $P_v$ , определяемые согласно [116] по формуле

$$P_v = 1 - \sqrt[m]{1 - \gamma}, \quad (2.66)$$

где  $m$  — число независимых опытов, ни в одном из которых не имел место случай, благоприятствующий событию, вероятность которого оценивается; это число есть знаменатель соответствующих формул, используемых для оценки вероятностей;  $\gamma$  — заданная доверительная вероятность (на практике обычно принимают  $\gamma = 0,95$ ).

В качестве примера определим верхнюю границу 95%-ного доверительного интервала для вероятности вида  $P(z_i = 0/K_1)$  в случае, когда в обучающем эксперименте по результатам преобразования признаков в двоичные сигналы число двоичных сигналов  $z_i = 0$  в классе  $K_1$  оказалось равным нулю, то есть  $n(z_i = 0/K_1) = 0$  [см. формулы (2.61)].

Предположим, что в обучающей выборке количество экземпляров класса  $K_1$  равно 32, то есть  $n(K_1) = 32$ .

Согласно условию имеем

$$\gamma = 0,95; \quad m = n(K_1) = 32.$$

Тогда по формуле (2.66)

$$P_v = P(z = 0/K_1)_v = 1 - \sqrt[m]{1 - \gamma} = 1 - \sqrt[32]{1 - 0,95} \approx 0,089.$$

Отметим, что при решении ответственных задач может быть выбрано значение доверительной вероятности  $\gamma = 0,99$  и даже выше.

## 2.7. Прогнозирующие правила в виде логических таблиц

В предложенном МПЛ, независимо от используемого алгоритма, количество комбинаций  $N$ , построенных из входных двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$  ( $z_i = 1, 0$ ), определяется по формуле

$$N = 2^k. \quad (2.67)$$



Поэтому прогнозирующее правило в конечном виде может быть представлено простой логической таблицей, показывающей, какой комбинации двоичных сигналов  $z_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) соответствует по прогнозу тот или иной класс, то есть уровень надёжности экземпляра на будущий момент времени  $t = t_{\text{пр}}$  (табл. 2.4).

Таблица 2.4

**Прогнозирующее правило в виде логической таблицы**

Номер комбинации	Двоичные сигналы, соответствующие начальному моменту времени ( $t = 0$ )					Класс по прогнозу ( $K_1$ или $K_2$ ) экземпляра на будущий момент времени $t = t_{\text{пр}}$
	$z_1$	$z_2$	$z_3$	...	$z_k$	
1	1	1	1	...	1	$K_1$
2	1	1	1	...	0	$K_1$
...	...	...	...	...	...	...
$N - 1$	1	0	0	...	0	$K_2$
$N$	0	0	0	...	0	$K_2$

На практике в логические таблицы лучше включить лишь комбинации единиц и нулей, соответствующие одному из классов (тому классу, для которого таблица имеет меньше строк). Использование таблиц целесообразно при небольшом количестве строк (комбинаций) в ней. При числе признаков  $k \leq 5$ , что обычно имеет место при прогнозировании надёжности ИЭТ, использование логических таблиц оправдано, так как минимальное число комбинаций  $z_i$ , соответствующих одному из классов, не может быть больше чем

$$(2^k)/2 = |k = 5| = 32/2 = 16.$$

Сказанное не означает, что применение логических таблиц ограничивается количеством признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  или, что то же самое, количеством двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$  ( $z_i = 1, 0$ ). Например, при  $k = 7$  количество возможных комбинаций  $z_1, z_2, \dots, z_k$  ( $z_i = 1, 0$ ) составляет  $N = 2^7 = 128$ . Однако классу надёжных экземпляров ( $K_1$ ) может соответствовать количество комбинаций, немногим больше 10...20, и тогда использование логической таблицы для выполнения индивидуального прогнозирования, естественно, имеет смысл. В других случаях логические таблицы можно занести в простейшие электронные устройства памяти для хранения

и при необходимости, набрав комбинацию  $z_1, z_2, \dots, z_k$  ( $z_i = 1, 0$ ), соответствующую контролируемому экземпляру, сразу получать результат прогнозирования класса экземпляра.

## 2.8. Метод мажоритарной логики

Экспериментальные исследования ИЭТ [34, 93] показали, что те параметры, которые можно использовать в качестве признаков, нередко имеют примерно одинаковые модули коэффициентов корреляции с уровнем надёжности ИЭТ. Приёмами, описанными в [9, 13], установлено, что модули коэффициентов корреляции статистически неразличимы при доверительной вероятности  $\gamma = 0,95$ . Это означает, что такие параметры-признаки имеют примерно одинаковую информативность, то есть одинаковую ценность для решения задачи прогнозирования надёжности ИЭТ.

В таких случаях веса  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$  входных двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , получаемые по результатам преобразования признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , будут примерно равны между собой. Примерно будут равны также веса  $\alpha(z_1 = 1), \alpha(z_2 = 1), \dots, \alpha(z_k = 1)$ , соответствующие случаям, когда сигналы  $z_i$  примут значения, равные единице. Это же относится и к случаям, когда сигналы  $z_i$  примут значения нуля:  $\alpha(z_1 = 0) \approx \alpha(z_2 = 0) \approx \dots \approx \alpha(z_k)$ .

Если справедливо сказанное выше, то индивидуальное прогнозирование с использованием любого из алгоритмов МПЛ из числа (2.33), (2.35), (2.38), (2.43), (2.46), (2.48) и (2.49) может выполняться по количеству единиц, которые примут входные двоичные сигналы  $z_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ). Причём для принятия решения о классе  $K_1$  достаточно, чтобы количество единиц достигло какого-то определённого значения, а какие конкретно номера (индексы) входных двоичных сигналов примут значения  $z_i = 1$  — не имеет принципиального значения. Указанный частный случай МПЛ назван методом мажоритарной логики [85].

## 2.9. Способы выбора пороговых уровней признаков в методе пороговой логики

На результаты (ошибки) индивидуального прогнозирования в МПЛ значительное влияние оказывает выбор пороговых уровней признаков, то есть величин  $x_{i0}$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ), используемых в выражениях (2.28) и (2.31). Выбор значений  $x_{i0}$  целесообразно выполнять с использованием результатов обучающего эксперимента. Автором предложены и исследованы [9, 108, 109, 118, 119] несколько способов определения величин  $x_{i0}$ . Опишем основные из них.

**Первый способ.** Величина  $x_{i0}$  выбирается как средняя точка зоны перекрытия (пересечения) классов  $K_U$  и  $K_V$  по признаку  $x_i$  [9] (рис. 2.9).

Из рис. 2.9 видно, что

$$x_{i0} = \frac{x_{i \max}^{(K_U)} + x_{i \min}^{(K_V)}}{2}, \quad (2.68)$$

где  $x_{i \max}^{(K_U)}$  — максимальное значение признака  $x_i$ , имевшее место в момент времени  $t = 0$  для экземпляров, которые по результатам обучающего эксперимента оказались представителями класса  $K_U$ ;  $x_{i \min}^{(K_V)}$  — минимальное значение признака  $x_i$ , имевшее место в момент  $t = 0$  для экземпляров, которые по результатам обучающего эксперимента оказались представителями класса  $K_V$ ;  $U, V = 1, 2$ ;  $U \neq V$ .

Указанный способ является простейшим, однако обеспечивает приемлемые для практики результаты в случаях, когда в обучающей выборке количество экземпляров каждого класса достаточно

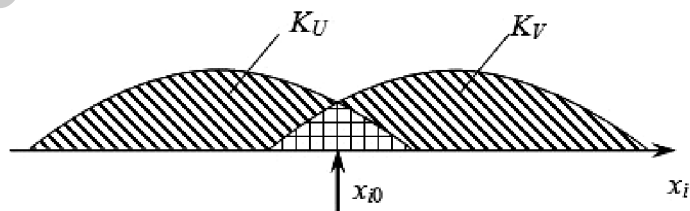


Рис. 2.9. Выбор величины  $x_{i0}$ :  $U, V = 1, 2$ ;  $U \neq V$

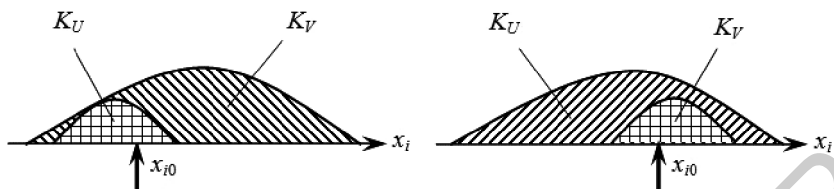


Рис. 2.10. Возможные случаи эффекта вложенности классов  $K_U$  и  $K_V$  по признаку  $x_i$

велико (примерно  $n_U, n_V \geq 20 \dots 30$ ). Величины  $n_U, n_V$  во всех случаях должны быть такими, чтобы чётко выделялась зона перекрытия классов (см. рис. 2.9).

Если в обучающей выборке количество экземпляров для одного из классов невелико, то за счёт вероятностного разброса параметров-признаков может возникнуть ситуация (эффект) вложенности классов и выбор  $x_{i0}$  в соответствии с формулой (2.68) далек от оптимального (рис. 2.10). В таких случаях необходимо использовать другие способы.

**Второй способ.** Величина  $x_{i0}$  выбирается исходя из условия

$$P_{\text{прав}}(x_{i0}) \rightarrow \max, \quad (2.69)$$

где  $P_{\text{прав}}(x_{i0})$  — вероятность принятия правильных решений в предположении прогнозирования класса экземпляров обучающей выборки по одному  $i$ -му признаку при выбранном пороговом уровне  $x_{i0}$ .

С учётом выражений (2.28) или (2.31), используемых для преобразования признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  и неизменного объёма выборки  $n$  критерий (2.69) равносильно условию

$$n(\text{реш } z_i = 1/K_1) + n(\text{реш } z_i = 0/K_2) \rightarrow \max, \quad (2.70)$$

где  $n(\text{реш } z_i = 1/K_1)$  — количество решений  $z_i = 1$ , полученных по выражениям (2.28) или (2.31) при рассматриваемом значении  $x_{i0}$  для экземпляров класса  $K_1$  обучающей выборки;  $n(\text{реш } z_i = 0/K_2)$  — количество решений  $z_i = 0$ , полученных по выражениям (2.28) или (2.31) при рассматриваемом значении  $x_{i0}$  для экземпляров класса  $K_2$  обучающей выборки.

Характеристики  $n(\text{реш } z_i = 1/K_1)$  и  $n(\text{реш } z_i = 0/K_2)$ , используемые в условии (2.70), соответствуют рассматриваемому значению  $x_{i0}$ . Для определения порогового уровня  $i$ -го признака необхо-

димо просчитать несколько вариантов и выбрать такое значение  $x_{i0}$ , для которого выполняется условие (2.70).

При выборе величин  $x_{i0}$  условие (2.69) или, что то же самое, (2.70) следует последовательно применить для каждого признака  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ).

Ниже показано применение способа. В качестве признака  $x_i$  биполярных кремниевых транзисторов типа КТ646А рассматривался статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером (коэффициент усиления  $\beta$ ). Результаты обучающего эксперимента с учётом признака  $x_i = \beta$  приведены в первых трёх столбцах табл. 2.5. Определим значение  $x_{i0}$ , используя условие (2.70).

Таблица 2.5

**Результаты обучающего эксперимента и выбор значения  $x_{i0}$**

Номер экземпляра	$x_i = \beta$ при $t = 0$	Номер класса при $t = t_{пр}$	$z_i$ , соответствующее $x_{i0}$ , равному					
			74	87	100	113	126	139
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	131	1	1	1	1	1	1	0
2	144	1	1	1	1	1	1	1
3	102	1	1	1	1	0	0	0
4	140	1	1	1	1	1	1	1
5	82	1	1	0	0	0	0	0
6	120	1	1	1	1	1	0	0
7	101	1	1	1	1	0	0	0
8	74	1	1	0	0	0	0	0
9	154	1	1	1	1	1	1	1
10	144	1	1	1	1	1	1	1
11	138	1	1	1	1	1	1	0
12	125	1	1	1	1	1	0	0
13	132	1	1	1	1	1	1	0
14	135	1	1	1	1	1	1	0
15	139	1	1	1	1	1	1	1
16	182	1	1	1	1	1	1	1
17	111	1	1	1	1	0	0	0

Окончание табл. 2.5

1	2	3	4	5	6	7	8	9
18	115	1	1	1	1	1	0	0
19	141	1	1	1	1	1	1	1
20	128	1	1	1	1	1	1	0
21	161	1	1	1	1	1	1	1
22	124	1	1	1	1	1	0	0
23	130	1	1	1	1	1	1	0
24	88	1	1	1	0	0	0	0
25	112	2	1	1	1	0	0	0
26	85	2	1	0	0	0	0	0
27	81	2	1	0	0	0	0	0
28	75	2	1	0	0	0	0	0
29	99	2	1	1	0	0	0	0
30	61	2	0	0	0	0	0	0
31	82	2	1	0	0	0	0	0
32	139	2	1	1	1	1	1	1

Проанализировав данные столбцов 2 и 3 табл. 2.5, нетрудно убедиться, что большим значениям признака  $x_i$  в среднем соответствуют экземпляры класса  $K_1$  (рис. 2.11).

Зададимся в зоне перекрытия классов ( $x_i = 74...139$ ) несколькими значениями величин  $x_{i0}$  и для каждого из них вычислим сумму, определяемую по формуле (2.70).

В табл. 2.5 представлены результаты преобразования  $x_i$  в  $z_i$  для шести точек — значений коэффициента  $\beta$ : 74, 87, 100, 113, 126, 139. Значения суммы, вычисленной по формуле (2.70), и величины  $P_{\text{прав}}(x_{i0})$  для этих точек представлены в табл. 2.6.

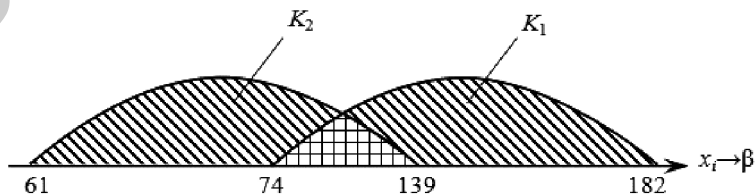


Рис. 2.11. Связь значений признака с классом

Таблица 2.6

Влияние  $x_{i0}$  на вероятность правильных решений

Рассматриваемое значение $x_{i0}$ (значение $\beta$ )	74	87	100	113	126	139
Сумма, определяемая по выражению (2.70)	25	27	27	25	21	15
$P_{\text{прав}}(x_{i0})$	0,69	0,75	0,75	0,69	0,58	0,47

Вероятность  $P_{\text{прав}}(x_{i0})$  подсчитана по формуле

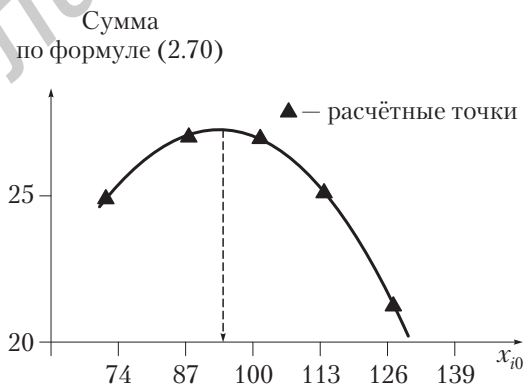
$$P_{\text{прав}}(x_{i0}) = \frac{n(\text{реш } z_i = 1/K_1) + n(\text{реш } z_i = 0/K_2)}{n},$$

где характеристики  $n(\text{реш } z_i = 1/K_1)$  и  $n(\text{реш } z_i = 0/K_2)$  соответствуют рассматриваемому значению  $x_{i0}$ ;  $n$  — объём обучающей выборки.

Построив по данным табл. 2.6 график зависимости суммы выражения (2.70) от величины  $x_{i0}$ , выбираем оптимальное значение порогового уровня признака  $x_i$ :  $x_{i0} \approx (87 + 100)/2 = 93,5$  (рис. 2.12).

При большом объёме обучающей выборки процедуру нахождения  $x_{i0}$ , отвечающего критерию (2.69) или (2.70), удобно выполнять, используя ЭВМ.

**Третий способ.** Выбор пороговых значений  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  из условия равенства в точке  $x_i = x_{i0}$  значений функций плотностей

Рис. 2.12. Выбор  $x_{i0}$  по критерию (2.70)

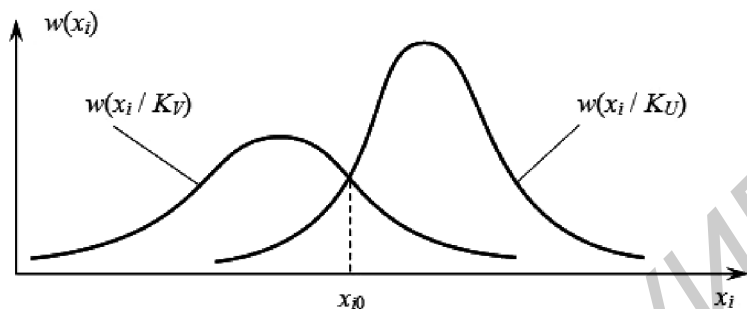


Рис. 2.13. Выбор  $x_{i0}$  из условия  $w(x_i/K_U) = w(x_i/K_V)$ ,  $U \neq V$

распределения  $i$ -го признака в классах  $K_1$  и  $K_2$ . Значение  $x_{i0}$   $i$ -го признака в этом случае (рис. 2.13) находится из уравнения

$$w(x_i/K_1) = w(x_i/K_2), \quad (2.71)$$

где  $w(x_i/K_1)$ ,  $w(x_i/K_2)$  — условные функции плотностей распределения  $i$ -го признака соответственно в классе  $K_1$  и классе  $K_2$ .

Если распределение  $i$ -го признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  близко к нормальному закону, то, приняв гипотезу о нормальности распределений, из уравнения (2.71) легко определим значение величины  $x_{i0}$ . В этом случае при различных значениях дисперсий  $i$ -го признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  значение величины  $x_{i0}$  найдём как решение квадратного уравнения:

$$(D_2 - D_1)x_{i0}^2 + 2(D_1m_2 - D_2m_1)x_{i0} + D_2m_1^2 - D_1m_2^2 - 2D_1D_2 \ln \sqrt{\frac{D_2}{D_1}} = 0, \quad (2.72)$$

где  $m_1$ ,  $D_1$  — математическое ожидание и дисперсия  $i$ -го признака для экземпляров класса  $K_1$ ;  $m_2$ ,  $D_2$  — математическое ожидание и дисперсия  $i$ -го признака для экземпляров класса  $K_2$ .

Из анализа рис. 2.13 следует, что величину  $x_{i0}$  следует выбирать из условия

$$m_2 < x_{i0} < m_1 \text{ при } m_1 > m_2$$

или

$$m_1 < x_{i0} < m_2 \text{ при } m_1 < m_2.$$



При равенстве дисперсий ( $D_1 \approx D_2$ ) величина  $x_{i0}$ , как следует из выражения (2.72), определяется выражением

$$x_{i0} = \frac{m_1 + m_2}{2},$$

то есть является средней точкой между математическими ожиданиями  $i$ -го признака в классах  $K_1$  и  $K_2$ .

Формулы, аналогичные (2.72), могут быть получены и для других законов распределения признаков в разных классах. Аналитически задача нахождения величины  $x_{i0}$  этим способом решается относительно несложно.

В работе [84] показано, что данный способ оптимален лишь в случае, когда выполняется равенство

$$C_{12}P(K_1) = C_{21}P(K_2),$$

где  $C_{12}$  — цена ошибки из-за того, что экземпляр, фактически принадлежащий к классу  $K_1$ , по прогнозу будет отнесён к классу  $K_2$ ;  $C_{21}$  — цена ошибки из-за того, что экземпляр, фактически принадлежащий к классу  $K_2$ , по прогнозу будет отнесён к классу  $K_1$ .

На практике это равенство может не выполняться. Поэтому предложенный способ не даёт минимального значения среднего риска  $\rho$ , определяемого по формуле [16]

$$\rho = P(\text{реш } K_2/K_1)P(K_1)C_{12} + P(\text{реш } K_1/K_2)P(K_2)C_{21}, \quad (2.73)$$

где  $P(\text{реш } K_2/K_1)$  — условная вероятность принятия решения об отнесении экземпляра к классу  $K_2$  при условии, что он фактически принадлежит к классу  $K_1$ ;  $P(\text{реш } K_1/K_2)$  — условная вероятность принятия решения об отнесении экземпляра к классу  $K_1$  при условии, что он фактически принадлежит к классу  $K_2$ .

Кроме того, на практике могут возникнуть трудности, связанные с восстановлением вида функций плотностей распределения  $w(x_i/K_1)$  и  $w(x_i/K_2)$ . Эта причина, скорее всего, ограничит область применения третьего способа в практических приложениях МПЛ.

**Четвёртый способ.** Выбор пороговых значений признаков по минимуму величины среднего риска  $\rho$  (критерию Байеса) [16], то есть величины, подсчитываемой по выражению (2.73):

$$\rho \rightarrow \min. \quad (2.74)$$

Как показано в [5], аналитическое решение задачи выбора пороговых уровней  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$ , исходя из критерия (2.74), сопряжено со значительными математическими трудностями. Кроме того, необходимо знать многомерные условные плотности распределения признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  для класса  $K_1 - w(x_1, x_2, \dots, x_k/K_1)$  и для класса  $K_2 - w(x_1, x_2, \dots, x_k/K_2)$ . Поэтому использование этого способа на практике вызовет проблемы. В работе [93] автором предложена разновидность рассматриваемого способа. Выбор  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  делается из условия квазиоптимальности, которое можно записать в виде

$$\rho_i \rightarrow \min, i = 1, 2, \dots, k. \quad (2.75)$$

В этом случае  $x_{i0}$   $i$ -го признака находится в предположении, что задача индивидуального прогнозирования решается последовательно по каждому  $i$ -му признаку ( $i = 1, 2, \dots, k$ ).

В соответствии с [16] выбор  $x_{i0}$  по критерию (2.75) сводится к решению следующего уравнения:

$$\lambda(x_{i0}) = \frac{P(K_2)C_{21}}{P(K_1)C_{12}}, \quad (2.76)$$

где  $\lambda(x_{i0})$  — отношение правдоподобия, соответствующее точке  $x_{i0}$  и определяемое по формуле

$$\lambda(x_i) = \frac{w(x_i/K_1)}{w(x_i/K_2)}. \quad (2.77)$$

Для частного случая, когда

$$P(K_2)C_{21} = P(K_1)C_{12}, \quad (2.78)$$

значение  $x_{i0}$  есть точка (см. рис. 2.13), для которой

$$w(x_{i0}/K_1) = w(x_{i0}/K_2).$$

Выбор  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  на основе этого способа, как видно из выражений (2.75)–(2.77), является приемлемым для практики. Подходящие модели условных плотностей распределения  $i$ -го признака  $w(x_i/K_1)$  и  $w(x_i/K_2)$  в классах  $K_1$  и  $K_2$  могут быть получены по результатам обучающего эксперимента. Решение уравнения (2.76) аналитическими методами с учётом отношения (2.77) затруднений не вызовет.

Задача нахождения пороговых уровней признаков этим способом решается просто в том случае, если законы распределения признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$  близки к нормальному закону, что не редко имеет место на практике. Логарифмируя правую и левую часть уравнения (2.76) с учётом выражения (2.77), получим уравнение для определения порогового значения  $x_{i0}$   $i$ -го признака:

$$\frac{1}{2} \frac{(x_{i0} - m_2)^2}{D_2} - \frac{1}{2} \frac{(x_{i0} - m_1)^2}{D_1} + \ln \sqrt{\frac{D_2}{D_1}} = \ln \left[ \frac{P(K_2)C_{21}}{P(K_1)C_{12}} \right]. \quad (2.79)$$

Нахождение величины  $x_{i0}$  из выражения (2.79) сводится к решению квадратного уравнения.

Исследование четвёртого способа выбора пороговых уровней признаков [по критерию (2.74)] позволяет сделать некоторые выводы и дать рекомендации по выбору величин  $x_{i0}$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) в МПЛ.

Во-первых, приемлемой для практики является разновидность способа, основанная на условии квазиоптимальности, то есть на использовании критерия (2.75). Выбор пороговых уровней  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  непосредственно по минимуму среднего риска, подсчитываемого по выражению (2.73), малопригоден для практики даже в случае, если известны условные плотности распределения признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ , так как в этом случае определение величин  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  сопряжено со значительными математическими трудностями [5, 16]. При необходимости выбор комбинации значений  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$ , отвечающей условию (2.74), может быть сделан путём просчёта многих вариантов на ЭВМ. Однако решение задачи в этом случае потребует привлечения высококвалифицированных математиков-программистов.

Во-вторых, если нет веских оснований отвергнуть гипотезу о нормальности законов распределения  $i$ -го признака в классе  $K_1 - w(x_i/K_1)$  и классе  $K_2 - w(x_i/K_2)$ , то следует ею воспользоваться. Это позволяет легко решить задачу аналитически, используя выражение (2.79).

В-третьих, при невозможности принять гипотезу о нормальности законов распределения признаков в классах следует попытаться восстановить функции плотностей распределения  $w(x_i/K_1)$  и  $w(x_i/K_2)$  по результатам обучающего эксперимента. При этом не-

обходимо помнить [9, 16, 120, 121], что число экземпляров в каждом классе должно быть достаточным (не менее 50...60 экземпляров).

Таким образом, из четырёх предложенных способов выбора пороговых уровней  $x_{i0}$  ( $i=1, 2, \dots, k$ ) наиболее привлекательным для инженерного применения является определение  $x_{i0}$  по условию (2.69) или его практического аналога — условию (2.70). Пороговые уровни признаков, выбранные этим способом, обеспечат хорошие результаты прогнозирования при использовании всех признаков в случаях, когда для цены ошибок от переименования классов имеет место  $C_{12} \approx C_{21}$ . Однако для ИЭТ с позиций потребителя  $C_{21} > C_{12}$  или даже  $C_{21} \gg C_{12}$  [20, 21]. Поэтому на практике по результатам прогнозирования класса ИЭТ ( $K_1$  или  $K_2$ ) нередко стремятся к минимальному или допустимому риску потребителя  $p_{21}$ . Основываясь на допустимом общем риске потребителя  $p_{21}$ , сформулировать и использовать при нахождении  $x_{i0}$  требования относительно риска потребителя, приходящегося на каждый  $i$ -й признак ( $p_{21i}$ ), обычно не представляется возможным.

На взгляд автора, наиболее приемлемым в общем случае является способ выбора пороговых уровней признаков (величин  $x_{i0}$ ), основанный на информационном подходе.

Автором предлагается выбирать величину  $x_{i0}$  каждого  $i$ -го признака по максимальному значению количества информации, которую даёт о классе ИЭТ  $i$ -й двоичный сигнал  $z_i$ , получаемый в зависимости от выбранного порогового уровня  $x_{i0}$ . Требование к ошибкам прогнозирования в целом, заданное с помощью риска потребителя  $p_{21}$ , предлагается обеспечивать [96] соответствующим выбором критерия разделения  $T$  в алгоритме прогнозирования, например в случае базового МПЛ — в алгоритме (2.38).

## 2.10. Информационный подход к определению пороговых уровней признаков

Идея подхода была предложена автором и состоит в следующем [96, 102, 118]. Контроль (измерение) для  $j$ -го экземпляра признака  $x_i^{(j)}$  и его преобразование по выражениям вида (2.28) или (2.31) в двоичный сигнал  $z_i^{(j)}$  с учётом выбранного порогового уровня  $x_{i0}$  позволяет в определённой степени снять неопределён-

ность класса  $j$ -го экземпляра. Например, если по результатам преобразования окажется, что  $z_i^{(j)} = 1$ , то исследователи склонны думать, что  $j$ -й экземпляр скорее всего окажется представителем класса  $K_1$ , и наоборот, при  $z_i^{(j)} = 0$  — представителем класса  $K_2$ .

Другими словами, пороговый уровень  $x_{i0}$  даёт определённое количество информации  $I(x_{i0})$  о классе экземпляра. В качестве критерия выбора  $x_{i0}$  предложено взять максимум этой информации [118]:

$$I(x_{i0}) = \max. \quad (2.80)$$

Для информации  $I(x_{i0})$  в соответствии с [116] справедливо выражение

$$I(x_{i0}) = H(K_S) - H(K_S/x_{i0}), \quad (2.81)$$

где  $H(K_S)$  — энтропия (степень неопределённости) класса экземпляра до контроля признака  $x_i$  и его преобразования в двоичный сигнал  $z_i$ ;  $H(K_S/x_{i0})$  — условная энтропия класса экземпляра после контроля признака  $x_i$  и преобразования его в двоичный сигнал  $z_i$  по выражениям (2.28) или (2.31) с учётом выбираемого значения  $x_{i0}$ .

Применяя положения теории информации, получаем следующие формулы для определения величин  $H(K_S)$  и  $H(K_S/x_{i0})$ :

$$H(K_S) = - \sum_{S=1}^2 P(K_S) \log P(K_S); \quad (2.82)$$

$$H(K_S/x_{i0}) = - \sum_{l=1}^2 p(z_i = \xi_l) \sum_{S=1}^2 P(K_S/z_i = \xi_l) \log P(K_S/z_i = \xi_l), \quad (2.83)$$

где  $p(z_i = \xi_l)$  — априорная вероятность того, что с учётом выбранного значения  $x_{i0}$  двоичный сигнал  $z_i$  примет значение, равное  $\xi_l$  ( $l = 1, 2$ ;  $\xi_1 = 1$ ;  $\xi_2 = 0$ );  $P(K_S/z_i = \xi_l)$  — вероятность того, что экземпляр принадлежит к классу  $K_S$  при условии, что с учётом выбранного значения  $x_{i0}$  двоичный сигнал  $z_i$  примет значение, равное  $\xi_l$  ( $S = 1, 2$ ;  $\xi_1 = 1$ ;  $\xi_2 = 0$ ).

Оценка вероятностей, используемых в формулах (2.82) и (2.83), может быть сделана по данным обучающего эксперимента и резуль-

татам преобразования признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  по формулам (2.28) или (2.31) с учётом выбираемого значения  $x_{i0}$ :

$$p(z_i = \xi_l) = \frac{n(z_i = \xi_l)}{n}; \quad (2.84)$$

$$P(K_S/z_i = \xi_l) = \frac{n(K_S/z_i = \xi_l)}{n(z_i = \xi_l)}, \quad (2.85)$$

где  $n(z_i = \xi_l)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров, для которых с учётом выбранного значения  $x_{i0}$  двоичный сигнал  $z_i$  принял значение, равное  $\xi_l$  ( $\xi_1 = 1$ ;  $\xi_2 = 0$ );  $n(K_S/z_i = \xi_l)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_S$ , для которых с учётом выбранного значения  $x_{i0}$  двоичный сигнал  $z_i$  принял значение, равное  $\xi_l$  ( $S = 1, 2$ ;  $\xi_1 = 1$ ;  $\xi_2 = 0$ ).

Изменяя  $x_{i0}$ , с помощью данных, рассчитываемых по формулам (2.81)–(2.83), можно построить график зависимости информации  $I(x_{i0})$  от величины  $x_{i0}$  и с учётом критерия (2.80) выбрать оптимальный порог  $x_{i0}$  (рис. 2.14, а).

Энтропия  $H(K_S)$ , используемая в выражении (2.81), в каждом конкретном случае является величиной постоянной. Поэтому на практике при определении оптимального порога  $x_{i0}$  можно пользоваться критерием

$$H(K_S/x_{i0}) = \min, \quad (2.86)$$

согласно которому лучшим считается такое значение  $x_{i0}$ , для которого условная энтропия класса экземпляра минимальна. В этом

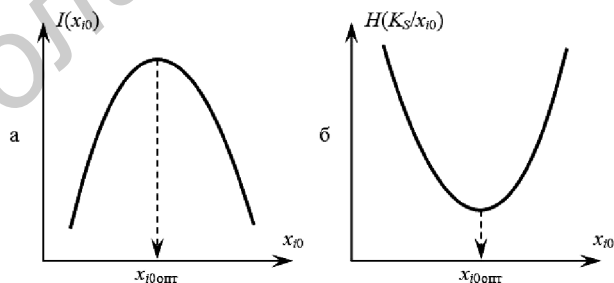


Рис. 2.14. Выбор оптимального значения порогового уровня  $x_{i0 \text{ опт}}$  при информационном подходе:

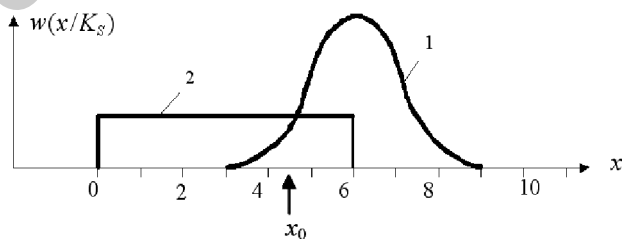
а — по значению количества информации  $I(x_{i0})$ ; б — по условной энтропии  $H(K_S/x_{i0})$

случае выбор  $x_{i0}$  может выполняться по графику зависимости условной энтропии  $H(K_S/x_{i0})$  от величины  $x_{i0}$  (рис. 2.14, б).

Предложенный автором способ предполагает последовательное независимое определение величин  $x_{i0}$  ( $i = 1, \dots, k$ ). Полученный при этом набор порогов  $x_{10 \text{ опт}}, x_{20 \text{ опт}}, \dots, x_{k0 \text{ опт}}$  является строго оптимальным лишь в случае независимости признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ . Как показывают исследования [20, 21, 30, 92, 93 и др.], параметры, используемые для ИЭТ в качестве признаков, коррелированы, следовательно, в определенной степени зависимы. Поэтому полученный набор значений порогов  $x_{10 \text{ опт}}, x_{20 \text{ опт}}, \dots, x_{k0 \text{ опт}}$  близок к оптимальному, а способ определения порогов признаков может рассматриваться как квазиоптимальный.

Эффективность предложенного способа выбора  $x_{i0}$  исследовалась с помощью вычислительного эксперимента на ЭВМ [118]. Был смоделирован обучающий эксперимент, в котором для признака  $x$  распределение для экземпляров класса  $K_1$  соответствовало нормальному закону с математическим ожиданием  $m = 6$  и средним квадратическим отклонением  $\sigma = 1$ , а для экземпляров класса  $K_2$  — закону равной вероятности в диапазоне 0...6 (рис. 2.15). Обучающая выборка включала по 1000 экземпляров каждого класса. Значения параметров законов распределения признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  имели условный характер, но при этом примерно были соблюдены закономерности, полученные для параметров-признаков ИЭТ на примере исследуемых биполярных транзисторов.

Ставилась задача: используя смоделированный на ЭВМ обучающий эксперимент, определить пороговый уровень  $x_0$ , отвечающий критерию (2.80), и сравнить полученное значение со значениями  $x_0$ , найденными с помощью других критериев.



1 — класс  $K_1$ , 2 — класс  $K_2$

Рис. 2.15. Распределение признака  $x$  в классах  $K_1$  и  $K_2$

В табл. 2.7 приведены данные о зависимости информационных характеристик  $H(K_S/x_0)$  и  $I(x_0)$  от выбираемого значения  $x_0$ , полученных с использованием обучающего эксперимента, смоделированного на ЭВМ.

Таблица 2.7

Зависимость информационных характеристик от  $x_0$ 

$x_0$	$H(K_S/x_{i0})$	$I(x_0)$	$x_0$	$H(K_S/x_{i0})$	$I(x_0)$
1,2	0,9	0,1	4,4	0,59	0,41
1,6	0,85	0,15	4,8	0,62	0,38
2,0	0,81	0,19	5,2	0,68	0,32
2,4	0,77	0,23	5,6	0,69	0,31
2,8	0,71	0,29	6,0	0,71	0,29
3,2	0,67	0,33	6,4	0,81	0,19
3,6	0,61	0,39	6,8	0,88	0,12
4,0	0,58	0,42	7,2	0,94	0,06

Размерность величин  $H(K_S/x_{i0})$  и  $I(x_0)$  — двоичные единицы. Значение  $H(K_S)$ , вычисленное по формуле (2.82), составляет

$$H(K_S) = 1 \text{ дв. ед.}$$

По данным, приведённым в табл. 2.7, построены графики зависимости  $I(x_0) = f_1(x_0)$  и  $H(K_S/x_0) = f_2(x_0)$ , где  $f_1, f_2$  — символы функциональной зависимости соответственно количества информации  $I(x_0)$  и условной энтропии  $H(K_S/x_0)$  от задаваемого порогового уровня  $x_0$  (рис. 2.16). Используя рис. 2.16 а, с учётом критерия (2.80) найдено оптимальное значение  $x_0$  ( $x_{0\text{опт}} \approx 4,1$ ).

Из выражения (2.81) и рис. 2.16, б видно, что значение  $x_0$ , отвечающее критерию (2.80), может быть выбрано также исходя из минимума условной энтропии  $H(K_S/x_0)$  класса экземпляра, так как начальная энтропия класса экземпляра  $H(K_S)$  определяется лишь априорными вероятностями классов  $K_1$  и  $K_2$  и представляет собой в каждом конкретном случае постоянное число (в данном случае 1 дв. ед.).

По формуле (2.68) получаем  $x_0 = 4,5$ . Это отличается от значения  $x_{0\text{опт}}$ , полученного по критерию (2.80).

Дальнейшие исследования показали, что предложенный информационный способ выбора  $x_{i0}$  обеспечивает заметно лучшие



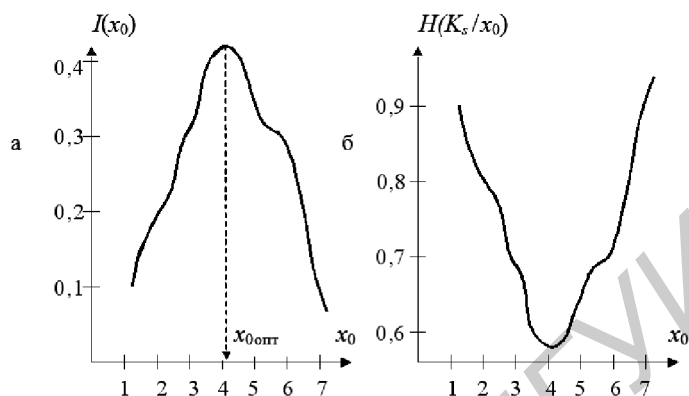


Рис. 2.16. Экспериментальные зависимости информационных характеристик от порогового уровня  $x_0$ :

*a* — зависимость для количества информации  $I(x_0)$ ;

*б* — зависимость для условной энтропии  $H(K_S/x_0)$

результаты прогнозирования для ИЭТ в реальных ситуациях (использование нескольких признаков), нежели способ, в котором  $x_{i0}$  выбирается как средняя точка между центрами классов  $K_1$  и  $K_2$  [см. формулу (2.68)], или способ, использующий критерий (2.69), либо, что то же самое, условие (2.70).

При моделировании обучающего эксперимента на ЭВМ использовались четыре параметра-признака с нормальными законами их распределения в каждом из классов  $K_1$  и  $K_2$ . Объём выборки составлял 1000 экземпляров, из них 600 экземпляров являлись представителями класса  $K_1$ . Условия моделирования признаков и выбор их пороговых уровней по различным критериям приведены в табл. 2.8.

Таблица 2.8

**Моделирование признаков и определение их пороговых уровней**

Признак	МО для $K_1$	МО для $K_2$	СКО в классе $K_1$	СКО в классе $K_2$	Пороговый уровень $x_{i0}$		
					по формуле (2.68)	по условию (2.70)	по критерию (2.80)
$x_1$	+1	-1	1,141	1,845	0,002	-0,55	-0,55
$x_2$	+1	-1	1,670	1,088	-0,086	-0,30	0,40

Окончание табл. 2.8

Признак	МО для $K_1$	МО для $K_2$	СКО в клас- се $K_1$	СКО в клас- се $K_2$	Пороговый уровень $x_{i0}$		
					по фор- муле (2.68)	по усло- вию (2.70)	по кри- терию (2.80)
$x_3$	+1	-1	1,488	1,425	-0,059	-0,35	0
$x_4$	+1	-1	1,722	1,277	0,016	-0,35	0,70

*Примечание.* Принятые сокращения: СКО – среднее квадратическое отклонение; МО – математическое ожидание.

Информативность признаков выбиралась случайным образом из диапазона значений, которые реально имели место для исследуемых ИЭТ (гл. 3, табл. 3.10) и в данном случае определялась только средними квадратическими отклонениями (СКО) признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ , так как математические ожидания (МО) признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$  были приведены к условным значениям (+1 и -1).

Характеристики качества прогнозирования для условий моделирования и значений пороговых уровней признаков, указанных в табл. 2.8, представлены в табл. 2.9.

Таблица 2.9

**Результаты прогнозирования для разных способов нахождения пороговых уровней признаков (моделирование на ЭВМ)**

Характеристика качества прогнозирования	Способ нахождения пороговых уровней $x_{i0}$ признаков $x_1, \dots, x_4$		
	формула (2.68)	условие (2.70)	критерий (2.80)
1. Вероятность принятия правильных решений $P_{\text{прав}}$	0,848	0,850	0,883
2. Вероятность принятия ошибочных решений $P_{\text{ош}}$	0,152	0,150	0,117
3. Риск потребителя $p_{21}$ (при $p_{12} = 0,1$ )	0,170	0,150	0,117
4. Риск изготовителя $p_{12}$ (при $p_{21} = 0,1$ )	0,172	0,150	0,117

Многократное моделирование обучающего эксперимента на ЭВМ и применение базового МПЛ для решения задачи индивидуального прогнозирования показали, что выбор  $x_{i0}$  с использо-

ванием информационного подхода позволяет уменьшить ошибки прогнозирования класса экземпляра (вероятность принятия ошибочных решений). Так, например, по сравнению с выбором  $x_{i0}$  по формуле (2.68) или условию (2.70) вероятность принятия ошибочных решений уменьшилась примерно на 15...20 % при применении прогнозирующего правила к экземплярам обучающей выборки и не менее чем на 10...15 % — при использовании новых аналогичных выборок. При заданном риске потребителя  $p_{21} = 0,1$  риск изготовителя  $p_{12}$  уменьшался примерно на 20...30 %.

## Глава 3

# ЭФФЕКТИВНОСТЬ СТАТИСТИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ МЕТОДОМ ПОРОГОВОЙ ЛОГИКИ (ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ)

### 3.1. Обучающий эксперимент как основа индивидуального прогнозирования

В предложенном новом методе индивидуального прогнозирования — *методе пороговой логики* (МПЛ) прогнозирующее правило имеет вид логической таблицы (см. табл. 2.4). Для её получения нужны предварительные исследования интересующего типа ИЭТ. Основу этих исследований составляет обучающий эксперимент [5, 9, 15, 16 и др.].

Результаты обучающего эксперимента в виде табл. 3.1 служат основой для получения прогнозирующего правила.

Таблица 3.1

#### Форма представления результатов обучающего эксперимента

Номер экземпляра обучающей выборки	Значения параметров-признаков при $t = 0$				Класс экземпляра на момент времени $t = t_{\text{пр}}$
	$x_1$	$x_2$	...	$x_k$	
1	$x_1^{(1)}$	$x_2^{(1)}$		$x_k^{(1)}$	$K_S^{(1)}$
2	$x_1^{(2)}$	$x_2^{(2)}$		$x_k^{(2)}$	$K_S^{(2)}$
...	...	...		...	...
$n$	$x_1^{(n)}$	$x_2^{(n)}$		$x_k^{(n)}$	$K_S^{(n)}$

Данные табл. 3.1 в неявном виде показывают взаимосвязь между значениями параметров-признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , полученными в момент времени  $t = 0$ , и надёжностью (классом) экземпляра на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ .

Задача последующих этапов построения прогнозирующего правила — обучения и экзамена (см. рис. 1.14) — состоит в том, чтобы найти такую решающую функцию  $F$ , зависящую от параметров-признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , по значениям которой можно было бы принимать решение о классе экземпляра обучающей выборки (классе по прогнозу), причём количество несовпадений между действительным классом (табл. 3.1) и классом по прогнозу было бы минимальным.

Когда прогнозирующее правило построено, то прогнозирование с помощью МПЛ уровня надёжности нового экземпляра, не принимавшего участие в обучающем эксперименте, состоит в измерении у него параметров-признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , преобразовании их в двоичные сигналы и определении с помощью логической таблицы (см. табл. 2.4) класса экземпляра, соответствующего полученному набору двоичных чисел. Предполагается, что параметры-признаки  $x_1, x_2, \dots, x_k$  интересующего типа ИЭТ известны априорно или же получены с помощью предварительных исследований.

В большинстве случаев параметры-признаки априорно не известны, а проведение длительных исследований по их определению затруднительно. Поэтому поиск параметров-признаков имеет смысл совместить с проведением обучающего эксперимента. Таким образом, без проведения обучающего эксперимента невозможно решать реальные задачи по оценке надёжности ИЭТ на будущие моменты времени. Поэтому важнейшей задачей экспериментальных исследований является планирование и проведение обучающего эксперимента, используемого для получения прогнозирующего правила новым методом (МПЛ) и экспериментальной оценки эффективности усовершенствований, предлагаемых в МПЛ.

Для подтверждения или опровержения гипотез о возможных закономерностях информативных параметров-признаков, которые могут иметь место применительно к ИЭТ, нужен статистический материал в виде наблюдений значений информативных параметров для экземпляров класса  $K_1$  и класса  $K_2$ . Этот материал можно подготовить путём систематизации данных табл. 3.1. Систематизированный статистический материал позволит построить гистограммы распределения параметров-признаков  $x_i$  в классе  $K_1$  и классе  $K_2$  и принять решение о характере смещения условных плотностей распределения  $w(x_i/K_1)$  и  $w(x_i/K_2)$  относительно общей плотности  $w(x_i)$  (рис. 3.1).

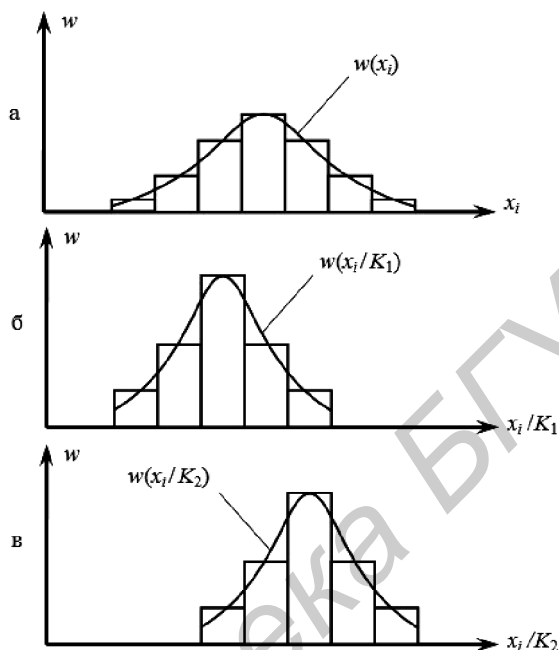


Рис. 3.1. Гипотетическое распределение признака  $x_i$ :  
а — для всех экземпляров обучающей выборки; б — для экземпляров класса  $K_1$ ; в — для экземпляров класса  $K_2$

На основе анализа построенных гистограмм можно принять решение о закономерностях связи признаков  $x_i$  с уровнем надёжности ИЭТ. Это, в свою очередь, даст возможность обоснованно выбирать признаки, используемые в методе пороговой логики.

### 3.2. Методика экспериментальных исследований

Методика эксперимента должна дать ответ на следующие вопросы: как планировать обучающий эксперимент, как его проводить (последовательность, используемая установка, порядок контроля параметров ИЭТ и прочее), как обрабатывать результаты эксперимента.

Планирование эксперимента предусматривало выполнение следующих действий:

- выбор типов ИЭТ, используемых в обучающем эксперименте;
- обоснование объёма обучающей выборки;
- формирование списка параметров, исследуемых на информативность (возможность выбора в качестве признаков);
  - обоснование вида испытаний: ускоренные испытания или испытания в нормальных условиях;
  - выбор электрического режима и условий испытаний;
  - обоснование длительности испытаний с учётом требуемого значения  $t_{пр}$ ;
  - выбор критериев, используемых для принятия решения о потере ИЭТ работоспособности (надёжности);
  - обоснование способов и периодичности контроля работоспособности ИЭТ в процессе испытаний.

Этап проведения эксперимента включал выполнение следующих процедур:

- нумерацию экземпляров обучающей выборки термостойкой краской с целью обеспечения их идентификации в дальнейшем;
- измерение (до постановки на испытания, то есть практически в момент  $t = 0$ ) значений всех параметров, исследуемых на информативность, причём эти параметры измерялись у каждого экземпляра обучающей выборки и обеспечивалось соответствие номера экземпляра значениям его параметров;
- разработку экспериментальной установки для испытаний ИЭТ на надёжность;
- размещение экземпляров обучающей выборки в экспериментальной установке для испытаний их в режиме и условиях, полученных на этапе планирования эксперимента;
- контроль надёжности экземпляров обучающей выборки в процессе проведения испытаний и после их завершения.

Этап обработки результатов эксперимента предполагал следующее:

- определение основных статистических характеристик параметров, исследуемых на информативность (средних значений, средних квадратических отклонений, коэффициентов вариации), причём указанные характеристики определялись как с учётом всех экземпляров обучающей выборки, так и с учётом только экземпляров класса  $K_1$  и только экземпляров класса  $K_2$ ;
- построение гистограмм распределения параметров, исследуемых на информативность для трёх случаев: все экземпляры обу-

чающей выборки, экземпляры только класса  $K_1$ , экземпляры только класса  $K_2$ ;

- определение коэффициентов корреляции между исследуемыми на информативность параметрами в начальный момент времени и номером класса экземпляра на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ ;
- построение корреляционной матрицы параметров, исследуемых на информативность;
- расчёт информативности параметров ИЭТ;
- выбор параметров, используемых в качестве признаков;
- построение прогнозирующего правила с помощью базового МПЛ;
- построение прогнозирующего правила с помощью модификаций, предлагаемых для МПЛ;
- сравнение результатов прогнозирования надёжности ИЭТ, полученных с использованием известного метода и нового метода (МПЛ), предложенного автором.

#### ***Выбор типов ИЭТ и обоснование объёма обучающей выборки.***

В качестве ИЭТ, на примере которых исследовались предлагаемые методы статистического прогнозирования, выбраны биполярные транзисторы (БТ) типов 2Т603И, КТ646А, КТ3117А и КТ872А. Выбор данного класса ИЭТ (БТ — биполярные транзисторы) во многом был обусловлен простотой физического моделирования их наработки, а конкретных типов БТ — интересом заказчиков, использующих результаты исследований.

Вопрос о выборе необходимого объёма обучающей выборки является очень важным, но пока остается открытым из-за своей сложности [120–122]. Задачи индивидуального прогнозирования ИЭТ во многих случаях приходится решать в условиях малого объёма обучающей выборки,  $n \approx 30...50$  [20].

В работе [120] исследовалась зависимость средней ошибки прогнозирующего правила от объёма обучающей выборки и количества признаков (рис. 3.2).

На рис. 3.2 линия 2 — ошибки, которые могут иметь место при использовании построенного прогнозирующего правила для индивидуального прогнозирования новых экземпляров, не принимавших участие в обучающем эксперименте. Ошибки прогнозирования в среднем близки к минимально возможным (теоретическим ошибкам), если количество экземпляров в каждом классе ( $n_s$ ) примерно



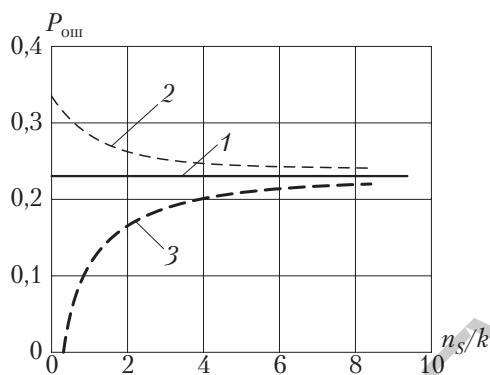


Рис. 3.2. Зависимость вероятности ошибочных решений  $P_{ош}$  от числа признаков  $k$  и количества экземпляров каждого класса в обучающей выборке  $n_s$ :

1 — истинная (теоретическая) ошибка, определяемая информативностью признаков; 2 — среднее значение ошибки правила, построенного по выборочным данным; 3 — среднее значение оценки ошибки  $P_{ош}$ , полученной на этапе экзамена с использованием обучающей выборки

в 3...5 раз превосходит число признаков. Если это условие заметно не выполняется ( $n_s/k < 2...3$ ), то с использованием обучающей выборки малого объема могут быть получены смещенные, существенно заниженные ошибки прогнозирования. Объясняется это эффектом «подстройки» прогнозирующего правила под конкретную обучающую выборку [120]. Поэтому при формировании обучающей выборки следует принимать

$$n_s/k \geq 3...5. \quad (3.1)$$

Из соотношения (3.1) видно, что, приняв  $n_s/k = 5$ , для случая  $k = 5$  может быть получено  $n_1 = n_2 = 25$ , следовательно,  $n_{\min} = 50$ . Но в действительности может понадобиться заметно больший объем выборки, ибо в основном  $n_1 \neq n_2$ .

Определим, какой же всё-таки объем обучающей выборки необходимо иметь исходя из заданного времени прогнозирования  $t_{пр}$  и надёжности исследуемых БТ. Решение этой задачи рассматривалось в работе [121] применительно к БТ средней мощности типа 2Т60ЗИ. Покажем, как определялся объем выборки.

В качестве времени  $t_{пр}$  логично взять заданное время работы электронных устройств, в составе которых будут функционировать

БТ, а в случае неопределённости — наработку  $t_{\text{нар}}$ , указываемую в ТУ на конкретный тип БТ. Для БТ типа 2Т603И  $t_{\text{нар}} = 80\,000$  ч.

По технической документации для транзисторов этого типа интенсивность отказов  $\lambda_0 \leq 0,5 \cdot 10^{-6} \text{ ч}^{-1}$  при наработке  $t_{\text{нар}} \leq 80\,000$  ч. Значение  $\lambda_0$  характеризует надёжность функционирования БТ в нормальных условиях (температура  $T_0 = +25 \text{ }^\circ\text{C}$ ) при коэффициенте электрической нагрузки по мощности  $K_n = 1$ . В качестве номинальной температуры окружающей среды выбрано значение  $T_n = +55 \text{ }^\circ\text{C}$ , что соответствует температуре, используемой в мировой практике при оценке надёжности полупроводниковых приборов (ППП) по результатам ускоренных испытаний [123, 124]. Значение интенсивности отказов, соответствующее этой температуре, определим по модели [6–8]

$$\lambda(T_n) = \lambda_0 K_p K_\phi K_U K_s, \quad (3.2)$$

где  $K_p$  — коэффициент режима, учитывающий совместное влияние температуры окружающей среды и электрического режима,  $K_\phi$  — коэффициент, зависящий от функционального назначения (режима работы) БТ в электронном устройстве;  $K_U$  — коэффициент, зависящий от значения отношения рабочего напряжения к максимально допустимому по ТУ;  $K_s$  — коэффициент эксплуатации, учитывающий жёсткость условий эксплуатации, кроме температуры (влияние температуры как важнейшего эксплуатационного фактора учитывается отдельно с помощью коэффициента  $K_p$ ).

Электрический режим работы БТ учитывают с помощью коэффициента электрической нагрузки по мощности  $K_n$ . В составе электронной аппаратуры рекомендуется использовать БТ с коэффициентом  $K_n \leq (0,5 \dots 0,8)$  [74]. Примем  $K_n = 0,7$ . Значение  $K_p$ , используемое в формуле (3.2), рассчитано для температуры  $+55 \text{ }^\circ\text{C}$  и коэффициента нагрузки  $K_n = 0,7$  по модели, полученной на основе экспериментальных исследований кремниевых БТ [6–8]. Получено  $K_p \approx 0,7$ .

Значение  $K_\phi$  выбрано в предположении работы БТ в активном режиме, значение  $K_U$  — в предположении, что рабочее напряжение может составлять до 100 % максимально допустимого по ТУ. Используя [6–8], находим:

$$K_\phi = 1,5; \quad K_U = 3,0.$$

Испытания БТ в разработанной экспериментальной установке приближены с точки зрения жёсткости условий эксплуатации к работе стационарной аппаратуры в цехах промышленных предприятий, поэтому по табл. 1.9, заимствованной из [6], выбираем  $K_3 = 2$ .

Окончательно по формуле (3.2) определяем:

$$\lambda(T_H) = 3,15 \cdot 10^{-6} \text{ ч}^{-1}.$$

Вероятность безотказной работы БТ за время  $t = t_{\text{нар}} = 80\,000$  ч подсчитана в предположении «экспоненциального закона надёжности» [2, 9, 13]:

$$P(t) = |t = t_{\text{нар}}| = \exp[-\lambda(T_H)t_{\text{нар}}] \approx 0,78,$$

то есть за время работы  $t = t_{\text{нар}} = 80\,000$  ч откажет примерно  $[1 - P(t_{\text{нар}})] \cdot 100\% = 22\%$  экземпляров испытываемой выборки БТ.

Согласно (3.1), приняв количество экземпляров обучающей выборки в классе  $K_2$  равным  $n_2 = 25$ , находим общий её объём. Получим  $n_1 \geq 89$ ,  $n \geq 114$ . Принимаем  $n = 120$ .

Определим, отвечает ли этот объём выборки ( $n = 120$ ) исследуемому методу прогнозирования — МПЛ. В алгоритме МПЛ (см. 2.5) необходимо определять оценки условных вероятностей вида  $P(K_1/z_i = \xi)$ ;  $\xi = 1, 0$ . Эти оценки используются в базовом МПЛ — алгоритме (2.38), поэтому важно, чтобы доверительный интервал для оценок был невелик.

Объём выборки  $n$  определим исходя из условия обеспечения с выбранной доверительной вероятностью  $\gamma$  допустимой относительной ошибки  $\Delta P/P$  от замены вероятностей  $P$  её оценками  $P^*$ .

Полученные автором максимальные значения  $n$  в зависимости от вероятности  $\gamma$  и допустимой ошибки  $\Delta P/P$  приведены в табл. 3.2 [119].

Таблица 3.2

### Максимальные значения объёма выборки

Допустимая ошибка $\Delta P/P$ , %	Объём выборки $n$				
	$\gamma = 0,8$	$\gamma = 0,85$	$\gamma = 0,9$	$\gamma = 0,95$	$\gamma = 0,99$
50	7	9	11	16	17
40	11	13	17	24	42

Окончание табл. 3.2

Допустимая ошибка $\Delta P/P$ , %	Объём выборки $n$				
	$\gamma = 0,8$	$\gamma = 0,85$	$\gamma = 0,9$	$\gamma = 0,95$	$\gamma = 0,99$
30	19	23	30	43	74
20	41	52	68	96	166
10	165	207	270	384	644

Данные табл. 3.2 получены с использованием следующей формулы [116]:

$$p_{1,2} = \frac{P^* + \frac{1}{2} \frac{t_\gamma^2}{n} \pm t_\gamma \sqrt{\frac{P^*(1-P^*)}{n} + \frac{1}{4} \frac{t_\gamma^2}{n^2}}}{1 + \frac{t_\gamma^2}{n}},$$

где  $p_1, p_2$  — доверительные границы для вероятности  $P$ , соответствующие доверительной вероятности  $\gamma$ ;  $t_\gamma$  — коэффициент, зависящий от доверительной вероятности  $\gamma$ , значения которого приведены, например, в [9, 116].

Можно показать, что значения  $n$ , приведённые в табл. 3.2, соответствуют худшему случаю численных значений оценок вероятностей  $P(K_1/z_i)$ . При других значениях оценок объём выборки, необходимый для обеспечения заданной допустимой ошибки  $\Delta P/P$ , будет меньшим.

Примем в качестве допустимой ошибки  $\Delta P/P$ , приемлемой для практики, значение 10...15 %. Выбор этого значения ошибки  $\Delta P/P$  объясняется следующим. Число признаков, используемых для прогнозирования, обычно выбирают из условия  $k \leq (4...6)$ . Примем  $k = 5$ . Предполагая, что относительная ошибка  $\Delta P_i/P_i$  определения вероятностей  $P(K_1/z_i = \xi)$  по каждому  $i$ -му признаку распределена по нормальному закону, а признаки являются некоррелированными, с помощью методики вероятностного анализа точности выходных параметров [9] можно рассчитать, что относительная ошибка решающей функции

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}) = \sum_{i=1}^k P(K_1/z_i = \xi),$$

используемой в базовом МПЛ, составит не более 4,5...6,7 %, что приемлемо для практики.

По графику, построенному по данным табл. 3.2, находим: при  $\gamma = 0,95$  для допустимой ошибки  $\Delta P/P = 15$  % объём выборки должен составлять  $n \approx 170$ . Окончательно принимаем  $n = 200$ , допустимая ошибка в этом случае  $\Delta P/P \approx 12,5$  %, а относительная ошибка в определении решающей функции  $F^{(j)}$  составит  $\Delta F^{(j)}/F^{(j)} \approx 6$  %. Таким образом, объём выборки  $n = 200$  отвечает как условию (3.1), так и допустимым ошибкам в определении вероятностей, используемых в базовом МПЛ.

**Выбор параметров, исследуемых на информативность.** Известно [20, 21], что успех в решении задач индивидуального прогнозирования во многом зависит от удачности выбора информативных параметров. К сожалению, и это подтверждается многими работами [20, 21, 31 и др.], конкретных указаний по выбору информативных параметров-признаков применительно к ИЭТ пока нет. Можно встретить отдельные рекомендации в технической [20, 21, 45] и учебной [9] литературе. В зарубежных источниках информация полностью отсутствует. Объясняется это тем, что фирмы-производители и фирмы-потребители ИЭТ держат в секрете информацию о том, какие параметры они используют для индивидуального прогнозирования надёжности изделий. Поэтому на практике при определении параметров-признаков поступают обычно так. Выполняют отбор параметров, «подозреваемых» на информативность, а по результатам статистической обработки обучающего эксперимента уточняют, какие из них могут быть использованы в качестве признаков.

Информация об уровне надёжности БТ при их правильной эксплуатации в том или ином виде заложена в параметрах транзисторов. Важно выявить эти параметры, что является непростой задачей. В качестве примера успешного решения этой задачи можно привести  $m$ -характеристики  $p$ - $n$ -перехода [45]. По степени отличия значения коэффициента  $m$  от теоретического для разных диапазонов прямого тока судят о качестве  $p$ - $n$ -переходов. На этом принципе основан метод контроля ППП по  $m$ -характеристикам [2, 45].

Отбор первоначальной совокупности параметров  $x_1, x_2, \dots, x_l$  ( $l \gg k$ ), исследуемых на информативность, выполнен на основе

анализа физики отказов транзисторов как в активном режиме [1, 2, 4, 73], так и в режиме переключения [1, 2, 4, 74, 75]. Кроме того, приняты во внимание возможности измерительной аппаратуры, а также результаты исследований, обсуждаемых в работах [20, 21, 39–51 и др.]. В список включены функциональные параметры, которыми определяется работа БТ в активном режиме ( $h_{21Э}$ ,  $I_{КБ0}$ ,  $f_T$  и другие) и в режиме переключения ( $U_{КЭнас}$ ,  $U_{БЭнас}$ ,  $U_{КБ0проб}$ ,  $U_{ЭБ0проб}$ ,  $h_{21Э}$  и другие). Принята также во внимание тенденция к переходу на контроль параметров, полученных дифференцированием по аргументу функций, которые определяют основные процессы в рабочем теле и на поверхности кристалла БТ (параметры вида  $dx/di$  или  $dx/du$ , где  $x$  — параметр БТ).

Всего для исследования на информативность было выбрано 30 параметров. Их перечень применительно к БТ типа 2Т603И приведён в разделе 3.3.

**Вид испытаний БТ, режим и условия их проведения.** В качестве времени  $t_{пр}$  принята наработка  $t_{пр}$ , регламентируемая в ТУ и составляющая для транзисторов типа 2Т603И значение 80 000 ч, типа КТ646А — 50 000 ч, типа КТ872А — 15 000 ч. Испытание транзисторов обучающей выборки в течение этого времени (2...5 лет) не оправдано по экономическим и другим соображениям. Поэтому использованы ускоренные испытания.

Ускорение испытаний достигалось форсированием режимов работы БТ [128, 129]. Основными видами форсированных воздействий при этих испытаниях являются тепловая и электрическая нагрузки [130]. Большинство отказов БТ, связанных с ухудшением электрических параметров или пробоем, происходит именно при этих воздействиях.

Тепловая нагрузка представляет собой воздействие на транзистор повышенной температуры. Известно [2, 5, 72, 131 и др.], что она вызывает ускорение всех физико-химических процессов в структуре, которые приводят к отказу. Физически ускорение процессов связано с повышением средней тепловой энергии взаимодействующих микрочастиц, что резко увеличивает вероятность преодоления ими энергетического барьера, ограждающего структуру транзистора от внешних дестабилизирующих факторов и препятствующих её разрушению.

Коэффициент ускорения протекания процесса (коэффициент ускорения испытаний) определяется в соответствии с [32, 124] по формуле

$$K_y(T) = \frac{t_n}{t_y} = \exp \left[ \frac{E_a}{k} \left( \frac{1}{273 + T_n} - \frac{1}{273 + T_y} \right) \right], \quad (3.3)$$

где  $t_n, t_y$  — продолжительность испытаний (наработка) при номинальной  $T_n$  и повышенной  $T_y$  температуре в °С;  $E_a$  — энергия активации процесса;  $k$  — постоянная Больцмана,  $k = 8,62 \cdot 10^{-5}$  эВ/К.

Опасностью применения повышенных температурных нагрузок является нарушение автомодельности процессов отказов при проведении ускоренных испытаний. Это означает, что отказы могут вызываться причинами, которые при номинальной температуре  $T_n$  вообще не будут возникать.

Максимальная температура, при которой ещё выполняется условие автомодельности, может быть найдена методами, описанными в [129]. В работе [128] установлено, что до температуры +160 °С у кремниевых ППП преимущественный механизм отказов остается неизменным. В качестве температуры  $T_y$  при ускоренных испытаниях исследуемых типов БТ выбраны значения в диапазоне +135...+160 °С.

Для выбора режима и условий проведения ускоренных форсированных испытаний использованы известные подходы [2, 4, 124, 128, 130–135 и др.]. Далее кратко описывается их применение для БТ типа 2Т603И.

Согласно [131] влияние электрической нагрузки (мощности, рассеиваемой на коллекторе) на отказы БТ может рассматриваться как действие некоторой эквивалентной температуры, природа которой связана с нагревом кристалла при работе в определённом электрическом режиме. Разность  $\Delta T$  между температурами кристалла  $T_k$  и окружающей среды  $T$ , обеспечивающая такое же действие, как и электрическая нагрузка (мощность, рассеиваемая на коллекторе), определяется [131] по формуле

$$\Delta T = R_r K_n P_{\max}, \quad (3.4)$$

где  $R_r$  — тепловое сопротивление участка кристалл — окружающая среда;  $K_n = P/P_{\max}$  — коэффициент электрической нагрузки ( $P$  —

мощность в рабочем режиме);  $P_{\max}$  — максимально допустимая мощность, рассеиваемая коллектором при температуре, равной значению  $T_{\kappa}$ .

Ранее отмечалось, что в качестве номинальной рабочей температуры принято значение  $T_{\text{н}} = 55$  °С. В документации на БТ типа 2Т60ЗИ указано:  $R_{\text{т}} = 200$  °С/Вт, максимально допустимая мощность на коллекторе  $P_{\max}$  составляет 0,5 Вт при температуре окружающей среды  $T_{\text{окр}} \leq 50$  °С, а в интервале температур окружающей среды от +50 до +125 °С рассчитывается по формуле

$$P_{\max} = 0,12 + \frac{125 - T_{\text{окр}}}{R_{\text{т}}}. \quad (3.5)$$

В данном случае  $T_{\text{окр}} = T_{\text{н}} = 55$  °С. Применяя формулу (3.5), получим:  $P_{\max} = 0,47$  Вт. Ранее было принято  $K_{\text{н}} = 0,7$ . По формуле (3.4) определяем  $\Delta T = 65,8$  °С. Температура испытаний  $T_{\text{и}} = T_{\text{н}} + \Delta T = 55 + 65,8 = 120,8$  °С гарантирует номинальную электрическую нагрузку ( $K_{\text{н}} = 0,7$ ) и номинальную рабочую температуру  $T_{\text{н}} = 55$  °С без ускорения испытаний. Для достижения ускорения испытаний выборку БТ необходимо подвергнуть дополнительному температурному воздействию: воздействию со значением температуры  $T_{\text{и}} > 120,8$  °С. Температура ускоренных испытаний принята  $T_{\text{у}} = 160$  °С. Определим коэффициент ускорения  $K_{\text{у}}$  при этой температуре. Используем формулу (3.3).

При определении коэффициента ускорения испытаний БТ энергия активации процесса в соответствии с [123] принята типовой и равна  $E_{\text{а}} = 0,7$  эВ.

По формуле (3.3) для значений  $T_{\text{и}} = 120,8$  и  $T_{\text{у}} = 160$  °С получим

$$K_{\text{у}}(T) \approx 6,47.$$

Выясним, как этот результат согласуется с обобщёнными экспериментальными графиками зависимости коэффициента ускорения от температуры, приведёнными в [128]. По этим графикам получено: для  $T_{\text{и}} = 120,8$  °С коэффициент ускорения испытаний  $K_{\text{у}} \approx 1500$  относительно температуры  $T = 30$  °С, а для  $T_{\text{у}} = 160$  °С —  $K_{\text{у}} \approx 10\,000$  относительно  $T = 30$  °С. Значение  $K_{\text{у}} \approx 10\,000$  для  $T_{\text{у}} = 160$  °С получено экстраполяцией графика зависимости  $K_{\text{у}} = \varphi(T)$  за пределы  $T = 120$  °С [128]. Следовательно, коэффициент ускорения чисто температурных испытаний при  $T_{\text{у}} = 160$  °С относительно



функционирования БТ при температуре 120,8 °С составит примерно 6,67 раза (10 000/1500). Это мало расходится со значением  $K_y = 6,47$ , полученным с помощью аналитического расчёта, и подтверждает то, что энергия активации  $E_a = 0,7$  эВ принята обоснованно.

С учётом значения коэффициента ускорения испытаний, полученного аналитическим способом, время ускоренных испытаний составляет примерно 12 365 часов (более одного года). Это значение времени велико. Поэтому для увеличения коэффициента ускорения испытаний  $K_y$  необходимо, кроме повышенной температуры, использовать дополнительно ещё какое-то воздействие.

В работе [130] подчёркивается, что распределение отказов во время испытаний при электрической нагрузке оказывается таким же, как и в случае тепловой нагрузки. Поэтому для сокращения времени испытаний, следуя рекомендациям работы [128], использована дополнительно и электрическая нагрузка. В качестве электрической нагрузки выбрано обратное смещение на коллекторном переходе. Путём анализа обобщённого экспериментального графика зависимости коэффициента ускорения от температуры при максимально допустимом напряжении на коллекторном переходе [128] установлено, что предельное обратное напряжение на коллекторе сокращает время испытаний кремниевых БТ примерно в 10 раз, то есть коэффициент ускорения испытаний за счёт использования напряжения  $K_y(U) = 10$ . Обратное напряжение  $U_{обр}$ , прикладываемое к коллекторному переходу, выбираем равным 30 В, что соответствует максимально допустимому значению  $U_{КЭmax}$ , приводимому в ТУ на БТ типа 2Т603И для температуры  $p-n$ -перехода  $T_{пер} \leq 100$  °С. Согласно ТУ, при повышении температуры  $p-n$ -перехода от +100 до +150 °С напряжение  $U_{КЭmax}$  снижается по линейному закону в соответствии с приводимым графиком, аппроксимация которого приводит к выражению

$$U_{КЭmax} = 30 - 0,24(T_{пер} - 100).$$

Поскольку температура перехода  $T_{пер}$  при обеспечении (в процессе испытаний) номинальной температуры окружающей среды  $T_n = 55$  °С и рабочего электрического режима ( $K_n = 0,7$ ) составляет 120,8 °С, то этой температуре в соответствии с последним выражением отвечает значение  $U_{КЭmax} = 25$  В. Использование в каче-

стве  $U_{\text{обр}}$  значения 30 В, превышающего на 5 В величину  $U_{KЭ\text{max}}$ , соответствующую температуре  $T = 120,8^\circ\text{C}$ , увеличивает коэффициент ускорения испытаний  $K_y(U)$  сверх значения  $K_y(U) = 10$ . В соответствии с материалами работы [130] коэффициент  $K_y(U)$  при значении  $U_{\text{обр}} = 30$  В:

$$K_y(U) = 10 \left( \frac{30}{25} \right)^2 = 14,4.$$

Общий коэффициент ускорения испытаний за счёт использования повышенной температуры и прикладываемого к коллекторному переходу обратного напряжения  $K_y^{(T,U)}$  определяется по формуле [21, 122]

$$K_y^{(T,U)} = K_y(T)K_y(U),$$

где  $K_y(T)$  — коэффициент ускорения наработки за счёт действия повышенной температуры;  $K_y(U)$  — коэффициент ускорения наработки за счёт приложенного обратного напряжения к  $p-n$ -переходу.

В нашем случае  $K_y^{(T,U)}$  с учётом значений  $K_y(T)$  и  $K_y(U)$ :

$$K_y^{(T,U)} = K_y(T) \cdot K_y(U) = 6,47 \cdot 14,4 \approx 93,2.$$

а длительность испытаний —

$$t_y = \frac{t_n}{K_y^{(T,U)}} = \frac{80\,000}{93,2} \approx 859 \text{ ч.}$$

Информация о режимах и длительности испытаний, полученная для других исследуемых типов БТ, сведена в табл. 3.3.

Таблица 3.3

**Режим и длительность ускоренных испытаний биполярных транзисторов**

Характеристика условий испытаний	Тип транзистора		
	2Т603И	КТ646А	КТ872А
Температура, поддерживаемая в камере тепла (печи), °С	160	160	135
Постоянное напряжение коллектор-эмиттер, В	30	60	600

Окончание табл. 3.3

Характеристика условий испытаний	Тип транзистора		
	2Т603И	КТ646А	КТ872А
Сопrotивление $R_{БЭ}$ , кОм	0	0	0
Длительность ускоренных испытаний, ч	859	802	216
Наработка в нормальных условиях работы, для которой в ТУ указывается интенсивность отказов $\lambda_{ТУ}$ , ч	80 000	50 000	15 000
Коэффициент ускорения испытаний $K_y^{(T,U)}$	93,2	62,4	69,5

**Выбор критериев оценки надёжности транзисторов.** Для оценки надёжности БТ в процессе проведения обучающего эксперимента использованы обобщённые показатели их качества, то есть такие показатели, которые наиболее полно характеризуют работу БТ в целом, без привязки их к конкретному электронному устройству и электрическому режиму.

В качестве критериев потери работоспособности БТ выбраны их внезапные (полные) и постепенные (условные) отказы по основным функциональным параметрам:  $h_{21Э}$ ,  $I_{КБ0}$ ,  $I_{ЭБ0}$ ,  $U_{КЭнас}$ ,  $U_{КБ0проб}$ .

Критерием постепенных отказов по указанным функциональным параметрам взят уровень, соответствующий 1-й категории норм [72]. Приняты также во внимание материалы работы по данному вопросу технического комитета № 47 Международной электротехнической комиссии [73].

Информация о критериях постепенных отказов приведена в табл. 3.4. В ней приняты следующие сокращения: ВЗП — верхнее значение параметра, указанное в ТУ; НЗП — нижнее значение параметра, указанное в ТУ; ПЗП — первоначальное значение параметра. Обозначение параметров — по ГОСТ 20003–74.

Таблица 3.4

Критерии постепенных отказов транзисторов

Параметр	Значение по ТУ			Критерий отказа	Режим измерения
	2Т603И	КТ646А	КТ872А		
$I_{КБ0}$ , мкА	$\leq 10$	$\leq 10$	$\leq 1$ мА	2ВЗП	Максимальное значение $U_{КБ0}$
$I_{ЭБ0}$ , мкА	$\leq 10$	$\leq 10$	$\leq 10$ мА	2ВЗП	Максимальное значение $U_{ЭБ0}$

Окончание табл. 3.4

Параметр	Значение по ТУ			Критерий отказа	Режим измерения
	2Т603И	КТ646А	КТ872А		
$h_{21Э}$	$\geq 20$	40...200	$> 3$	$ \Delta h_{21Э}  \geq 0,2\Pi3\Pi$	При $I_K$ , для которого установлены ВЗП и НЗП $h_{21Э}$
$U_{KЭнас}$ , В	$\leq 1$	$\leq 1$	$\leq 1$	1,2ВЗП	Максимальный $I_K$ при установленном ТУ $U_{KЭнас}$
$U_{БЭнас}$ , В	$\leq 2$	$\leq 1,2$	$\leq 3$	1,2ВЗП	Максимальный $I_B$ при установленном ТУ $U_{БЭнас}$
$U_{KB0проб}$ , В	60	60	700	0,8НЗП	Эмиттер отключен

Основная задача проведения испытаний БТ сводилась к получению для каждого экземпляра обучающей выборки информации о классе его надёжности на момент времени  $t = t_y$ . Время  $t_y$  эквивалентно времени  $t_{пр}$  с точки зрения продолжительности функционирования и возникновения отказов. Поэтому контроль надёжности БТ (кроме БТ большой мощности типа КТ872А) планировался после завершения испытаний, то есть по истечении времени  $t_y$ . В этом случае с учётом критериев, указанных в табл. 3.4, будет получена дискретная оценка надёжности БТ для времени  $t_{пр}$ : работоспособен — класс  $K_1$ , неработоспособен — класс  $K_2$ . Обоснованность контроля надёжности БТ после завершения испытаний объясняется тем, что оценка информативности параметров и выбор из них признаков могут быть сделаны по значениям коэффициентов парной корреляции между рассматриваемыми параметрами и дискретным уровнем надёжности БТ, то есть классом экземпляров на момент времени  $t_y$  [16].

Результаты испытаний БТ типа КТ872А предполагалось также использовать для получения моделей зависимости функциональных параметров  $h_{21Э}$  (статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером) и  $U_{KЭнас}$  (напряжение насыщения коллектор-эмиттер) от наработки  $t$ . Поэтому для них контроль надёжности с измерением параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{KЭнас}$  выполнялся и в промежуточных точках на интервале времени от 0 до значения  $t_y$ . Из-за сложностей контроля функциональных параметров

в процессе испытаний использовано пять точек (табл. 3.5). Указан также предполагаемый примерный процент отказов исследуемых БТ в процессе ускоренных испытаний.

Таблица 3.5

### Время контроля надёжности транзисторов

Тип БТ	Временные точки контроля надёжности при ускоренных испытаниях, ч	Время, пересчитанное на обычные условия эксплуатации, ч	Предполагаемый процент отказов в обучающей выборке
2Т603И	0	0	0
	859	80 000	22
КТ646А	0	0	0
	802	50 000	14,5
КТ872А	0	0	0
	48	3 330	2
	104	7 220	4,5
	160	11 100	10
	216	15 000	23

**Экспериментальная установка.** Для ускорения испытаний БТ на практике выбирают одну из типовых схем физического моделирования их наработки (рис. 3.3). Напомним (см. например [9]), что при физическом моделировании реальный процесс (в нашем случае – наработка) заменяется процессом этой же физиче-

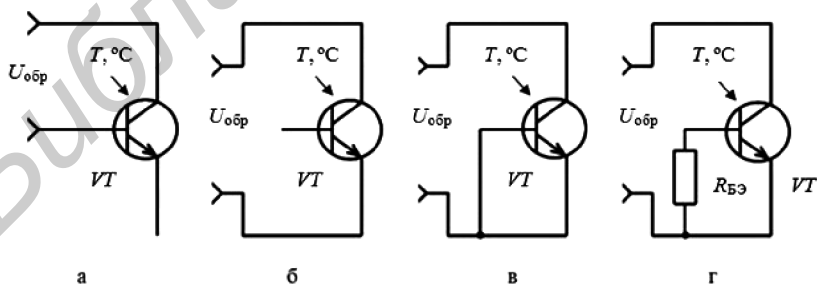


Рис. 3.3. Некоторые типовые схемы подачи обратного напряжения на транзистор при совместном действии тепловой и электрической нагрузок:

$U_{обр}$  – обратное напряжение, прикладываемое к коллекторному переходу

ской природы, но в изменённом масштабе. Сжатие наработки, то есть изменение масштаба продолжительности испытаний, в данном случае достигалось выдерживанием БТ в условиях повышенной температуры с приложением к коллекторному переходу обратного напряжения. Была использована схема, показанная на рис. 3.3 (пункт «в» или, что то же самое, пункт «г» при значении  $R_{БЭ} = 0$ ).

На рис. 3.4 приведена структурная схема экспериментальной установки.

Экспериментальная установка позволяет в один этап проводить физическое моделирование наработки БТ объёмом  $n = 100$  в условиях повышенной температуры с подачей обратного постоянного напряжения на переход коллектор-эмиттер.

Основу экспериментальной установки составляет камера тепла (печь) типа КТ-0,05-315М. Камера позволяет устанавливать нужную температуру в диапазоне 40...315 °С, точность поддержания температуры в диапазонах 40...100, 101...155, 156...315 °С обеспечивается, соответственно, не хуже  $\pm 1$ ,  $\pm 2$  и  $\pm 4$  °С. Время достижения температуры +315 °С не превышает 50 мин. Рабочий объём камеры составляет 0,05 м<sup>3</sup>. Транзисторы обучающей выборки вставлялись в гнезда специальных контактных колодок, распаянных на стендовой плате, а сама плата помещалась в печь. Конструкция контактных колодок такова, что в процессе испытаний практически исключалось нарушение контактов электродов транзисторов



Рис. 3.4. Структурная схема экспериментальной установки

с гнездами колодок. Стендовая плата соединялась кабелем с разъёмом, установленным на двери печи. Для подачи на транзисторы напряжения и подключения схемы защиты также использовался разъём. Выборка БТ объёмом 200 экземпляров испытывалась в два приёма, по 100 экземпляров.

В качестве устройства коммутации (УК) использован модульный разъём: 30 секций по 18 штырей (гнезд) в каждой. В качестве схемы защиты (СЗ) от коротких замыканий использованы плавкие предохранители на ток 1 А (рис. 3.5). Наличие предохранителей позволяет, не прерывая испытаний, выполнять контроль надёжности транзисторов и фиксировать их возможные внезапные отказы. Генератор постоянного напряжения (ГПН) служит источником обратного напряжения, подаваемого на коллектор-эмиттер. Для устранения генерации при испытании БТ использованы неполярные конденсаторы номинальной ёмкостью 0,5 мкФ, подключаемые между коллекторами транзисторов и земляной шиной (на схеме не показаны).

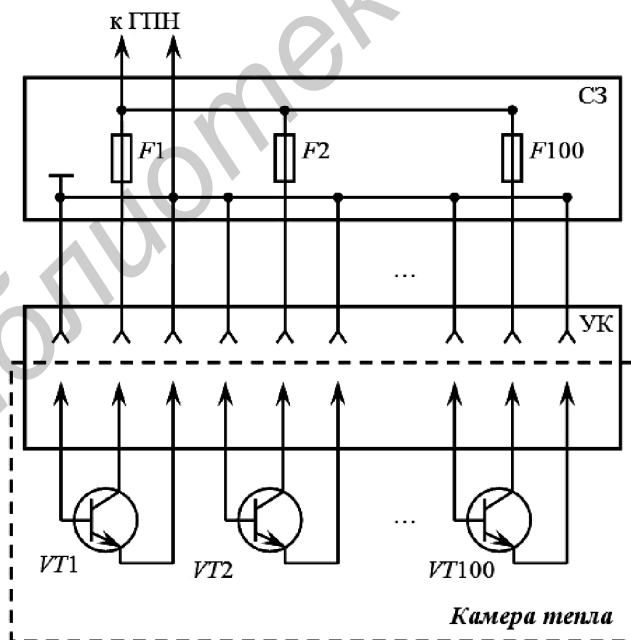


Рис. 3.5. Схема подключения БТ к экспериментальной установке

### 3.3. Результаты обучающего эксперимента

В результате обучающего эксперимента получены значения параметров  $x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$  ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) в начальный момент времени ( $t = 0$ ) каждого экземпляра БТ с указанием его принадлежности к классу  $K_1$  или  $K_2$  на момент времени  $t_{\text{пр}} = t_n$  для трёх типов БТ: 2Т60ЗИ, КТ646А и КТ872А. Объём обучающих выборок для каждого типа БТ был равен 200.

В монографии в качестве иллюстрации приводится математическая обработка результатов обучающего эксперимента применительно к БТ типа 2Т60ЗИ, для которых представителями класса  $K_1$  на момент времени  $t_{\text{пр}}$  оказались 122 экземпляра, представителями класса  $K_2$  — 78 экземпляров. Причём для детального пояснения процедур математической обработки из обучающей выборки объёмом 200 экземпляров использовано 28, отобранных случайным образом. Результаты обучающего эксперимента с учётом отбора 28 экземпляров приведены в табл. 3.6. Среди отобранных экземпляров 17 были представителями класса  $K_1$ , а 11 — представителями класса  $K_2$ , что примерно отражает соотношение между количеством экземпляров класса  $K_1$  и класса  $K_2$  во всей обучающей выборке, включавшей 200 экземпляров.

Таблица 3.6

Результаты обучающего эксперимента

Номер отобранного экземпляра	$x_{16}I_{\text{кЭХ}}, \text{ мкА}$	$x_{17}C_{\text{к}}, \text{ пФ}$	$x_{23}h_{21Э}$	$x_{27}U_{\text{кЭнас}}, \text{ В}$	Номер класса экземпляра для $t = t_{\text{пр}}$
1	2,1	5,1	16,4	4,1	1
2	1,0	5,3	40,0	2,6	1
3	0,7	5,6	21,5	2,95	2
4	2,0	5,0	22,8	2,9	2
5	1,8	5,3	20,5	4,0	2
6	0,9	5,4	20,7	2,9	1
7	1,8	5,2	34,7	4,15	1
8	2,0	5,0	14,3	4,30	2
9	2,2	5,0	15,5	4,25	2
10	1,7	5,2	31,5	2,75	1
11	1,9	5,1	15,3	2,8	2
12	1,4	5,3	20,5	4,0	1



Окончание табл. 3.6

Номер отобранного экземпляра	$x_{16}I_{КЭХ}$ , мкА	$x_{17}C_K$ , пФ	$x_{23}h_{21Э}$	$x_{27}U_{КЭнас}$ , В	Номер класса экземпляра для $t = t_{пр}$
13	1,2	5,7	30,1	2,9	1
14	1,8	5,3	56,0	2,7	1
15	0,9	6,3	56,0	2,5	1
16	1,9	5,1	15,1	4,1	2
17	2,0	4,9	11,7	4,25	2
18	1,9	5,1	27,2	2,7	1
19	2,0	5,3	34,2	2,8	1
20	2,2	5,0	15,6	4,25	2
21	1,3	5,1	14,4	2,8	2
22	1,6	5,4	27,5	2,9	1
23	2,5	5,0	11,0	4,8	2
24	0,8	5,3	40,0	2,5	1
25	1,9	5,1	30,3	2,95	1
26	0,9	5,2	22,4	4,0	1
27	0,6	6,0	35,6	2,45	1
28	2,2	5,2	27,5	2,6	1
*МО признака	1,61	5,27	25,9	2,43	—
**СКО признака	0,539	0,312	0,120	0,292	—

\* МО — математическое ожидание; \*\* СКО — среднее квадратическое отклонение.

Взаимосвязь между номерами и условными обозначениями, а также пояснение и электрический режим измерения параметров приведены в табл. 3.7.

Таблица 3.7

**Перечень параметров, исследуемых на информативность  
(для БТ типа 2Т603И)**

Номер ( $x_i$ ) и условное обозначение параметра	Пояснение параметра, режим измерения
1. $h_{21Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 10$ В, $I_{Э} = 1$ мА
2. $h_{11Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 10$ В, $I_{Э} = 1$ мА

Продолжение табл. 3.7

Номер ( $x_i$ ) и условное обозначение параметра	Пояснение параметра, режим измерения
3. $h_{12Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 2$ В, $I_{Э} = 0,1$ мА
4. $h_{12Б}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 2$ В, $I_{Э} = 0,2$ мА
5. $U_{ЭБ0проб}$	Пробивное напряжение перехода база-эмиттер, $I_{К} = 0$
6. $U_{КБ0проб}$	Пробивное напряжение перехода коллектор-база, $I_{Э} = 0$
7. $h_{12Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 1$ В, $I_{Э} = 0,1$ мА
8. $U_{КБ}$	Напряжение на переходе коллектор-база при $I_{К} = 300$ мА
9. $U_{ЭБ}$	Напряжение на переходе база-эмиттер при $I_{Э} = 300$ мА
10. $I_{ЭБ0}$	По ГОСТ 20003–74, обратное напряжение $U_{ЭБ} = 4$ В
11. $I_{КБ0}$	По ГОСТ 20003–74, обратное напряжение $U_{КБ} = 30$ В
12. $C_{К}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КБ} = 5$ В
13. $C_{Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{ЭБ} = 3$ В, $I_{Э} = 1$ мА
14. $I_{КЭ0}$	Обратный ток транзистора при разомкнутом выводе базы, $U_{КЭ} = 10$ В
15. $C_{Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КБ} = 10$ В
16. $I_{КЭХ}$	Обратный ток транзистора при заданном обратном напряжении эмиттер-база, $U_{КЭ} = 10$ В, $U_{БЭ} = -5$ В
17. $C_{К}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КБ} = 0$ В
18. $Q_{СК}$	Добротность ёмкости коллекторного перехода, $U_{ЭБ} = 0$ , частота $f = 2$ МГц
19. $C_{Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{ЭБ} = 0$ В
20. $Q_{СЭ}$	Добротность ёмкости эмиттерного перехода, $U_{ЭБ} = 0$ , частота $f = 2$ МГц
21. $h_{21Э}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 350$ мА
22. $h_{21Б}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 550$ мА
23. $h_{21Э}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 600$ мА
24. $U_{БЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 350$ мА, $I_{Б} = 50$ мА
25. $U_{КЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 350$ мА, $I_{Б} = 50$ мА
26. $U_{БЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 600$ мА, $I_{Б} = 100$ мА
27. $U_{КЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_{К} = 600$ мА, $I_{Б} = 100$ мА

Окончание табл. 3.7

Номер ( $x_i$ ) и условное обозначение параметра	Пояснение параметра, режим измерения
28. $U_{БЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_K = 700$ мА, $I_B = 150$ мА
29. $U_{КЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_K = 700$ мА, $I_B = 150$ мА
30. $t_{рас}$	По ГОСТ 20003–74

Результаты обучающего эксперимента (см. табл. 3.6) использованы для экспериментального определения параметров-признаков и определения их закономерностей. С использованием этих результатов построены прогнозирующие правила методом пороговой логики и выполнена экспериментальная оценка эффективности процедуры статистического прогнозирования новым методом (базовым МПЛ и его модификациями).

### 3.4. Статистическая обработка результатов обучающего эксперимента

#### 3.4.1. Оценка информативности параметров

Обработка результатов эксперимента включала следующие процедуры:

- оценку информативности исследуемых параметров БТ;
- определение закономерностей связи параметров-признаков БТ с уровнем надёжности транзисторов (номером класса на момент времени  $t_{пр}$ );
- отбор параметров БТ для использования в качестве признаков;
- построение прогнозирующего правила базовым МПЛ;
- проверка пригодности и эффективности нового метода прогнозирования (МПЛ) и его модификаций.

Оценка информативности параметров выполнена с использованием трёх следующих критериев:

- информативности, определяемой основными статическими характеристиками параметра, подсчитанными отдельно для экземпляров класса  $K_1$  и класса  $K_2$  (информативной меры Кульбака);

• коэффициента линейной корреляции между параметром, измеренным в момент времени  $t = 0$ , и номером класса экземпляра на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ ;

• информативной меры Шеннона.

В первом случае расчёт информативности  $D(x_i)$  параметра  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 30$ ) выполнялся в соответствии с [54] по формуле

$$D(x_i) = \frac{[M(x_i/K_1) - M(x_i/K_2)]^2}{\sigma^2(x_i/K_1) + \sigma^2(x_i/K_2)}, \quad (3.6)$$

где  $M(x_i/K_1)$ ,  $M(x_i/K_2)$  – математическое ожидание (среднее значение) параметра  $x_i$ , для экземпляров соответственно класса  $K_1$  и класса  $K_2$ ;  $\sigma(x_i/K_1)$ ,  $\sigma(x_i/K_2)$  – среднее квадратическое отклонение  $x_i$  для экземпляров соответственно класса  $K_1$  и класса  $K_2$ .

Во втором случае об информативности судили по модулю коэффициента линейной корреляции. Оценка коэффициента корреляции между параметром  $x_i$  и номером класса (1 или 2) находилась общепринятыми методами [9, 16 и др.] по формуле

$$r_{x_i, s} = \frac{\sum_{j=1}^n [x_{ij} - M(x_i)][s_j - M(s)]}{\sigma(x_i)\sigma(s)(n-1)}, \quad (3.7)$$

где  $x_{ij}$ ,  $s_j$  – значение параметра  $x_i$   $j$ -го экземпляра обучающей выборки и соответствующий этому экземпляру номер класса (1 или 2) на момент времени  $t = t_{\text{пр}}$ ;  $M(x_i)$ ,  $\sigma(x_i)$  – математическое ожидание (среднее значение) и среднее квадратическое отклонение параметра  $x_i$ , найденные с использованием всех экземпляров обучающей выборки;  $M(s)$ ,  $\sigma(s)$  – математическое ожидание (среднее значение) и среднее квадратическое отклонение номера класса, найденные с использованием всех экземпляров обучающей выборки;  $n$  – объём обучающей выборки.

Критерий (3.6) позволяет оценить информативность параметров, имеющих смещение центров классов (рис. 3.6).

Коэффициент корреляции, вычисляемый по формуле (3.7), ярко характеризует степень информативности тех параметров, у которых прослеживается тенденция линейной зависимости между параметром  $x_i$  и уровнем работоспособности (надёжности) экземпляров (рис. 3.7).



Рис. 3.6. Группирование параметра  $x_i$  на его числовой оси для случая смещения центров классов:  
 ц.  $K_1$  — центр класса  $K_1$  (среднее значение  $x_i$  для экземпляров класса  $K_1$ );  
 ц.  $K_2$  — центр класса  $K_2$

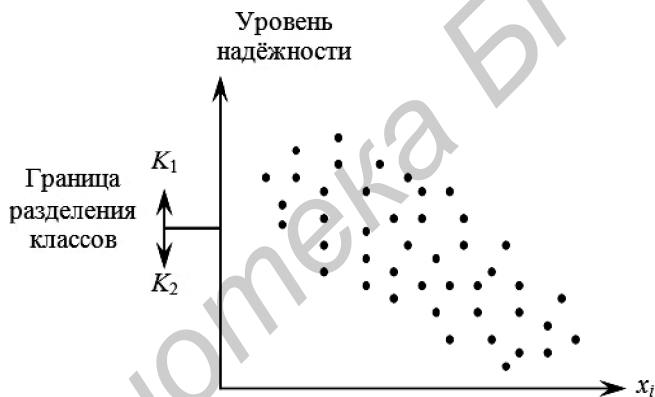


Рис. 3.7. Корреляционная зависимость между признаком  $x_i$  и уровнем надёжности (временем до отказа) БТ

Как показали исследования [92, 93], применительно к БТ имеются параметры, характеризуемые заметной информативностью, но для которых статистически значимое смещение центров классов — средних значений практически отсутствует. Для исследуемых БТ типа 2Т603И такими оказались параметры  $h_{11Э}$ ,  $h_{21Э}$  и  $h_{12Э}$ , измеренные при малых токах эмиттера ( $I_{Э} = 0,1 \dots 1$  мА). Для указанных параметров имеет место эффект «вложенности» классов (рис. 3.8).

Информативность таких параметров позволяет оценить третий критерий — информативная мера Шеннона. Для получения оценки использованы выражения (2.16)–(2.18), адаптированные для задач,

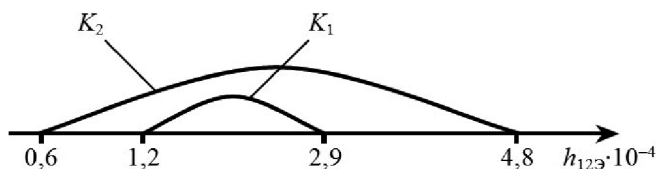


Рис. 3.8. Группирование значений параметра  $h_{12Э}$  (режим измерения:  $U_{КЭ} = 1$  В;  $I_{К} = 0,1$  мА), имеющего эффект «вложенности» класса  $K_1$  в класс  $K_2$

решаемых в работе. Последнее из них (с учётом разбиения диапазона изменения параметра  $x_i$  на  $Q$  интервалов) приняло следующий вид:

$$H(S/x_i) = - \left[ P(K_1) \sum_{q=1}^Q P(q/K_1) \log \frac{P(K_1)P(q/K_1)}{P(K_1)P(q/K_1) + P(K_2)P(q/K_2)} + P(K_2) \sum_{q=1}^Q P(q/K_2) \log \frac{P(K_2)P(q/K_2)}{P(K_1)P(q/K_1) + P(K_2)P(q/K_2)} \right], \quad (3.8)$$

где  $P(q/K_1)$ ,  $P(q/K_2)$  — вероятность того, что параметр  $x_i$  соответственно для экземпляров класса  $K_1$  и класса  $K_2$  примет значение из  $q$ -го интервала,  $q = 1, 2, \dots, Q$ ;  $P(K_1)$ ,  $P(K_2)$  — априорная (начальная) вероятность соответственно класса  $K_1$  и  $K_2$ .

При выполнении расчётов диапазоны изменения параметров  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots$ ), исследуемых на информативность, разбивались на 12 равных интервалов ( $Q = 12$ ).

В табл. 3.8 указана информативность параметров в виде количественной меры информативности, рассчитанной с использованием трёх рассмотренных критериев [92, 93]. Указано 16 параметров, имеющих наибольшие значения информативной меры Шеннона. Расчёт информативной меры Шеннона выполнен по формулам (2.16)–(2.18) с учётом выражения (3.8).

Таблица 3.8

## Информативность параметров

Параметр	Условное обозначение	Режим измерения	Информативность по Кульбаку, выражение (3.6)	Коэффициент корреляции с номером класса	Мера Шеннона, двоичные единицы (дв. ед.)
1. $h_{21Э}$	$x_1$	$U_{КЭ} = 10 \text{ В};$ $I_{Э} = 1 \text{ мА}$	0,065	0,19	0,342
2. $h_{11Э}$	$x_2$	$U_{КЭ} = 10 \text{ В};$ $I_{Э} = 1 \text{ мА}$	0,095	0,23	0,353
3. $h_{12Э}$	$x_3$	$U_{КЭ} = 2 \text{ В};$ $I_{Э} = 0,1 \text{ мА}$	0,014	-0,09	0,340
4. $h_{12Э}$	$x_4$	$U_{КЭ} = 2 \text{ В};$ $I_{Э} = 0,2 \text{ мА}$	0,009	0,07	0,514
5. $U_{ЭБ0\text{проб}}$	$x_5$	$I_{ЭБ0} = 1 \text{ мА}$	0,061	-0,17	0,081
6. $U_{КБ0\text{проб}}$	$x_6$	$I_{КБ0} = 1 \text{ мА}$	2,499	0,73	0,730
7. $h_{12Э}$	$x_7$	$U_{КЭ} = 1 \text{ В};$ $I_{Э} = 0,1 \text{ мА}$	0,014	0,09	0,404
8. $I_{КБ0}$	$x_{11}$	$U_{КБ} = 4 \text{ В}$	0,170	0,32	0,131
9. $I_{КЭ0}$	$x_{14}$	$U_{КЭ} = 10 \text{ В}$	0,323	0,38	0,387
10. $I_{КЭХ}$	$x_{16}$	$U_{ЭБ} = -5 \text{ В}$	0,332	0,38	0,398
11. $C_K$	$x_{17}$	$U_{КБ} = 0 \text{ В}$	0,523	-0,44	0,584
12. $C_{Э}$	$x_{19}$	$U_{ЭБ} = 0 \text{ В}$	0,042	0,14	0,229
13. $*Q_{СЭ}$	$x_{20}$	$U_{ЭБ} = 0 \text{ В};$ $f = 2 \text{ МГц}$	0,006	-0,05	0,180
14. $h_{21Э}$	$x_{23}$	$U_K = 10 \text{ В};$ $I_{Э} = 600 \text{ мА}$	1,912	-0,67	0,597
15. $U_{КЭ\text{нас}}$	$x_{27}$	$U_{КЭ} = 10 \text{ В};$ $I_{К\text{нас}} = 600 \text{ мА};$ $I_{Б\text{нас}} = 100 \text{ мА}$	0,819	0,56	0,450
16. $U_{БЭ\text{нас}}$	$x_{26}$	$U_{КЭ} = 10 \text{ В};$ $I_{К\text{нас}} = 600 \text{ В};$ $I_{Б\text{нас}} = 100 \text{ мА}$	0,049	0,16	0,159

\*  $Q_{СЭ}$  – добротность ёмкости эмиттерного перехода.

### 3.4.2. Корреляционная матрица параметров-признаков

При практическом решении задач индивидуального прогнозирования надёжности по признакам их количество стремятся брать по возможности небольшим, обычно 4...7. Из 16 параметров, включённых в табл. 3.8, выбрано 11 с наибольшей информативной мерой Шеннона. Ставилась задача — из 11 параметров отобрать совокупность из 5 признаков, дающую лучшие результаты прогнозирования.

Если бы параметры, указанные в табл. 3.8, были независимыми, следовательно, некоррелированными, то их необходимо было бы проранжировать по степени информативности и взять пять первых, имеющих бóльшую информативность.

При наличии корреляции между признаками такой подход может дать далеко не лучшую совокупность признаков из числа возможных [20, 21]. В таких случаях используют различные способы перебора признаков [31, 39–43 и др.]. Поэтому, чтобы принять решение о выборе 5 признаков из 11 возможных, построена корреляционная матрица параметров-признаков (табл. 3.9). Матрица является симметричной относительно единичной диагонали, поэтому заполнена лишь её верхняя часть.

Таблица 3.9

Корреляционная матрица параметров БТ типа 2Т603И

Параметр	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_6$	$x_7$	$x_{14}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
$x_1$	1,00	0,98	0,90	0,96	0,27	0,91	0,09	0,13	-0,38	-0,16	0,08
$x_2$	—	1,00	0,93	0,96	0,28	0,94	0,13	0,16	-0,36	-0,17	0,11
$x_3$	—	—	1,00	0,96	0,28	0,99	0,06	0,13	-0,31	-0,15	0,08
$x_4$	—	—	—	1,00	0,24	0,97	0,09	0,12	-0,32	-0,11	0,05
$x_6$	—	—	—	—	1,00	0,28	0,44	0,44	-0,67	-0,91	0,74
$x_7$	—	—	—	—	—	1,00	0,09	0,14	-0,32	-0,13	0,09
$x_{14}$	—	—	—	—	—	—	1,00	0,92	-0,71	-0,42	0,53
$x_{16}$	—	—	—	—	—	—	—	1,00	-0,71	-0,42	0,60
$x_{17}$	—	—	—	—	—	—	—	—	1,00	0,63	-0,58
$x_{23}$	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,00	-0,67
$x_{27}$	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,00

В табл. 3.9 связь между номером параметра  $x$  и его условным обозначением соответствует табл. 3.8.



Из корреляционной матрицы (см. табл. 3.9) видно, что параметры  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_4$  и  $x_7$  связаны между собой тесной корреляционной связью, близкой к функциональной зависимости. Поэтому в качестве признака, используемого при решении задачи индивидуального прогнозирования надёжности БТ, оставлен один из них, а именно  $x_4$ , как имеющий бóльшую информативность (0,514 дв. ед., см. табл. 3.8).

Таблица 3.10

## Совокупность информативных параметров БТ типа 2Т603И

Параметр	Условное обозначение	Пояснение параметра и режимы измерения	Мера Шеннона, дв. ед.
$x_4$	$h_{12Э}$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 1$ В, $I_{Э} = 0,2$ мА	0,514
$x_{16}$	$I_{КЭХ}$	Обратный ток коллектор-эмиттер, по ГОСТ 20003–74, $U_{КЭ} = 10$ В; $U_{БЭ} = -5$ В	0,398
$x_{17}$	$C_K$	По ГОСТ 20003–74, $U_{КБ} = 0$	0,584
$x_{23}$	$h_{21Э}$	По ГОСТ 20003–74, $I_K = 600$ мА	0,597
$x_{27}$	$U_{КЭнас}$	По ГОСТ 20003–74, $I_K = 600$ мА, $I_B = 100$ мА	0,450

Принимая во внимание корреляционные связи между остальными параметрами, сформирована искомая совокупность признаков из пяти параметров (табл. 3.10). Подчеркнём, что из двух тесно коррелированных параметров  $x_6$  и  $x_{23}$  в искомую совокупность признаков из соображений удобства измерения включен параметр  $x_{23}$ , хотя он имеет немного меньшую информативность, нежели параметр  $x_6$ .

### 3.5. Построение прогнозирующего правила базовым методом пороговой логики

Применим базовый МПЛ для получения прогнозирующего правила, используя в качестве признаков параметры, указанные в табл. 3.10, кроме параметра  $x_4$ . Параметр  $x_4$  не принят во внимание потому, что он не может быть использован в базовом МПЛ из-за наличия эффекта «вложенности» классов (см. рис. 3.8).

Для выбора пороговых уровней  $x_{i0}$  признаков  $x_{16}$ ,  $x_{17}$ ,  $x_{23}$  и  $x_{27}$  применён информативный подход, основанный на использовании

критерия (2.80) и формул (2.81)–(2.83). Найденные пороговые уровни  $x_{i0}$  указаны в табл. 3.11. Преобразование признаков в двоичные сигналы выполнялось по соотношениям (2.28) и (2.31).

Таблица 3.11

## Характеристика признаков

Номер признака в табл. 3.7	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
Пояснение признака	$I_{КЭХ}$	$C_K$	$h_{21Э}$	$U_{КЭнас}$
Единица измерения	мкА	пФ	—	В
Информативность, дв. ед.	0,398	0,584	0,597	0,450
Пороговый уровень $x_{i0}$	1,66	5,2	22	3,13
Выражение для получения двоичных чисел $z_i = 1, z_i = 0$	(2.31)	(2.28)	(2.28)	(2.31)
$P(K_1/z_i = 1)$	0,833	0,875	0,933	0,727
$P(K_1/z_i = 0)$	0,438	0,250	0,231	0,167

Выражения для преобразования признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  были выбраны с учётом закономерностей признаков  $x_{16}, x_{17}, x_{23}, x_{27}$  и приняли следующий вид:

$$z_{16} = \begin{cases} 1, & \text{если } x_{16} \leq 1,66, \\ 0, & \text{если } x_{16} > 1,66; \end{cases} \quad (3.9)$$

$$z_{17} = \begin{cases} 1, & \text{если } x_{17} \geq 5,2, \\ 0, & \text{если } x_{17} < 5,2; \end{cases} \quad (3.10)$$

$$z_{23} = \begin{cases} 1, & \text{если } x_{23} \geq 22, \\ 0, & \text{если } x_{23} < 22; \end{cases} \quad (3.11)$$

$$z_{27} = \begin{cases} 1, & \text{если } x_{27} \leq 3,13, \\ 0, & \text{если } x_{27} > 3,13. \end{cases} \quad (3.12)$$

Преобразование признаков  $x_{16}, x_{17}, x_{23}$  и  $x_{27}$  (см. табл. 3.6) в двоичные сигналы  $z_i$  выполнено по условиям (3.9)–(3.12). Результаты преобразования приведены в последних четырёх столбцах табл. 3.12. Для наглядности применения выражений (3.9)–(3.12) в эту таблицу помещены также результаты обучающего эксперимента. Для обеспечения удобства дальнейшего анализа результатов

обучающего эксперимента и результатов преобразования признаков в двоичные сигналы экземпляры обучающей выборки (её отобранная часть из 28 экземпляров) сгруппированы по классам: первые 17 экземпляров — представители класса  $K_1$ , последующие 11 экземпляров — представители класса  $K_2$ .

Таблица 3.12

## Преобразование признаков в двоичные сигналы

Номер экземпляра	$x_{16}I_{KЭХ}$ , мкА	$x_{17}C_K$ , ПФ	$x_{23}h_{21Э}$	$x_{27}U_{KЭнас}$ , В	Класс экземпляра при $t = t_{пр}$	$z_i$ для признака			
						$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
1	2,1	5,1	16,4	3,1	1	0	0	0	1
2	1	5,3	40	2,6	1	1	1	1	1
3	0,9	5,4	20,7	2,9	1	1	1	0	1
4	1,8	5,2	34,7	3,15	1	1	1	1	0
5	1,7	5,2	31,5	2,75	1	0	1	1	1
6	1,4	5,3	20,5	3	1	1	1	0	1
7	1,2	5,7	30,1	2,9	1	1	1	1	1
8	1,8	5,3	56	2,7	1	0	1	1	1
9	0,9	6,3	56	2,5	1	1	1	1	1
10	1,9	5,1	27,2	2,7	1	0	0	1	1
11	2	5,3	33,2	2,8	1	0	1	1	1
12	1,6	5,4	27,5	2,9	1	1	1	1	1
13	0,8	5,3	40	2,5	1	1	1	1	1
14	1,9	5,1	30,3	2,95	1	0	0	1	1
15	0,9	5,2	22,4	3	1	1	1	1	1
16	0,6	6	35,6	2,45	1	1	1	1	1
17	2,2	5,2	27,5	2,6	1	0	1	1	1
18	0,7	5,6	21,5	2,95	2	1	1	0	1
19	2	5	22,8	2,9	2	0	0	1	1
20	1,8	5,3	20,5	3	2	0	1	0	1
21	2	5	14,3	3,3	2	0	0	0	0
22	2,2	5	15,5	3,25	2	0	0	0	0
23	1,9	5,1	15,3	2,8	2	0	0	0	1
24	1,9	5,1	15,1	3,1	2	0	0	0	1
25	2	4,9	11,7	3,25	2	0	0	0	0
26	2,2	5	15,6	3,25	2	0	0	0	0

Окончание табл. 3.12

Номер экземпляра	$x_{16}I_{КЭХ}$ , мкА	$x_{17}C_K$ , ПФ	$x_{23}h_{21Э}$	$x_{27}U_{КЭнас}$ , В	Класс экземпляра при $t = t_{пр}$	$z_i$ для признака			
						$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
27	1,3	5,1	13,4	2,8	2	1	0	0	1
28	2,5	5	11	3,8	2	0	0	0	0
МО в выборке	1,61	5,27	25,9	2,43	—	—	—	—	—
МО в $K_1$	1,46	5,34	30,13	2,91	—	—	—	—	—
МО в $K_2$	1,86	5,06	14,10	3,35	—	—	—	—	—
СКО в выборке	0,539	0,312	0,120	0,292	—	—	—	—	—

Построение прогнозирующего правила базовым МПЛ сводится к получению алгоритма (2.38). Для выбора в алгоритме (2.38) порога разделения  $T$  выполнен анализ значений решающей функции  $F^{(j)}$  для экземпляров класса  $K_1$  (номера экземпляров 1...17 в табл. 3.12) и экземпляров класса  $K_2$  (номера экземпляров 18...28) и с учётом этого определена зона перекрытия классов (рис. 3.9).

В зоне перекрытия решающей функции (см. рис. 3.9) и вблизи этой зоны выбрано несколько значений  $T_i$ . В качестве точек  $T_i$  выбраны значения решающей функции  $F$ , подсчитанной по выражению (2.39) для комбинаций двоичных сигналов, содержащихся в табл. 3.12. Полагая в прогнозирующем правиле вида (2.38)  $T = T_i$ , получена конкретная реализация правила, которая затем применена для прогнозирования класса ( $K_1$  или  $K_2$ ) экземпляров обучающей выборки (табл. 3.13).

Составляя для экземпляров обучающей выборки действительный класс экземпляров с классом экземпляров по прогнозу при значении порога  $T = T_i$ , определены ошибки  $n_{12}$  и  $n_{21}$  и по фор-



Рис. 3.9. Зона перекрытия классов по значениям решающей функции

Таблица 3.13

## Преобразование признаков в двоичные сигналы

Номер экземпляра	Фактический номер класса	$z_i$ для признака			$F(i)$ , подчис- танное по (2.39)	Номер класса по прогнозу при использовании правила (2.38) при пороге разделения $T_r$ , равном								
		$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$		$x_{27}$	1,646	2,041	2,271	2,348	2,666	2,808	2,973	
1	1	0	0	0	1	1,646	2	2	2	2	2	2	2	2
2	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
3	1	1	1	0	1	2,666	1	1	1	1	1	1	2	2
4	1	1	1	1	0	2,808	1	1	1	1	1	1	1	2
5	1	0	1	1	1	2,973	1	1	1	1	1	1	1	1
6	1	1	1	0	1	2,666	1	1	1	1	1	1	2	2
7	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
8	1	0	1	1	1	2,973	1	1	1	1	1	1	1	1
9	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
10	1	0	0	1	1	2,348	1	1	1	1	1	2	2	2
11	1	0	1	1	1	2,973	1	1	1	1	1	1	1	1
12	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
13	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
14	1	0	0	1	1	2,348	1	1	1	1	1	2	2	2
15	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
16	1	1	1	1	1	3,368	1	1	1	1	1	1	1	1
17	1	0	1	1	1	2,973	1	1	1	1	1	1	1	1
18	2	1	1	0	1	2,666	1	1	1	1	1	1	2	2
19	2	0	0	1	1	2,348	1	1	1	1	1	2	2	2

Окончание табл. 3.13

Номер экземпляра	Фактический номер класса	$z_i$ для признака				$F^{(j)}$ , подсчи- танное по (2.39)	Номер класса по прогнозу при использовании правила (2.38) при пороге разделения $T_j$ , равном							
		$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$		1,646	2,041	2,271	2,348	2,666	2,808	2,973	
														0
20	2	0	1	0	1	2,271	1	1	1	2	2	2	2	
21	2	0	0	0	0	1,086	2	2	2	2	2	2	2	
22	2	0	0	0	0	1,086	2	2	2	2	2	2	2	
23	2	0	0	0	1	1,646	1	2	2	2	2	2	2	
24	2	0	0	0	1	1,646	1	2	2	2	2	2	2	
25	2	0	0	0	0	1,086	2	2	2	2	2	2	2	
26	2	0	0	0	0	1,086	2	2	2	2	2	2	2	
27	2	1	0	0	1	2,041	1	1	2	2	2	2	2	
28	2	0	0	0	0	1,086	2	2	2	2	2	2	2	
$P_{\text{прав}}$							0,786	0,821	0,857	0,893	0,857	0,857	0,857	0,786

муле (1.48) подсчитаны значения вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , соответствующей рассматриваемому порогу  $T_i$ .

В семи последних столбцах табл. 3.13 приведены результаты прогнозирования по построенному прогнозирующему правилу вида (2.38) для различных значений порога разделения  $T$  в диапазоне от 1,646 до 2,973. Этот диапазон включает зону перекрытия классов  $K_1$  и  $K_2$  по значениям решающей функции  $F$ , определяемой выражением (2.39).

Можно убедиться, что максимальное значение вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  соответствует порогу разделения  $T$  вблизи точки  $T = 2,4$ . Для более точного определения  $T$  необходимо построить график зависимости  $P_{\text{прав}}$  от величины  $T$  и по нему выбрать значение порога разделения, отвечающее условию  $P_{\text{прав}} \rightarrow \max$ .

Для количественной оценки эффективности построенного правила вида (2.38) по формулам (1.48), (1.51) и (1.52) рассчитаны вероятность  $P_{\text{прав}}$ , риск потребителя  $p_{21}$ , риск изготовителя  $p_{12}$  для различных значений порога  $T$  в диапазоне его теоретически возможных значений (табл. 3.14). В табл. 3.14 приведены также значения ошибок первого ( $n_{12}$ ) и второго ( $n_{21}$ ) рода и вероятностей  $p_{21}$  и  $p_{12}$  при различных значениях порога  $T$  в прогнозирующем правиле (2.38).

Таблица 3.14

Влияние порога  $T$  на результаты прогнозирования

Определяемая характеристика	Значение характеристики при $T$ , равном						
	1,0	1,4	1,8	2,2	2,6	3,0	3,4
$n_{11}$	17	17	16	16	14	7	0
$n_{22}$	0	5	6	8	10	11	11
$n_{21}$	11	6	5	3	1	0	0
$n_{12}$	0	0	1	1	3	10	17
$n(\text{реш } K_1)$	28	23	20	19	15	7	0
$n(\text{реш } K_2)$	0	5	8	9	13	21	28
$P_{\text{прав}}$	0,607	0,786	0,786	0,857	0,857	0,643	0,393
$p_{21}$	0,393	0,261	0,25	0,158	0,067	0	0
$p_{12}$	0	0	0,125	0,111	0,231	0,476	0,607
$P(\text{реш } K_1)$	1	0,821	0,714	0,679	0,536	0,25	0

Рассчитанные с использованием данных табл. 3.14 точки, а также сглаженные кривые зависимостей характеристик  $P_{\text{прав}}$ ,  $p_{21}$ ,  $p_{12}$  и  $P(\text{реш } K_1)$  от порога разделения  $T$ , приведены на рис. 3.10. Для расчёта характеристик  $P_{\text{прав}}$ ,  $p_{21}$ ,  $p_{12}$  использованы формулы (1.48), (1.51) и (1.52). Величина  $P(\text{реш } K_1)$  определялась по формуле

$$P(\text{реш } K_1) = \frac{n(\text{реш } K_1)}{n},$$

где  $n(\text{реш } K_1)$  — количество экземпляров в обучающей выборке, для которых по прогнозирующему правилу принято решение о классе  $K_1$ ;  $n$  — общий объём обучающей выборки.

Из графиков видно, что выбором значения порога  $T$  можно изменять результаты прогнозирования: вероятность  $P_{\text{прав}}$ , риски потребителя  $p_{21}$  и изготовителя  $p_{12}$ . Выбор  $T$  зависит от заданных

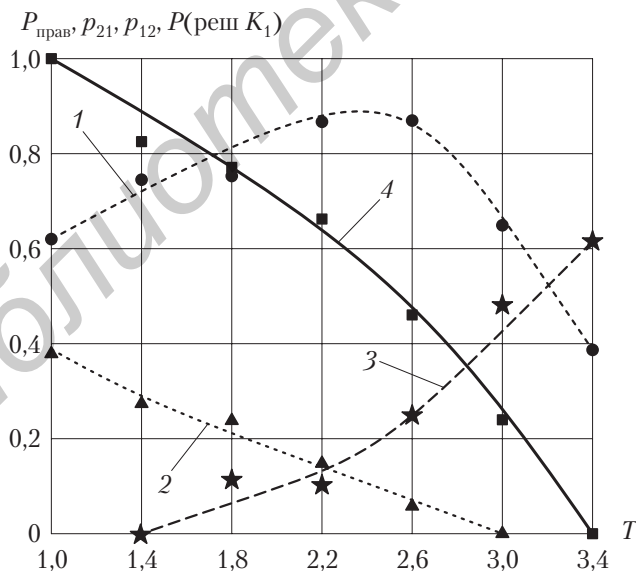


Рис. 3.10. Зависимость результатов прогнозирования от значения порога  $T$  в базовом МПЛ — алгоритме (2.38):  
 1 —  $P_{\text{прав}}$ ; 2 —  $p_{21}$ ; 3 —  $p_{12}$ ; 4 —  $P(\text{реш } K_1)$



требований к риску потребителя  $p_{21}$  или вероятности правильных решений  $P_{\text{прав}}$ . Пользуясь графиком, можно установить, что оценка вероятности правильных решений  $P_{\text{прав}}$  достигает максимального значения  $P_{\text{прав max}} \approx 0,9$  при  $T \approx 2,4$ .

Прогнозирующее правило в виде логической таблицы, полученной по критерию  $P_{\text{прав}} \rightarrow \text{max}$ , представлено табл. 3.15.

Таблица 3.15

Прогнозирующее правило (критерий  $P_{\text{прав}} \rightarrow \text{max}$ )

Номер комбинации сигналов $z_i$	Двоичный сигнал $z_i$ для признака				Значение $\sum_i \alpha(z_i)$	Класс по прогнозу для времени $t = t_{\text{пр}}$
	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$		
1	1	1	1	1	3,368	$K_1$
2	0	1	1	1	2,973	$K_1$
3	1	0	1	1	2,743	$K_1$
4	1	1	0	1	2,666	$K_1$
5	1	1	1	0	2,808	$K_1$
6	0	1	1	0	2,413	$K_1$

Комбинации двоичных сигналов  $z_i$ , не указанные в табл. 3.15, соответствуют решению о принадлежности экземпляра по уровню надёжности на момент времени  $t_{\text{пр}}$  к классу  $K_2$ .

По результатам измерения признаков, указанных в табл. 3.15 ( $x_{16}$ ,  $x_{17}$ ,  $x_{23}$  и  $x_{27}$ ), и преобразования их в двоичные сигналы  $z_i$  по условиям (3.9)–(3.12) решение о классе контролируемого транзистора, не участвовавшего в обучающем эксперименте, принимается практически сразу. И при этом не требуется никаких вычислений, что особо важно в случаях применения метода в условиях промышленных предприятий.

Путём анализа данных табл. 3.13 установлено, что логическая таблица, соответствующая критерию (1.47) для точечной оценки  $p_{21\text{доп}} = 0$ , будет включать комбинации сигналов  $z_i$ , указанные в таблице 3.15 под номерами 1, 2 и 5 (табл. 3.16). Для этого случая порог разделения  $T \approx 2,8$ . Однако, как видно из рис. 3.10, риск изготовителя  $p_{12}$  при этом может достигать значения, равного примерно 0,35.

Таблица 3.16

**Прогнозирующее правило (критерий  $p_{21\text{доп}} = 0$  при  $p_{12} \rightarrow \min$ )**

Номер комбинации сигналов $z_i$	Двоичный сигнал $z_i$ для признака				Значение $\sum_i \alpha(z_i)$	Класс по прогнозу для времени $t = t_{\text{пр}}$
	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$		
1	1	1	1	1	3,368	$K_1$
2	0	1	1	1	2,973	$K_1$
3	1	1	1	0	2,808	$K_1$

Таким образом, результаты использования МПЛ показывают, что, имея простую процедуру прогнозирования, он даёт на практике удовлетворительные результаты. Само индивидуальное прогнозирование на этапе применения построенного прогнозирующего правила реализуется быстро и даже без выполнения вычислений. На основе базового МПЛ разработана методика отбора изделий электронной техники повышенного уровня надёжности с помощью индивидуального прогнозирования (прил. 1).

### 3.6. Закономерности параметров-признаков

Закономерности параметров-признаков определялись на примере биполярных транзисторов как группы ИЭТ. Для определения закономерностей параметров-признаков нами были построены гистограммы распределения параметров БТ, исследуемых на информативность [136]. Построение выполнялось с использованием традиционных подходов, описанных в [9, 116], отдельно для всей обучающей выборки, а также для экземпляров класса  $K_1$  и экземпляров класса  $K_2$ . Ниже приводится анализ, выполненный для БТ типа 2Т603И.

На рис. 3.11 приведены гистограммы распределения параметров-признаков  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$ , для которых явно имеет место смещение центров классов  $K_1$  и  $K_2$  [136].

Гистограммы распределения параметров-признаков  $h_{11Э}$  и  $h_{12Э}$ , для которых имеет место «вложенность» классов, показаны на рис. 3.12.

Анализ гистограмм распределения информативных параметров, построенных отдельно для экземпляров класса  $K_1$  и класса  $K_2$ ,

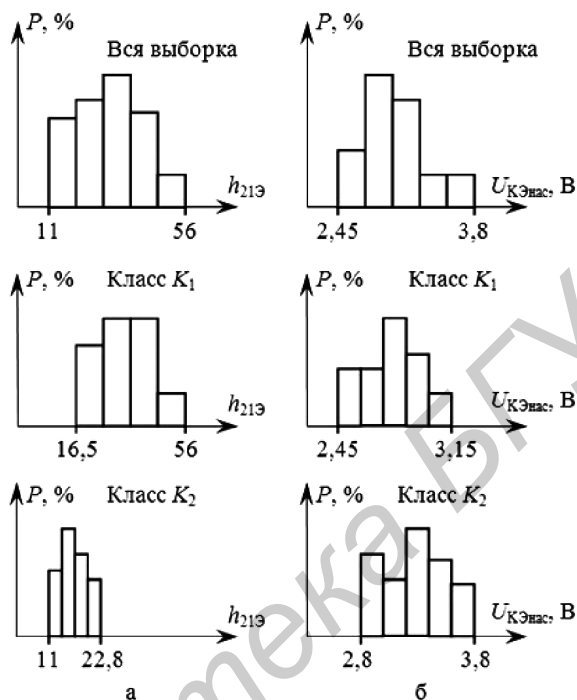


Рис. 3.11. Гистограммы распределения параметров-признаков: а – параметр  $h_{21Э}$  ( $U_{КВ} = 2В$ ,  $I_{Э} = 600\text{мА}$ ); б – параметр  $U_{КЭнас, В}$  ( $I_{К} = 600\text{ мА}$ ,  $I_{В} = 100\text{ мА}$ );  $P$  – относительная частота (статистическая вероятность)

а также для обучающей выборки в целом, позволил выявить их основные закономерности, тенденции связи с уровнем надёжности. Для параметров-признаков характерны следующие закономерности [136, 137]:

1. Экземплярам класса  $K_1$  в среднем соответствуют большие значения признака, а экземплярам класса  $K_2$  – меньшие его значения. Этой тенденции отвечает, например, параметр  $h_{21Э}$ , измеренный при большом токе коллектора ( $I_{К} = 600\text{ мА}$ ). Иллюстрацией этой тенденции с использованием числовой оси параметра является рис. 3.6, плотностей распределения признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  – рис. 3.13.

2. Экземплярам класса  $K_1$  в среднем соответствуют меньшие значения признака, а экземплярам класса  $K_2$  – бóльшие его значе-

ния. Этой тенденции отвечает параметр  $U_{KЭнас}$ . Её иллюстрацией с использованием числовой оси признака и плотностей его распределения в классах  $K_1$  и  $K_2$  являются соответственно рис. 3.6 и 3.13, если классы  $K_1$  и  $K_2$  поменять местами.

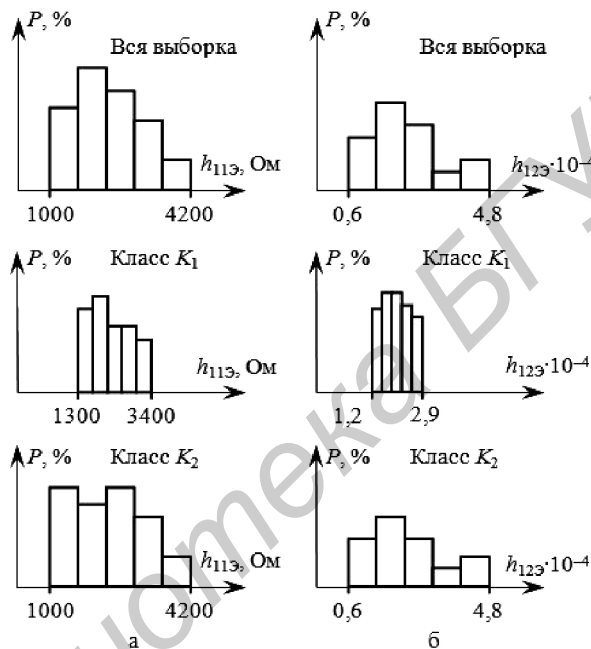


Рис. 3.12. Гистограммы распределения параметров-признаков:  
 а – параметр  $h_{113}$  ( $U_{KЭ} = 10$  В,  $I_{Э} = 1$  мА); б – параметр  $h_{123}$  ( $U_{KЭ} = 1$  В,  $I_{Э} = 0,1$  мА)

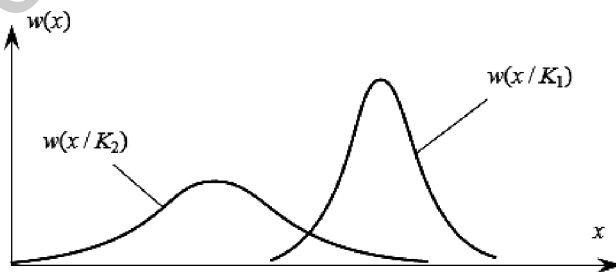


Рис. 3.13. Плотности распределения признака  $x$  для классов

3. Экземплярам класса  $K_1$  в среднем соответствуют значения, близкие к какому-то типовому (среднему) значению, а экземплярам класса  $K_2$  — как значения, заметно удалённые влево или вправо от среднего, так и значения, близкие к нему. Для таких признаков характерен эффект «вложенности» классов. Эта тенденция имеет место для параметров  $h_{11Э}$  и  $h_{12Э}$ , измеренных при малых токах эмиттера ( $I_Э = 0,1...1$  мА). Её иллюстрацией с использованием числовой оси параметра является рис. 3.8. Установлено, что класс  $K_1$ , как правило, «вложен» (находится внутри) в класс  $K_2$ . С использованием плотностей распределения признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  эту закономерность поясняет рис. 3.14.

Графики плотностей распределения  $w'(x/K_2)$  и  $w''(x/K_2)$  подчёркивают тот факт (см. рис. 3.14), что количество экземпляров класса  $K_2$ , для которых признак  $x$  принимает значения вблизи  $x_{ср}$ , заметно меньше числа экземпляров, для которых  $x$  заметно отклоняется от  $x_{ср}$ .

Отметим, что закономерности, ранее указанные в пунктах 1 и 2, могут рассматриваться как разновидности одной общей закономерности, для которой имеет место чёткое смещение центров классов (средних значений признака, подсчитанных отдельно для классов  $K_1$  и  $K_2$ ) и наличие какой-то зоны перекрытия классов (см. рис. 3.13). Известно [20, 21], что большинство методов построения прогнози-

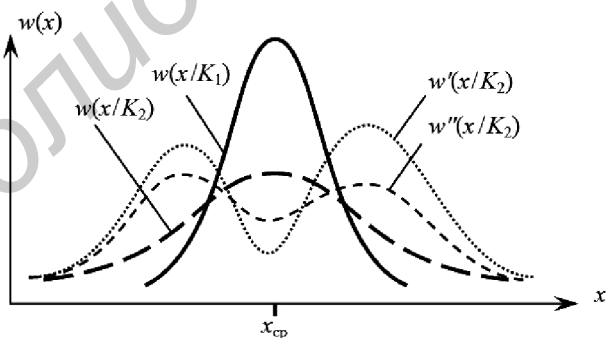


Рис. 3.14. Плотности распределения признака  $x$  в случае эффекта «вложенности» классов:

$w(x/K_1)$  — плотность распределения для класса  $K_1$ ;  $w(x/K_2)$ ,  $w'(x/K_2)$ ,  $w''(x/K_2)$  — возможные варианты плотностей распределения для класса  $K_2$ ;  $x_{ср}$  — среднее (типовое) значение признака  $x$

рующих правил исходят из предпосылки, что информативные параметры-признаки имеют одну из этих закономерностей.

Таким образом, анализ гистограмм, построенных для наиболее информативных параметров, подтвердил ранее высказанные гипотезы.

Рассмотрение гистограмм распределения признаков для всей выборки и отдельно для классов  $K_1$  и  $K_2$  показывает, что во многих случаях эти распределения могут быть описаны «колоколообразной» кривой, напоминающей кривую Гаусса — нормальный закон распределения (см. например, рис. 3.11). Применение статистических критериев [9, 116] свидетельствует о том, что для некоторых признаков (например:  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$ ) гипотеза о нормальном распределении «работает», то есть не противоречит результатам наблюдений.

### 3.7. Эффективность алгоритмов МПЛ, использующих преобразование в двоичные сигналы

Для ответа на вопрос об эффективности предложенных алгоритмов МПЛ, использующих двоичное преобразование признаков, а также для сравнения МПЛ с методом статистических решений был выполнен на ЭВМ вычислительный эксперимент. В процессе этого эксперимента генерировались результаты обучающего эксперимента в виде табл. 3.1. При моделировании обучающего эксперимента использовалось от одного до пяти параметров-признаков, закономерности которых были выбраны на основе экспериментальных исследований ИЭТ (см. 3.6). Параметры-признаки имеют разную размерность и для классов  $K_1$  и  $K_2$  изменяются в различных диапазонах, поэтому было принято решение при моделировании пользоваться нормированными безразмерными значениями признаков [150], а в качестве центров классов  $K_1$  и  $K_2$  выбрать соответственно значения  $+1$  и  $-1$  (табл. 3.17). При значениях средних квадратических отклонений (СКО), указанных в табл. 3.17, обеспечивался коэффициент корреляции признака с номером класса экземпляра (1 или 2), равный по модулю значению примерно 0,5.

Таблица 3.17

**Условия моделирования параметров-признаков**

Характеристика параметра признака	Математическое ожидание		СКО		Коэффициент корреляции с номером класса
	в классе $K_1$	в классе $K_2$	в классе $K_1$	в классе $K_2$	
Значение характеристики	1	-1	1,5	1,5	-0,5

Обучающая выборка включала 3000 экземпляров класса  $K_1$  и 2000 экземпляров класса  $K_2$ . Используя результаты смоделированного на ЭВМ обучающего эксперимента, была реализована процедура построения прогнозирующего правила и его применения для прогнозирования экземпляров обучающей выборки в соответствии со схемой, показанной на рис. 1.14. Это позволило исследовать и сравнить по эффективности базовый МПЛ, описываемый алгоритмом (2.38), с методом статистических решений, описываемым выражением (2.4), а также алгоритмы МПЛ между собой: алгоритмы, определяемые выражениями (2.33), (2.35), (2.38), (2.46) и (2.48).

В качестве критерия эффективности алгоритмов рассматривалась вероятность принятия правильных решений по результатам прогнозирования  $P_{\text{прав}}$ , которая определялась по формуле (1.48) с учётом числа совпадений класса экземпляров по прогнозу с их действительным классом. В табл. 3.18 приводится сравнение по характеристике  $P_{\text{прав}}$  базового МПЛ с методом статистических решений при значении числа признаков  $k = 1, 2, \dots, 5$ .

Таблица 3.18

**Сравнение базового МПЛ с методом статистических решений**

Метод индивидуального прогнозирования	Вероятность $P_{\text{прав}}$ при числе признаков $k$				
	1	2	3	4	5
Базовый МПЛ, алгоритм (2.38)	0,782	0,794	0,843	0,869	0,908
Метод статистических решений	0,778	0,827	0,867	0,906	0,935

На рис. 3.15 приведены сглаженные кривые зависимости вероятности  $P_{\text{прав}}$  от нормированного порога разделения классов  $T_{\text{норм}}$ , полученные для алгоритмов МПЛ по результатам смоделированного на ЭВМ обучающего эксперимента.

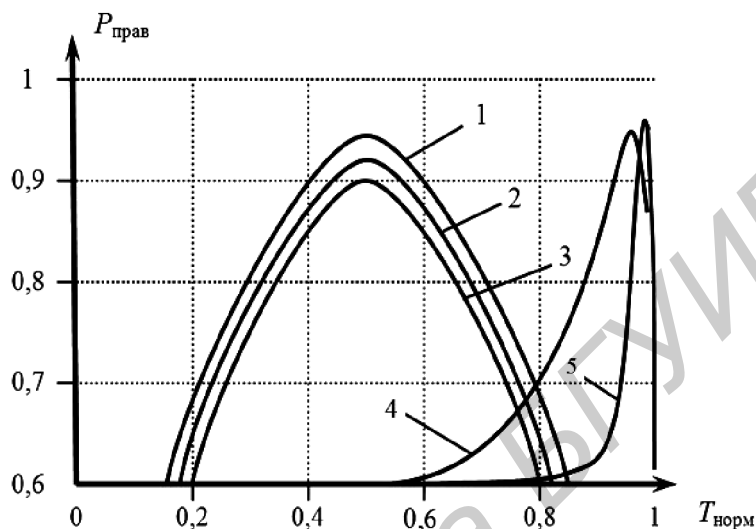


Рис. 3.15. Зависимость  $P_{\text{прав}}$  от нормированного порога  $T_{\text{норм}}$  для алгоритмов МПЛ:  
 1 – базовый МПЛ [алгоритм (2.38)]; 2 – алгоритм (2.35);  
 3 – алгоритм (2.33); 4 – алгоритм (2.46); 5 – алгоритм (2.48)

Из табл. 3.18 видно, что базовый МПЛ по эффективности немного уступает методу статистических решений, однако этот проигрыш является не столь ощутимым, чтобы отказаться от простоты и достоинств базового МПЛ.

Путём анализа графиков, приведённых на рис. 3.15, установлено, что из алгоритмов МПЛ видов (2.33), (2.35), (2.38), (2.46) и (2.48) предпочтение следует отдавать алгоритму (2.38), как достаточно простому и в то же время обеспечивающему неплохие результаты индивидуального прогнозирования. По этой причине разновидность метода, использующая алгоритм (2.38), была названа ранее базовым МПЛ. Предлагаемые другие разновидности МПЛ сравнивались с базовым МПЛ.

Установлено, что с помощью алгоритма (2.46) можно получить результаты прогнозирования лучшие, нежели при использовании алгоритма (2.38), однако для него очень критична погрешность выбора порога разделения  $T$  (или  $T_{\text{норм}}$ ) в прогнозирующем правиле. Даже незначительная погрешность может свести на нет эффектив-



ность этого алгоритма. Алгоритм (2.48), использующий формулу Байеса, обеспечивает хорошие результаты лишь в случае слабой взаимной корреляции признаков. Это является следствием допущений, принимаемых при получении формулы, по которой выполняется расчёт величин  $P(z_1^{(j)}, z_2^{(j)}, \dots, z_k^{(j)} / K_S)$ ,  $s = 1, 2$ . Вторым недостатком алгоритма (2.48) — ещё более высокие требования к погрешности выбора порога разделения  $T$  в прогнозирующем правиле, что делает почти невозможным использование алгоритма на практике.

### 3.8. Модификации метода пороговой логики и их эффективность

#### 3.8.1. МПЛ с использованием троичного кода

При использовании базового МПЛ [алгоритм (2.38)] для прогнозирования надёжности ИЭТ, а также для исследования эффективности предлагаемых усовершенствований предполагалось, что признаки  $x_1, x_2, \dots, x_k$  связаны с уровнем надёжности (классом) ИЭТ закономерностью, иллюстрируемой рис. 3.16.

При такой закономерности имеет место чёткое смещение центров классов  $K_1$  и  $K_2$  и поэтому для признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в методе пороговой логики представляется возможным выбрать пороговые уровни  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0}$  и выполнить преобразование в двоичные сиг-

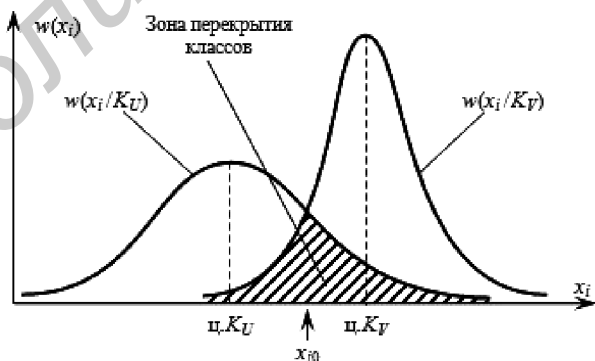


Рис. 3.16. Плотность распределения признака, имеющего чёткое смещение центров классов

налы  $z_1, z_2, \dots, z_k$ . Пороговый уровень  $x_{i0}$  разбивает признак  $x_i$  на две области, одной из которых отвечает двоичный сигнал  $z_i = 1$ , а другой —  $z_i = 0$  (см. рис. 3.16).

Как показали экспериментальные исследования ИЭТ на примере биполярных транзисторов 2Т603И, КТ646А и КТ872А информативными являются также параметры, для которых характерен эффект «вложенности» класса  $K_1$  в класс  $K_2$  [136–138]. Например, для транзисторов типа 2Т603И такими параметрами оказались  $h_{21Э}$ ,  $h_{11Э}$ ,  $h_{12Э}$ , измеренные при малых токах эмиттера ( $I_Э = 0,1 \dots 1$  мА). Для этих параметров (см. рис. 3.14) практически отсутствует смещение центров классов  $K_1$  и  $K_2$ . Возникает проблема с выбором порогового уровня  $x_{i0}$ , необходимого для преобразования  $x_i$  в двоичный сигнал. Поэтому исследователи могут отказаться от использования таких параметров в качестве признаков.

На практике всегда существуют трудности с выбором признаков, поэтому актуальной является разработка такой модификации МПЛ, которая давала бы хорошие результаты прогнозирования при любых закономерностях связи признаков с уровнем работоспособности (классом) ИЭТ. Как отмечалось в главе 2, непрерывные отсчёты признаков содержат избыточность о классе экземпляра (уровне его надёжности), поэтому целесообразно двоичное представление признаков [81, 82], обеспечивающее простоту процедуры прогнозирования. Но из-за наличия зоны перекрытия классов (см. рис. 3.16) использование преобразования признаков в двоичные сигналы приводит к бóльшим ошибкам прогнозирования, нежели при непрерывных отсчётах признаков. Преобразование в троичные сигналы может в значительной степени устранить этот недостаток, сохранив во многом простоту процедуры прогнозирования. Но это требует разработки новой модификации МПЛ.

Предлагаемая автором модификация МПЛ во многом напоминает базовый МПЛ и основана на следующем [99, 139]. Диапазон изменения каждого признака разбивается на три зоны и каждой из них присваивается свой код, например  $a, b, c$ , то есть, по сути, признак преобразовывается в троичный код.

Для разбиения на три зоны необходимо иметь два пороговых уровня. В случае признаков с чётким смещением центров классов  $K_1$  и  $K_2$  эти пороговые уровни  $x'_{i0}$  и  $x''_{i0}$  могут назначаться в соответствии с рис. 3.17.

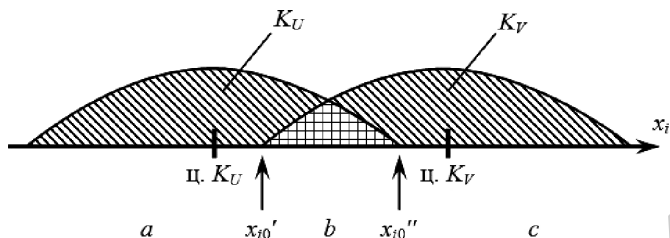


Рис. 3.17. Группирование значений признака  $x_i$  на его числовой оси в случае чёткого смещения центров классов:  
 ц.  $K_U$  — центр класса  $K_U$ ; ц.  $K_V$  — центр класса  $K_V$ ;  $U, V = 1, 2$ ;  $U \neq V$ ;  
 $x'_{i0}$  и  $x''_{i0}$  — пороговые уровни признака  $x_i$ ;  $a, b, c$  — кодированное обозначение зон разбиения признака

Для признаков, имеющих эффект «вложенности» классов, назначение пороговых уровней и присвоение кодовых сигналов  $a, b, c$  является более наглядным, если изобразить не только числовую ось признака, но и показать плотности распределения  $w(x_i)$  признака  $x_i$  в классе  $K_1$  и классе  $K_2$  (рис. 3.18).

Для преобразования признаков в кодированные сигналы  $a, b, c$  предложены [99, 139] следующие выражения:

$$\begin{aligned} \tau_i^j &= a, \text{ если } x_i^j < x'_{i0}; \\ \tau_i^j &= b, \text{ если } x'_{i0} \leq x_i^j \leq x''_{i0}; \\ \tau_i^j &= c, \text{ если } x_i^j > x''_{i0}, \end{aligned} \quad (3.13)$$

где  $\tau_i^j$  — кодированный троичный сигнал (троичный код), соответствующий  $i$ -му признаку для  $j$ -го экземпляра ИЭТ;  $x_i^j$  — значение  $i$ -го признака  $j$ -го экземпляра в начальный момент времени ( $t = 0$ );  $a, b, c$  — значения, используемые для обозначения троичных сигналов.

Заметим, что в качестве обозначения значений троичного сигнала ( $a, b, c$ ) можно было бы использовать также любые три числа или числовых символа, например 0, 1, 2.

Так как разные значения ( $a, b, c$ ) троичного сигнала  $\tau_i^j$ , полученные по формуле (3.13), имеют разную ценность для принятия решения о классе ( $K_1$  и  $K_2$ )  $j$ -го экземпляра, то логично значениям  $a, b, c$  сигнала  $\tau_i^j$  поставить в соответствие вещественное число  $\alpha(\tau_i^j)$ . По аналогии со случаем преобразования признаков в двоичные сигналы назовём его весом троичного сигнала.

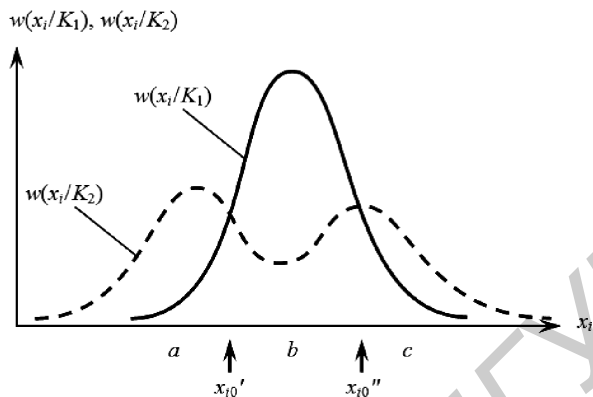


Рис. 3.18. Плотности распределения признака  $x_i$  для случая эффекта «вложенности» класса  $K_1$  в класс  $K_2$ :  $x'_{i0}$  и  $x''_{i0}$  — пороговые уровни признака  $x_i$ ;  $a, b, c$  — кодированное обозначение зон, на которые разбит признак

Результаты обучающего эксперимента [139] можно использовать для определения веса  $\alpha(\tau_i)$  троичного сигнала  $\tau_i$ :

$$\alpha(\tau_i) = \begin{cases} P(K_1/a), & \text{если } \tau_i = a, \\ P(K_1/b), & \text{если } \tau_i = b, \\ P(K_1/c), & \text{если } \tau_i = c, \end{cases} \quad (3.14)$$

где  $P(K_1/\tau_i)$  — оценка вероятности того, что экземпляр принадлежит к классу  $K_1$  при условии, что троичный сигнал  $i$ -го признака принял значение  $\tau_i$ ;  $\tau_i = a, b, c$ .

По аналогии с базовым МПЛ [5, 9] автором предлагается получать оценки вероятностей  $P(K_1/\tau_i)$  путём обработки результатов обучающего эксперимента, используя следующие формулы:

$$\begin{aligned} P(K_1/a) &= \frac{n(K_1/a)}{n(a)}; \\ P(K_1/b) &= \frac{n(K_1/b)}{n(b)}; \\ P(K_1/c) &= \frac{n(K_1/c)}{n(c)}, \end{aligned} \quad (3.15)$$

где  $n(K_1/a)$ ,  $n(K_1/b)$ ,  $n(K_1/c)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых троичный сигнал  $\tau_i$   $i$ -го при-

знака принял соответственно значение  $a, b, c$ ;  $n(a), n(b), n(c)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров, для которых с использованием выражений (3.13) троичный сигнал  $\tau_i$   $i$ -го признака принял соответственно значение  $a, b, c$ .

Решающую функцию  $F^{(j)}$   $j$ -го экземпляра по аналогии с выражением (2.39) базового МПЛ предлагается формировать в виде суммы:

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k \alpha(\tau_i^j), \quad (3.16)$$

где  $\alpha(\tau_i^j)$  — вес троичного сигнала  $i$ -го признака, взятый с учётом значения  $\tau_i$ , получаемого для  $j$ -го экземпляра с использованием выражений (3.13).

По аналогии с выражением (2.38) прогнозирующее правило (алгоритм прогнозирования) запишем в следующем виде:

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(\tau_i^j) \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(\tau_i^j) < T, \end{cases} \quad (3.17)$$

где  $R^{(j)}$  — как и в базовом МПЛ, представляет собой выходной двоичный сигнал (пороговую функцию), равный единице для экземпляров класса  $K_1$  и нулю — для экземпляров класса  $K_2$ ;  $T$  — порог разделения классов (как и в базовом МПЛ).

Прогнозирующее правило вида (3.17) не принимает во внимание априорные вероятности  $p(\tau_i)$  троичных сигналов  $\tau_i$ . Можно предположить, что их учёт позволит получить правило, которое обеспечит лучшие результаты прогнозирования, нежели алгоритм вида (3.17). Оценки вероятностей  $p(\tau_i)$  могут быть получены, используя результаты обучающего эксперимента:

$$\begin{aligned} p(\tau_i = a) &= \frac{n(a)}{n}; \\ p(\tau_i = b) &= \frac{n(b)}{n}; \\ p(\tau_i = c) &= \frac{n(c)}{n}, \end{aligned} \quad (3.18)$$

где  $n(a)$ ,  $n(b)$ ,  $n(c)$  — количество в обучающей выборке экземпляров, для которых по результатам преобразования  $i$ -го признака в троичный код с использованием выражения (3.13) получено соответственно значение  $a$ ,  $b$  и  $c$ ;  $n$  — общее количество экземпляров в обучающей выборке (объём обучающей выборки).

Учитывая вероятности  $p(\tau_i)$ , определяемые по выражениям (3.18), прогнозирующее правило (3.17) запишем в виде

$$R^{(j)} = \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k p(\tau_i^j) \alpha(\tau_i^j) \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k p(\tau_i^j) \nu(\tau_i^j) \geq T, \end{cases} \quad (3.19)$$

где  $p(\tau_i^j)$  — априорная вероятность троичного сигнала  $\tau_i$ , взятая с учётом его значения ( $a$ ,  $b$  или  $c$ ), полученного для  $j$ -го экземпляра по выражению (3.13).

Работа алгоритмов прогнозирования (3.17) и (3.19) не подпадает под классическое описание принципов функционирования пороговых элементов [90]. Но для преобразования признаков используют их пороговые уровни. Поэтому методы индивидуального прогнозирования, реализующие эти алгоритмы, будем условно рассматривать как модификации МПЛ.

В зависимости от того, как расположены центры классов  $K_1$  и  $K_2$ , при выбранных пороговых уровнях  $x'_0$  и  $x''_0$  оценки вероятностей  $P(K_1/a)$  и  $P(K_1/c)$  иногда могут оказаться равными 0 или 1. Эти значения (0 или 1) следует рассматривать как выборочные, обусловленные ограниченным объёмом выборки. Поэтому в алгоритмах прогнозирования (3.17) и (3.19) в качестве значений  $\alpha(\tau_i^j)$ , определяемых вероятностями  $P(K_1/a)$  или  $P(K_1/c)$ , предлагается использовать верхнюю доверительную границу, если эти вероятности, полученные по формулам (3.14), окажутся равными 0, и нижнюю доверительную границу, если указанные вероятности окажутся равными 1.

Для определения верхней доверительной границы  $p_v$  вероятностей  $P(K_1/a)$  и  $P(K_1/c)$ , в случае если они окажутся равными нулю, следует использовать формулу [116]

$$p_v = 1 - \sqrt[n]{1 - \gamma}, \quad (3.20)$$

где  $\gamma$  — заданная доверительная вероятность, обычно выбирается  $\gamma = 0,95$ ;  $n$  — объём выборки, который использовался для получения оценок вероятностей  $P(K_1/a)$  и  $P(K_1/c)$ .

Для определения нижней доверительной границы  $p_n$  вероятностей  $P(K_1/a)$  и  $P(K_1/c)$ , если они окажутся равными 1, пригодна формула [116]

$$p_n = \sqrt[n]{1 - \gamma}. \quad (3.21)$$

### 3.8.2. Использование в МПЛ признаков с эффектом «вложенности» классов

В предложенных новых алгоритмах (3.17) и (3.19) признаки  $x_1, x_2, \dots, x_k$  преобразовываются в троичный код. По сравнению с МПЛ, их использование может вызвать определённые трудности при построении прогнозирующих правил, а главное — некоторые неудобства при их применении на практике. Поэтому представляется актуальной разработка такой модификации МПЛ, в которой для построения прогнозирующего правила и его применения на практике можно было бы оперировать как признаками с чётким смещением центров классов (средних значений в классах  $K_1$  и  $K_2$ ), так и признаками, имеющими эффект «вложенности» классов, но при этом преобразование признаков должно выполняться в двоичные сигналы.

Ставилась задача разработать новую модификацию МПЛ, ориентированную на использование признаков с любыми их закономерностями, из числа обсуждаемых в 3.6. Результатом решения поставленной задачи явилась новая модификация МПЛ.

Прогнозирующее правило в предлагаемой модификации задаётся с помощью алгоритма базового МПЛ — выражения (2.38), в котором решающая функция  $F$  определяется по формуле (2.39) как сумма весов двоичных сигналов. Преобразование признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  выполняется с учётом их закономерностей — характера связи с уровнем надёжности (классом) ИЭТ. Признаки с чётко выраженным смещением центров классов  $K_1$  и  $K_2$  (см. рис. 3.16) преобразовываются, как и в базовом МПЛ, по соотношениям (2.28) или (2.31). Для признаков, имеющих эффект «вложенности» клас-

са  $K_1$  в класс  $K_2$  [139] (см. рис. 3.18), предлагается использовать условия:

$$\begin{cases} z_i^j = 1, & \text{если } x'_{i0} \leq x_i^j \leq x''_{i0}, \\ z_i^j = 0, & \text{если } x_i^j < x'_{i0} \text{ или } x_i^j > x''_{i0}, \end{cases} \quad (3.22)$$

где  $z_i^j$  — двоичный сигнал, соответствующий  $i$ -му признаку  $j$ -го экземпляра;  $x'_{i0}$ ,  $x''_{i0}$  — пороговые уровни  $i$ -го признака;  $x_i^j$  — измеренное (в момент  $t = 0$ ) значение  $i$ -го признака  $j$ -го экземпляра.

Ошибки индивидуального прогнозирования при использовании признаков, имеющих эффект «вложенности» классов, зависят от удачного выбора двух пороговых уровней  $x'_{i0}$ ,  $x''_{i0}$  (см. рис. 3.18). Автором предложен простой, но в то же время эффективный способ выбора пороговых уровней  $x'_{i0}$  и  $x''_{i0}$  признака  $x_i$  [102, 139]. Этот метод применим как для описанной модификации МПЛ, так и для модификации, использующей троичное преобразование признаков.

### 3.8.3. Способы выбора пороговых уровней признаков в случае двух порогов

Способы, предложенные авторами, основаны на том, что вначале для каждого из пороговых уровней  $x'_0$  и  $x''_0$  признака  $x$  определяются интервалы, в которых будут лежать их оптимальные значения. А затем методом случайного поиска с использованием ЭВМ решается двухпараметрическая задача оптимизации [139]. Оптимизируемыми параметрами выступают величины  $x'_0$  и  $x''_0$ , а в качестве целевой функции  $Q$  рассматривается один из показателей, используемый при выборе величины  $x_0$  для признаков с четким разделением классов: вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , энтропия класса  $K_S$  при условии, что выбраны пороговые уровни  $x'_0$  и  $x''_0$  (обозначена как  $H(K_S/x'_0, x''_0)$ ) или какой-либо другой показатель. При этом условием оптимальности являются выражения

$$P_{\text{прав}}(x'_0, x''_0) \rightarrow \max \quad \text{или} \quad H(K_S/x'_0, x''_0) \rightarrow \min.$$

При реализации метода поступают следующим образом [140]. С помощью генераторов случайных чисел, входящих в математи-



ческое обеспечение ЭВМ, получают первое сочетание величин  $x'_0$  и  $x''_0$ , рассматриваемое как исходное, и для него определяют значение целевой функции  $Q$ . На следующей итерации, принимая во внимание исходное сочетание пороговых уровней, получают новое сочетание  $x'_0$  и  $x''_0$  (рис. 3.19).

Если это новое сочетание обеспечивает движение к оптимуму, то есть улучшает значение показателя, выбранного в качестве целевой функции  $Q$ , то оно принимается за исходное. В противном случае попытка считается неудачной. Процесс движения к оптимуму заканчивается, когда достигается заданная точность оптимизации (нахождения величин  $x'_0$  и  $x''_0$ ).

Алгоритм случайного поиска для случая максимизации целевой функции  $Q$ , например вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$ , согласно работе [141], запишем в виде следующего выражения, используемого для нахождения оптимального значения по каждому из пороговых уровней  $x'_0$  и  $x''_0$  рассматриваемого признака  $x$  (см. рис. 3.19):

$$x_0[m+1] = x_0[m] + \begin{cases} h\Delta r, & \text{если } F(x_0[m] + h\Delta r) > F(x_0[m]) \\ 0, & \text{если } F(x_0[m] + h\Delta r) \leq F(x_0[m]), \end{cases} \quad (3.23)$$

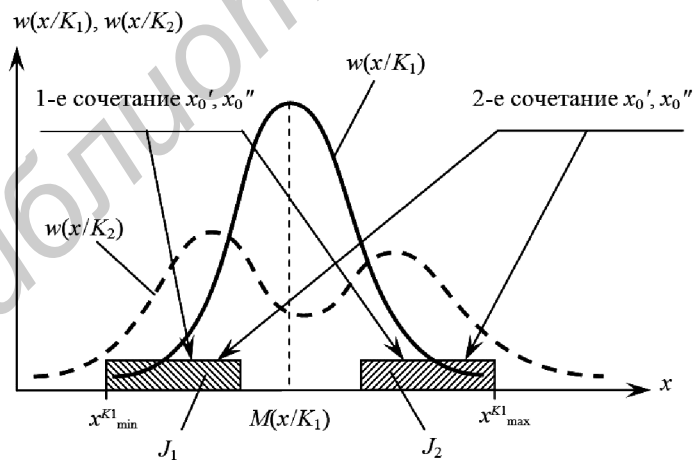


Рис. 3.19. Выбор оптимальных значений  $x'_0$  и  $x''_0$ :

$J_1$  — интервал, задающий ограничения для  $x'_0$ ;  $J_2$  — интервал, задающий ограничения для  $x''_0$

где  $x_0[m + 1]$  — значение оптимизируемого порогового уровня  $x_0$  в  $(m + 1)$ -й итерации;  $x_0[m]$  — значение оптимизируемого порогового уровня  $x_0$  в  $m$ -й итерации;  $m$  — номер итерации (приближения к оптимуму);  $h$  — шаг поиска оптимума;  $\Delta$  — приращение, установленное для оптимизируемого параметра;  $r$  — случайное число с равномерным законом распределения в диапазоне  $(-1 \dots +1)$ , используемое для определения значения и направления смещения оптимизируемого параметра  $x_0$ .

Приращение  $\Delta$  определяют [9, 141] по выражению

$$\Delta = \frac{x_{0\max} - x_{0\min}}{C}, \quad (3.24)$$

где  $x_{0\min}$ ,  $x_{0\max}$  — ограничения, накладываемые на  $x_0$ ;  $C$  — константы, в общем случае могут быть различные по значению для каждого  $x_0$ ; обычно принимают  $C = 5 \dots 30$  [141];

$$x_{0\min} \leq x_0 \leq x_{0\max}. \quad (3.25)$$

Если при оптимизации значение оптимизируемого параметра  $x_0$  выходит за допустимые границы  $x_{0\min}$  и  $x_{0\max}$ , то ему присваивается граничное значение

$$x_0 = \begin{cases} x_{0\max}, & \text{если } x_0 > x_{0\max}, \\ x_{0\min}, & \text{если } x_0 < x_{0\min}. \end{cases} \quad (3.26)$$

Если на любой итерации делается подряд  $q$  неудачных попыток, то шаг поиска  $h$  уменьшается. Дальнейший поиск ведётся с новым шагом. Неудачными считаются следующие случаи:

- целевая функция  $Q$  не возрастает, то есть не приближается к оптимуму;
- значения оптимизируемых параметров (величин  $x_0$ ) выходят за допустимые границы  $x_{0\min}$  и  $x_{0\max}$ .

Процесс оптимизации прекращается, если выполняется условие

$$h \leq h_{\min}, \quad (3.27)$$

где  $h_{\min}$  — заданная константа, определяющая конец и точность оптимизации; при решении практических задач  $h_{\min} \approx 0,01 \dots 0,0001$  [141].

В новой модификации МПЛ для признаков, имеющих эффект «вложенности» классов, находят два пороговых уровня  $x'_0$  и  $x''_0$ , но выполняют преобразование признаков в двоичный код. Границы интервалов  $J_1$  и  $J_2$  (см. рис. 3.19), в которых ищут оптимальные значения пороговых уровней  $x'_0$  и  $x''_0$ , предложено определять по данным обучающего эксперимента, используя такой алгоритм.

Рассматривая экземпляры класса  $K_1$ , находят следующие характеристики признака  $x$ :

- $M(x/K_1)$  — среднее значение признака  $x$  для экземпляров класса  $K_1$  — центр класса  $K_1$ ;
- $x_{\min}^{K_1}$  — минимальное значение признака  $x$  для экземпляров класса  $K_1$ ;
- $x_{\max}^{K_1}$  — максимальное значение признака  $x$  для экземпляров класса  $K_1$ ;
- $\sigma(x/K_1)$  — среднее квадратическое отклонение признака  $x$  для экземпляров класса  $K_1$ .

В качестве интервалов  $J_1$  и  $J_2$ , задающих ограничения для пороговых уровней  $x'_0$  и  $x''_0$  (см. рис. 3.19), предлагается использовать выражения [140]

$$J_1 = \left\{ x_{\min}^{K_1} - t_\gamma \frac{\sigma(x/K_1)}{\sqrt{n_1}}; M(x/K_1) - t_\gamma \frac{\sigma(x/K_1)}{\sqrt{n_1}} \right\}; \quad (3.28)$$

$$J_2 = \left\{ M(x/K_1) + t_\gamma \frac{\sigma(x/K_1)}{\sqrt{n_1}}; x_{\max}^{K_1} + t_\gamma \frac{\sigma(x/K_1)}{\sqrt{n_1}} \right\}; \quad (3.29)$$

где  $t_\gamma$  — коэффициент, зависящий от выбранной доверительной вероятности  $\gamma$  [9, 116];  $n_1$  — количество экземпляров класса  $K_1$  в обучающей выборке.

В выражениях (3.28) и (3.29) интервалы  $J_1$  и  $J_2$  записаны с помощью своих доверительных границ (нижней и верхней).

### 3.9. Экспериментальная проверка эффективности модификаций метода пороговой логики

#### 3.9.1. Эффективность МПЛ при использовании признаков, имеющих эффект «вложенности» классов

В базовом МПЛ, описываемом алгоритмом (2.38), могут быть использованы только признаки с чётким смещением средних значений признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ . Для таких признаков модуль коэффициента парной корреляции с номером класса (1 или 2) должен иметь значение  $|r_{кс}| \geq (0,35...0,4)$ . Признаки  $x_1...x_4$  и  $x_7$  такими не являются. Однако они ( $x_1...x_4$  и  $x_7$ ) являются достаточно информативными, о чём свидетельствует вычисленная для них информативная мера Шеннона (см. табл. 3.8).

Покажем [140], что, оставаясь в рамках МПЛ и используя преобразование признаков в двоичные сигналы, можно эффективно решать задачу индивидуального прогнозирования с помощью признаков  $x_1...x_4$  и  $x_7$ , для которых имеет место эффект «вложенности» классов. Для определённости из четырёх признаков выберем два:  $x_1$  и  $x_4$ . При их выборе приняты во внимание как информативность параметров (см. табл. 3.8), так и коэффициенты парной корреляции между самими признаками (см. табл. 3.9).

Для преобразования признаков  $x_1$  и  $x_4$  экземпляров обучающей выборки использованы выражения (3.22). Пороговые уровни  $x'_0$  и  $x''_0$  для рассматриваемых признаков найдены с помощью ЭВМ по программе оптимизации, реализующей метод случайного поиска, задаваемый выражениями (3.23)–(3.29).

Веса двоичных сигналов  $z_i = 1$  и  $z_i = 0$  определены по выражению (2.37). В качестве прогнозирующего правила использован алгоритм вида (2.38).

В табл. 3.19 представлена информация о пороговых уровнях  $x'_0$  и  $x''_0$ , а также весах двоичных сигналов.

В табл. 3.20 представлены результаты преобразования признаков  $x_1$ ,  $x_4$  в двоичные сигналы и значения решающей функции  $F$ , вычисленные по формуле (2.39) для  $j$ -го экземпляра.

Таблица 3.19

## Пороговые уровни признаков и веса двоичных сигналов

Признак	$x_1$	$x_4$
Пояснение по ГОСТ 20003–74	$h_{21Э}$	$h_{12Э}, \times 10^{-4}$
Режим измерения	$U_{КЭ} = 10 \text{ В},$ $I_{Э} = 1 \text{ мА}$	$U_{КЭ} = 2 \text{ В},$ $I_{Э} = 0,2 \text{ мА}$
$x'_0$	55	0,80
$x''_0$	90	1,30
$\alpha(z_i = 1)$	0,778	0,882
$\alpha(z_i = 0)$	0,300	0,182
Коэффициент корреляции с номером класса	0,19	0,07
Информативная мера Шеннона, дв. ед.	0,342	0,514

Таблица 3.20

## Преобразование признаков и значения решающей функции

Номер экземпляра, $j$	$x_1$	$x_4, \times 10^{-4}$	Класс при $t = t_{пр}$	Двоичный сигнал $z_i$		$F(j)$
				для $x_1$	для $x_4$	
1	60	0,95	1	1	1	1,742
2	87	1,25	1	1	1	1,742
3	58	0,95	1	1	1	1,742
4	89	1,40	1	1	1	1,742
5	75	1,35	1	1	0	1,099
6	80,5	1,30	1	1	1	1,742
7	56	1,05	1	1	1	1,742
8	48,5	0,80	1	0	1	1,262
9	53	0,95	1	0	1	1,262
10	69,5	1,20	1	1	1	1,742
11	77	1,25	1	1	1	1,742
12	62	1,15	1	1	1	1,742
13	115	1,70	1	0	0	0,619
14	60,5	1,00	1	1	1	1,742
15	79	1,35	1	1	0	1,099
16	49	0,75	1	0	0	0,619
17	64	1,05	1	1	1	1,742
18	64	0,95	2	1	0	1,099
19	82	1,35	2	1	0	1,099

Окончание табл. 3.20

Номер экземпляра, $j$	$x_1$	$x_4, \times 10^{-4}$	Класс при $t = t_{\text{пр}}$	Двоичный сигнал $z_i$		$F^{(j)}$
				для $x_1$	для $x_4$	
20	61	0,95	2	1	0	1,099
21	93	1,50	2	0	0	0,619
22	126	2,10	2	0	0	0,619
23	110	1,50	2	0	0	0,619
24	33	0,45	2	0	0	0,619
25	100	1,55	2	0	0	0,619
26	95	1,50	2	0	0	0,619
27	52	0,85	2	0	1	1,262
28	45	0,60	2	0	0	0,619

Приёмами, описанными в главе 1, по данным табл. 3.20 построен график зависимости характеристики  $P_{\text{прав}}$  от нормированного порога  $T_{\text{норм}}$  разделения классов (рис. 3.20).

Нормированное значение  $T_{\text{норм}}$  определялось по выражению

$$T_{\text{норм}} = \frac{T - T_{\text{min}}}{T_{\text{max}} - T_{\text{min}}},$$

где  $T$  — текущее значение порога, используемое в прогнозирующем правиле;  $T_{\text{min}}$ ,  $T_{\text{max}}$  — минимальный и максимальный порог, определяемый соответствующими значениями  $F^{(j)}$  табл. 3.20.

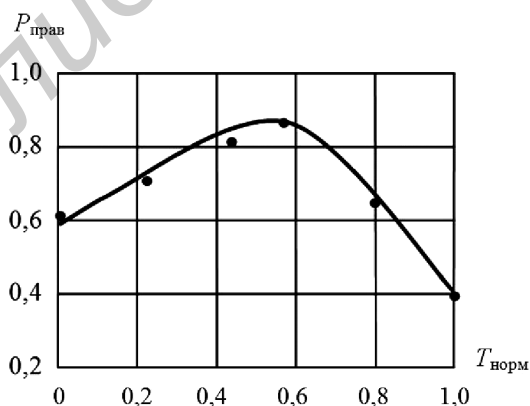


Рис. 3.20. Зависимость  $P_{\text{прав}}$  от нормированного порога разделения классов  $T_{\text{норм}}$  (случай признаков с эффектом «вложенности» классов)

Для расчёта  $P_{\text{прав}}$  использована формула (1.48).

Из графика видно, что критерию  $P_{\text{прав}} \rightarrow \max$  соответствует значение нормированного порога разделения классов  $T_{\text{норм}} \approx 0,55$ .

В базовом МПЛ признаки  $x_1$  и  $x_4$  вообще нельзя было использовать для решения задачи прогнозирования. В предложенной модификации МПЛ даже использование двух признаков, имеющих эффект «вложенности» классов, позволило решить задачу индивидуального прогнозирования, обеспечив приемлемое значение вероятности принятия правильных решений:  $P_{\text{прав}} \approx 0,87$ .

### 3.9.2. Эффективность МПЛ при использовании преобразования признаков в троичный код

В 3.5 было показано, как на практике применять базовый МПЛ, используя преобразования признаков в двоичные сигналы. При этом в качестве признаков использованы параметры  $x_{16}, x_{17}, x_{23}, x_{27}$  (см. табл. 3.12...3.14). Применяя эти же признаки и тот же обучающий эксперимент, построим прогнозирующее правило для случая преобразования признаков в троичный код и определим, какие результаты прогнозирования оно обеспечивает. Прогнозирующее правило будем строить, применяя алгоритм (3.17), который аналогичен алгоритму (2.38) базового МПЛ, основанного на преобразовании признаков в двоичные сигналы.

Пороговые уровни  $x'_0$  и  $x''_0$  признаков  $x_{16}, x_{17}, x_{23}, x_{27}$  найдены как результат решения задачи оптимизации (табл. 3.21).

Таблица 3.21

**Пороговые уровни и веса признаков при использовании троичного кода**

Признак	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
Пояснение	$I_{\text{КЭХ}}$	$C_{\text{К}}$	$h_{21\text{Э}}$	$U_{\text{КЭнас}}$
Размерность	мкА	пФ	—	В
Режим измерения	$U_{\text{КЭ}} = 10 \text{ В}$ $U_{\text{ЭБ}} = -5 \text{ В}$	$U_{\text{КБ}} = 0 \text{ В}$	$U_{\text{КЭ}} = 10 \text{ В}$ $I_{\text{К}} = 600 \text{ мА}$	$U_{\text{КЭ}} = 10 \text{ В}$ $I_{\text{Кнас}} = 600 \text{ мА}$ $I_{\text{Бнас}} = 100 \text{ мА}$
$x'_0$	1,8	5,1	18	2,9
$x''_0$	2,2	5,3	24	3,2

Окончание табл. 3.21

Признак	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$
$\alpha(\tau_i) = a$	0,833	0,079	0,111	0,818
$\alpha(\tau_i) = b$	0,455	0,750	0,500	0,667
$\alpha(\tau_i) = c$	0,400	0,833	0,921	0,079

Результаты преобразования признаков  $j$ -го экземпляра в троичные сигналы  $\tau_i^j$  по условиям (3.13) с учётом рис. 3.17 и полученных порогов  $x'_0$  и  $x''_0$  приведены в табл. 3.22.

Значения решающей функции  $F^{(j)}$  (см. последний столбец табл. 3.22) получены по формуле (3.16), в которую подставлялись веса троичных сигналов  $\alpha(\tau_i)$ , определяемые по выражениям (3.14) и выбираемые с учётом значений  $\tau_i$ , получаемых для  $j$ -го экземпляра с использованием выражений (3.13). Значения веса троичных сигналов  $\alpha(\tau_i)$  включены в табл. 3.21.

С использованием данных табл. 3.22 рассчитаны зависимости характеристик  $P_{\text{прав}}$ ,  $p_{21}$  и  $p_{12}$  от нормированного порога разделения классов  $T_{\text{норм}}$  (рис. 3.21). При расчёте значений  $P_{\text{прав}}$ ,  $p_{21}$  и  $p_{12}$  использованы формулы (1.48), (1.51) и (1.52). Нормированные значения  $T_{\text{норм}}$  порога разделения классов определялись способом, аналогичным использованному при построении графиков рис. 3.20.

Сопоставляя графики, приведённые на рис. 3.10 и 3.21, можно сделать вывод о том, что при прочих равных условиях троичное преобразование признаков обеспечивает лучшие результаты прогнозирования (табл. 3.23).

При троичном преобразовании признаков вероятность принятия ошибочных решений  $P_{\text{ош}}$  по результатам прогнозирования уменьшилась (применительно к исследуемой выборке БТ типа 2Т603И) примерно на 30 %. При заданном допустимом риске потребителя  $p_{21}$  риск изготовителя  $p_{12}$  при троичном преобразовании признаков в среднем на 35...40 % меньше, нежели при двоичном преобразовании. Конечно, частичное уменьшение ошибок прогнозирования, по сравнению с теоретически возможными, могло произойти, как отмечается в работе [120], за счёт адаптации прогнозирующего правила к обучающей выборке ввиду её ограниченного объёма.



Таблица 3.22

## Преобразование признаков в троичные сигналы

Номер экземпляра обучающей выборки	Значение признака при $t = 0$		Номер класса при $t = t_{\text{пр}}$				Троичный сигнал $\tau_i$ для признака				$F^0$
	$x_{16}, \text{мкА}$		$x_{23}$	$x_{27}, \text{В}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$			
	$x_{16}, \text{мкА}$	$x_{17}, \text{дФ}$	$x_{23}$	$x_{27}, \text{В}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$	$x_{27}$			
1	2,1	5,1	16,4	3,1	1	c	b	a	b	1,928	
2	1,0	5,3	40,0	2,6	1	a	b	c	a	3,323	
3	0,9	5,4	20,7	2,9	1	a	c	b	b	2,833	
4	1,8	5,2	34,7	3,15	1	b	b	c	b	2,792	
5	1,7	5,2	31,5	2,75	1	a	b	c	a	3,323	
6	1,4	5,3	20,5	3,0	1	a	b	b	b	2,750	
7	1,2	5,7	30,1	2,9	1	a	c	c	b	3,254	
8	1,8	5,3	56,0	2,75	1	b	b	c	a	2,944	
9	0,9	6,3	56,0	2,5	1	a	c	c	a	3,406	
10	1,9	5,1	27,2	2,7	1	b	b	c	a	2,944	
11	2,0	5,3	33,2	2,85	1	b	b	c	a	2,944	
12	1,6	5,4	27,5	2,9	1	a	c	c	b	3,294	
13	0,8	5,3	40,0	2,5	1	a	b	c	a	3,323	
14	1,9	5,1	30,3	2,95	1	b	b	c	b	2,792	
15	0,9	5,2	22,4	3,0	1	a	b	b	b	2,750	
16	0,6	6,0	35,0	2,45	1	a	c	c	a	3,406	
17	2,2	5,2	27,5	2,6	1	c	b	c	a	2,889	
18	0,7	5,6	21,5	2,95	2	c	c	b	b	2,833	
19	2,0	5,0	22,8	2,9	2	b	a	b	b	1,700	

Окончание табл. 3.22

Номер экземпляра обучающей выборки	Значение признака при $t = 0$			Номер класса при $t = t_{\text{пр}}$	Троичный сигнал $\tau_i$ для признака				$F^{(0)}$	
	$x_{16}$ , мкА	$x_{17}$ , пФ	$x_{23}$		$x_{27}$ , В	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{23}$		$x_{27}$
20	1,8	5,3	20,5	3,0	2	b	b	b	b	2,371
21	2,0	5,0	14,3	3,3	2	b	a	a	c	0,724
22	2,2	5,0	15,5	3,25	2	c	a	a	c	0,669
23	1,9	5,1	15,3	2,8	2	b	b	a	a	2,134
24	1,9	5,1	15,1	3,1	2	b	b	a	b	1,982
25	2,0	4,9	11,7	3,25	2	b	a	a	c	0,724
26	2,2	5,0	15,6	3,25	2	c	a	a	c	0,669
27	1,3	5,1	13,40	2,80	2	c	b	a	a	2,513
28	2,5	5,0	11,0	3,8	2	c	a	a	c	0,669

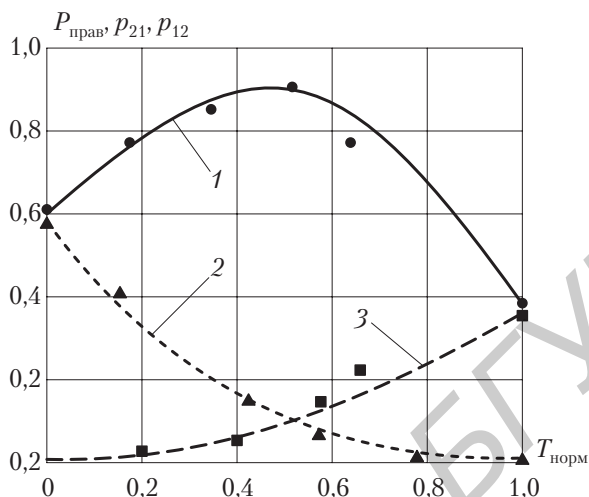


Рис. 3.21. Зависимость результатов прогнозирования от порога  $T_{\text{норм}}$  (алгоритм (3.17), троичное преобразование признаков):

1 –  $P_{\text{прав}}$ ; 2 –  $p_{21}$ ; 3 –  $p_{12}$

Таблица 3.23

**Эффективность троичного преобразования  
(экспериментальные исследования)**

Характеристика качества прогнозирования	Преобразование признаков		Средний процент улучшения характеристики в случае троичного преобразования
	в двоичные сигналы	в троичные сигналы	
$P_{\text{прав max}}$	0,90	0,93	3,3
$P_{\text{ош min}} = 1 - P_{\text{прав max}}$	0,10	0,07	30
$p_{12}$ (при $p_{21} = 0,05$ )	0,27	0,17	37
$p_{12}$ (при $p_{21} = 0,10$ )	0,17	0,10	41

Для исключения влияния объёма выборки на выводы был выполнен вычислительный эксперимент с использованием моделирования четырёх параметров-признаков и уровня надёжности БТ. Общий объём обучающей выборки составлял 10 тысяч элементов. Причём условия моделирования признаков и уровня надёжности БТ были выбраны исходя из экспериментальных исследований. Используя моделирование на ЭВМ обучающего эксперимента, полу-

чили прогнозирующие правила и построены графики зависимости вероятности принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  от нормированного порога разделения классов  $T_{\text{норм}}$  и риска изготовителя  $p_{12}$  от риска потребителя  $p_{21}$  для случаев двоичного и троичного преобразования признаков (рис. 3.22, 3.23).

Из графиков (рис. 3.22 и 3.23) видно, что использование преобразования признаков в троичные сигналы обеспечивает лучшие результаты прогнозирования, чем использование преобразования в двоичные сигналы. Различие в значениях вероятностей статистически значимо при доверительной вероятности  $\gamma > 0,99$ .

По результатам моделирования на ЭВМ сделано сравнение характеристик качества статистического прогнозирования методом пороговой логики (МПЛ) с использованием двоичного и троичного преобразований признаков (табл. 3.24). Вероятность принятия ошибочных решений в случае троичного преобразования уменьшилась примерно на 50 % по сравнению с двоичным преобразованием; риск изготовителя  $p_{12}$  в случае троичного преобразования примерно на 25...40 % меньше, нежели при двоичном преобразовании при одном и том же заданном риске потребителя  $p_{21}$ .

Таблица 3.24

**Эффективность троичного преобразования  
(моделирование на ЭВМ)**

Характеристика качества прогнозирования	Преобразование признаков		Средний процент улучшения характеристики
	в двоичные сигналы	в троичные сигналы	
$P_{\text{прав max}}$	0,84	0,93	10,7
$P_{\text{ош min}} = 1 - P_{\text{прав max}}$	0,16	0,07	56,3
$p_{12}$ (при $p_{21} = 0,05$ )	0,19	0,12	26,3
$p_{12}$ (при $p_{21} = 0,10$ )	0,11	0,07	36,4
$p_{12}$ (при $p_{21} = 0,15$ )	0,07	0,04	42,9

Таким образом, экспериментально и с помощью моделирования на ЭВМ обучающего эксперимента подтверждена эффективность новой модификации МПЛ, особенностью которой является преобразование признаков в троичный код.

В качестве цены за достигнутое повышение эффективности новой модификации МПЛ пришлось «заплатить» некоторым

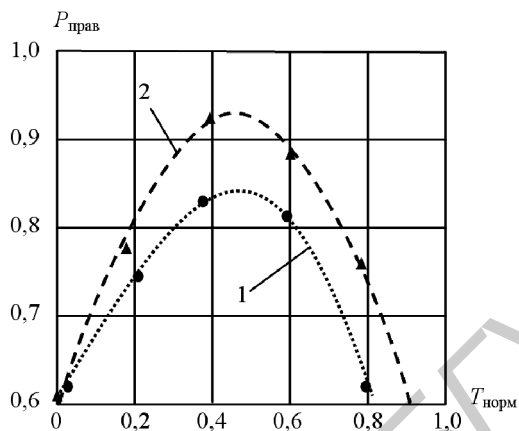


Рис. 3.22. Зависимость вероятности  $P_{\text{прав}}$  от порога  $T_{\text{норм}}$  (законы распределения признаков — нормальные):  
 1 — двоичное преобразование признаков — алгоритм (2.38);  
 2 — троичное преобразование признаков — алгоритм (3.17)

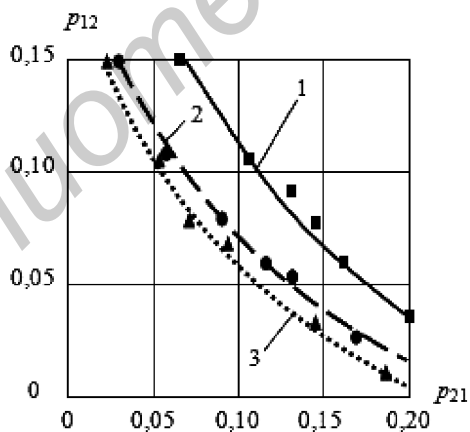


Рис. 3.23. Зависимость риска изготовителя  $p_{12}$  от риска потребителя  $p_{21}$  (законы распределения признаков — нормальные):  
 1 — двоичное преобразование; 2 — троичное преобразование;  
 3 —  $m$ -преобразование ( $m = 30$ )

усложнением процедуры прогнозирования. Однако это усложнение не столь велико, чтобы отказаться от эффективности троичного преобразования.

Установлено [139, 140], что преобразование признаков в четверичный, пятеричный и т.д. коды не целесообразно. Показано, что переход на  $m$ -преобразование признаков ( $m = 4, 5, \dots$ ) незначительно уменьшает ошибки прогнозирования. Например, при переходе от троичного преобразования к  $m$ -преобразованию (при  $m = 30$ ) эффект снижения ошибок прогнозирования почти в 10 раз ниже, нежели при переходе от двоичного к троичному преобразованию (см. рис. 3.23). Сложность же процедуры прогнозирования возрастает существенно даже при  $m = 4$ .

## Глава 4

# ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ПОСТЕПЕННЫХ ОТКАЗОВ ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ МЕТОДОМ ИМИТАЦИОННЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ

---

### 4.1. Принципы индивидуального прогнозирования постепенных отказов методом имитационных воздействий

По мере развития технологии изготовления ИЭТ причины возникновения внезапных отказов могут быть в значительной степени устранены. Постепенные отказы, отражающие внутренне присущие материалам ИЭТ свойства, в частности старение, в принципе исключить невозможно [2, 4, 5 и др.]. Этим вызван растущий интерес к постепенным (деградационным) отказам ИЭТ.

Под постепенным понимают отказ в виде постепенного во времени и обычно монотонного ухода функционального параметра ИЭТ (обозначим как  $P(t)$ ) за пределы норм (от  $a$  до  $b$ ) в течение заданного времени (наработки)  $t_3$  при выбранных режимах и условиях работы. Норма для  $P(t)$  приводится в технической документации на ИЭТ, а в ряде случаев устанавливается потребителем в зависимости от особенностей использования ИЭТ в электрических схемах электронных устройств. Постепенные отказы определяют такое понятие, как параметрическая надёжность ИЭТ, под которой будем понимать свойство ИЭТ, состоящее в отсутствии постепенного отказа по рассматриваемому параметру  $P(t)$  в течение заданной наработки  $t_3$ . Математическим критерием постепенного отказа в данном случае будет нарушение неравенства

$$a \leq P(t) \leq b,$$

а количественной мерой параметрической надёжности — вероятность выполнения этого условия в течение времени  $t_3$ , то есть

$$P_n(t_3) = \text{Вер}[a \leq P(t) \leq b, t \leq t_3] = R[a \leq P(t) \leq b, t \leq t_3],$$

где запись «Вер» означает вероятность, обозначена символом  $R$ .

Задачи по отбору экземпляров с требуемой параметрической надёжностью являются особенно актуальными для ИЭТ длительного функционирования в течение наработки, сравнимой со значением, указываемым в ТУ, или выше этого значения.

Известно [12], в отличие от внезапных отказов, постепенные отказы могут быть предсказаны, следовательно, могут быть отобраны ИЭТ с требуемой параметрической надёжностью. Существующие и используемые в настоящее время методы прогнозирования постепенных отказов основаны на использовании экстраполяции функционального параметра ИЭТ и их реализация возможна при наличии предыстории функционального параметра. Применение этих методов влечет либо расходование рабочего ресурса ИЭТ, либо методы следует реализовывать на этапе эксплуатации аппаратуры, при этом ИЭТ (экземпляр) необходимо отключать от электрической схемы устройства, что в большинстве случаев проблематично. На практике важно получить ответ на вопрос о параметрической надёжности ИЭТ по интересующему функциональному параметру изделий в начальный момент времени, то есть до момента монтажа ИЭТ в электронное устройство.

Автор предлагает для прогнозирования постепенных отказов ИЭТ использовать метод имитационных воздействий, применяемый ранее для оценки радиационной стойкости БТ, используемых в составе специальной аппаратуры. Прогнозирование постепенных отказов (параметрической надёжности) ИЭТ в этом случае включает решение двух основных задач: получение имитационной модели наработки, применение имитационной модели для индивидуального прогнозирования функционального параметра и, следовательно, отбора экземпляров, отвечающих требованию параметрической надёжности, то есть отсутствию возможного постепенного отказа в течение интересующей наработки  $t_3$ .

Имитационная модель наработки представляет собой математическое выражение, показывающее, как определить имитационное значение фактора  $F$  (обозначим его как  $F_{\text{им}}$ ), обеспечивающее такое же изменение прогнозируемого функционального параметра ИЭТ за интересующую наработку  $t = t_3$ , что и действие имитационного фактора уровня  $F_{\text{им}}$ :

$$F_{\text{им}} = f(t), \quad (4.1)$$

где  $f$  — символ функциональной связи.



Эту модель получают один раз с помощью предварительных исследований интересующего нас типа ИЭТ для функционального параметра  $P$ , по значению которого судят о параметрической надёжности экземпляра. Для получения модели (4.1) проводят экспериментальные исследования определенной выборки ИЭТ. Суть этих исследований — контроль (измерение) значений интересующего функционального параметра: вначале в момент времени  $t = 0$  при воздействии имитационного фактора, а затем в процессе заданной длительной наработки  $t_3$ . Причём имитационный фактор и его уровни должны быть таковыми, чтобы у ИЭТ не происходили необратимые изменения функционального параметра, то есть функциональный параметр ИЭТ должен принимать своё первоначальное значение после снятия имитационного воздействия уровня  $F_{\text{им}}$ , определяемого как  $F_{\text{им}} = f(t_3)$ . Далее путём обработки экспериментальных данных получают две математические модели:

$$P = f_1(F), \quad (4.2)$$

$$P = f_2(t), \quad (4.3)$$

где  $P$  — среднее значение рассматриваемого параметра, то есть  $P = P_{\text{ср}}$ , нижний индекс «ср» здесь и далее для простоты записи опущен;  $F$  — имитационный фактор;  $t$  — наработка (время работы) ИЭТ;  $f_1, f_2$  — символы функциональной зависимости.

Приравняв выражения (4.2) и (4.3) и решив полученное уравнение относительно имитационного фактора  $F$ , получают имитационную модель (4.1).

При индивидуальном прогнозировании постепенного отказа и, следовательно, параметрической надёжности конкретного экземпляра с использованием полученной имитационной модели (4.1) поступают так. Для заданного значения наработки ИЭТ  $t_3$  обычным расчётом по модели (4.1) определяют уровень имитационного фактора  $F_{\text{им}}$ . На ИЭТ (конкретный экземпляр) воздействуют имитационным фактором и при его значении, равном рассчитанному по (4.1) уровню  $F_{\text{им}}$ , выполняют измерение интересующего параметра  $P$ . Считают, что экземпляр на момент окончания заданной наработки  $t_3$  будет иметь такое же значение функционального параметра  $P$ , как и полученное в результате измерения при уровне имитационного фактора  $F_{\text{им}}$ , то есть по сути прогнозируют пара-

метр  $P$  для заданной наработки  $t_3$ . Измеренное значение сравнивается со значением, приводимым в технической документации на ИЭТ рассматриваемого типа, или со значением, указанным изготовителем аппаратуры, использующим ИЭТ рассматриваемого типа. На основании результата этого сравнения делается заключение о соответствии (или несоответствии) экземпляра требованию параметрической надёжности для заданной наработки  $t_3$ .

## 4.2. Использование температуры в качестве имитационного фактора

Для любой группы ИЭТ всегда можно выделить функциональные параметры, наиболее важные с точки зрения надёжности при их работе в составе электронной аппаратуры. Например, для биполярных транзисторов (БТ) такими параметрами являются статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ ) и напряжение насыщения коллектор-эмиттер ( $U_{КЭнас}$ ). Известно [1, 2, 4, 5, 72, 128 и др.], что эти параметры заметно изменяются с течением времени при работе БТ в составе электронной аппаратуры. Кроме того, эти же параметры сильно зависят от температуры. Причём температурные изменения параметров «носят» обратимый характер при кратковременном воздействии температуры ограниченного диапазона значений. После снятия температурного воздействия функциональные параметры БТ принимают свои первоначальные значения. Поэтому для БТ в качестве имитационного фактора есть основания использовать температуру, воздействию которой будут подвергаться приборы.

Аргументом в пользу выбора температуры в качестве имитационного фактора является то, что имеет место статистическая аналогия между изменениями параметров ИЭТ при длительной наработке и при изменении температуры корпуса ИЭТ. Решение об использовании температуры в качестве имитационного фактора можно обосновать и тем, что при ускоренных испытаниях в роли фактора, ускоряющего все физико-химические процессы, происходящие в материалах ИЭТ, используется обычно температура. Ускоренные испытания являются разновидностью физического

моделирования, следовательно, температура является воздействием, имитирующим действие наработки ИЭТ.

Использование температурного воздействия обуславливается технико-экономическими факторами. При испытании ИЭТ на долговечность можно использовать оборудование для высокотемпературных ускоренных испытаний. Для снижения расходов, связанных с процедурой индивидуального прогнозирования, может быть использовано это же оборудование для осуществления имитационного воздействия.

Прогнозирование функционального параметра для заданной наработки  $t_3$  выполняется путём измерения интересующего функционального параметра ИЭТ  $P$  при имитационной температуре  $T_{им}$ . Значение  $T_{им}$  получают по функции пересчёта (имитационной модели), показывающей, как наработка  $t$  связана с имитационной температурой. Считают, что  $T_{им}$  в начальный момент времени (практически при  $t = 0$ ) вызывает такое же изменение параметра  $P$ , как и деградационные процессы в течение наработки  $t$ .

При использовании в качестве имитационного фактора температуры придётся выполнять кратковременный нагрев или охлаждение ИЭТ до значения имитационной температуры  $T_{им}$ .

Однако использование температуры как имитационного фактора для прогнозирования значений функциональных параметров и, следовательно, постепенных отказов ИЭТ связано с определёнными проблемами.

Очевидным недостатком температуры является её инертность, что снижает производительность процедуры прогнозирования из-за затрат времени на установление и поддержание требуемой имитационной температуры, воздействующей на ИЭТ. В некоторых случаях может возникнуть необходимость охлаждения контролируемого экземпляра для получения и поддержания значения имитационной температуры, что требует использования сложного технического оборудования.

Кроме того, для некоторых функциональных параметров ИЭТ при использовании температуры в качестве имитационного фактора могут возникнуть случаи, когда большому диапазону наработок ИЭТ будет соответствовать достаточно малый перепад имитационной температуры  $T_{им}$ , что при даже малой погрешности поддержания температуры может привести к заметным ошибкам прогнозирования.

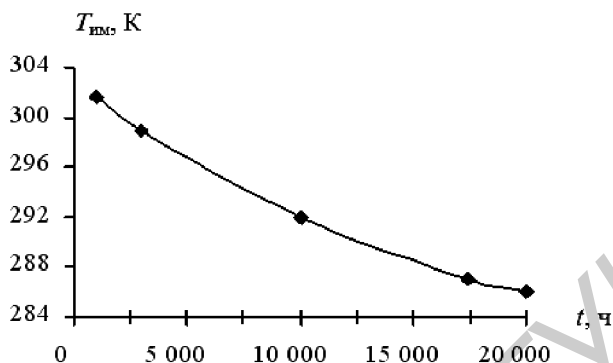


Рис. 4.1. Функция пересчёта наработки  $t$  на значение имитационной температуры  $T_{им}$

Анализируя результаты работы [156], для параметра  $h_{21Э}$  транзисторов типа КТ872А установлено, что диапазону наработок от 1000 до 20 000 ч соответствует небольшой перепад имитационной температуры  $T_{им}$  (рис. 4.1).

При погрешности поддержания температуры  $\pm 2$  К ошибка прогнозирования функционального параметра транзистора может принять значение, неприемлемое на практике. Поэтому актуальным является поиск других, альтернативных имитационных факторов.

### 4.3. Использование параметров электрического режима в качестве имитационного фактора для биполярных транзисторов

Как показали исследования [97, 157, 159–170], применительно к ППП заманчивым является использование в качестве имитационных факторов параметров электрического режима, в частности для БТ — тока коллектора  $I_K$ . Известно, что при длительной работе БТ в определенном электрическом режиме их функциональные параметры ( $U_{КЭнас}$ ,  $h_{21Э}$  и др.) изменяются. Эти же параметры заметно зависят и от тока коллектора  $I_K$ .

Таким образом, есть основания предполагать, что между изменениями функционального параметра, вызываемыми временем работы (наработкой) БТ, с одной стороны, и изменениями этого

параметра, обусловленными сменой значений тока коллектора  $I_K$ , с другой стороны, существует статистическая аналогия. Поэтому по значению функционального параметра БТ, измеренного при определённом токе коллектора  $I_K$ , представляется возможность сделать прогноз параметра для заданной наработки  $t_3$ . С этой целью необходимо для интересующего параметра ( $U_{KЭнас}$ ,  $h_{21Э}$  и др.) получить модель вида (4.1), позволяющую по заданному времени работы БТ определять имитационный ток коллектора  $I_{Ким}$ . Измерение функционального параметра при имитационном токе коллектора  $I_{Ким}$  даст ответ на вопрос о значении этого параметра на момент окончания заданной наработки  $t_3$ .

Отметим, что здесь надо различать понятия «рабочий ток коллектора» и «имитационный ток коллектора». Рабочий ток коллектора — это ток, который протекает в БТ при его работе в электронном устройстве. Этот ток должен быть принят во внимание при испытании транзисторов на длительную наработку. Имитационный ток используется только для получения информации о значении функционального параметра для будущих моментов времени (для заданных наработок  $t_3$ ). Используя этот ток, получают математическую модель вида (4.2), а его имитационное значение, рассчитанное для заданной наработки  $t_3$  по математической модели вида (4.1), используют для получения прогноза интересующего параметра для наработки  $t_3$ .

Однако использование тока коллектора возможно не для всех функциональных параметров БТ. Объясняется это тем, что имитационное значение тока, вычисленное для заданной наработки  $t_3$  по функции пересчёта, может превышать предельно допустимые значения тока коллектора, указываемые в ТУ на транзисторы данного типа. На рис. 4.2 приведена зависимость имитационного тока  $I_{Ким}$  от наработки при рабочем токе коллектора  $I_K = 7$  А, который меньше предельно допустимого значения тока по ТУ  $I_{K,ТУ} = 8$  А. Видно, что даже при этом рабочем токе коллектора (коэффициент электрической нагрузки по току  $K_H^{(1)} = 0,875$ ) имитационное значение тока коллектора  $I_{Ким}$  выходит за пределы предельно допустимых значений по ТУ. При выполнении процедуры индивидуального прогнозирования это вызывает риск повреждения полупроводниковых приборов.

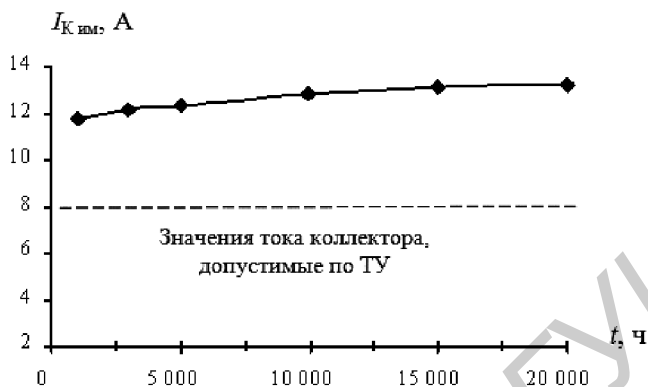


Рис. 4.2. Функция пересчёта наработки на значение имитационного тока коллектора для параметра  $h_{21Э}$  транзисторов типа КТ872А при рабочем токе  $I_K = 7$  А

Кроме того, как следует из рис. 4.2, погрешность контроля и поддержания имитационного тока коллектора может заметно сказаться на ошибке наработки, для которой интересуются параметрической надёжностью БТ. Поэтому остро стоит вопрос о поиске других, новых имитационных факторов, которые можно было бы использовать для прогнозирования постепенных отказов транзисторов в случаях, когда использование тока коллектора в качестве имитационного фактора не приемлемо.

В работах [167–182] под руководством автора монографии предлагается в качестве нового имитационного фактора использовать напряжение, прикладываемое к  $p-n$ -переходам БТ. Обоснованием возможности его использования является то, что между изменениями функционального параметра БТ, вызываемыми длительной наработкой, с одной стороны, и изменениями, обусловленными сменой значений напряжений, прикладываемыми к  $p-n$ -переходам, — с другой, также существует статистическая аналогия. Поэтому представляется возможным по значению функционального параметра ( $U_{КЭ\text{нас}}$ ,  $h_{21Э}$ ,  $I_{КЭ0}$  и др.), измеренному при определенном уровне напряжения коллектор-эмиттер  $U_{КЭ}$ , сделать прогноз параметра и, следовательно, постепенного отказа конкретного экземпляра для заданной наработки  $t_3$ . Для этого необходимо для интересующего параметра ( $U_{КЭ\text{нас}}$ ,  $h_{21Э}$  и др.) получить модель (4.1),

позволяющую по заданной наработке  $t_3$  определить имитационное напряжение коллектор-эмиттер  $U_{\text{КЭим}}$ . Измерение параметра при напряжении коллектор-эмиттер, равном значению  $U_{\text{КЭим}}$ , даст прогноз его значения для заданной наработки  $t_3$ , что позволит принять решение о возможном постепенном отказе и при необходимости отбраковать экземпляр как не соответствующий требованию надёжности.

Отметим, что здесь надо также различать понятия «рабочее напряжение коллектор-эмиттер (напряжение питания)» и «имитационное напряжение коллектор-эмиттер». Имитационное напряжение используют только для получения информации о значении интересующего функционального параметра, которое он будет иметь для заданной наработки  $t_3$ .

Использование в качестве имитационных факторов тока коллектора  $I_{\text{К}}$  или напряжения коллектор-эмиттер  $U_{\text{КЭ}}$  заметно упростит процедуру индивидуального прогнозирования функциональных параметров, следовательно, и постепенных отказов БТ для заданных наработок.

Однако возникает вопрос о правомерности использования тока коллектора  $I_{\text{К}}$  или напряжения коллектор-эмиттер  $U_{\text{КЭ}}$  в качестве имитационных факторов.

#### 4.4. Статистическая аналогия как основа индивидуального прогнозирования функциональных параметров ИЭТ методом имитационных воздействий

Успех в решении задач индивидуального прогнозирования функциональных параметров, следовательно, и постепенных отказов ИЭТ для заданных наработок методом имитационных воздействий во многом зависит от удачного выбора имитационного фактора.

Чтобы использовать какое-то воздействие (температуру, ток коллектора и т.п.) в качестве имитационного фактора для прогнозирования параметров и, следовательно, постепенных отказов ИЭТ, необходимо доказать, что между обратимыми изменениями параметра, вызываемыми действием имитационного фактора, с одной стороны, и необратимыми изменениями этого параметра, возникающими при длительной наработке ИЭТ (деградацией функцио-

нального параметра), с другой стороны, существует статистическая аналогия. Физические процессы, протекающие в первом и втором случаях, различны. Но наличие статистической аналогии может использоваться как основа для прогнозирования параметров ИЭТ для заданных наработок с достоверностью, приемлемой для практики. Ответ на вопрос о наличии статистической аналогии между указанными изменениями функциональных параметров ИЭТ может дать корреляционный анализ этих изменений. Если будет установлено наличие тесной корреляции между изменениями, то тем самым будет доказана возможность использования выбранного воздействия для прогнозирования функционального параметра и постепенных отказов ИЭТ.

Поясним понятие «наличие статистической аналогии» на примере БТ как представителей ИЭТ. Рассматриваемые гипотетические имитационные факторы — ток коллектора  $I_K$  и напряжение коллектор-эмиттер  $U_{KЭ}$ . Интересующие нас изменения — изменения статического коэффициента передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ ), обусловленные сменой значений тока коллектора  $I_K$  или напряжения коллектор-эмиттер  $U_{KЭ}$ , с одной стороны, и изменения, вызываемые длительной наработкой (деградацией параметра  $h_{21Э}$ ), с другой стороны.

Для подтверждения гипотезы о наличии тесной корреляционной связи между изменениями  $h_{21Э}$ , обусловленными сменой значений тока коллектора  $I_K$ , и изменениями, вызываемыми длительной наработкой (деградацией параметра  $h_{21Э}$ ), нужно иметь два соответствующих массива данных. Точно так же, нужно иметь два массива для подтверждения гипотезы о наличии тесной корреляционной связи между изменениями  $h_{21Э}$ , обусловленными сменой значений напряжения коллектор-эмиттер  $U_{KЭ}$ , и изменениями, вызываемыми длительной наработкой (деградацией параметра  $h_{21Э}$ ). Поскольку, как в случае тока коллектора  $I_K$ , так и в случае напряжения коллектор-эмиттер  $U_{KЭ}$  второй массив является одним и тем же, то всего для выполнения процедуры корреляционного анализа нужно иметь три массива. Указанные массивы данных могут быть получены с помощью экспериментальных исследований выборки БТ, объём которой  $n$  должен быть не менее 50...100. Эту выборку будем называть обучающей [97, 165, 166].

**Методика экспериментальных исследований.** Вначале для экземпляров обучающей выборки измеряют интересующий функ-



циональный параметр (обозначим его, как и ранее, через  $P$ ) при определенных значениях тока коллектора. При этом напряжение коллектор-эмиттер должно соответствовать значению, используемому в рабочем режиме транзистора (значению  $U_{КЭ}$ , указываемому в технической документации). Далее измеряют параметр  $P$  при определенных значениях напряжения коллектор-эмиттер, а ток коллектора должен соответствовать значению в рабочем режиме транзисторов. Затем обучающая выборка испытывается на длительную наработку в течение времени (интересующей наработки)  $t_n$ .

В процессе испытаний изменения параметра  $P$  являются необратимыми из-за действия процессов деградации. На основе результатов эксперимента формируются три одномерных массива, каждый длиной  $n$ :

$$\Delta P_i \Big|_{I_1}^{I_2}, \Delta P_i \Big|_{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}}, \Delta P_i \Big|_{t=0}^{t=t_n}; \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (4.4)$$

в которых значения  $\Delta P_i \Big|_{I_1}^{I_2}$ ,  $\Delta P_i \Big|_{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}}$  и  $\Delta P_i \Big|_{t=0}^{t=t_n}$  для  $i$ -го экземпляра обучающей выборки находят по формулам

$$\Delta P_i \Big|_{I_1}^{I_2} = P_i(I_2) - P_i(I_1); \quad (4.5)$$

$$\Delta P_i \Big|_{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}} = P_i(U_{КЭ2}) - P_i(U_{КЭ1}); \quad (4.6)$$

$$\Delta P_i \Big|_{t=0}^{t=t_n} = P_i(t=t_n) - P_i(t=0), \quad (4.7)$$

где  $P_i(I_j)$  — значение параметра  $i$ -го экземпляра, соответствующее току коллектора  $I_j$  ( $j = 1, 2$ );  $P_i(U_{КЭj})$  — значение параметра  $i$ -го экземпляра, соответствующее напряжению коллектор-эмиттер  $U_{КЭj}$ ;  $P_i(t=t_n)$  — значение параметра  $i$ -го экземпляра, соответствующее наработке  $t_n$  (моменту окончания испытаний);  $P_i(t=0)$  — значение параметра  $i$ -го экземпляра в начальный момент времени.

Полученные коэффициенты корреляции между изменениями, обусловленными сменой значений тока коллектора  $I_K$  (или же значений напряжения коллектор-эмиттер  $U_{КЭ}$ ), и деградационными изменениями параметра  $P$  в течение наработки  $t_n$  дадут ответ на вопрос о статистической аналогии между указанными изменениями и позволят сделать вывод о возможности использования параметров электрического режима ( $I_K$  и  $U_{КЭ}$ ) в качестве имитационных

факторов и прогнозирования значений функциональных параметров (например,  $h_{21Э}$ ) и постепенных отказов БТ для интересующих наработок  $t$ .

#### 4.5. Экспериментальное подтверждение возможности использования параметров электрического режима полупроводниковых приборов в качестве имитационных факторов

В качестве БТ, на примере которых выяснялась возможность использования параметров электрического режима в качестве имитационных факторов, нами были выбраны мощные транзисторы типа КТ8272В. В роли функционального параметра  $P$ , определяющего параметрическую надёжность транзисторов, рассматривался статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером  $h_{21Э}$  при рабочем токе коллектора  $I_K = 0,15$  А и напряжении коллектор-эмиттер  $U_{КЭ} = 10$  В.

Ставилась задача — получить изменения параметра  $h_{21Э}$ , вызываемые соответственно сменой значений тока коллектора и сменой значений напряжения коллектор-эмиттер как предполагаемых имитационных факторов, и изменения  $h_{21Э}$ , обусловленные длительной наработкой (деградацией  $h_{21Э}$ ) БТ.

Для выполнения экспериментальных исследований случайным образом была сформирована обучающая выборка объёмом 100 экземпляров. При измерении параметра  $h_{21Э}$  ток коллектора  $I_K$  изменялся в диапазоне 0,005...1,5 А, а напряжение коллектор-эмиттер  $U_{КЭ}$  — в диапазоне 0,1...80 В. Для получения информации о деградации параметра  $h_{21Э}$  использовались ускоренные форсированные (высокотемпературные) испытания, выполняемые по типовым методикам [69, 123, 124, 128, 133–135]. Время ускоренных испытаний составляло 1440 ч (коэффициент ускорения 15,5), что эквивалентно наработке  $t_n = 22\,320$  ч работы в обычных (номинальных) условиях: рабочая температура  $T = 328$  К (+55 °С), коэффициент электрической нагрузки по мощности  $K_n = 0,5$ . В процессе испытаний контролировалось значение  $h_{21Э}$  у каждого экземпляра обучающей выборки.

В результате экспериментальных исследований для параметра  $h_{21Э}$  получены данные об изменениях, обусловленных параметрами

электрического режима ( $I_K$  и  $U_{KЭ}$ ), с одной стороны, и вызываемых длительной наработкой — с другой. Из этих данных было сформировано несколько наборов, состоящих из массивов вида (4.4). В этих наборах в качестве  $\Delta P$  рассматривались изменения  $\Delta h_{21Э}$ . Элементы массива  $\Delta P_i \Big|_{t=0}^{t=t_n}$ , определяемые по формуле (4.7), оставались неизменными, а элементами массивов  $\Delta P_i \Big|_{I_1}^{I_2}$  и  $\Delta P_i \Big|_{U_{KЭ1}}^{U_{KЭ2}}$  являлись значения, определяемые по формулам (4.5) и (4.6) для различных сочетаний токов коллектора  $I_K$  и напряжений коллектор-эмиттер  $U_{KЭ}$ .

Для каждой пары, включающей наборы изменений вида  $\Delta h_{21Э} \Big|_{I_1}^{I_2}$  (или  $\Delta h_{21Э} \Big|_{U_{KЭ1}}^{U_{KЭ2}}$ ) и  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=t_n}$ , были построены корреляционные поля (диаграммы разброса) и определены оценки коэффициентов линейной корреляции.

В качестве примера на рис. 4.3 приведено корреляционное поле изменений  $\Delta h_{21Э} \Big|_{0,005 A}^{1,5 A}$  и  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22\ 320 \text{ ч}}$ , обозначенных соответ-

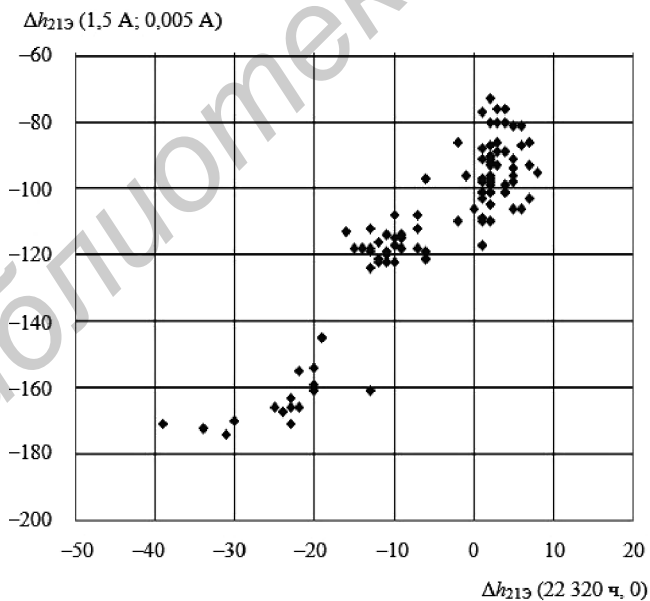


Рис. 4.3. Диаграмма разброса величин  $\Delta h_{21Э} \Big|_{0,005 A}^{1,5 A}$  и  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22\ 320 \text{ ч}}$  БТ типа КТ8272В,  $R = 0,90$

ственно как  $\Delta h_{21Э}(1,5 \text{ A}; 0,005 \text{ A})$  и  $\Delta h_{21Э}(22 \text{ 320 ч}, 0)$ , а на рис. 4.4 — корреляционное поле изменений  $\Delta h_{21Э} \Big|_{0,1 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$  и  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22 \text{ 320 ч}}$ , обозначенных как  $\Delta h_{21Э}(80 \text{ В}; 0,1 \text{ В})$  и  $\Delta h_{21Э}(22 \text{ 320 ч}, 0)$ .

В табл. 4.1 для некоторых вариантов изменений вида  $\Delta h_{21Э} \Big|_{I_1}^{I_2}$  приведены рассчитанные значения коэффициентов линейной корреляции между изменениями параметра  $h_{21Э}$ , обусловленными разными значениями тока коллектора, и деградационными изменениями этого параметра, возникающими в течение наработки транзисторов  $t_n$  (значениями элементов массива  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22 \text{ 320 ч}}$ ).

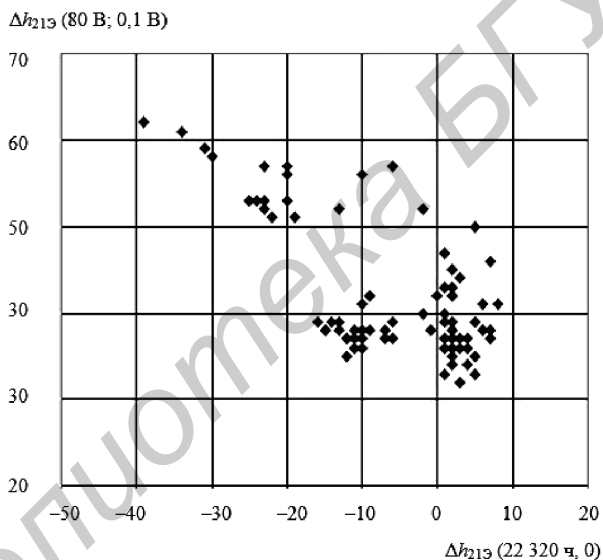


Рис. 4.4. Диаграмма разброса величин  $\Delta h_{21Э} \Big|_{0,1 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$  и  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22 \text{ 320 ч}}$  БТ типа КТ8272В,  $R = -0,69$

В табл. 4.2 для некоторых вариантов изменений вида  $\Delta h_{21Э} \Big|_{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}}$  приведены полученные значения коэффициентов линейной корреляции между изменениями параметра  $h_{21Э}$ , обусловленными разными значениями напряжения коллектор-эмиттер, и деградационными изменениями этого параметра, возникающими в течение наработки транзисторов  $t_n$  (значениями элементов массива  $\Delta h_{21Э} \Big|_{t=0}^{t=22 \text{ 320 ч}}$ ).

Таблица 4.1

**Корреляция между изменениями параметра  $h_{21Э}$ , обусловленными током коллектора, и деградационными изменениями (БТ типа КТ8272В)**

$\Delta h_{21Э} \Big _{I_1}^{I_2}$	Коэффициент корреляции с изменениями $\Delta h_{21Э} \Big _{t=0}^{t=22320}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{I_1}^{I_2}$	Коэффициент корреляции с изменениями $\Delta h_{21Э} \Big _{t=0}^{t=22320}$
$\Delta h_{21Э} \Big _{0,005 \text{ А}}^{1,5 \text{ А}}$	0,90	$\Delta h_{21Э} \Big _{0,005 \text{ А}}^{0,15 \text{ А}}$	0,68
$\Delta h_{21Э} \Big _{0,005 \text{ А}}^{1 \text{ А}}$	0,90	$\Delta h_{21Э} \Big _{0,15 \text{ А}}^{1,5 \text{ А}}$	0,71
$\Delta h_{21Э} \Big _{0,005 \text{ А}}^{0,5 \text{ А}}$	0,78	$\Delta h_{21Э} \Big _{0,15 \text{ А}}^{1,0 \text{ А}}$	0,72

Таблица 4.2

**Корреляция между изменениями параметра  $h_{21Э}$ , обусловленными напряжением коллектор-эмиттер, и деградационными изменениями (БТ типа КТ8272В)**

$\Delta h_{21Э} \Big _{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}}$	Коэффициент корреляции с изменениями $\Delta h_{21Э} \Big _{t=0}^{t=22320}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{U_{КЭ1}}^{U_{КЭ2}}$	Коэффициент корреляции с изменениями $\Delta h_{21Э} \Big _{t=0}^{t=22320}$
$\Delta h_{21Э} \Big _{0,1 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$	0,69	$\Delta h_{21Э} \Big _{0,1 \text{ В}}^{30 \text{ В}}$	0,68
$\Delta h_{21Э} \Big _{0,5 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$	0,67	$\Delta h_{21Э} \Big _{10 \text{ В}}^{30 \text{ В}}$	0,68
$\Delta h_{21Э} \Big _{1 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$	0,67	$\Delta h_{21Э} \Big _{10 \text{ В}}^{80 \text{ В}}$	0,67

*Примечание.* Указаны модули коэффициентов корреляции.

Наличие линейной корреляционной связи между деградационными изменениями функционального параметра  $h_{21Э}$  (или  $U_{КЭнас}$  — напряжение насыщения коллектор-эмиттер), происходящими в течение наработки БТ, и изменениями этого параметра, обусловленными действием тока коллектора или напряжения коллектор-эмиттер, определялось и для других типов БТ. Исследовались транзисторы большой мощности типа КТ872А ( $P_{\max\text{ТУ}} = 100 \text{ Вт}$ ). Время ускоренных испытаний составляло 216 ч (коэффициент ускорения 69,5), что эквивалентно наработке  $t_n = 15\,000 \text{ ч}$  работы в нормальных условиях: рабочая температура  $T = 328 \text{ К}$  (+55 °С), коэффициент электрической нагрузки по мощности  $K_n = 0,4$ . Выбор условий

проведения и обоснование длительности ускоренных испытаний описаны в 4.6. В качестве функциональных параметров рассматривались:

- $h_{21Э}$ , рабочий режим: напряжение коллектор-эмиттер  $U_{КЭ} = 5$  В, ток коллектора  $I_K = 0,1$  А;
- $U_{КЭнас}$ , рабочий режим:  $I_K = 7$  А, отношение  $I_K/I_B = 2$ , где  $I_B$  — ток базы.

Для рассматриваемых изменений были построены корреляционные поля и получены оценки коэффициентов линейной корреляции  $R$ . Для сравнения приняты во внимание и изменения, вызываемые действием температуры как традиционного имитационного фактора.

В качестве примеров показан вид корреляционных полей следующих пар изменений:

- изменения  $h_{21Э}$  при увеличении тока коллектора от 0,7 до 1,5 А и деградационного изменения  $h_{21Э}$ , возникающего в течение

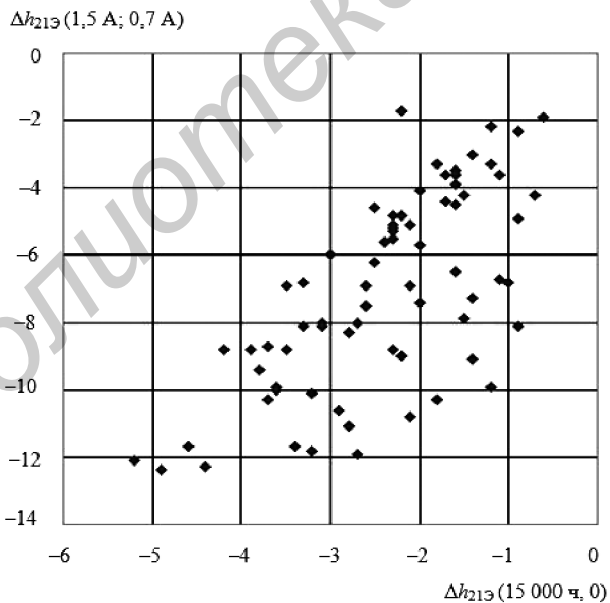


Рис. 4.5. Корреляция между  $\Delta h_{21Э}|_{I_K=1,5 А}$  и  $\Delta h_{21Э}|_{I_K=0,7 А}$  БТ  
 типа КТ872А,  $R = 0,7$

наработки транзисторов, равной 15 000 ч, коэффициент корреляции  $R = 0,7$  (рис. 4.5);

- изменения  $U_{КЭнас}$  при увеличении тока коллектора от 1,0 до 7,0 А и деградационного изменения  $U_{КЭнас}$ , возникающего в течение наработки транзисторов, равной 15 000 ч, коэффициент корреляции  $R = 0,86$  (рис. 4.6);

- изменения  $\Delta h_{21Э}$  при увеличении температуры  $T$  от  $-60$  °С до  $+75$  °С и деградационного изменения  $h_{21Э}$ , возникающего в течение наработки транзисторов, равной 15 000 ч; коэффициент корреляции  $|R| = 0,84$  (рис. 4.7).

По результатам экспериментальных исследований для изменений  $\Delta h_{21Э}$  (или  $\Delta U_{КЭнас}$ ), обусловленных действием предполагаемых имитационных факторов и вызываемых длительной наработкой БТ, были получены корреляционные матрицы. В табл. 4.3–4.5 в качестве примеров приводятся корреляционные матрицы некоторых рассматриваемых изменений для БТ типов КТ8272В и КТ872А.

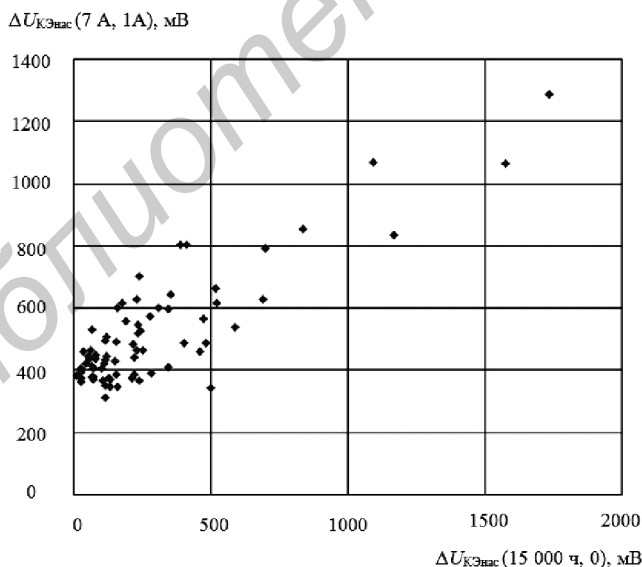


Рис. 4.6. Корреляция между  $\Delta U_{КЭнас} \Big|_{I_K = 7 \text{ А}}$  и  $\Delta U_{КЭнас} \Big|_{I_K = 1 \text{ А}}$  и  $\Delta U_{КЭнас} \Big|_{t = 15\,000 \text{ ч}}$  БТ типа КТ872А,  $R = 0,86$

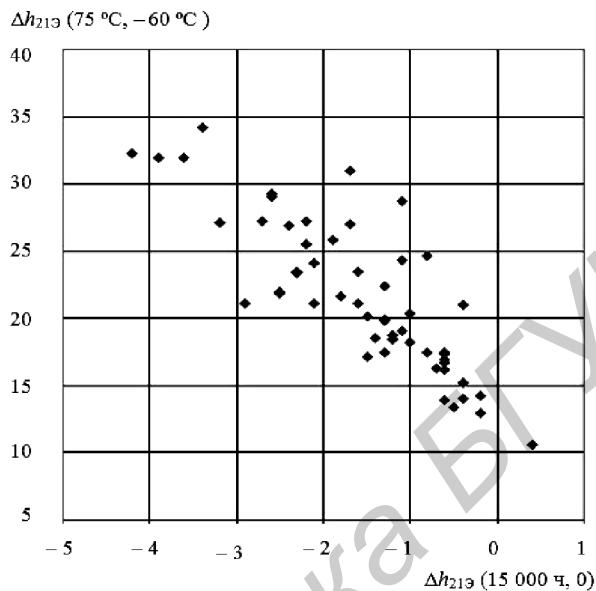


Рис. 4.7. Корреляция между  $\Delta h_{21Э}$   $\left. \begin{matrix} T = 75 \text{ }^\circ\text{C} \\ T = -60 \text{ }^\circ\text{C} \end{matrix} \right|_{t = 15\,000 \text{ ч}}$  и  $\Delta h_{21Э}$   $\left. \begin{matrix} t = 15\,000 \text{ ч} \\ t = 0 \end{matrix} \right|_{T = 75 \text{ }^\circ\text{C}}$  БТ типа КТ872А,  $|R| = 0,84$

Таблица 4.3

**Корреляционная матрица изменений параметра  $h_{21Э}$  БТ типа КТ8272В, имитационный фактор — ток коллектора  $I_K$**

$\Delta h_{21Э}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 1,5 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 1 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 0 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 0,5 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 0,15 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 1,5 \text{ А} \\ I_K = 0,15 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 1 \text{ А} \\ I_K = 0,15 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 0,5 \text{ А} \\ I_K = 0,15 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	$\left. \begin{matrix} I_K = 0,15 \text{ А} \\ I_K = 0,15 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$
$\Delta h_{21Э}$ $\left. \begin{matrix} I_K = 1,5 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	1							
$\Delta h_{21Э}$ $\left. \begin{matrix} I_K = 1 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	0,99	1						
$\Delta h_{21Э}$ $\left. \begin{matrix} I_K = 0,5 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	0,88	0,91	1					
$\Delta h_{21Э}$ $\left. \begin{matrix} I_K = 0,15 \text{ А} \\ I_K = 0,005 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	0,65	0,68	0,79	1				
$\Delta h_{21Э}$ $\left. \begin{matrix} I_K = 1,5 \text{ А} \\ I_K = 0,15 \text{ А} \end{matrix} \right _{t = 22320 \text{ ч}}$	0,84	0,82	0,58	0,14	1			



Окончание табл. 4.3

$\Delta h_{21Э}$	$I_K = 1,5 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,005 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 1 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,005 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 0,5 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,005 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 0,15 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,005 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 1,5 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 1 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 0,5 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$	$I_K = 0,15 \text{ A}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$ $\Delta h_{21Э}$
$\Delta h_{21Э} \Big _{I_K = 1 \text{ A}}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$	0,86	0,85	0,64	0,184	0,998	1		
$\Delta h_{21Э} \Big _{I_K = 0,5 \text{ A}}$ $I_{K0} = 0,15 \text{ A}$	0,74	0,77	0,79	0,26	0,79	0,84	1	
$\Delta h_{21Э} \Big _{t = 22\ 320 \text{ ч}}$ $t = 0 \text{ ч}$	0,90	0,90	0,78	0,68	0,71	0,72	0,60	1

Таблица 4.4

**Корреляционная матрица изменений параметра  $U_{KЭнас}$  БТ типа КТ872А, имитационный фактор — ток коллектора  $I_K$**

$\Delta U_{KЭнас}$	$I_K = 7 \text{ A}$ $I_{K0} = 1 \text{ A}$ $\Delta U_{KЭнас}$	$I_K = 7 \text{ A}$ $I_{K0} = 3 \text{ A}$ $\Delta U_{KЭнас}$	$I_K = 3 \text{ A}$ $I_{K0} = 1 \text{ A}$ $\Delta U_{KЭнас}$	$I_K = 15\ 000 \text{ ч}$ $t = 0$ $\Delta U_{KЭнас}$
$\Delta U_{KЭнас} \Big _{I_K = 7 \text{ A}}$ $I_{K0} = 1 \text{ A}$	1			
$\Delta U_{KЭнас} \Big _{I_K = 7 \text{ A}}$ $I_{K0} = 3 \text{ A}$	0,999	1		
$\Delta U_{KЭнас} \Big _{I_K = 3 \text{ A}}$ $I_{K0} = 1 \text{ A}$	0,674	0,644	1	
$\Delta U_{KЭнас} \Big _{t = 15\ 000 \text{ ч}}$ $t = 0$	0,860	0,855	0,653	1

Анализируя корреляционные матрицы, легко установить, что между изменениями функциональных параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{KЭнас}$ , вызываемыми в начальный момент времени действием имитационного фактора (тока коллектора, напряжения коллектор-эмиттер, температуры), с одной стороны, и изменениями этих же функциональных параметров, происходящими при длительной наработке БТ, — с другой, существует тесная корреляционная связь. Модуль коэффициента корреляции принимал значения в диапазоне 0,6...0,9.

Таблица 4.5

Корреляционная матрица изменений параметра  $h_{21Э}$  БТ типа КТ872А, имитационный фактор – температура  $T$

$\Delta h_{21Э}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = 75^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = 25^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = 25^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 25^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 25^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{t = 15000 \text{ ч} \\ t = 0}}$
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = 75^\circ\text{C}}}$	1,00									
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = 25^\circ\text{C}}}$	0,93	1,00								
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	0,96	0,99	1,00							
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 125^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	0,94	0,97	0,97	1,00						
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = 25^\circ\text{C}}}$	0,72	0,92	0,86	0,85	1,00					
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	0,90	0,98	0,99	0,96	0,91	1,00				
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 75^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	0,88	0,95	0,95	0,99	0,88	0,95	1,00			
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 25^\circ\text{C} \\ T = -25^\circ\text{C}}}$	0,94	0,90	0,96	0,92	0,73	0,95	0,88	1,00		
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{T = 25^\circ\text{C} \\ T = -60^\circ\text{C}}}$	0,89	0,89	0,91	0,98	0,75	0,89	0,98	0,89	1,00	
$\Delta h_{21Э} \Big _{\substack{t = 15000 \text{ ч} \\ t = 0}}$	-0,76	-0,79	-0,81	-0,83	-0,70	-0,81	-0,84	-0,80	-0,83	1

Указанные статистические закономерности проявлялись не только на транзисторах типа КТ8272В и КТ872А, но и на всех других типах, с которыми проводились эксперименты (КТ3117А, КТ646А, 2Т603И). Имела место полная воспроизводимость результатов. Так, например, применительно к транзисторам КТ872А отдельно исследовались три выборки по 100 экземпляров, сформированные случайным образом из разных партий. Коэффициенты корреляции между рассматриваемыми изменениями параметров принимали примерно одни и те же значения и являлись статистически неразличимыми при доверительной вероятности  $\gamma = 0,95$ .

*Выводы.* Из приведённых результатов видно, что между отклонениями функционального параметра  $h_{21Э}$ , вызываемыми изменением тока коллектора или напряжения коллектор-эмиттер, и деградацией этого параметра при длительной наработке транзисторов имеет место тесная линейная корреляционная связь. Корреляция

имеет место для всех рассматриваемых диапазонов изменения тока коллектора и напряжения коллектор-эмиттер. Наличие тесной корреляции является доказательством возможности использования параметров электрического режима (тока коллектора или напряжения коллектор-эмиттер) в качестве имитационных факторов. По реакции параметра  $h_{21Э}$  на значение тока коллектора или напряжения коллектор-эмиттер можно прогнозировать  $h_{21Э}$  и, следовательно, постепенные отказы БТ по этому параметру для заданных наработок. Вывод в одинаковой степени относится и к функциональному параметру  $U_{КЭнас}$ .

#### 4.6. Прогнозирование функциональных параметров биполярных транзисторов (имитационный фактор — температура)

Чтобы определить уровень имитационного фактора  $F$ , оказывающего в момент времени  $t = 0$  такое же изменение функционального параметра БТ, как и заданная наработка (время работы), необходимо располагать имитационной моделью (4.1). Далее будем называть её функцией пересчёта. Эта функция показывает, какое значение имитационного фактора  $F$ , воздействующего на БТ в момент времени  $t = 0$ , соответствует той или иной заданной наработке транзистора  $t_3$ . Конкретный уровень имитационного фактора, отвечающий заданной наработке  $t_3$ , определяется обычным расчётом по заранее полученной функции пересчёта, подставив в неё значение наработки  $t_3$ .

Для получения функции пересчёта надо иметь математические выражения (модели) изменения функционального параметра БТ в зависимости от имитационного фактора, действующего в момент времени  $t = 0$ , с одной стороны, и в зависимости от длительной наработки — с другой. Для нахождения функции пересчёта необходимо приравнять соответствующие математические выражения и решить полученное уравнение относительно имитационного фактора  $F$ .

Функции пересчёта были получены для БТ большой мощности типа КТ872А и малой мощности типа КТ3117А. Ниже поясняется, как по результатам экспериментальных исследований найдена

функция пересчёта для функционального параметра  $h_{21Э}$  БТ большой мощности типа КТ872А в предположении, что в качестве имитационного фактора  $F$  используется абсолютная температура  $T$ . Режим измерения величины  $h_{21Э}$ : напряжение  $U_{КБ} = 5$  В, ток коллектора  $I_K = 0,1$  А.

Вначале с помощью экспериментальных исследований нужно было получить функцию вида (4.2). Для этого для каждого экземпляра обучающей выборки была получена зависимость параметра  $h_{21Э}$  от температуры в диапазоне от  $-60$  до  $+125$  °С. На рис. 4.8 в качестве примера приведены полученные экспериментальные графики зависимости параметра  $h_{21Э}$  от абсолютной температуры  $T$  для семи экземпляров.

Экспериментальная зависимость  $h_{21Э}$  от абсолютной температуры  $T$ , полученная усреднением  $h_{21Э}$  по всем экземплярам обучающей выборки (100 шт.), показана на рис. 4.9.

Для получения экспериментальной зависимости  $h_{21Э}$  от наработки  $t$  было организовано физическое моделирование наработ-

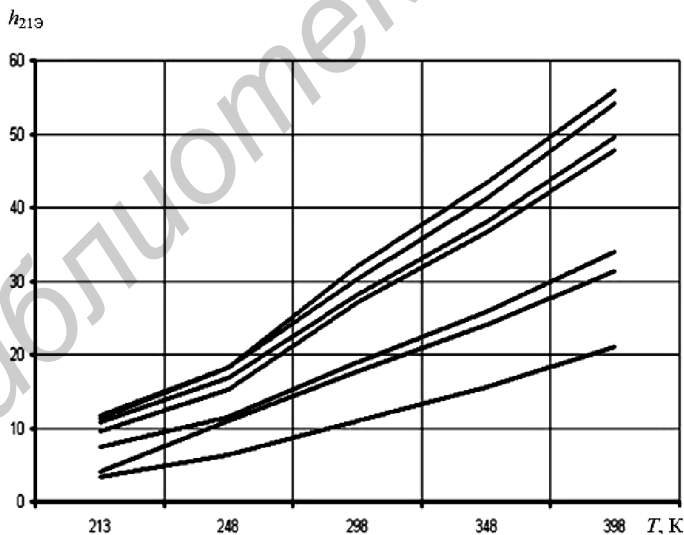


Рис. 4.8. Экспериментальные графики зависимости  $h_{21Э}$  от абсолютной температуры  $T$  (в качестве примера приводится информация о семи экземплярах, ось  $T$  деформирована с учётом выбранных точек измерения температуры)

ки БТ. Для выполнения моделирования были спланированы ускоренные испытания при повышенной температуре и наличии напряжения смещения на  $p$ - $n$ -переходе по типовой электрической схеме испытаний (см. рис. 3.3). При выборе режима и условий проведения ускоренных испытаний БТ использованы известные подходы [69, 123, 128, 130–135].

Согласно [21, 122], итоговый коэффициент ускорения наработки  $K_y^{(T,U)}$ , учитывающий повышенную температуру  $T$  и напряжение смещения  $U$  на  $p$ - $n$ -переходе коллектор-база, вычислен по формуле

$$K_y^{(T,U)} = K_y(T)K_y(U), \quad (4.8)$$

где  $K_y(T)$  — коэффициент ускорения наработки за счёт действия повышенной температуры;  $K_y(U)$  — коэффициент ускорения наработки за счёт приложенного обратного напряжения к  $p$ - $n$ -переходу.

Для определения коэффициента ускорения испытаний  $K_y(T)$  использован подход, разработанный в работах российских и зарубежных учёных (пояснён в 3.2). Согласно [131], разность  $\Delta T$  между температурами кристалла  $T_K$  и окружающей среды  $T$ , обе-

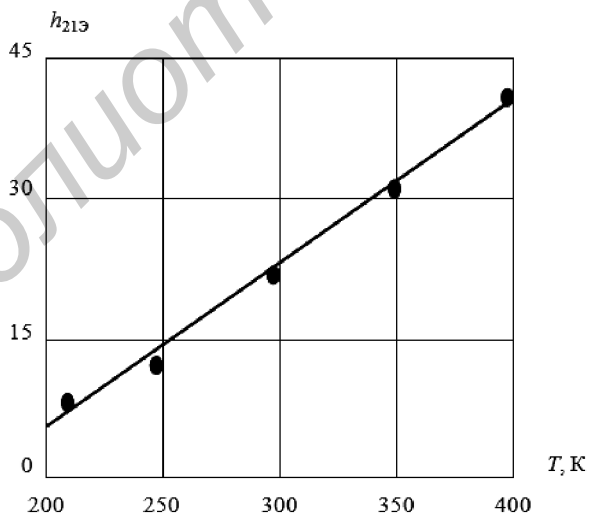


Рис. 4.9. Зависимость среднего значения коэффициента усиления  $h_{21Э}$  от абсолютной температуры  $T$  для БТ большой мощности типа КТ872А

спечивающая такое же действие, как и электрическая нагрузка (мощность, рассеиваемая на коллекторе), определяется выражением (3.4), см. 3.2.

За номинальный (нормальный) режим работы приняты следующие условия:  $T_{\text{ном}} = 55 \text{ }^\circ\text{C}$ , коэффициент электрической нагрузки по мощности  $K_{\text{н}} = 0,4$ .

Пользуясь данными из ТУ на транзисторы КТ872А, с учётом формулы (3.4) получено  $\Delta T = 38 \text{ }^\circ\text{C}$ . Дополнительный нагрев транзисторов на  $38 \text{ }^\circ\text{C}$  сверх температуры, принятой за номинальную (в нашем случае  $T_{\text{ном}} = 55 \text{ }^\circ\text{C}$ ), эквивалентен выбранной электрической нагрузке: мощности, рассеиваемой на коллекторе при коэффициенте нагрузки по мощности  $K_{\text{н}} = 0,4$ .

Для достижения ускорения испытаний выборку БТ необходимо подвергнуть температурным воздействиям, превышающим значение

$$T_{\text{и}} = T_{\text{ном}} + \Delta T = 55 + 38 = 93 \text{ }^\circ\text{C}.$$

При проведении ускоренных испытаний принята температура  $T_{\text{у}} = 135 \text{ }^\circ\text{C}$ , что обеспечивает ускорение испытаний (за счёт температурного воздействия сверх температуры  $T_{\text{и}} = 93 \text{ }^\circ\text{C}$ ):

$$K_{\text{у}}(T) \approx 9,45.$$

При определении  $K_{\text{у}}(T)$  энергия активации  $E_{\text{а}}$  принята равной  $0,7 \text{ эВ}$ , что соответствует мировой практике расчёта условий ускоренных испытаний на наработку полупроводниковых приборов биполярной структуры [123, 124]; постоянная Больцмана  $k = 8,62 \cdot 10^{-5} \text{ эВ/К}$ .

В соответствии с ТУ на транзисторы КТ872А наработка, в течение которой гарантируются нормы на параметры, составляет  $t_{\text{н}} = 15 \text{ 000 ч}$ . С учётом значения  $K_{\text{у}}(T) \approx 9,45$  время ускоренных испытаний составляет примерно 1600 часов (более двух месяцев непрерывных испытаний).

Для уменьшения времени испытаний использовано дополнительно обратное смещение на коллекторном переходе. Согласно работе [128], наличие максимально допустимого по ТУ напряжения на коллекторном переходе  $U_{\text{ТУ}}$  сокращает время испытаний БТ примерно в 10 раз. Для БТ типа КТ872А  $U_{\text{ТУ}} = 700 \text{ В}$ . Из-за особенностей экспериментальной установки обратное напряжение

на коллекторном переходе при испытаниях  $U_n$  принято равным 600 В. Расчётный коэффициент ускорения испытаний  $K_y(U)$ , обусловленный действием обратного напряжения на коллекторном переходе, согласно работе [130],

$$K_y(U) = 10(U_n/U_{ТУ})^2 \approx 7,35.$$

Общее значение коэффициента ускорения испытаний на длительную наработку, определяемое как произведение коэффициентов ускорения, обусловленных действием температуры и обратного напряжения на коллекторном переходе [см. формулу (4.8)], составило [166]

$$K_y^{(T,U)} = 9,45 \cdot 7,35 \approx 69,5,$$

а длительность испытаний —

$$t_y = \frac{t_n}{K_y^{(T,U)}} = \frac{15\,000}{69,5} \approx 216 \text{ ч.}$$

Полная информация о режимах и длительности высокотемпературных ускоренных испытаний при моделировании наработки мощных БТ типа КТ872А и маломощных типа КТ3117А приведена в табл. 4.6. Описание используемой экспериментальной установки было дано в 3.2.

Таблица 4.6

#### Режим и длительность ускоренных испытаний

Характеристика условий испытаний	Тип транзистора	
	КТ872А	КТ3117А
1. Температура, поддерживаемая в камере тепла (печи), °С	135	145
2. Постоянное обратное напряжение коллектор-эмиттер, В	600	50
3. Сопротивление база-эмиттер $R_{БЭ}$ , Ом	0	0
4. Продолжительность испытаний, ч	216	329
5. Коэффициент ускорения для наработки $K_y$	69,5	152
6. Расчётное время испытаний, соответствующее номинальному режиму (нормальным условиям), ч	15 000	50 000
7. Временные точки контроля надёжности БТ с измерением основных функциональных параметров, ч	0, 48, 104, 160, 216	0, 104, 216, 329

При испытаниях контролировались следующие функциональные параметры транзисторов:

- коэффициент усиления по току в схеме с общим эмиттером  $h_{21Э}$  при токах коллектора  $I_K = 0,3$  А,  $I_K = 7$  А и напряжении коллектор-база  $U_{КБ} = 5$  В;
- обратный ток коллектора  $I_{КЭ0}$  при обратном напряжении  $U_{КЭ} = 1500$  В (вывод базы разомкнут);
- напряжение насыщения  $U_{КЭнас}$  при токах коллектора  $I_K = 3$  А,  $I_K = 7$  А и отношении тока коллектора к току базы  $I_K/I_B = 2$ ;
- емкость коллекторного перехода  $C_K$  при обратном смещении  $U_{КБ} = 2$  В.

На рис. 4.10 в качестве примера приведены экспериментальные графики зависимости параметра  $h_{21Э}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$  для семи экземпляров обучающей выборки транзисторов типа КТ872А. Режим испытаний соответствовал данным табл. 4.6.

На рис. 4.11 показана усреднённая зависимость параметра  $h_{21Э}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$ . Значения параметра  $h_{21Э}$ , со-

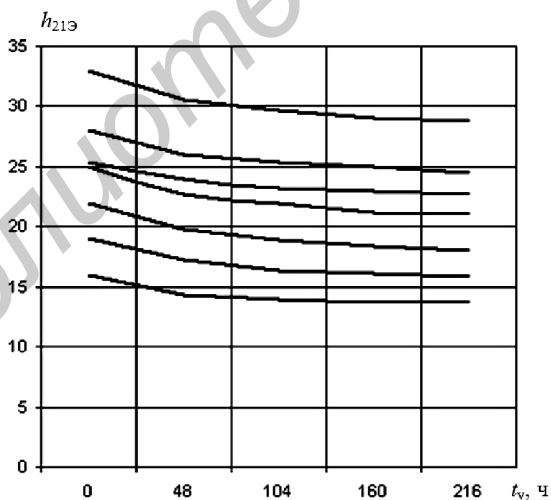


Рис. 4.10. Экспериментальные графики зависимости  $h_{21Э}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$  (в качестве примера приводится информация о семи экземплярах, ось  $t_y$  деформирована с учётом выбранных точек измерения  $h_{21Э}$  при испытании)



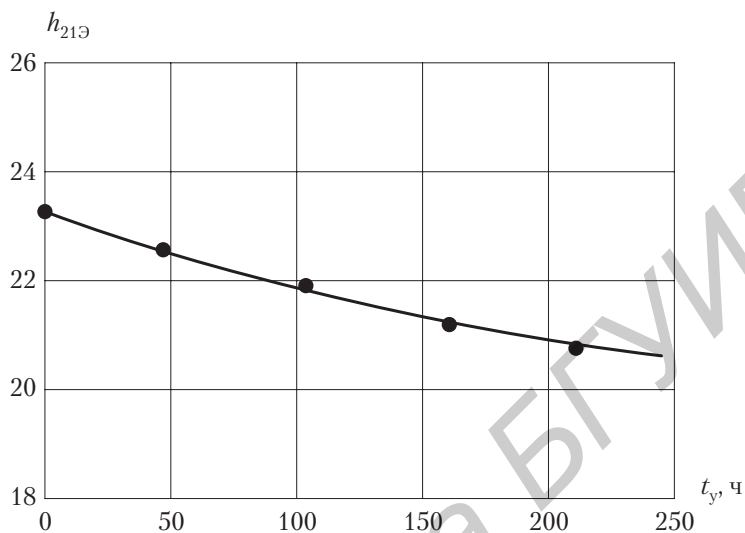


Рис. 4.11. Усреднённая зависимость параметра  $h_{21Э}$  транзисторов типа КТ872А от времени ускоренных испытаний  $t_y$

ответствующие каждой временной точке, получены усреднением  $h_{21Э}$  по всем экземплярам (100 штук) обучающей выборки.

Для аналитического описания среднего значения  $h_{21Э}$  от температуры  $T$  и наработки  $t$  были получены следующие выражения:

$$h_{21Э} = 0,178T - 30,6; \quad (4.9)$$

$$h_{21Э} = \frac{1000}{0,00034t + 43}. \quad (4.10)$$

В полученные модели (4.9) и (4.10) величины  $T$  и  $t$  подставляются соответственно в градусах Кельвина и часах. С учётом выражений (4.9) и (4.10) функция пересчёта (имитационная модель наработки для параметра  $h_{21Э}$ ) приняла вид

$$T_{им} = \frac{23160 + 0,104t}{76,5 + 0,0006t}. \quad (4.11)$$

Прогнозирование параметра  $h_{21Э}$  для транзисторов новых выборок выполняют, используя функцию пересчёта (4.11). Для этого по заданной наработке  $t = t_3$  рассчитывают значение  $T_{им}$ . Рассчитанные значения  $T_{им}$  для некоторых наработок приведены в табл. 4.7.

Таблица 4.7

**Значение имитационной температуры  
(транзисторы типа КТ872А, параметр  $h_{21Э}$ )**

Заданная наработка $t_3$ , ч	Значение $T_{им}$ , К	Заданная наработка $t_3$ , ч	Значение $T_{им}$ , К
1 000	301,7	10 000	293,3
2 000	300,7	12 000	291,6
5 000	297,9	15 000	289,1
8 000	295,1	20 000	285,2

Само прогнозирование новых однотипных экземпляров выполняют следующим образом. Выборку транзисторов выдерживают не менее 30 минут при температуре  $T_{им}$ , а затем при этой же температуре измеряют  $h_{21Э}$  у каждого интересующего экземпляра выборки. Считают, что у конкретного экземпляра БТ для наработки  $t_3$  параметр  $h_{21Э}$  будет иметь такое же значение, как измеренное при температуре  $T_{им}$ , то есть результат измерения является прогнозом  $h_{21Э}$  для заданной наработки  $t_3$ . Сравнивая измеренное значение  $h_{21Э}$  с нормой, делают заключение о постепенном отказе транзистора (конкретного экземпляра) по параметру  $h_{21Э}$  для наработки  $t_3$ .

Таблица 4.8

**Имитационные модели (функции пересчёта наработки  $t$   
на значение имитационной температуры  $T_{им}$ )**

Тип транзистора	Функциональный параметр		Функция пересчёта наработки $t$ (в часах) на значение имитационной температуры, градусы Кельвина
	Обозначение	Режим измерения	
КТ872А	$U_{КЭнас}$	$I_{К}/I_{Б} = 2$ $I_{К} = 7 \text{ А}$	—
	$h_{21Э}$	$U_{КЭ} = 5 \text{ В}$ $I_{К} = 0,1 \text{ А}$	$T_{им} = \frac{23\,160 + 0,104t}{76,5 + 0,0006t}$
КТ3117А	$U_{КЭнас}$	$I_{К}/I_{Б} = 10$ $I_{К} = 0,5 \text{ А}$	$T_{им} = 1,562 \ln(1 + 0,001t) + 298$
	$h_{21Э}$	$U_{КЭ} = 5 \text{ В}$ $I_{К} = 0,2 \text{ А}$	$T_{им} = 157,2 \exp(-0,6 \cdot 10^{-6}t) + 140,8$

В табл. 4.8 для БТ типа КТ872А и типа КТ3117А приведены экспериментально полученные имитационные модели (функции пересчёта), позволяющие для заданной наработки  $t$  (в часах) определять значения имитационной температуры  $T_{\text{им}}$  (в градусах Кельвина), используемые для прогнозирования следующих функциональных параметров:

- статистического коэффициента передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ );
- напряжения насыщения коллектор-эмиттер ( $U_{КЭ\text{нас}}$ ).

#### 4.7. Прогнозирование функциональных параметров биполярных транзисторов (имитационный фактор — ток коллектора)

Использование температуры в качестве имитационного фактора имеет ряд недостатков [160, 171]. Из данных, приведённых в 4.6, видно, что диапазону наработок от 1000 до 20 000 ч соответствует перепад имитационной температуры примерно в 16 К (см. рис. 4.1). При погрешности поддержания имитационной температуры  $\pm 2$  К ошибка в наработке, для которой определяют прогнозное значение параметра  $h_{21Э}$ , составит более 200 % в нижней части диапазона наработок и более 2500 ч — в его верхней части. Поэтому актуальным является использование других имитационных факторов, которые позволили бы уменьшить ошибки прогнозирования [159–170].

В 4.5 показано, что имеет место статистическая аналогия между изменениями функционального параметра (обозначим его, как и ранее, через  $P$ ), обусловленными наработкой, с одной стороны, и током коллектора — с другой. Поэтому представляется возможным по параметру  $P$ , измеренному у конкретного экземпляра в начальный момент времени при имитационном токе коллектора  $I_{К}$ , сделать вывод о прогнозном значении параметра  $P$  на будущий момент времени  $t_3$  при рабочем токе коллектора. Для этого необходимо для параметра  $P$  иметь функцию пересчёта вида

$$I_{\text{Ким}} = f(t), \quad (4.12)$$

где  $f$  — оператор связи наработки  $t$  с имитационным током коллектора  $I_{\text{Ким}}$ .

Для получения функции пересчёта (4.12) необходимо располагать выражениями

$$P = f_1(I_K); \quad (4.13)$$

$$P = f_2(t), \quad (4.14)$$

где  $f_1, f_2$  — символы математической зависимости функционального параметра  $P$  от тока коллектора  $I_K$  и от наработки  $t$ .

Индивидуальное прогнозирование параметра  $P$ , соответствующее наработке  $t$ , и принятие решения о параметрической надёжности конкретного транзистора ( $j$ -го экземпляра) сводится к следующему. По функции пересчёта (4.12) для заданной (интересующей) наработки  $t$  рассчитывают значение  $I_{\text{Ким}}$ . Измеряют параметр  $P$   $j$ -го экземпляра при токе коллектора, равном значению  $I_{\text{Ким}}$ . Считая, что параметр  $P$  на момент окончания наработки  $t$  будет иметь такое же значение, как полученное в результате измерения, дают прогноз параметру  $P$ . Сравнивают прогнозное значение параметра  $P$  с нормой и делают вывод о параметрической надёжности  $j$ -го экземпляра для наработки  $t$ .

Эффективность использования тока коллектора в качестве имитационного фактора подтверждена экспериментально для транзисторов нескольких типов [169]. Ниже приводится краткое пояснение примера прогнозирования применительно к статическому коэффициенту передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ ) БТ большой мощности типа КТ872А.

Экспериментальные графики зависимости параметра  $h_{21Э}$  БТ типа КТ872А от тока коллектора  $I_K$  приведены на рис. 4.12. Для иллюстрации показана зависимость для семи экземпляров обучающей выборки.

С учётом усреднения  $h_{21Э}$  по всем экземплярам обучающей выборки для зависимости  $h_{21Э}$  от тока коллектора  $I_K$  было получено [169] следующее выражение:

$$h_{21Э} = \frac{1000}{0,022I_K + 37}. \quad (4.15)$$

Зависимость функционального параметра  $h_{21Э}$  от наработки  $t$  соответствует выражению (4.10), то есть

$$h_{21Э} = \frac{1000}{0,00034 t + 43}.$$

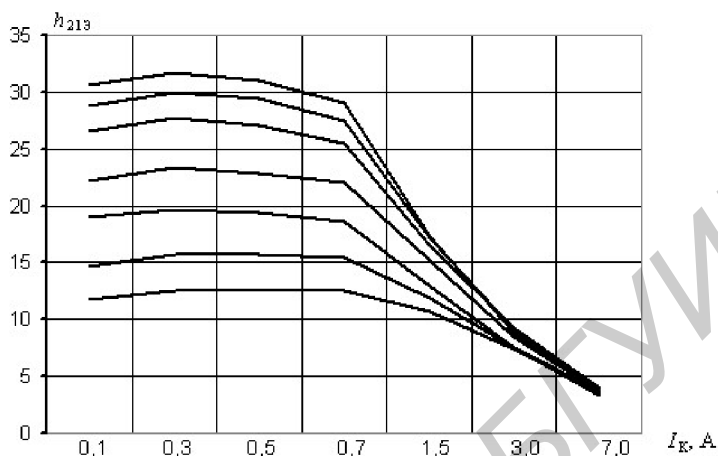


Рис. 4.12. Экспериментальные графики зависимости  $h_{21Э}$  от тока коллектора  $I_K$  (в качестве примера приводится информация о семи экземплярах, ось  $I_K$  деформирована с учётом выбранных точек измерения тока)

Для параметра  $h_{21Э}$  при рабочем токе  $I_K = 100$  мА была найдена следующая функция пересчёта наработки  $t$  на имитационный ток коллектора  $I_{Ким}$ :

$$I_{Ким} = 0,01545t + 272,7 \text{ мА.} \quad (4.16)$$

Размерность параметров, входящих в выражения (4.15) и (4.16):  $[I_K] = \text{мА}$ ;  $[t] = \text{ч}$ .

По функции пересчёта (4.16) для заданной наработки  $t_3$  рассчитывают значение  $I_{Ким}$ . Рассчитанные значения  $I_{Ким}$  для некоторых наработок приведены в табл. 4.9.

Таблица 4.9

**Значение имитационного тока коллектора  $I_{Ким}$   
(БТ типа КТ872 А, параметр  $h_{21Э}$ )**

Заданная наработка $t_3$ , ч	Значение $I_{Ким}$ , мА	Заданная наработка $t_3$ , ч	Значение $I_{Ким}$ , мА
1 000	288,2	10 000	427,2
2 000	303,6	12 000	458,1
5 000	350,0	15 000	504,5
8 000	396,3	20 000	581,7

Из табл. 4.9 видно, что диапазону наработок от 1000 ч до 20 000 ч при рабочем токе  $I_K = 100$  мА соответствует диапазон имитационного тока коллектора около 300 мА. При погрешности поддержания  $I_{\text{КИМ}}$ , не превышающей  $\pm 5$  мА, ошибка в наработке, для которой определяют прогнозное значение параметра  $h_{21Э}$ , не превысит примерно 300 ч в указанном диапазоне наработок. Это значительно меньше, нежели в случае использования имитационной температуры. Кроме того, использование тока коллектора в качестве имитационного фактора заметно сократит длительность процедуры прогнозирования.

В табл. 4.10 сведены имитационные модели (функции пересчёта), полученные экспериментально применительно к другим случаям, позволяющие для заданных наработок определять значение имитационного тока коллектора  $I_{\text{КИМ}}$ .

Таблица 4.10

**Имитационные модели  
(функции пересчёта наработки на значение  $I_{\text{КИМ}}$ )**

Тип транзистора	Функциональный параметр		Функция пересчёта наработки $t$ (в часах) на значение имитационного тока коллектора, мА
	Обозначение	Режим измерения	
КТ872А	$U_{\text{КЭнас}}$	$I_K/I_B = 2$ $I_K = 7$ А	$I_{\text{КИМ}} = 3240 \ln(0,032t^{0,47} + 8,2)$
	$h_{21Э}$	$U_{\text{КЭ}} = 5$ В $I_K = 0,1$ А	$I_{\text{КИМ}} = 0,01545t + 272,7$
КТ3117А	$U_{\text{КЭнас}}$	$I_K/I_B = 10$ $I_K = 0,2$ А	$I_{\text{КИМ}} = 2,63 \ln(1 + 0,001t) + 500$
	$h_{21Э}$	$U_{\text{КЭ}} = 5$ В $I_K = 0,2$ А	$I_{\text{КИМ}} = 1000 \ln[1,6 \exp(0,6 \cdot 10^{-6}t) - 0,377]$

#### 4.8. Эффективность прогнозирования параметров биполярных транзисторов методом имитационных воздействий

Для прогнозирования значений параметров ИЭТ для будущих наработок привлекателен, как было показано, метод имитационных воздействий. В его основу положен принцип статистической

аналогии между изменениями параметров ИЭТ, вызванными длительным функционированием изделия, с одной стороны, и кратковременным воздействием в момент  $t = 0$  определённого фактора, имитирующего изменение параметра и не вызывающего уменьшение рабочего ресурса ИЭТ, — с другой [165–168].

Для реализации метода имитационных воздействий необходимо определить закономерности изменения функциональных параметров ИЭТ от уровня имитационного фактора и от длительной наработки [183–187]. С учётом этого получают функцию (имитационную модель), позволяющую выполнять пересчёт интересующей наработки на значение имитационного фактора. Решение о возможном постепенном отказе конкретного экземпляра для заданной наработки принимают по результатам простейшего эксперимента — измерения у экземпляра в начальный момент времени ( $t = 0$ ) значения функционального параметра при имитационном воздействии, уровень которого рассчитан для интересующей наработки по заранее полученной функции пересчёта. При реализации метода возникает вопрос о достоверности прогноза и эффективности самого метода на практике.

Эффективность метода определяется удачным выбором имитационного воздействия, о чём можно судить по функции пересчёта (имитационной модели), построенной с использованием результатов обучающего эксперимента.

Заключение о пригодности функции пересчёта для наработки  $t$  предлагается делать по значению средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}(t)$  функционального параметра (обобщенно  $P$ ) и, следовательно, постепенного отказа ИЭТ [158, 162, 188–194]. Оценку этой ошибки  $\Delta_{\text{ср}}(t)$  автором предложено определять с использованием контрольной выборки по формуле [189]

$$\Delta_{\text{ср}}(t) = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left( \frac{P_{\text{пр } i} - P_{\text{ист } i}}{P_{\text{ист } i}} \right)^2} \cdot 100 \%, \quad (4.17)$$

где  $m$  — объём контрольной выборки;  $P_{\text{пр } i}$  — прогнозное значение функционального параметра  $P$ , полученное для  $i$ -го экземпляра контрольной выборки для заданной наработки  $t$ ; это значение получают путём измерения  $P$  при действии на ИЭТ имитационного фактора в момент времени  $t = 0$ ;  $P_{\text{ист } i}$  — истинное значение функ-

ционального параметра  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки для заданной наработки  $t$ , это значение получают в результате испытаний ИЭТ на наработку.

Напомним, что контрольная выборка — это та выборка ИЭТ, которая используется сугубо для оценки ошибок прогнозирования.

Если средняя ошибка прогнозирования  $\Delta_{cp}(t) \leq 5...10\%$ , то это значение обычно считают приемлемым для практики.

Испытания обучающей и контрольной выборок по экономическим соображениям целесообразно проводить одновременно. Для испытаний случайным образом формируется выборка ИЭТ рассматриваемого типа. Её общий объём  $N$  включает обучающую выборку объёмом  $n$  и контрольную — объёмом  $m$ . Результаты испытаний первой выборки используют для получения функции пересчёта, а результаты испытаний второй выборки — только для определения ошибок прогнозирования.

Далее дано пояснение испытаний применительно к контрольной выборке.

Вначале проводят эксперимент с использованием имитационного воздействия. При различных значениях имитационного фактора  $F$  (примерно в 5...7 точках) у каждого экземпляра выборки измеряют интересующий параметр  $P$  (первые два столбца табл. 4.11).

Таблица 4.11

**Форма записи данных о зависимости параметра  $P$   $i$ -го экземпляра от имитационного фактора  $F$  и наработки  $t$**

Значение $F$	Значение параметра $P$ для $i$ -го экземпляра контрольной выборки	Значение $t$ , ч	Значение параметра $P$ для $i$ -го экземпляра контрольной выборки
1	2	3	4
$F_1$	$P_i(F_1)$	$t_1$	$P_i(t_1)$
$F_2$	$P_i(F_2)$	$t_2$	$P_i(t_2)$
...	...	...	...
$F_l$	$P_i(F_l)$	$t_n$	$P_i(t_n)$

В табл. 4.11 число точек имитационного фактора обозначено символом  $l$  ( $l \approx 5...7$ ). Используя данные табл. 4.11 и прикладные



программы для ЭВМ, для каждого экземпляра контрольной выборки получают математическую модель вида

$$P_i = f_1(F), \quad (4.18)$$

где  $f_1$  — символ функциональной связи, вид которой определяется прикладной программой.

Затем проводят испытания контрольной выборки объёмом  $m$  на длительную наработку. Испытания проводят одновременно с обучающей выборкой. Используя результаты этих испытаний, оценивают влияние наработки  $t$  на параметр  $P$  каждого экземпляра контрольной выборки (табл. 4.11, 3-й и 4-й столбцы). Пользуясь этими данными и прикладными программами для ЭВМ, получают математическую модель вида

$$P_i = f_2(t); i = 1, 2, \dots, m, \quad (4.19)$$

где  $f_2$  — символ функциональной зависимости, конкретный вид которой выбирается с помощью прикладной программы.

Испытания контрольной выборки на длительную наработку позволяют сразу для точек контроля  $t_1, t_2, \dots, t_n$  получить истинное значение параметра  $P$   $i$ -го экземпляра  $P_{\text{ист } i}$ . Прогнозное значение  $P$   $i$ -го экземпляра  $P_{\text{пр } i}$ , скорее всего, придётся определять по формулам (4.18) с помощью интерполяции, принимая во внимание значения  $P$ , соответствующие точкам имитационного фактора, между которыми окажется имитационное значение  $F_{\text{им}}$ , рассчитанное для интересующей наработки  $t$  по построенной функции пересчёта (рис. 4.13).

Если ошибку прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}(t)$  определяют для наработки  $t$ , при которой не контролировался параметр  $P$ , то значение  $P_{\text{ист } i}$  соответствующее этой наработке, должно быть получено интерполяцией по полученной модели (4.19).

Поясним, как на практике оценивать ошибки прогнозирования параметра ИЭТ и, следовательно, принимать решение о пригодности полученной функции пересчёта (имитационной модели).

Как пример ИЭТ, рассматривались мощные БТ типа КТ872А, а в качестве функционального параметра, по значению которого принимают решение о параметрической надёжности, — напряжение насыщения коллектор-эмиттер  $U_{\text{КЭнас}}$ .

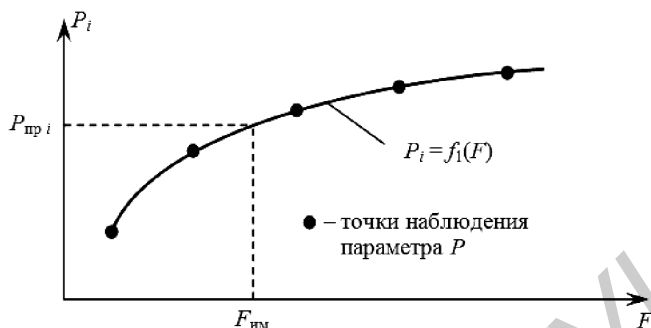


Рис. 4.13. Определение прогнозного значения параметра  $P$   $i$ -го экземпляра с использованием расчётного значения  $F_{им}$  имитационного фактора

Исследуемая выборка БТ включала 200 экземпляров, 100 из которых, отобранные случайным образом, составляли обучающую выборку, а другие 100 — контрольную.

Обучающий эксперимент состоял в следующем. У каждого экземпляра как обучающей, так и контрольной выборки в начальный момент времени ( $t = 0$ ) снималась зависимость параметра

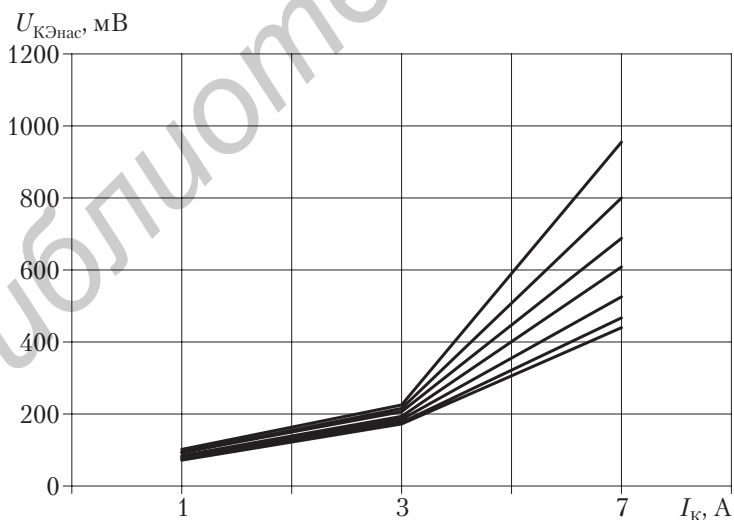


Рис. 4.14. График зависимости параметра  $U_{КЭнас}$  от тока коллектора  $I_K$  (в качестве примера приводится информация о семи экземплярах, ось  $I_K$  деформирована с учётом выбранных точек измерения тока)

$U_{\text{КЭнас}}$  от тока коллектора в диапазоне от 0,01 до 8 А. Затем вся выборка БТ испытывалась на длительную наработку. Использовались ускоренные испытания, выполняемые по типовым методикам [69, 123, 128, 130–135]. Время ускоренных испытаний составляло 216 ч, что эквивалентно наработке 15 000 ч в нормальных условиях работы. После этого с использованием только экземпляров обучающей выборки строились математические модели видов (4.13) и (4.14). Затем, принимая во внимание выражения (4.13) и (4.14), способом, описанным в 4.1, была получена функция пересчёта (4.12).

Экземпляры контрольной выборки использовались только для оценки ошибок прогнозирования функционального параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  для заданных наработок.

На рис. 4.14 и 4.15 приведены экспериментальные графики зависимости параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  соответственно от тока коллектора  $I_{\text{К}}$

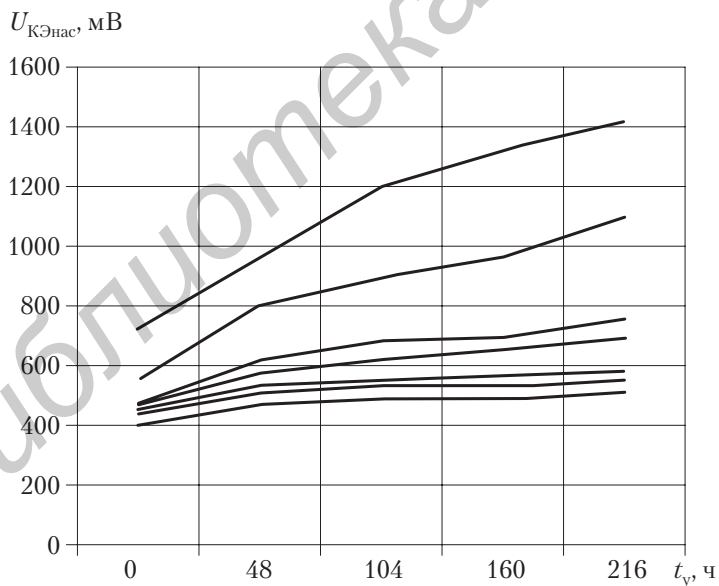


Рис. 4.15. График зависимости параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$  (в качестве примера приводится информация о семи экземплярах, ось  $t_y$  деформирована с учётом выбранных точек контроля  $U_{\text{КЭнас}}$  при испытаниях)

и от времени ускоренных испытаний  $t_y$ . В качестве иллюстрации показаны зависимости для семи экземпляров обучающей выборки.

На рис. 4.16 приведён график зависимости параметра  $U_{КЭнас}$  от тока коллектора  $I_K$ , полученный усреднением значений  $U_{КЭнас}$  по всем экземплярам обучающей выборки, а на рис. 4.17 — график зависимости  $U_{КЭнас}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$ , полученный также усреднением значений  $U_{КЭнас}$  по всем экземплярам обучающей выборки.

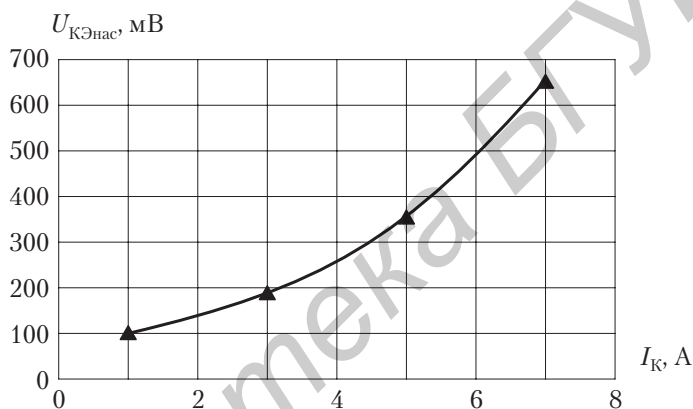


Рис. 4.16. Зависимость  $U_{КЭнас}$  от тока коллектора при  $I_K/I_B = 2$

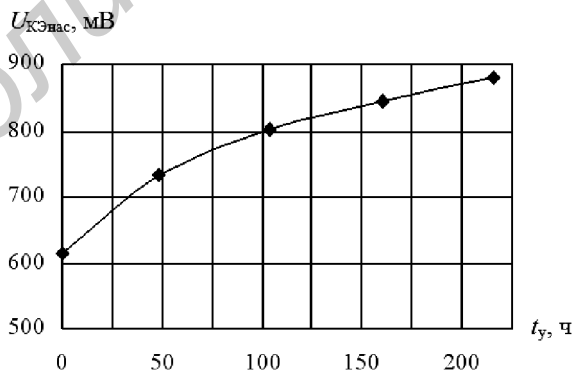


Рис. 4.17. Изменение (дрейф)  $U_{КЭнас}$  от времени ускоренных испытаний  $t_y$  при  $I_K = 7 \text{ A}$  и  $I_K/I_B = 2$

Для параметра  $U_{KЭнас}$  были получены [160, 189] следующие аналитические зависимости (модели) от тока коллектора  $I_K$  и от времени работы  $t$ :

$$U_{KЭнас} = 75 \exp(0,309I_K); \quad (4.20)$$

$$U_{KЭнас} = 2,4t^{0,47} + 615. \quad (4.21)$$

Размерность параметров в моделях (4.20) и (4.21):  $[U_{KЭнас}] = \text{мВ}$ ;  $[I_K] = \text{А}$ ;  $[t] = \text{ч}$ .

Функция пересчёта времени работы БТ (наработки  $t$ ) на значение имитационного тока  $I_{Ким}$ , полученная с использованием моделей (4.20) и (4.21), приняла вид

$$I_{Ким} = 3,24 \ln(0,032t^{0,47} + 8,2). \quad (4.22)$$

По формуле (4.22) можно определить, например, что для времени  $t = 20\,000$  ч имитационный ток коллектора  $I_{Ким} = 7,93$  А. Индивидуальное прогнозирование параметрической надёжности новых однотипных экземпляров (транзисторов) для времени  $t = 20\,000$  ч состоит в измерении параметра  $U_{KЭнас}$  при этом токе коллектора (7,93 А) и сравнении результата измерения с нормой.

Средние ошибки прогнозирования  $\Delta_{ср}(t)$ , полученные с использованием формулы (4.17), для шести значений наработок  $t$  приведены в табл. 4.12.

Таблица 4.12

**Средняя ошибка прогнозирования параметра  $U_{KЭнас}$   
( $I_K/I_B = 2$ ;  $I_K = 7$  А)**

$t$ , ч	3 330	7 220	11 100	13 050	15 000	16 950
$\Delta_{ср}$ , %	8,3	7,9	9,1	8,8	9,7	9,5

Из табл. 4.12 видно, что функция пересчёта (имитационная модель) вида (4.22) является пригодной для выполнения прогнозирования, так как она удовлетворяет условию  $\Delta_{ср}(t) \leq 10\%$  на всём интервале рассматриваемых наработок от 3330 до 16 950 ч.

По аналогии с параметром  $U_{KЭнас}$ , автором была рассчитана средняя ошибка прогнозирования  $\Delta_{ср}(t)$  и для параметра  $h_{21Э}$  (режим измерения:  $U_{КЭ} = 5$  В;  $I_K = 0,1$  А) для случая использования тока коллектора в качестве имитационного фактора (табл. 4.13).

Таблица 4.13

**Средняя ошибка прогнозирования параметра  $h_{21Э}$**   
**( $U_{КЭ} = 5 \text{ В}; I_{К} = 0,1 \text{ А}$ )**

$t, \text{ ч}$	3 330	7 220	11 100	13 050	15 000	16 950
$\Delta_{\text{ср}}, \%$	3,7	7,7	5,4	6,5	4,7	7,6

Полученные результаты показывают, что, используя ток коллектора в качестве имитационного фактора, можно методом имитационных воздействий в момент времени  $t = 0$  получать точечный прогноз (прогноз, задаваемый одним числом) параметра БТ для заданных будущих наработок и, следовательно, прогнозировать постепенные отказы с достоверностью, приемлемой для практических применений.

#### 4.9. Получение интервального прогноза функциональных параметров

Средняя ошибка прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}(t)$ , нахождение которой рассмотрено в 4.8, позволяет судить о достоверности прогнозирования лишь в среднем. В частных случаях для нового ( $j$ -го) экземпляра отклонение истинного значения параметра  $P_{\text{ист}j}$  может заметно отличаться от прогнозного значения  $P_{\text{пр}j}$ . Поэтому для практических задач прогнозирования постепенных отказов ИЭТ (значений функциональных параметров) для будущих наработок также важно иметь и интервальный прогноз. Этот прогноз будем задавать с помощью доверительного интервала  $I_{\gamma}^{(P)}$ , соответствующего доверительной вероятности (достоверности)  $\gamma$ :

$$I_{\gamma}^{(P)} = [P_{\text{пр}j}(t) - \Delta P(t); P_{\text{пр}j}(t) + \Delta P(t)] = [P_{\text{ниж}}^{(j)}; P_{\text{верх}}^{(j)}], \quad (4.23)$$

где  $\gamma$  — выбранная доверительная вероятность, обычно  $\gamma \geq 0,9 \dots 0,99$ ;  $P_{\text{пр}j}(t)$  — точечный прогноз функционального параметра  $P$   $j$ -го экземпляра для заданной будущей наработки  $t$ ; его получают путём измерения параметра  $P$  при наличии имитационного воздействия, соответствующего заданной наработке  $t$ ;  $\Delta P(t)$  — возможное расхождение между точечной оценкой и истинным значением пара-

метра  $P$  в момент времени  $t$ ; эта величина может принимать разные значения в зависимости от выбранной доверительной вероятности;  $P_{\text{ниж}}^{(j)}$ ,  $P_{\text{верх}}^{(j)}$  — соответственно нижняя и верхняя границы доверительного интервала (интервального прогноза), найденные для  $j$ -го экземпляра при доверительной вероятности  $\gamma$ .

В зависимости от физической сути и тенденции изменения функционального параметра во времени, а также критериев постепенных отказов ИЭТ по рассматриваемому параметру исследователя может интересовать либо нижняя  $P_{\text{ниж}}^{(j)}$ , либо верхняя  $P_{\text{верх}}^{(j)}$  доверительная граница. Для нахождения этих границ необходимо знать величину  $\Delta P(t)$ .

Автором предлагается [189] величину  $\Delta P(t)$  определять, используя результаты исследования экземпляров контрольной выборки.

Истинное значение  $P_{\text{ист } i}$  параметра  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки для наработки  $t$  выясняют в процессе испытаний этой выборки на длительную наработку либо определяют с помощью интерполяции построенных функций вида (4.19).

Прогнозное значение  $P_{\text{пр } i}$  параметра  $P$   $i$ -го экземпляра можно получить с помощью интерполяции функции  $P_i = f_1(F)$ , принимая во внимание значения  $P_i$ , соответствующие точкам имитационного фактора, между которыми окажется имитационное значение  $F_{\text{им}}$ , рассчитанное для интересующей нас наработки по построенной функции пересчёта (см. выражение (4.18) и рис. 4.13).

Для определения относительной ошибки прогнозирования  $\Delta P_i/P_i$ , соответствующей  $i$ -му экземпляру контрольной выборки, предложено использовать выражение

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \frac{P_{\text{пр } i} - P_{\text{ист } i}}{P_{\text{ист } i}} 100 \%, \quad i = 1, 2, \dots, m, \quad (4.24)$$

где  $m$  — объём контрольной выборки.

В качестве величины  $\Delta P/P$  рассматривалась относительная ошибка прогнозирования параметра  $h_{21Э}$  (величина  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$ ) мощных БТ типа КТ872А для наработок 11 100 и 15 000 ч в случае использования температуры в качестве имитационного фактора. Построенные гистограммы для наработок 11 100 и 15 000 ч показаны на рис. 4.18 и 4.19.

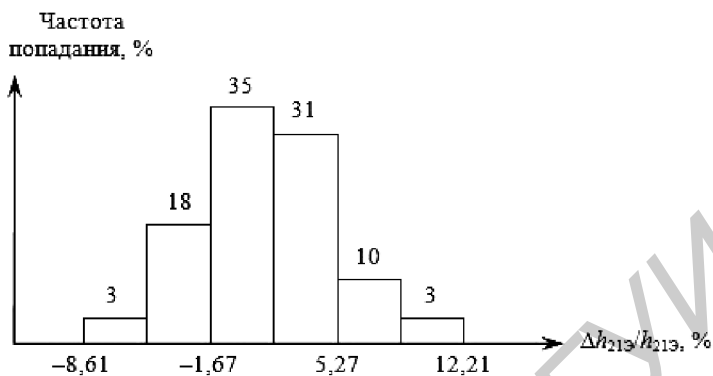


Рис. 4.18. Гистограмма распределения  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  ( $U_{КЭ} = 5$  В;  $I_{К} = 0,1$  А) для наработки  $t = 11\ 100$  ч, имитационный фактор — температура

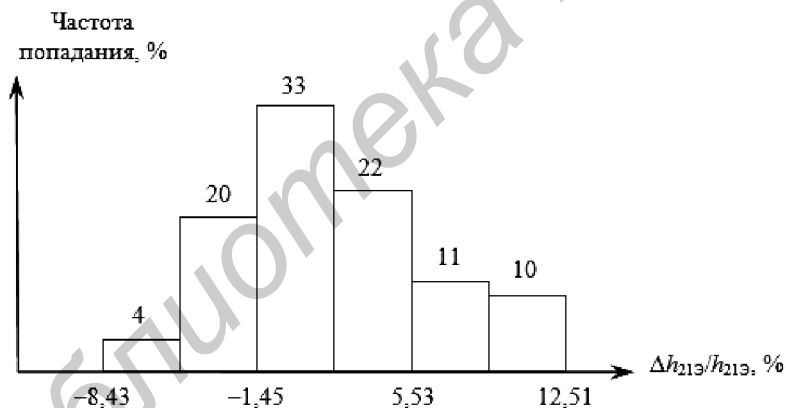


Рис. 4.19. Гистограмма распределения  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  ( $U_{КЭ} = 5$  В;  $I_{К} = 0,1$  А) для наработки  $t = 15\ 000$  ч, имитационный фактор — температура

На рис. 4.20 и 4.21 показаны гистограммы распределения относительной ошибки  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  для случая использования тока коллектора в качестве имитационного фактора.

Применение статистических критериев согласия показало, что распределение относительной ошибки прогнозирования параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$ , исследуемых типов БТ, не противоречит гипотезе о нормальном законе распределения.



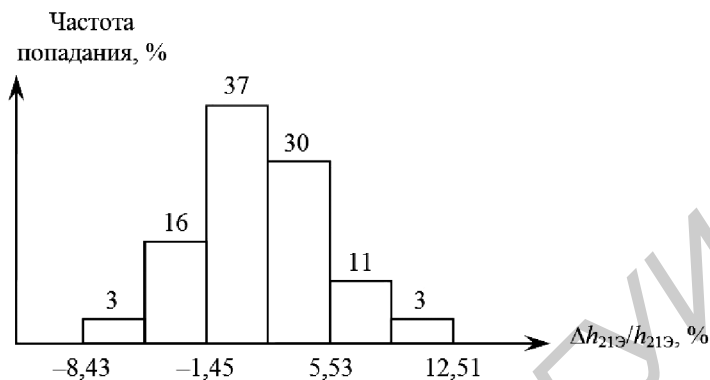


Рис. 4.20. Гистограмма распределения  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  ( $U_{КЭ} = 5$  В;  $I_{К} = 0,1$  А) для наработки  $t = 11\ 100$  ч, имитационный фактор — ток коллектора

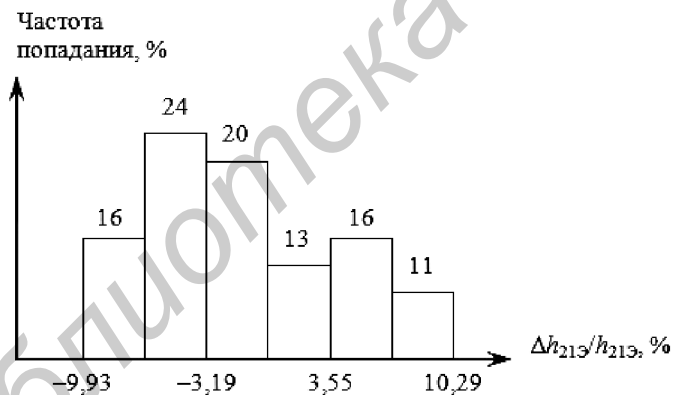


Рис. 4.21. Гистограмма распределения  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  ( $U_{КЭ} = 5$  В;  $I_{К} = 0,1$  А) для наработки  $t = 15\ 000$  ч, имитационный фактор — ток коллектора

В табл. 4.14 приведены средние значения  $M(\Delta P/P)$  и средние квадратические отклонения  $\sigma(\Delta P/P)$  относительной ошибки прогнозирования параметра  $P \rightarrow h_{21Э}$ , рассчитанные для некоторых наработок  $t$  мощных БТ типа КТ872А.

Таблица 4.14

**Значения  $M(\Delta P/P)$  и  $\sigma(\Delta P/P)$  относительной ошибки прогнозирования  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  транзисторов типа КТ872А, %**

Наработка, ч	Имитационный фактор			
	Температура		Ток коллектора	
	$M(\Delta P/P)$	$\sigma(\Delta P/P)$	$M(\Delta P/P)$	$\sigma(\Delta P/P)$
3 330	1,54	2,93	1,38	3,39
7 220	2,12	3,04	2,12	2,98
11 100	0,54	3,55	0,68	3,49
13 050	-1,48	4,69	-1,66	4,07
15 000	0,60	3,47	0,06	3,37
16 950	-2,90	4,89	-2,19	3,95

Принимая гипотезу о нормальном законе распределения относительной ошибки прогнозирования  $\Delta P/P$ , величина  $P_{\text{ниж}}^{(j)}$  в выражении (4.23) может быть определена по формуле

$$P_{\text{ниж}}^{(j)} = \left[ 1 + \frac{M(\Delta P/P) - t_{\gamma} \sigma(\Delta P/P)}{100} \right] P_{\text{пр}j}(t), \quad (4.25)$$

где  $t_{\gamma}$  — коэффициент, зависящий от доверительной вероятности  $\gamma$ .

Величина  $P_{\text{верх}}^{(j)}$  выражения (4.23) примет вид

$$P_{\text{верх}}^{(j)} = \left[ 1 + \frac{M(\Delta P/P) + t_{\gamma} \sigma(\Delta P/P)}{100} \right] P_{\text{пр}j}(t). \quad (4.26)$$

С учётом гипотезы о нормальном законе распределения ошибки прогнозирования  $\Delta P/P$  при значении коэффициента  $t_{\gamma} = 2$  интервальный прогноз (4.23), получаемый с использованием выражений (4.25) и (4.26), будет гарантироваться с вероятностью  $\gamma \approx 0,95$ , а при  $t_{\gamma} = 3$  — с вероятностью  $\gamma = 0,9973$  [9], то есть практически с вероятностью, равной единице.

Проанализируем, как влияет погрешность поддержания значений имитационных факторов на ошибку прогнозирования. Погрешность поддержания значений температуры примем равной  $\pm 2$  градуса, значений тока коллектора — не более  $\pm 5$  мА (для мощных транзисторов типа КТ872А). В качестве функционального параметра  $P$  будем рассматривать  $h_{21Э}$ . Заданную наработку  $t$  выберем

равной значению, приводимому в технической документации на БТ типа КТ872А (15 000 ч).

Пользуясь функциями пересчёта (4.11) и (4.16), вычисляем значения имитационной температуры и тока коллектора для этой наработки:

$$T_{\text{им}} = 289,1 \text{ К}; \quad I_{\text{Ким}} = 504,75 \text{ мА.}$$

С использованием моделей (4.9) и (4.15) подсчитана половина поля рассеивания ( $\delta$ ) и среднее квадратическое отклонение ( $\sigma$ ) относительной ошибки  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$  прогнозирования  $h_{21Э}$ , обусловленной погрешностями поддержания значений имитационных факторов (табл. 4.15).

Таблица 4.15

**Влияние погрешности поддержания имитационных факторов на ошибку прогнозирования параметра  $h_{21Э}$  БТ типа КТ872А**

Имитационный фактор	Ток коллектора $I_{\text{К}}$	Температура $T$
Имитационный уровень	$I_{\text{Ким}} \pm \Delta I_{\text{К}}$ , мА	$T_{\text{им}} \pm \Delta T$ , К
Значение	$504,45 \pm 5$ , мА	$289,1 \pm 2$ , К
$\Delta(h_{21Э}/h_{21Э})$ , %	0,23	1,71
$\sigma(h_{21Э}/h_{21Э})$ , %	0,077	0,57

При определении  $\sigma(\Delta h_{21Э}/h_{21Э})$  принята гипотеза о нормальном законе распределения относительной ошибки  $\Delta h_{21Э}/h_{21Э}$ .

С использованием выражений (4.11) и (4.16) установлено, что при выбранных погрешностях поддержания имитационных воздействий максимальная ошибка в наработке  $t = 15\,000$  ч, для которой определена прогнозная оценка параметра  $h_{21Э}$ , не превышает следующих значений:  $\pm 2500$  ч — в случае температуры  $T_{\text{им}}$ ;  $\pm 300$  ч — в случае тока коллектора  $I_{\text{Ким}}$ .

#### 4.10. Сравнение результатов прогнозирования, полученных методом экстраполяции параметра и методом имитационных воздействий

В табл. 4.16 приводится сравнение результатов прогнозирования параметра  $h_{21Э}$  (режим:  $U_{\text{КЭ}} = 5$  В;  $I_{\text{К}} = 0,1$  А), полученных методом экстраполяции параметра и методом имитационных воз-

действий при использовании тока коллектора в качестве имитационного фактора. Эти результаты получены для экземпляров контрольной выборки БТ типа КТ872А. Для этой выборки на этапе обучающего эксперимента были получены истинные значения  $h_{21Э}$  для интересующих наработок.

Таблица 4.16

**Сравнение результатов прогнозирования параметра  $h_{21Э}$   
транзисторов типа КТ872А**

Наработка $t$ , ч	Средние значения $M(\Delta P/P)$ и средние квадратические отклонения $\sigma(\Delta P/P)$ относительной ошибки прогнозирования параметра $h_{21Э}$ для будущих наработок, %			
	Метод имитационных воздействий, имитационный фактор — ток коллектора		Метод экстраполяции параметра	
	$M(\Delta P/P)$	$\sigma(\Delta P/P)$	$M(\Delta P/P)$	$\sigma(\Delta P/P)$
3 330	1,38	3,39	—	—
7 220	2,12	2,98	0,37	1,81
11 100	0,68	3,49	-0,44	6,08
13 050	-1,66	4,07	0,57	7,08
15 000	0,06	3,37	2,87	8,79
16 950	-2,19	3,95	-0,86	9,72

Из анализа данных, приведённых в табл. 4.16, видно, что для заданных наработок  $t$  метод имитационных воздействий в целом обеспечивает лучшие результаты в сравнении с методом экстраполяции параметра.

Метод экстраполяции параметра даёт хорошие результаты при малом шаге прогнозирования  $\tau$ , то есть в случаях, когда отношение  $\tau/t_n$  невелико, где  $t_n$  — длительность предыстории параметра. С увеличением шага прогнозирования  $\tau$ , следовательно, и величины  $\tau/t_n$  ошибка прогнозирования, как установлено в работе [17], растёт практически линейно, и для длительных наработок может достигать больших значений.

Разработанный автором метод имитационных воздействий обеспечивает хорошие результаты для любых наработок, в том числе и длительных. Как показано в [195], для этого метода ошибка прогнозирования практически не зависит от длительности наработки (рис. 4.22).

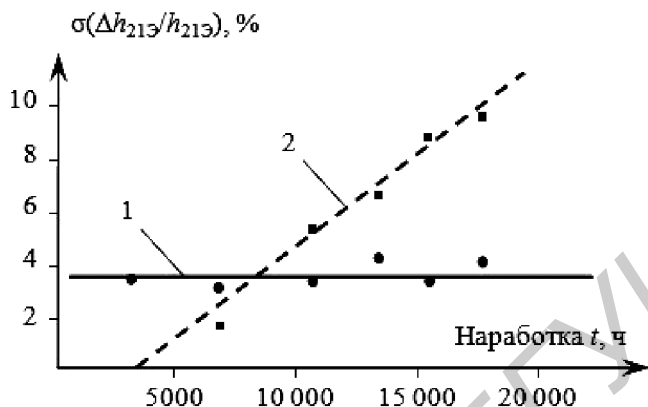


Рис. 4.22. Экспериментальная зависимость среднего квадратического отклонения  $\Delta h_{215}/h_{215}$  от наработки БТ типа КТ872А: 1 — метод имитационных воздействий; 2 — метод экстраполяции параметра

Использование метода имитационных воздействий для прогнозирования не только устраняет очевидные недостатки и ограничения метода, использующего экстраполяцию параметра (см. главу 1), но и, как видно из рис. 4.22, уменьшает ошибки прогнозирования в случае длительных наработок.

При использовании экстраполяции шаг прогнозирования  $\tau$  определяют по формуле

$$\tau = t - t_{и},$$

где  $t_{и}$  — продолжительность предыстории (в данном случае  $t_{и} = 3330$  ч).

С учётом  $t_{и} = 3330$  ч для наработки  $t = 11\,100$  ч получим  $\tau = 7770$  ч. Для  $t = 15\,000$  ч находим  $\tau = 11\,670$  ч.

Отношение  $\tau/t_{и}$  для наработки  $11\,100$  ч составляет примерно  $\tau/t_{и} \approx 2,3$ , а для наработки  $15\,000$  ч —  $\tau/t_{и} \approx 3,5$ . Из табл. 4.16 видно, что даже при таком относительно малом значении отношения  $\tau/t_{и}$  прогнозирование с использованием имитационных воздействий даёт меньшие ошибки прогнозирования, нежели прогнозирование экстраполяцией параметра. Так, для наработки  $t = 11\,100$  ч среднее квадратическое отклонение ошибки прогнозирования примерно в 2 раза меньше, нежели при использовании метода экстраполяции параметра при длительности предыстории  $t_{и} = 3330$  ч

и относительно небольшом шаге прогнозирования ( $\tau/t_{и} \approx 2,3$ ), а для наработки  $t = 15\ 000$  ч, когда  $\tau/t_{и} = 3,5$ , — почти в 3 раза.

Кроме того, как следует из 1.7, метод имитационных воздействий не имеет недостатков и ограничений, присущих процедуре метода экстраполяции параметра, а именно: не требует наличия предыстории параметра, не влечёт расходование «вхолостую» рабочего ресурса ИЭТ.

#### 4.11. Методика прогнозирования постепенных отказов биполярных транзисторов

На основе исследований, выполненных на примере биполярных транзисторов нескольких типов (КТ872А, КТ646, КТ608, 2Т603И), была разработана методика прогнозирования параметрической надёжности биполярных транзисторов (прил. 2).

Методика позволяет [162] путём наблюдения реакции функционального параметра транзистора на имитационное воздействие в момент времени  $t = 0$  спрогнозировать значение параметра и сделать заключение о возможности постепенного отказа и, следовательно, соответствии или несоответствии конкретного экземпляра (транзистора) требованию параметрической надёжности для заданной будущей наработки  $t$ .

Применение методики для индивидуального прогнозирования параметрической надёжности БТ на этапе, когда функция пересчёта вида  $F_{им} = f(t)$  получена, иллюстрируется схемой, показанной на рис. 4.23.

На рис. 4.23 приняты следующие обозначения:

- $F_{им}^{(P)} = f(t)$  — функция пересчёта наработки  $t$  на имитационное значение фактора  $F$ , верхний индекс  $P$  подчеркивает, что функция справедлива для параметра  $P$ , по значению которого судят о параметрической надёжности БТ;
- $F_{им}(t_3)$  — значение имитационного фактора, рассчитанное по функции пересчёта для интересующей наработки  $t_3$ ;
- знак  $\blacktriangle$  указывает на то, что имитационным фактором, равным значению  $F_{им}(t_3)$ , воздействуют на «новый экземпляр» в момент времени  $t = 0$ ; под «новым» понимают экземпляр, не принимавший

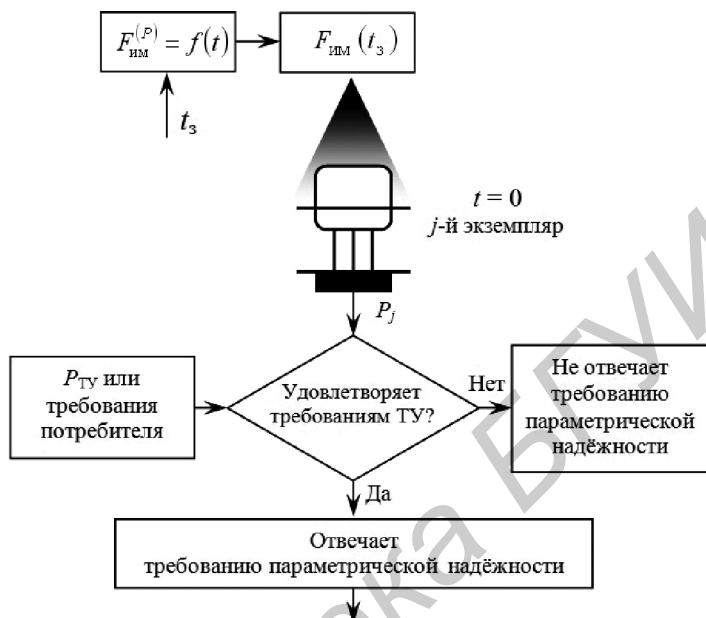


Рис. 4.23. Схема применения методики индивидуального прогнозирования параметрической надёжности БТ

участие в экспериментальных исследованиях БТ рассматриваемого типа;

- $j$  означает конкретный экземпляр БТ;
- $P_j$  — значение параметра  $P$ , измеренное при наличии имитационного воздействия уровня  $F_{им}(t_3)$ ;
- $P_{ТУ}$  — норма параметра  $P$ , приводимая в ТУ или указанная потребителем.

## Глава 5

# МЕТОД ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НАДЁЖНОСТИ ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ ПО ФИЗИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МОДЕЛЯМ ДЕГРАДАЦИИ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ

---

### 5.1. Актуальность разработки физико-статистических моделей

В главе 4 отмечалось, что постепенные отказы ИЭТ определяют такое понятие, как параметрическая надёжность. При работе ИЭТ функциональный параметр (обозначим через  $y$ ) изменяется, говорят — деградирует, и может рассматриваться как функция времени  $t$ . Параметрическая надёжность характеризует способность ИЭТ сохранять уровень функционального параметра  $y(t)$  в пределах норм (от  $a$  до  $b$ ), указанных в технической документации или установленных потребителем, в течение заданного времени  $t_3$  при выбранных режимах и условиях работы. В качестве количественной меры уровня параметрической надёжности используют вероятность  $P_{\text{п}}(t_3)$ , определяемую как [5, 9]

$$P_{\text{п}}(t_3) = P\{a \leq y(t) \leq b, t \leq t_3\}, \quad (5.1)$$

где  $P\{\dots\}$  — вероятность выполнения условия, указанного в фигурных скобках.

Известно [5, 202, 205], что по мере развития технологии ИЭТ причины возникновения внезапных отказов могут быть в значительной степени устранены. Постепенные отказы, отражающие внутренне присущие материалам ИЭТ свойства, в частности старение, в принципе исключить невозможно. Для постепенных отказов, которые в технической литературе нередко называют деградационными отказами, критериями наступления отказа являются уровни изменения электрических функциональных параметров, выше или



ниже которых ИЭТ, согласно технической документации, считается неработоспособным.

Скорость протекания деградационных процессов в нормальных (лабораторных) условиях широкого класса ИЭТ незначительна. Однако в современных электронных устройствах общее количество ИЭТ велико и аддитивное влияние изменений функциональных параметров элементов вследствие медленной деградации может наложить заметный отпечаток на поведение выходного параметра электронного устройства в целом. В условиях же повышенных электрических, температурных, климатических и прочих нагрузок физико-химические процессы деградации ускоряются, а количество постепенных отказов возрастает. Этим вызван повышающийся интерес к постепенным (деградационным) отказам ИЭТ.

На основе положительного опыта статистических методов, заключающихся, в частности, в применении вероятностного математического моделирования [153, 196], получает развитие физическое направление исследования надёжности ИЭТ. Главную роль в нём играет физическое моделирование отказов и количественное прогнозирование надёжности ИЭТ на основе данных о свойствах материалов и происходящих в них процессах [4, 197]. При этом разрабатываемый математический аппарат физической теории надёжности не только не исключает, но и предполагает использование вероятностных методов, поскольку физические характеристики ИЭТ представляют собой случайные или случайно-детерминированные функции времени или случайные величины.

Постепенные отказы и, следовательно, параметрическую надёжность ИЭТ можно прогнозировать [12]. Для получения достоверного прогноза о постепенном отказе надо располагать количественной моделью надёжности в виде зависимости деградации функционального параметра ИЭТ от времени, температуры, электрической нагрузки и других эксплуатационных факторов [4]. Такая модель базируется на изучении поведения ИЭТ не только в момент отказа, но и в ходе изменения функционального параметра ИЭТ, то есть на исследовании кинетики отказов, и может быть получена с помощью вероятностно-статистических методов. Построенную таким способом модель деградации функционального параметра ИЭТ будем называть физико-статистической [5, 202, 205]. Если будет получена физико-статистическая модель деградации функ-

ционального параметра ИЭТ, то с математической точки зрения нахождение вероятности, определяемой выражением (5.1), не составит труда.

## 5.2. Принципы прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ с использованием физико-статистических моделей

Получение физико-статистической модели деградации функционального параметра ИЭТ облегчается с помощью физического эксперимента, заключающегося в моделировании наиболее типичных условий возникновения механизмов отказов и процессов физико-химической деградации функциональных параметров. Поясним некоторые математические аспекты физического моделирования деградации функциональных параметров и прогнозирования на основе этих моделей параметрической надёжности ИЭТ.

Во многих случаях количественная характеристика параметрической надёжности  $P_{\text{п}}(t_3)$ , определяемая выражением (5.1), может быть получена на основе знания закона распределения функционального параметра  $y(t)$  в начальный момент времени, например условной (для времени  $t = 0$ ) плотности распределения  $w(y/t = 0)$ , а также функции изменения  $y(t)$  во времени

$$y(t) = \varphi(y_0, t), \quad (5.2)$$

где  $\varphi$  — символ функциональной связи;  $y_0$  — значение  $y(t)$  в момент времени  $t = 0$ .

Значение вероятности  $P_{\text{п}}(t_3)$  является результатом изменения статистического распределения параметра  $y(t)$  за время работы  $t_3$ ,  $t_3 = t_1, t_2, \dots, t_k$  (рис. 5.1).

В случае монотонности функции  $y(t)$  выборки ИЭТ, характеризующих параметрами  $y_j(t)$ , в первом приближении сохраняется вид начального распределения в любом временном сечении [199]. Скорость деградационных процессов в ИЭТ при нормальных эксплуатационных условиях невысока,  $dy_j/dt \rightarrow 0$  и эффект «переплетения» с течением времени функций  $y_j(t)$  малозаметен. В этом случае можно говорить о сохранении в течение длительного времени не только вида закона распределения, например условной

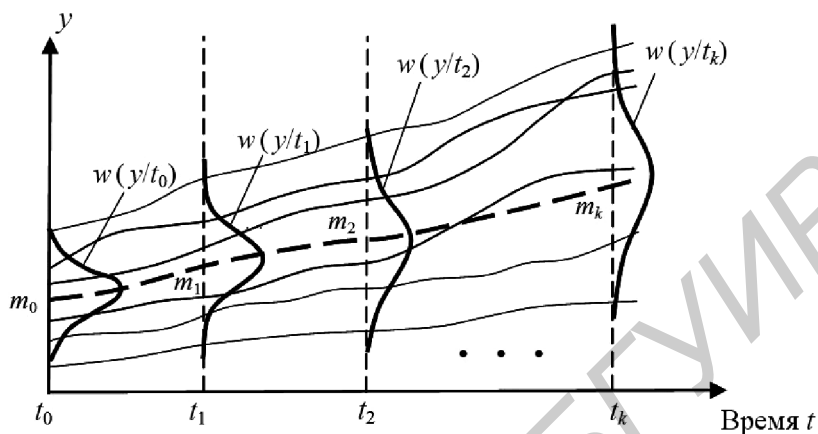


Рис. 5.1. Изменение плотности распределения функционального параметра  $y$  при работе ИЭТ:

$t_0, t_1, \dots, t_k$  — моменты времени — временные сечения;  $m_0, m_1, \dots, m_k$  — средние значения  $y$  во временных сечениях (штриховая линия)

(для времени  $t$ ) плотности распределения функционального параметра  $w(y/t)$ , но и тесной корреляции параметра  $y(t)$  для различных временных сечений (рис. 5.1) [200–203]. Наличие тесной корреляции подтверждено экспериментальными исследованиями на примере биполярных транзисторов большой мощности типа КТ872А, КТ8272В и КТ8271В для таких функциональных параметров, как напряжение насыщения коллектор-эмиттер ( $U_{КЭнас}$ ) и статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером ( $h_{21Э}$ ) [211]. В табл. 5.1 и 5.2, как примеры, приводятся корреляционные матрицы для параметров  $U_{КЭнас}$  и  $h_{21Э}$  транзисторов типа КТ872 А. В качестве временных сечений рассматривались значения 0, 3840, 8320, 12 800 и 17 280 ч.

Наличие тесной корреляции между значениями функционального параметра  $U_{КЭнас}$  в различных временных сечениях может рассматриваться в качестве основы для прогнозирования постепенных отказов и, следовательно, параметрической надёжности ИЭТ по статистическим данным рассматриваемого параметра в начальный момент времени ( $t = 0$ ) [212]. Сказанное относится и к параметру  $h_{21Э}$ . Поэтому далее параметры  $U_{КЭнас}$  и  $h_{21Э}$  собирательно будем рассматривать как параметр  $y$ .

Таблица 5.1

**Корреляция параметра  $U_{КЭнас}$  БТ типа КТ872А  
во временных сечениях**

Параметр/ временное сечение (ч)	$U_{КЭнас}/0$	$U_{КЭнас}/3840$	$U_{КЭнас}/8320$	$U_{КЭнас}/12\ 800$	$U_{КЭнас}/17\ 280$
$U_{КЭнас}/0$	1,0000				
$U_{КЭнас}/3840$	0,9588	1,0000			
$U_{КЭнас}/8320$	0,9240	0,9899	1,0000		
$U_{КЭнас}/12\ 800$	0,9170	0,9868	0,9955	1,0000	
$U_{КЭнас}/17\ 280$	0,8931	0,9755	0,9881	0,9969	1,0000

Таблица 5.2

**Корреляция параметра  $h_{21Э}$  БТ типа КТ872А во временных сечениях**

Параметр/ временное сечение (ч)	$h_{21Э}/0$	$h_{21Э}/3840$	$h_{21Э}/8320$	$h_{21Э}/12\ 800$	$h_{21Э}/17\ 280$
$h_{21Э}/0$	1				
$h_{21Э}/3840$	0,995118	1			
$h_{21Э}/8320$	0,991874	0,99814	1		
$h_{21Э}/12\ 800$	0,989125	0,996279	0,998961	1	
$h_{21Э}/17\ 280$	0,989276	0,995342	0,998467	0,998694	1

Приближённое аналитическое выражение условной плотности распределения  $w(y/t)$  параметра  $y$  для любого интересующего времени  $t = t_i$  может быть получено путём математических преобразований начального распределения  $w(y/t = 0)$ :

$$w(y/t = t_i) = \psi[w(y/t = 0), t_i], \quad (5.3)$$

где  $\psi$  – символ функциональной зависимости.

Физико-химические характеристики деградации функционального параметра  $y(t)$ , получаемые усреднением по исследуемой выборке ИЭТ, войдут в виде коэффициентов в правую часть равенства (5.3).

Точный вид условной плотности распределения  $w(y/t = t_i)$  в общем случае будет зависеть не только от вида функций  $\varphi(y_0, t)$

относительно аргумента  $y_0$ , являющегося источником начального статистического распределения, но и от параметров самой функции  $\varphi(y_0, t)$ , которые становятся причинами дополнительных разбросов и со временем накладывают отпечаток на окончательный вид плотности распределения  $w(y/t = t_i)$ .

Нахождение точных аналитических выражений для функции  $w(y/t = t_i)$  сопряжено со значительными математическими трудностями. Поэтому идеализация параметра  $y(t)$  и упрощения, допускаемые при определении  $w(y/t = t_i)$  [116], оправдывают себя, поскольку дают возможность хотя бы приближённо определить количественную характеристику параметрической надёжности  $P_{\Pi}(t_i)$  по принятым в теории вероятностей правилам нахождения вероятностей вида

$$P_{\Pi}(t_i) = P\{a \leq y(t) \leq b, t \leq t_i\},$$

используя закон распределения случайных величин:

$$P_{\Pi}(t_i) = \int_a^b w(y/t = t_i) dy = F(b/t_i) - F(a/t_i), \quad (5.4)$$

где  $F(a/t_i)$ ,  $F(b/t_i)$  — значения условной (для времени  $t_i$ ) функции распределения  $F(y/t)$  функционального параметра  $y$ , подсчитанные для значений  $y = a$  и  $y = b$ .

### 5.3. Получение физико-статистических моделей деградации параметров

При налаженном технологическом процессе изготовления ИЭТ нередко наблюдается нормальное распределение параметров изделий. Причинами возникновения разброса параметров являются различные флуктуации технологического процесса, неоднородность применяемых материалов, различие в контроле из-за погрешности измерительных приборов, способностей операторов и другие факторы [2–5].

Возьмём за основу получения модели деградации нормальный закон распределения функционального параметра  $y$ . Условная

плотность распределения  $y$  для рассматриваемого временного сечения  $t$  в этом случае запишется следующим образом:

$$w(y/t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(y/t)} \exp\left\{-\frac{[y/t - m(y/t)]^2}{[\sigma(y/t)]^2}\right\}, \quad (5.5)$$

где  $m(y/t)$ ,  $\sigma(y/t)$  — характеристики (параметры) нормального закона распределения;  $y/t$  — текущие, то есть соответствующие экземплярам выборки ИЭТ значения параметра  $y$  для временного сечения  $t$ .

Величины  $m(y/t)$ ,  $\sigma(y/t)$  представляют собой соответственно среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра  $y$  во временном сечении  $t$  и в неявном виде включают физико-химические характеристики деградации функционального параметра для интересующего нас времени  $t$ . В соответствии с выражением (5.3) значения  $m(y/t)$ ,  $\sigma(y/t)$  определяются как функции времени  $t$  и величин  $m(y/t=0)$  и  $\sigma(y/t=0)$ , являющихся параметрами нормального закона в начальный момент времени ( $t=0$ ):

$$m(y/t) = \varphi_1[t, m(y/t=0), \sigma(y/t=0)]; \quad (5.6)$$

$$\sigma(y/t) = \varphi_2[t, m(y/t=0), \sigma(y/t=0)], \quad (5.7)$$

где  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$  — операторы функциональных зависимостей, подлежащие определению.

Условная плотность распределения (5.5), полученная с учётом выражений (5.6) и (5.7), может рассматриваться в качестве физико-статистической модели деградации функционального параметра  $y$ .

Для получения модели нужны предварительные исследования выборки интересующего нас типа ИЭТ. Выборку будем называть обучающей. Её объём  $n$  должен быть не менее 60...100 экземпляров. Построение модели включает следующие основные этапы [202–207]:

- измерение в начальный момент времени ( $t=0$ ) у каждого экземпляра обучающей выборки значения функционального параметра;
- получение плотности распределения функционального параметра для времени  $t=0$ ;
- физическое моделирование деградации функциональных параметров экземпляров обучающей выборки в течение интересующего времени от  $t=0$  до  $t=t_k$ ;

- нахождение операторов  $\varphi_1, \varphi_2$  выражений (5.6) и (5.7);
- получение модели деградации функционального параметра в виде его условной плотности распределения (5.5).

Для физического моделирования деградации функционального параметра можно использовать ускоренные форсированные испытания ИЭТ, проводимые обычно по типовым методикам. Эти испытания позволяют для каждого экземпляра обучающей выборки получить экспериментальное изменение функционального параметра  $y$  в течение времени от  $t = 0$  до  $t = t_k$  (см. рис. 5.1).

Нахождение операторов  $\varphi_1, \varphi_2$  выражений (5.6) и (5.7) является наиболее трудоёмким этапом. Автором предлагается следующий подход.

Используя результаты физического моделирования деградации функционального параметра экземпляров обучающей выборки, формируют массив данных в виде табл. 5.3.

Таблица 5.3

**Массив данных для получения операторов  $\varphi_1, \varphi_2$   
выражений (5.6) и (5.7)**

Номер экземпляра обучающей выборки	Номер группы	Фактор			Функция отклика	
		$m(y/t=0) = m_0^{(j)}$	$\sigma(y/t=0) = \sigma_0^{(j)}$	Временное сечение $t_i$	$m(y/t)$	$\sigma(y/t)$
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_0$		
$(n_1 + 1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_0$		
...	...	...	...	$t_0$		
$(n_{l-1} + 1)$ ... $n_l$	$l$	$m_0^{(l)}$	$\sigma_0^{(l)}$	$t_0$		
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_1$		
$(n_1 + 1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_1$		
...	...	...	...	$t_1$		
$(n_{l-1} + 1)$ ... $n_l$	$l$	$m_0^{(l)}$	$\sigma_0^{(l)}$	$t_1$		
...	...	...	...	...		
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_k$		
$(n_1 + 1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_k$		
...	...	...	...	$t_k$		
$(n_{l-1} + 1)$ ... $n_l$	$l$	$m_0^{(l)}$	$\sigma_0^{(l)}$	$t_k$		

В табл. 5.3 приняты следующие обозначения:

- $n_1, n_2, \dots, n_l$  — номер экземпляра обучающей выборки, отвечающий последнему элементу соответствующей группы;
- $m_0^{(j)}, \sigma_0^{(j)}$  — среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра для экземпляров  $j$ -й группы,  $j = 1, 2, \dots, l$ ;
- $t_i$  — момент времени (временное сечение), для которого контролировались значения функциональных параметров при физическом моделировании их деградации,  $i = 0, 1, 2, \dots, k$ .

В обозначениях  $m_0^{(j)}, \sigma_0^{(j)}$  нижний индекс «ноль» подчёркивает то, что эти характеристики относятся к начальному моменту времени ( $t = 0$ ).

Данные табл. 5.3 можно рассматривать как результаты пассивного факторного эксперимента, в котором факторами являются значения  $m_0^{(j)}, \sigma_0^{(j)}$  и  $t_i$ , а функциями откликами — интересующие величины  $m(y/t)$  и  $\sigma(y/t)$ . Первые два столбца табл. 5.3 задают номер опыта пассивного факторного эксперимента.

При решении практических задач число групп  $l$  рекомендуется выбирать из условия  $l \geq (4...5)$ . Количество экземпляров в каждой группе в соответствии с принципами математической статистики должно быть не менее 20...30 [9, 116]. При этом должно выполняться условие

$$n_1 + n_2 + \dots + n_l = n.$$

Число точек контроля (временных сечений) при физическом моделировании деградации функциональных параметров экземпляров обучающей выборки рекомендуется выбирать из условия  $k \geq (4...5)$ .

При соблюдении указанных рекомендаций число опытов пассивного факторного эксперимента (см. табл. 5.1) составит не менее 16...25 при объёме обучающей выборки  $n \geq (80...120)$ .

Используя данные табл. 5.3 в качестве результатов пассивного факторного эксперимента, по библиотечным программам для ЭВМ получают уравнения регрессии величин  $m(y/t)$  и  $\sigma(y/t)$  и в соответствии с выражением (5.5) записывают физико-статистическую модель деградации параметра  $y$ .



### 5.4. Групповое прогнозирование параметрической надёжности ИЭТ

Полученную физико-статистическую модель деградации функционального параметра  $y(t)$  в виде условной плотности распределения (5.5) можно использовать на практике для группового прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ исследуемого типа [202–210]. Прогноз получают в виде вероятности того, что функциональный параметр  $y$  выборки ИЭТ в течение заданного времени работы  $t$  не выйдет за пределы норм  $(a, b)$ , указанных в технической документации или установленных потребителем с учётом особенностей работы ИЭТ в составе электронного устройства. Эта вероятность  $P_n(t)_{\text{пр}}$ , согласно формуле (5.4) и гипотезе о нормальном законе распределения функционального параметра  $y$  во временных сечениях  $t = t_i$ , определится выражением

$$P_n(t_i)_{\text{пр}} = \Phi \left[ \frac{b - m(y/t_i)}{\sigma(y/t_i)} \right] - \Phi \left[ \frac{a - m(y/t_i)}{\sigma(y/t_i)} \right], \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (5.8)$$

где  $\Phi[\dots]$  — табличная нормальная функция распределения [9, 116], найденная для аргумента, указанного в скобках;  $m(y/t_i)$  и  $\sigma(y/t_i)$  — параметры нормального закона распределения, подсчитанные по выражениям (5.6) и (5.7) для времени  $t = t_i$ .

По данным, полученным при испытании на наработку (при физическом моделировании) экземпляров контрольной выборки, могут быть найдены экспериментальные значения уровня параметрической надёжности  $[P_n(t_i)]_{\text{Э}}$ , соответствующие временным сечениям  $t_i$ . Для этого воспользуемся классическим выражением оценки вероятности события по его частоте, которое для решения данной задачи примет вид

$$[P_n(t_i)]_{\text{Э}} = \frac{r(a \leq y \leq b)}{r}, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (5.9)$$

где  $r(a \leq y \leq b)$  — количество экземпляров контрольной выборки, для которых функциональный параметр  $y$  в момент времени  $t_i$  находится в пределах указанных норм от  $a$  до  $b$ ;  $r$  — общее количество экземпляров в контрольной выборке (объём контрольной выборки).

Сравнивая полученные значения  $P_{\text{п}}(t_i)_{\text{пр}}$  и  $P_{\text{п}}(t_i)_{\text{э}}$  (табл. 5.4), можно сделать заключение о возможности использования построенной физико-статистической модели деградации параметра  $y$  для прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ для временных сечений в диапазоне наработок  $(t_1...t_k)$ .

Таблица 5.4

**Сравнение прогнозного и экспериментального уровней параметрической надёжности**

Параметр	Вероятность $P_{\text{п}}(t_i)$ для времени $t_i$					
	$t_1, \text{ч}$		$t_2, \text{ч}$		...	$t_k, \text{ч}$
	$[P_{\text{п}}(t_1)]_{\text{пр}}$	$[P_{\text{п}}(t_1)]_{\text{э}}$	$[P_{\text{п}}(t_2)]_{\text{пр}}$	$[P_{\text{п}}(t_2)]_{\text{э}}$	...	$[P_{\text{п}}(t_k)]_{\text{пр}}$ $[P_{\text{п}}(t_k)]_{\text{э}}$
...	...	...	...	...	...	...

Среднюю ошибку прогнозирования параметрической надёжности по рассматриваемому функциональному параметру  $y$  предлагается определять по формуле [210, 211]

$$\Delta_{\text{ср}} = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \left( \frac{P_{\text{п}i} - P_{\text{э}i}}{P_{\text{э}i}} \right)^2} \cdot 100 \%, \quad (5.10)$$

где  $k$  — число временных сечений, для которых находились прогнозные и экспериментальные значения уровня параметрической надёжности;  $P_{\text{п}i} = [P_{\text{п}}(t_i)]_{\text{пр}}$  — прогнозное значение уровня параметрической надёжности ИЭТ контрольной выборки, полученное по формуле (5.8) для  $i$ -го временного сечения;  $P_{\text{э}i} = [P_{\text{п}}(t_i)]_{\text{э}}$  — экспериментальное значение уровня параметрической надёжности ИЭТ контрольной выборки, подсчитанное по выражению (5.9) для  $i$ -го временного сечения;  $i = 1, 2, \dots, k$ .

По значению найденной ошибки  $\Delta_{\text{ср}}$  принимают решение о пригодности физико-статистической модели деградации функционального параметра для прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ.

## 5.5. Экспериментальные исследования метода

Предложенный метод получения физико-статистической модели деградации функционального параметра и выполнения группового прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ был апробирован на примере БТ большой мощности типа КТ872А. В качестве функциональных параметров рассматривались  $h_{21Э}$  — статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером и  $U_{КЭнас}$  — напряжение насыщения коллектор-эмиттер. Электрические режимы измерения параметров соответствовали требованиям технической документации транзисторов.

Для проведения физического моделирования деградации параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  (ускоренных испытаний БТ) было сформировано две выборки: обучающая объёмом  $n = 150$  экземпляров и контрольная объёмом  $r = 150$  экземпляров.

Обучающая выборка использовалась для получения физико-статистических моделей деградации  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$ . Контрольная выборка предназначалась для оценки достоверности группового прогнозирования. Применительно к ней в начальный момент времени ( $t = 0$ ) решалась задача группового прогнозирования параметрической надёжности для временных сечений  $t_i$  (3840, 8320, 12 800 и 17 280 ч), а затем выполнялось физическое моделирование наработки с контролем значений параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  во временных сечениях.

Физическое моделирование деградации параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  состояло в проведении для транзисторов по типовым методикам [69] ускоренных форсированных испытаний, эквивалентных времени 17 280 ч с точки зрения функционирования БТ в нормальных условиях работы.

При формировании массива данных для получения операторов  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$  (см. табл. 5.3) обучающая выборка разбивалась на три группы по 30 экземпляров в каждой. В табл. 5.5 в качестве примера приведена таблица с результатами пассивного эксперимента, используемыми для получения характеристик  $m(h_{21Э}/t)$  и  $\sigma(h_{21Э}/t)$  параметра  $h_{21Э}$  в соответствии с выражениями (5.6) и (5.7).

Таблица 5.5

**Массив данных для получения выражений (5.6) и (5.7)  
для параметра  $h_{21Э}$**

Номер опыта пассивного эксперимента	Номер группы	Номер экземпляра обучающей выборки	$m_0$	$\sigma_0$	Временное сечение $t_i$ , ч	$m(h_{21Э}/t)$	$\sigma(h_{21Э}/t)$
1	1	1...30	22,0	6,69	0	22,0	6,69
2	2	31...60	23,62	6,38	0	23,62	6,38
3	3	61...90	21,55	6,17	0	21,55	6,17
4	1	1...30	22,0	6,69	3 840	22,12	6,39
5	2	31...60	23,62	6,38	3 840	23,04	5,77
6	3	61...90	21,55	6,17	3 840	21,42	5,88
7	1	1...30	22,0	6,69	8 320	21,54	6,25
8	2	31...60	23,62	6,38	8 320	22,25	5,55
9	3	61...90	21,55	6,17	8 320	20,71	5,70
10	1	1...30	22,0	6,69	12 800	21,10	6,08
11	2	31...60	23,62	6,38	12 800	21,72	5,39
12	3	61...90	21,55	6,17	12 800	20,23	5,58
13	1	1...30	22,0	6,69	17 280	20,92	5,97
14	2	31...60	23,62	6,38	17 280	21,48	5,29
15	3	61...90	21,55	6,17	17 280	20,19	5,57

Массив данных, аналогичных табл. 5.5, использовался для получения характеристик  $m(U_{КЭнас}/t)$  и  $\sigma(U_{КЭнас}/t)$  для параметра  $U_{КЭнас}$ .

При получении выражений вида (5.6), (5.7) использовано приложение Microsoft Excel, пакет «Анализ данных», инструмент «Регрессия».

Выражения вида (5.6) и (5.7), полученные с использованием экземпляров обучающей выборки, для параметра  $h_{21Э}$ :

$$m(h_{21Э}/t) = 0,729m_0 + 0,9492\sigma_0 - 9,698 \cdot 10^{-5}t; \quad (5.11)$$

$$\sigma(h_{21Э}/t) = -0,0003259(m_0)^2 + 1,2532\sigma_0 - 0,006178(t)^{0,5}, \quad (5.12)$$

где  $m_0$ ,  $\sigma_0$  — среднее значение и среднее квадратическое отклонение  $h_{21Э}$  в начальный момент времени ( $t = 0$ ).

Для параметра  $U_{КЭнас}$  выражения (5.6) и (5.7) приняли вид

$$m(U_{КЭнас}/t) = 0,6417m_0 + 1,2745\sigma_0 + 1,8088 (t)^{0,5}; \quad (5.13)$$

$$\sigma(U_{КЭнас}/t) = 1,1292m_0 - 280,08(m/\sigma_0)^{0,5} + 2,1304(t)^{0,5}, \quad (5.14)$$

где  $m_0$ ,  $\sigma_0$  — среднее значение и среднее квадратическое отклонение  $U_{КЭнас}$  в начальный момент времени ( $t = 0$ ).

Инструмент «Регрессия» пакета «Анализ данных» позволяет строить уравнение множественной линейной регрессии. В построенные уравнения (5.12), (5.13) и (5.14) в качестве величин, вносящих линейный вклад, включены  $(m_0)^2$ ,  $(m_0)^{0,5}$ ,  $(t)^{0,5}$  и  $(m_0/\sigma_0)^{0,5}$ . Это позволило получить уравнения регрессии, обладающие более высокой степенью адекватности экспериментальным данным. Так, коэффициенты детерминации  $R^2$  для уравнений (5.12)–(5.14) приняли соответственно значения 0,9998, 0,9967 и 0,9774.

Величины  $m(h_{21Э}/t)$  и  $\sigma(h_{21Э}/t)$ , определяемые по выражениям (5.11) и (5.12), являются характеристиками физико-статистической модели деградации параметра  $h_{21Э}$ , а величины  $m(U_{КЭнас}/t)$  и  $\sigma(U_{КЭнас}/t)$ , определяемые по выражениям (5.13) и (5.14), — характеристиками физико-статистической модели деградации параметра  $U_{КЭнас}$ .

Для контрольной выборки объёмом  $r = 90$  экземпляров по формуле (5.8) были получены прогнозные  $[P_n(t_i)]_{пр}$  значения параметрической надёжности транзисторов для наработок  $t_i$ . В табл. 5.6 приводятся значения уровня параметрической надёжности БТ, соответствующие прогнозу и экспериментальным наблюдениям для нескольких значений норм на параметр  $h_{21Э}$ , устанавливаемых потребителем. Условие, указанное в фигурных скобках выражения (5.1), для рассматриваемых временных сечений  $t_i$  было выбрано в виде  $h_{21Э} \geq h_{потр}$ , где  $h_{потр}$  — норма на параметр  $h_{21Э}$ , указанная потребителем БТ. В табл. 5.7 приводятся значения уровня параметрической надёжности БТ, соответствующие прогнозу и экспериментальным наблюдениям применительно к параметру  $U_{КЭнас}$ . Условие, указанное в фигурных скобках выражения (5.1), для рассматриваемых временных сечений  $t_i$  в этом случае выбрано в виде  $U_{КЭнас} \leq U_{потр}$ , где  $U_{потр}$  — указанная норма на параметр  $U_{КЭнас}$ . Экспериментальная оценка уровня параметрической надёжности по параметрам  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  контрольной выборки БТ получена по отношению (5.9).

Таблица 5.6

**Результаты прогнозирования параметрической надёжности  
по параметру  $h_{21Э}$  транзисторов контрольной выборки**

Зна- чение $h_{\text{потр}}$	Вероятность $P_n(t_i)$ для времени $t_i$							
	3 840 ч		8 320 ч		12 800 ч		17 280 ч	
	$[P_n(t_1)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_1)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_2)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_2)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_3)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_3)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_4)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_4)]_{\text{э}}$
14	0,873	0,941	0,861	0,941	0,846	0,912	0,827	0,941
15	0,821	0,824	0,805	0,765	0,784	0,735	0,759	0,735
16	0,759	0,735	0,737	0,735	0,710	0,706	0,680	0,735
17	0,687	0,647	0,660	0,618	0,627	0,559	0,591	0,618

Таблица 5.7

**Результаты прогнозирования параметрической надёжности  
по параметру  $U_{КЭнас}$  транзисторов контрольной выборки**

Зна- чение $U_{\text{потр}}$ , мВ	Вероятность $P_n(t_i)$ для времени $t_i$							
	3 840 ч		8 320 ч		12 800 ч		17 280 ч	
	$[P_n(t_1)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_1)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_2)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_2)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_3)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_3)]_{\text{э}}$	$[P_n(t_4)]_{\text{пр}}$	$[P_n(t_4)]_{\text{э}}$
900	0,781	0,853	0,679	0,735	0,618	0,706	0,576	0,677
1000	0,876	0,883	0,780	0,794	0,715	0,824	0,668	0,735
1200	0,972	0,941	0,917	0,941	0,865	0,912	0,821	0,883
1400	0,996	0,971	0,977	0,941	0,95	0,941	0,920	0,912
1600	0,9997	1,000	0,995	0,971	0,985	0,941	0,971	0,912

Используя данные табл. 5.6 и 5.7, по формуле (5.10) подсчитана средняя ошибка прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  параметрической надёжности БТ для различных значений норм, задаваемых на параметры  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  (табл. 5.8, 5.9).

Таблица 5.8

**Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  параметра  $h_{21Э}$**

Значение $h_{\text{потр}}$ , указанное потребителем	14	15	16	17
Средняя ошибка прогнозирования $\Delta_{\text{ср}}$ , %	9,01	4,52	4,13	7,96

Таблица 5.9

**Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  параметра  $U_{КЭнас}$**

Значение $U_{\text{потр}}$ , указанное потребителем, мВ	900	1000	1200	1400	1600
Средняя ошибка прогнозирования $\Delta_{\text{ср}}$ , %	11,26	8,09	4,83	2,40	4,18

Из табл. 5.8 и 5.9 видно, что ошибки прогнозирования оказались приемлемыми для практики.

Получение физико-статистических моделей деградации и групповое прогнозирование на примере функциональных параметров рассматриваемых типов БТ (КТ872А, КТ8272В и КТ8271В) подтвердило, что предложенный метод позволяет экспериментально с использованием физического моделирования деградации функционального параметра ИЭТ и статистического анализа результатов моделирования получать физико-статистическую модель деградации этого параметра. Её находят один раз для рассматриваемого типа ИЭТ, исследуя обучающую выборку. Построенная физико-статистическая модель деградации позволяет в начальный момент времени ( $t = 0$ ) применительно к другим выборкам однотипных ИЭТ решать задачу группового прогнозирования в виде определения вероятности того, что функциональный параметр ИЭТ в течение интересующего нас времени работы  $t$  будет находиться в пределах заданных норм.

## 5.6. Использование двухпараметрического экспоненциального распределения для прогнозирования параметрической надёжности ИЭТ

Предложенный метод, основные положения которого были рассмотрены в 5.1–5.5, позволяет на предварительных этапах экспериментально с использованием физического моделирования деградации функционального параметра ИЭТ и статистического анализа результатов моделирования получить физико-статистическую модель деградации этого параметра. Используя эту модель, можно в момент времени  $t = 0$  для новых выборок однотипных экземпляров решать задачу группового прогнозирования в виде определения вероятности того, что функциональный параметр ИЭТ в течение интересующего времени работы  $t_3$  будет находиться в пределах заданных норм. В работах [202, 205] была принята гипотеза о нормальном распределении функционального параметра ИЭТ во временных сечениях. Достоверность прогнозирования параметрической надёжности в случае этой гипотезы оказалась удовлетворительной для практики. Однако возникает вопрос, какую

достоверность прогнозирования обеспечит использование для получения моделей деградации других правдоподобных гипотез. Этим и объясняется актуальность таких исследований и практический интерес к ним работников промышленности.

В работах [202, 205] в качестве физико-статистической модели деградации функционального параметра  $y$  рассматривалось аналитическое выражение условной плотности его распределения  $w(y/t)$  для интересующего времени  $t$ . Для получения  $w(y/t)$  выполнялись математические преобразования начального распределения  $w(y/t = 0)$  в соответствии с выражением (5.3) с учётом заданного времени  $t$ .

Значение интересующей вероятности  $P_{\text{н}}(t)$  является результатом изменения статистического распределения параметра  $y(t)$  за время работы  $t$  (см. рис. 5.1).

В работе [205] показано, что модель  $w(y/t)$  даёт возможность хотя бы приближённо определить количественную характеристику параметрической надёжности  $P_{\text{н}}(t)$  по формуле (5.4).

Проведённые теоретические исследования [211] позволили для функциональных параметров БТ большой мощности предложить в качестве закона описания параметра  $y$  во временном сечении  $t$  двухпараметрическое экспоненциальное распределение вида

$$w(y/t) = \frac{1}{\mu} \exp\left[-\frac{1}{\mu}(y/t - c)\right], \quad y/t \geq c, \quad (5.15)$$

где  $\mu$ ,  $c$  — параметры двухпараметрического экспоненциального распределения;  $y/t$  — текущие, то есть соответствующие экземплярам выборки ИЭТ значения параметра  $y$  для временного сечения  $t$ .

Величина  $\mu$  представляет собой параметр масштаба, а величина  $c$  — параметр сдвига, показывающий смещение  $y$  относительно нулевого значения параметра. Распределение (5.15) можно рассматривать и как разновидность более общего трёхпараметрического распределения Вейбулла со значением коэффициента формы  $\eta = 1$  [141, 214]. Целесообразность рассмотрения двухпараметрического экспоненциального распределения (5.15) объясняется тем, что в процессе производства на значение параметров ИЭТ оказывают влияние большое число разнородных факторов. Имеет место также различие в контроле из-за погрешности измерительных приборов,



способностей операторов и влияние других факторов, что в совокупности может привести к распределению, близкому к (5.15). Оправданность выбора такого распределения подтверждается также анализом гистограмм распределения, построенных для функционального параметра  $y$  в разных временных сечениях на примере такого функционального параметра, как напряжение насыщения перехода коллектор-эмиттер  $U_{КЭнас}$  мощных биполярных транзисторов типа КТ872А и КТ8272В.

В выполненных автором исследованиях двухпараметрическое экспоненциальное распределение (распределение Вейбулла) выбрано за основу получения для ИЭТ физико-статистической модели деградации функционального параметра (обозначен, как и ранее, через  $y$ ) в любом временном сечении  $t$ . Условная плотность распределения  $y$  для рассматриваемого временного сечения  $t$  в этом случае определяется по формуле

$$\omega(y/t) = \frac{1}{\mu(y/t)} \exp \left\{ -\frac{1}{\mu(y/t)} [y/t - c(y/t)] \right\}, \quad y/t \geq c(y/t), \quad (5.16)$$

где  $\mu(y/t)$ ,  $c(y/t)$  — характеристики (параметры) закона распределения для временного сечения  $t$ .

Величины  $\mu(y/t)$  и  $c(y/t)$  в неявном виде включают физико-химические характеристики деградации функционального параметра для интересующего времени  $t$ . В соответствии с выражением (5.3) значения  $\mu(y/t)$  и  $c(y/t)$  можно определять как функции времени  $t$  и величин  $\mu(y/t=0)$  и  $c(y/t=0)$ , являющихся параметрами двухпараметрического экспоненциального закона в начальный момент времени ( $t=0$ ). Однако для практических приложений интерес представляет определение значений  $\mu(y/t)$  и  $c(y/t)$  как функций величин  $m(y/t=0)$ ,  $\sigma(y/t=0)$ :

$$\mu(y/t) = \varphi_1[t, m(y/t=0), \sigma(y/t=0)]; \quad (5.17)$$

$$c(y/t) = \varphi_2[t, m(y/t=0), \sigma(y/t=0)], \quad (5.18)$$

где  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$  — операторы функциональных зависимостей, подлежащие определению;  $m(y/t=0)$ ,  $\sigma(y/t=0)$  — среднее значение и среднее квадратическое отклонение параметра  $y$  в начальный момент времени (во временном сечении  $t=0$ ).

Условная плотность распределения (5.16), полученная с учётом выражений (5.17) и (5.18), может рассматриваться в качестве физико-статистической модели деградации функционального параметра  $y$ .

**Методика получения физико-статистической модели.** Для получения модели используются предварительные исследования выборки интересующего типа ИЭТ — обучающей выборки. Построение модели включало ряд этапов [202], одним из которых является физическое моделирование деградации функционального параметра экземпляров обучающей выборки в течение интересующего времени от  $t = 0$  до  $t = t_k$ . Для выполнения физического моделирования проводились ускоренные форсированные испытания ИЭТ, позволяющие для каждого экземпляра обучающей выборки получить экспериментальное изменение его функционального параметра  $y$  в течение времени от  $t = 0$  до  $t = t_k$ . Операторы  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  выражений (5.17) и (5.18) определялись путём обработки массива данных, построенного с использованием результатов этих испытаний. Фрагмент данных приведён в табл. 5.10.

Таблица 5.10

**Форма массива данных для получения операторов  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  выражений (5.17) и (5.18)**

Номер экземпляра обучающей выборки	Номер группы	Характеристика $m(y/t = 0)$	Характеристика $\sigma(y/t = 0)$	Временное сечение $t_i$	Функция отклика			
					$m(y/t)$	$\sigma(y/t)$	$\mu(y/t)$	$c(y/t)$
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_0$				
( $n_1+1$ )... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_0$				
...	...	...	...	...				
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_1$				
( $n_1+1$ )... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_1$				
...	...	...	...	...				
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_k$				
( $n_1+1$ )... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_k$				
...	...	...	...	...				

В табл. 5.10 приняты следующие обозначения:  $n_1, n_2, \dots$  — номер экземпляра обучающей выборки, отвечающий последнему элементу соответствующей группы;  $m_0^{(j)}, \sigma_0^{(j)}$  — среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра для экземпляров  $j$ -й группы, соответствующие времени  $t = 0$ :  $m_0^{(j)} = m(y/t = 0), \sigma_0^{(j)} = \sigma(y/t = 0), j = 1, 2, \dots; t_i$  — момент времени (временное сечение), для которого контролировались значения функциональных параметров ИЭТ при физическом моделировании их деградации,  $i = 0, 1, 2, \dots, k$ .

Данные табл. 5.10 использовались в качестве результатов пассивного факторного эксперимента, в котором факторами являлись значения  $m_0^{(j)}, \sigma_0^{(j)}$  и  $t_i$ , а функциями отклика — интересующие величины  $m(y/t), \sigma(y/t)$  при нормальном законе распределения параметра  $y$  во временных сечениях  $t$  и  $\mu(y/t), c(y/t)$  — в случае двухпараметрического экспоненциального распределения.

Полученная физико-статистическая модель деградации функционального параметра в виде условной плотности распределения (5.16) использована для группового прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ исследуемого типа. Прогноз получен в виде вероятности того, что функциональный параметр  $y$  выборки ИЭТ в течение заданного времени работы  $t$  не выйдет за пределы норм  $(a, b)$ , указанных в технической документации или установленных потребителем ИЭТ. Эта вероятность в случае использования для функционального параметра  $y$  во временных сечениях  $t_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) гипотезы о двухпараметрическом экспоненциальном распределении определялась по формуле

$$P_n(t_i)_{\text{пр}} = \exp\left\{-\left[\frac{a - c(y/t_i)}{\mu(y/t_i)}\right]\right\} - \exp\left\{-\left[\frac{b - c(y/t_i)}{\mu(y/t_i)}\right]\right\}. \quad (5.19)$$

Экспериментальные значения уровня параметрической надёжности  $[P_n(t_i)]_{\text{Э}}$ , соответствующие временным сечениям  $t_i$ , находились по отношению (5.9) с использованием результатов испытаний на наработку (при физическом моделировании) экземпляров контрольной выборки.

Средняя ошибка прогнозирования параметрической надёжности  $\Delta_{\text{ср}}$  по рассматриваемому функциональному параметру  $y$  рассчитывалась по формуле (5.10) [205].

Решение о пригодности физико-статистической модели деградации функционального параметра для прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ принималось по значению найденной средней ошибки  $\Delta_{\text{ср}}$ .

**Экспериментальные исследования.** Эффективность использования двухпараметрического экспоненциального распределения для описания изменений параметра  $y$  во временных сечениях была апробирована на примере мощных биполярных транзисторов типов КТ872А, КТ8272В и КТ8271В. В качестве функциональных параметров БТ рассматривались  $h_{21Э}$  — статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером и  $U_{\text{КЭнас}}$  — напряжение насыщения коллектор-эмиттер. Электрические режимы измерения параметров соответствовали требованиям технической документации транзисторов. Ниже приводится пояснение исследований на примере параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  транзисторов типа КТ872А.

Было выполнено физическое моделирование деградации параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  с использованием обучающей выборки объёмом  $n = 90$  экземпляров и контрольной объёмом  $r = 90$  экземпляров. Физическое моделирование деградации состояло в проведении для транзисторов обеих выборок ускоренных форсированных испытаний по типовым методикам. Рассчитанная продолжительность ускоренных испытаний 216 ч была эквивалентна времени 17 280 ч функционирования транзисторов в нормальных условиях работы [123, 128–131]. Коэффициент ускорения испытаний составлял  $K_y = 80$ . Значения параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  контролировались в начальный момент времени ( $t = 0$ ), а в процессе испытаний — во временных сечениях  $t_i$  (3840, 8320, 12 800 и 17 280 ч). Контрольная выборка предназначалась для оценки достоверности группового прогнозирования параметрической надёжности по параметру  $U_{\text{КЭнас}}$  для указанных временных сечений  $t_i$ .

При формировании массива данных для получения операторов  $\varphi_1, \varphi_2$  приняты во внимание только экземпляры обучающей группы. Использовались пять временных точек, включая точку  $t = 0$ , а обучающая выборка разбивалась на три группы по 30 экземпляров в каждой. В табл. 5.11 как пример приведена информация, используемая для получения физико-статистической модели деградации параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  (обозначен как  $y$ ) в случае следую-

щих гипотез его распределения во временных сечениях: нормальный закон распределения, двухпараметрическое экспоненциальное распределение.

Таблица 5.11

## Массив данных для получения выражений (5.17) и (5.18)

Номер группы	Номер экземпляра обучающей выборки	$m(y/t=0)$ , мВ	$\sigma(y/t=0)$ , мВ	Временное сечение $t_i$ , ч	$m(y/t)$ , мВ	$\sigma(y/t)$ , мВ	$\mu(y/t)$ , мВ	$c(y/t)$ , мВ
1	1...30	580,7	123,4	0	580,7	123,4	128,7	452
2	31...60	633,7	206,9	0	633,7	206,9	167,7	466
3	61...90	707,6	228,4	0	707,6	228,4	266,67	441
1	1...30	580,7	123,4	3 840	—	—	—	—
2	31...60	633,7	206,9	3 840	—	—	—	—
3	61...90	707,6	228,4	3 840	—	—	—	—
1	1...30	580,7	123,4	8 320	688,5	259,6	211,5	477
2	31...60	633,7	206,9	8 320	801,2	357,0	280,2	521
3	61...90	707,6	228,4	8 320	976,1	573,4	510,1	466
1	1...30	580,7	123,4	12 800	700,2	274,6	227,2	473
2	31...60	633,7	206,9	12 800	822,4	393,7	297,4	525
3	61...90	707,6	228,4	12 800	1 010,8	625,1	544,8	466
1	1...30	580,7	123,4	17 280	750,9	302,9	272,9	478
2	31...60	633,7	206,9	17 280	860,1	438,4	304,1	556
3	61...90	707,6	228,4	17 280	1052,2	666,9	585,2	467

В качестве характеристик (параметров)  $m(y/t_i)$  и  $\sigma(y/t_i)$  нормального закона для групп 1, 2 и 3 во временных сечениях  $t_i$ , согласно [9, 13], принято

$$m(y/t_i) = M^*(U_{\text{КЭнас}}/t_i), \quad \sigma(y/t_i) = \sigma^*(U_{\text{КЭнас}}/t_i),$$

где  $M^*(U_{\text{КЭнас}}/t_i)$ ,  $\sigma^*(U_{\text{КЭнас}}/t_i)$  — соответственно среднее значение  $U_{\text{КЭнас}}$  (оценка математического ожидания) и среднее квадратическое отклонение, подсчитанные для данной группы с использованием значений  $U_{\text{КЭнас}}$  во временном сечении  $t_i$ .

Характеристики (параметры)  $\mu(y/t_i)$  и  $c(y/t_i)$  двухпараметрического экспоненциального распределения, соответствующие

группам 1, 2 и 3 для временных сечений  $t_i$ , включённых в табл. 5.11, были найдены по обучающей выборке с использованием [214]. В соответствии с [214] в качестве оценок  $c(y/t_i)$  для каждой из групп 1, 2 и 3 принято (верхний индекс \* означает оценку характеристики):

$$c^*(y/t_i) = y_{i\min}, \quad (5.20)$$

где  $y_{i\min}$  — минимальное значение рассматриваемого параметра  $y$  для экземпляров данной группы, соответствующее временному сечению  $t_i$ .

Оценка  $\mu(y/t_i)$  для каждой группы во временном сечении  $t_i$  найдена по формуле

$$\mu(y/t_i) = \frac{\sum_{j=1}^n [y_j - c^*(y/t_i)]}{n}, \quad y_j \geq c^*(y/t_i), \quad (5.21)$$

где  $n$  — количество экземпляров в данной группе;  $y_j$  — значение параметра  $j$ -го экземпляра данной группы в  $i$ -м временном сечении;  $c^*(y/t_i)$  — оценка характеристики  $c(y/t_i)$ , полученная по равенству (5.20) для данной группы во временном сечении  $t_i$ .

С помощью данных табл. 5.11 и приложения Microsoft Excel (пакет «Анализ данных», инструмент «Регрессия») были получены уравнения регрессии для характеристик  $m(y/t)$ ,  $\sigma(y/t)$  и  $\mu(y/t)$  и  $c(y/t)$ , используемых в моделях деградации рассматриваемого параметра соответственно при нормальном и двухпараметрическом экспоненциальном его распределении во временных сечениях. В случае гипотезы о нормальном законе распределения  $U_{\text{КЭнас}}$  они соответствовали уравнениям (5.13) и (5.14), а при двухпараметрическом экспоненциальном распределении приняли вид (параметр  $U_{\text{КЭнас}}$  обозначен как  $y$ ):

$$\mu(y/t) = 1,0195m_0 - 241,73(m_0/\sigma_0)^{0,5} + 1,4597(t)^{0,5}; \quad (5.22)$$

$$c(y/t) = 17,7793(m_0)^{0,5} + 0,3776(t)^{0,5}. \quad (5.23)$$

В уравнения (5.22) и (5.23) в качестве аргументов, вносящих линейный вклад, включены величины  $(m_0/\sigma_0)^{0,5}$ ,  $(m_0)^{0,5}$  и  $(t)^{0,5}$ , как обеспечивающие более высокое качество уравнения регрессии, нежели величины  $(m_0/\sigma_0)$ ,  $m_0$  и  $t$ .

Для контрольной выборки объёмом  $r = 90$  экземпляров для параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  при  $t = 0$  было получено  $m_0 = 565,18$  мВ,  $\sigma_0 = 172,97$  мВ, уточнены физико-статистические модели деградации вида (5.5) и (5.16) и с их помощью рассчитаны прогнозные значения  $[P_{\text{п}}(t_i)]_{\text{пр}}$  уровня параметрической надёжности БТ для наработок  $t_i$  ( $i = 1, \dots, 4$ ) с учётом условия  $U_{\text{КЭнас}} \leq U_{\text{потр}}$ , где  $U_{\text{потр}}$  — задаваемая потребителем норма на параметр  $U_{\text{КЭнас}}$  в диапазоне 700...1800 мВ. В случае нормального закона значения  $[P_{\text{п}}(t_i)]_{\text{пр}}$  получены по общепринятой формуле (5.8) [9], а в случае двухпараметрического экспоненциального распределения — по выражению (5.19) в предположении  $a = c(y/t)$ ,  $b = U_{\text{потр}}$ . В табл. 5.12 приведены значения параметрической надёжности БТ, соответствующие прогнозу, и значения, полученные по экспериментальным данным с использованием выражения (5.9).

Таблица 5.12

**Результаты прогнозирования параметрической надёжности по параметру  $U_{\text{КЭнас}}$  БТ типа КТ872А контрольной выборки**

Значение $U_{\text{потр}}$ , мВ	Способ получения вероятности $P_{\text{п}}(t_i)$	Вероятность $P_{\text{п}}(t_i)$ для времени $t_i$ :			
		3 840 ч	8 320 ч	12 800 ч	17 280 ч
700	Экспериментально	0,706	0,559	0,588	0,529
	Гипотеза о нормальном законе	0,507	0,441	0,407	0,385
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,669	0,59	0,537	0,497
800	Экспериментально	0,706	0,677	0,677	0,588
	Гипотеза о нормальном законе	0,654	0,563	0,513	0,48
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,786	0,716	0,669	0,628
900	Экспериментально	0,853	0,735	0,706	0,677
	Гипотеза о нормальном законе	0,781	0,679	0,618	0,576
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,861	0,803	0,76	0,725
1000	Экспериментально	0,883	0,794	0,824	0,735
	Гипотеза о нормальном законе	0,876	0,78	0,715	0,668
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,91	0,864	0,827	0,797

Окончание табл. 5.12

Значение $U_{\text{потр}}$ , мВ	Способ получения вероятности $P_n(t_i)$	Вероятность $P_n(t_i)$ для времени $t_i$ :			
		3 840 ч	8 320 ч	12 800 ч	17 280 ч
1200	Экспериментально	0,941	0,941	0,912	0,883
	Гипотеза о нормальном законе	0,972	0,917	0,865	0,821
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,962	0,935	0,91	0,889
1400	Экспериментально	0,971	0,941	0,941	0,912
	Гипотеза о нормальном законе	0,996	0,977	0,95	0,92
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,984	0,969	0,954	0,939
1600	Экспериментально	1	0,971	0,941	0,912
	Гипотеза о нормальном законе	0,9997	0,995	0,985	0,971
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,993	0,985	0,976	0,967
1800	Экспериментально	1	0,971	0,971	0,912
	Гипотеза о нормальном законе	1	0,9994	0,997	0,991
	Гипотеза о двухпараметрическом экспоненциальном законе	0,997	0,993	0,988	0,982

Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$ , подсчитанной по выражению (5.10), приведены в табл. 5.13. Ошибка определена для двух гипотез распределения  $U_{\text{КЭнас}}$  во временных сечениях  $t_i$ : нормальный закон и двухпараметрическое экспоненциальное распределение.

Таблица 5.13

**Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  параметра  $U_{\text{КЭнас}}$  БТ типа КТ872А, %**

Значение $U_{\text{потр}}$ , мВ	700	800	900	1000	1200	1400	1600	1800
Нормальный закон	29,19	19,38	17,51	13,36	7,14	2,11	2,63	2,40
Двухпараметрическое экспоненциальное распределение	11,55	3,27	2,86	2,48	0,81	1,65	2,20	1,64

Из данных табл. 5.13 видно, что физико-статистическая модель деградации параметра  $U_{\text{КЭнас}}$ , построенная на основе двухпараме-



трического экспоненциального распределения, обеспечивает заметно меньшие ошибки прогнозирования уровня параметрической надёжности новых выборок ИЭТ, нежели модель деградации, полученная в предположении нормального закона распределения  $U_{\text{КЭнас}}$  во временных сечениях. Этот вывод подтверждался и для мощных БТ типов КТ8272В и КТ8271В.

Таким образом, использование двухпараметрического экспоненциального распределения для описания изменения параметра ИЭТ во временных сечениях позволяет получить физико-статистические модели деградации, обеспечивающие меньшие ошибки при прогнозировании параметрической надёжности новых выборок ИЭТ [215–218]. Установлено, что для моделей деградации, построенных на основе двухпараметрического экспоненциального распределения, ошибки прогнозирования в среднем в 1,5...3 раза меньше в сравнении со случаем использования моделей, полученных в предположении гипотезы о нормальном законе распределения функциональных параметров ИЭТ во временных сечениях.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

---

В монографии на основе обобщения и систематизации методов статистического прогнозирования надёжности ИЭТ выделены две основные проблемы:

- сложность автоматизации процедуры прогнозирования при интегральной оценке уровня индивидуальной надёжности ИЭТ с использованием их информативных параметров;
- недостаточная эффективность прогнозирования постепенных отказов и, как следствие, параметрической надёжности ИЭТ методом экстраполяции функционального параметра.

Для решения первой проблемы автором была выдвинута научная гипотеза о том, что непрерывные отчёты информативных параметров ИЭТ содержат избыточность информации об уровне надёжности изделий (классе экземпляра с точки зрения его надёжности на интересующий будущий момент времени работы). С учётом этой гипотезы для индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ по информативным параметрам был предложен новый метод, основанный на принципах пороговой логики и поэтому названный **методом пороговой логики**. При использовании этого метода на этапе прогнозирования новых однотипных экземпляров значения информативных параметров конкретного ИЭТ преобразуются в двоичный или троичный код и решение о классе этого экземпляра принимается по набору (комбинации) двоичных или троичных чисел. Для нового метода были предложены несколько модификаций, отличающихся алгоритмами принятия решения о классе экземпляра с помощью набора двоичных или троичных чисел. В результате экспериментальных исследований для ИЭТ (на примере БТ нескольких типов) были установлены закономерности информативных параметров. С учётом найденных закономерностей был смоделирован на ЭВМ обучающий эксперимент, включавший по несколько тысяч экземпляров в каждом классе ( $K_1$  и  $K_2$ ). Использование результатов этого эксперимента подтвердило эффективность предложенного нового метода индивидуального прогнозирования (метода пороговой логики) и позволило

исследовать эффективность модификаций метода, сформулировать конкретные рекомендации по его применению в практике.

Для решения второй проблемы были выдвинуты следующие научные гипотезы:

- возможность индивидуального прогнозирования постепенных отказов ИЭТ на основе статистической аналогии (тесной корреляции) между изменениями функционального параметра, обусловленными наработкой ИЭТ (деградацией параметра), с одной стороны, и изменениями, вызываемыми действием имитационного фактора в начальный момент времени ( $t = 0$ ), с другой стороны;
- возможность группового прогнозирования параметрической надёжности выборок ИЭТ на основе тесной корреляции между значениями функционального параметра ИЭТ в заданный будущий момент времени (момент истечения заданной наработки) и значениями этого параметра в начальный момент времени.

Основываясь на первой гипотезе, был разработан метод, позволяющий по реакции параметра конкретного экземпляра (ИЭТ) на имитационное воздействие прогнозировать значение этого параметра и принимать решение о наличии или отсутствии постепенного отказа на момент окончания заданной наработки, то есть определять соответствие экземпляра требованию параметрической надёжности. Для полупроводниковых приборов было предложено использовать электрические нагрузки (ток коллектора или напряжение коллектор-эмиттер) в качестве имитационных факторов. Экспериментально на примере БТ нескольких типов были подтверждены как возможность использования электрических нагрузок в качестве имитационного воздействия, так и эффективность метода прогнозирования постепенных отказов ИЭТ.

Основываясь на второй гипотезе, был разработан метод получения физико-статистической модели деградации функционального параметра ИЭТ в виде условной плотности распределения функционального параметра для заданной наработки изделий. Модель получают один раз с помощью предварительных исследований рассматриваемого типа ИЭТ, используя обучающую выборку. Построение модели основано на физическом моделировании процесса изменения параметра во времени для экземпляров обучающей выборки и на вероятностно-статистическом анализе результатов моделирования. Построенная модель позволяет для новых одноп-

ных выборок ИЭТ, не принимавших участие в предварительных исследованиях (обучающем эксперименте), решать задачу группового прогнозирования параметрической надёжности в виде получения вероятности того, что функциональный параметр ИЭТ на момент окончания заданной наработки будет находиться в пределах норм, записанных в технической документации или указанных потребителем. Возможность прогнозирования объясняется наличием тесной корреляции между значениями функционального параметра ИЭТ на момент истечения заданной наработки и значениями этого параметра в начальный момент времени. Для получения прогноза нужно уточнить время работы (наработку)  $t$ , для которого интересуются уровнем параметрической надёжности, и определить среднее значение и среднее квадратическое отклонение (стандартное отклонение) функционального параметра для новой выборки в начальный момент времени ( $t = 0$ ).

## Приложения

### **1. МЕТОДИКА ОТБОРА ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ ПОВЫШЕННОГО УРОВНЯ НАДЁЖНОСТИ МЕТОДОМ ПОРОГОВОЙ ЛОГИКИ**

---

Настоящий руководящий технический материал применительно к изделиям электронной техники (далее ИЭТ) устанавливает порядок проведения обучающего эксперимента, обучения, оценки результатов обучения (экзамена) и получения прогнозирующего правила, предназначенного для индивидуального прогнозирования уровня надёжности новых экземпляров рассматриваемого типа ИЭТ по их информативным параметрам. Здесь и далее под «новыми» понимают однотипные экземпляры, которые не принимали участие в обучающем эксперименте. Индивидуальное прогнозирование новых экземпляров выполняют в начальный момент времени (при  $t = 0$ ) в виде отнесения конкретного экземпляра к одному из двух классов с точки зрения надёжности на заданный будущий момент времени:  $K_1$  класс надёжных экземпляров,  $K_2$  класс потенциально ненадёжных экземпляров. Экземпляры класса  $K_2$  отбраковываются, как не отвечающие требованиям по надёжности, а экземпляры класса  $K_1$  используются для работы в составе ответственной аппаратуры, обычно специального назначения.

Для построения прогнозирующего правила, с помощью которого принимают решение о классе экземпляра, к которому он будет принадлежать на заданный будущий момент времени, используется метод пороговой логики. Получаемое прогнозирующее правило представляет собой логическую таблицу.

Методика определяет порядок решения задачи индивидуального прогнозирования надёжности на заданный будущий момент времени для ИЭТ после этапа их изготовления.

## 1.1. Общие положения

1. Используемый метод индивидуального прогнозирования надёжности ИЭТ основан на распознавании образа конкретного экземпляра в виде определения уровня его надёжности на заданный будущий момент времени. Для этого используют информативные параметры, контролируемые у экземпляра в начальный момент времени. В качестве информативных параметров для ИЭТ используют такие их электрические параметры, которые тесно коррелированы с уровнем надёжности ИЭТ в будущие моменты времени.

2. Решение об уровне надёжности ИЭТ принимается в виде отнесения конкретного экземпляра (в дальнейшем  $j$ -го экземпляра) на заданный будущий момент времени  $t_{\text{пр}}$  к одному из двух классов:

- $K_1$  — классу надёжных экземпляров;
- $K_2$  — классу потенциально надёжных экземпляров (кратко — ненадёжных экземпляров).

Для заданного будущего момента времени  $t_{\text{пр}}$  экземпляры класса  $K_1$ , отобранные по данной методике, имеют выше уровень надёжности в сравнении с экземплярами класса  $K_2$ .

3. Методика исходит из предположения, что информативные параметры, называемые в дальнейшем признаками, известны априорно или определены с помощью проведения предварительных исследований, например, по РМ 11.091.163–77.

4. Порядок выполнения основных операций используемого метода индивидуального прогнозирования следующий:

- подготовка и проведение обучающего эксперимента;
- обучение, состоящее в принятии с помощью алгоритма прогнозирования решения о принадлежности экземпляров обучающей выборки к классу надёжных ( $K_1$ ) или к классу ненадёжных ( $K_2$ ) экземпляров;
- экзамен, состоящий в количественной оценке качества построенного прогнозирующего правила;
- индивидуальное прогнозирование новых однотипных экземпляров, не принимавших участие в обучающем эксперименте.

5. Обучающий эксперимент заключается в испытании в заданном режиме  $n$  экземпляров интересующего типа ИЭТ в течение заданного времени прогнозирования  $t_{\text{пр}}$  (времени, для которого

интересуются уровнем надёжности) и определении фактического класса ИЭТ на момент окончания времени  $t_{\text{пр}}$ . Испытываемые экземпляры отбирают случайным образом из партии однотипных ИЭТ, их называют обучающей выборкой.

6. Испытания экземпляров обучающей выборки с целью сокращения времени испытаний могут быть ускоренными. При использовании форсированных испытаний необходимо, чтобы не нарушалось условие автоточности отказов, для обеспечения чего должен сохраняться физический механизм возникновения отказов ИЭТ при форсированных испытаниях и при испытаниях в обычных условиях.

7. Для выполнения обучения и прогнозирования уровня надёжности новых экземпляров, не участвовавших в обучающем эксперименте, используется алгоритм МПЛ. В соответствии с этим методом объект прогнозирования (ИЭТ) представляется моделью устройства с одним выходным двоичным сигналом  $R$ , соответствующим решению о классе  $K_1$  или  $K_2$ , и  $k$  входными двоичными сигналами  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , отображающими в соответствии с определенными правилами признаки  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , измеренные в момент времени  $t = 0$ . Общий вид прогнозирующего правила в МПЛ:

$$R^{(j)} \equiv \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}) \geq T, \\ 0, & \text{если } \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}) < T, \end{cases} \quad (\text{П1.1})$$

где  $R^{(j)}$  двоичный сигнал на выходе, соответствующий  $j$ -му экземпляру и равный единице для класса работоспособных ( $K_1$ ) и нулю для класса неработоспособных ( $K_2$ ) экземпляров;  $z_i^{(j)}$  —  $i$ -й входной двоичный сигнал, полученный для  $j$ -го экземпляра с учётом значения  $i$ -го признака в момент времени  $t = 0$ ,  $i = 1, \dots, k$ ;  $\alpha(z_i^{(j)})$  — вес входного двоичного сигнала  $z_i$ , выбираемый в зависимости от значения  $z_i$ , полученного для  $j$ -го экземпляра (1 или 0);  $k$  — общее количество входных двоичных сигналов (двоичных входов), равное количеству признаков, используемому для выполнения прогнозирования;  $T$  — порог разделения классов, выбираемый экспериментально.

Сумма, используемая в алгоритме (П1.1), представляет собой значение решающей функции, подсчитанной для  $j$ -го экземпляра. Обозначим ее как

$$F^{(j)} = \sum_{i=1}^k \alpha(z_i^{(j)}). \quad (\text{П1.2})$$

8. Обучение заключается в получении для каждого  $j$ -го экземпляра обучающей выборки значения величины  $F^{(j)}$  по выражению (П1.2) с использованием результатов обучающего эксперимента.

9. Экзамен состоит в определении лучшего (оптимального) значения порога  $T$  в прогнозирующем правиле (П1.1) в предположении применения его к экземплярам обучающей выборки, истинный класс ( $K_1$  или  $K_2$ ) которых известен из результатов испытания. На этапе экзамена оценивают также ошибки прогнозирования, то есть экзаменуют полученное прогнозирующее правило.

Порог разделения  $T$  в прогнозирующем правиле (П1.1) выбирают из условия обеспечения минимума ошибок прогнозирования, используя критерий

$$p_{21} \leq p_{21\text{доп}} \quad \text{при } p_{12} \rightarrow \min, \quad (\text{П1.3})$$

где  $p_{21}$  — риск потребителя;  $p_{12}$  — риск изготовителя;  $p_{21\text{доп}}$  — допустимый риск потребителя.

Если ошибки прогнозирования отвечают установленным требованиям, то полученное прогнозирующее правило вида (П1.1) можно использовать для прогнозирования уровня надёжности (класса  $K_1$  или  $K_2$ ) новых экземпляров, не участвовавших в обучающем эксперименте.

Если ошибки прогнозирования велики, то следует попытаться улучшить прогнозирующее правило.

10. Прогнозирование нового экземпляра заключается в изменении у этого экземпляра признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в момент времени  $t = 0$ , преобразовании их в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$  и принятии решения о принадлежности экземпляра к классу  $K_1$  или  $K_2$  по прогнозирующему правилу (П1.1).



## 1.2. Подготовка и проведение обучающего эксперимента

1. С помощью предварительных исследований или из априорных сведений для ИЭТ рассматриваемого типа выбирается совокупность признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ . Необходимо стремиться к выбору совокупности взаимно некоррелированных признаков. С целью получения в дальнейшем простых логических таблиц, используемых для прогнозирования, рекомендуется число признаков  $k$  выбирать из условия  $k \leq (5 \dots 7)$ .

2. Уточняются требования в отношении допустимого риска потребителя  $p_{21\text{доп}}$ , риска изготовителя  $p_{12}$  и заданного времени  $t_{\text{пр}}$ , для которого интересуются уровнем надёжности ИЭТ.

При проведении ускоренных испытаний необходимо, используя коэффициенты ускорения испытаний, пересчитать заданное время прогнозирования  $t_{\text{пр}}$  на продолжительность проведения ускоренных испытаний  $t_{\text{уск}}$  в обучающем эксперименте, причём  $t_{\text{уск}} \ll t_{\text{пр}}$ .

3. Определяется объём обучающей выборки для проведения обучающего эксперимента. Объём выборки  $n$  следует выбирать, используя два условия. Первое условие:  $n \geq 2^{k+1}$ .

В МПЛ, используя результаты обучающего эксперимента, оценивают вероятности, связанные с двоичными сигналами  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , поэтому второе условие предусматривает обеспечение с выбранной доверительной вероятностью  $\gamma$  допустимой относительной ошибки  $\Delta p/p$  от замены вероятностей  $p$  её оценками  $p^*$ . Выбор значения  $n$  следует делать по табл. П1.1 в зависимости от доверительной вероятности  $\gamma$  и задаваемой допустимой ошибки  $\Delta p/p$ .

Таблица П1.1

### Выбор объёма обучающей выборки по относительной ошибке оценок вероятностей

Относительная ошибка $\Delta p/p$ , %	Объём выборки при доверительной вероятности $\gamma$				
	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
50	7	9	11	16	17
40	11	13	17	24	42
30	19	23	30	43	74
20	41	52	68	96	166
10	165	207	270	384	664

Из двух значений, удовлетворяющих указанным условиям, в качестве требуемого объёма выборки выбирается большее значение величины  $n$ . Допускается в отдельных случаях отходить от условия  $n \geq 2^{k+1}$ , однако во всех случаях объём выборки должен быть не менее 40...50 экземпляров.

4. Для проведения обучающего эксперимента отбирается случайным образом из одной и той же партии ИЭТ  $n$  экземпляров. Проверяется соответствие параметров этих экземпляров требованиям технических условий (ТУ). Экземпляры, не соответствующие требованиям ТУ, отсеиваются. Отобранные экземпляры каким-либо способом помечаются, но так, чтобы даже в процессе высокотемпературных ускоренных испытаний маркировка осталась читаемой. У каждого экземпляра перед проведением испытаний измеряются значения признаков и обеспечивается взаимосвязь их с номерами экземпляров обучающей выборки.

5. На основе анализа электрического режима работы ИЭТ в составе аппаратуры и других факторов, указанных потребителем ИЭТ, выбираются критерии отказа ИЭТ. Отказавшие ИЭТ будут соответствовать экземплярам класса  $K_2$ .

6. Экземпляры обучающей выборки ставятся на испытание в одинаковом для всех экземпляров режиме и испытываются в течение времени  $t_{\text{уск}}$ , эквивалентном с точки зрения функционирования и возникновения отказов времени  $t_{\text{пр}}$ .

По истечении времени  $t_{\text{уск}}$  испытания прекращаются. Экземпляры обучающей выборки выдерживают при комнатной температуре не менее одного часа, после чего уточняется класс ( $K_1$  или  $K_2$ ) каждого экземпляра. ИЭТ, не отказавшие на момент времени  $t_{\text{уск}}$ , следует считать принадлежащими к экземплярам класса  $K_1$ , а отказавшие — к экземплярам класса  $K_2$ . Отказавшими считают те экземпляры, у которых возник внезапный отказ, то есть полная потеря работоспособности, и экземпляры, функциональные параметры которых не отвечают требованиям ТУ.

Результаты обучающего эксперимента, рекомендуется представлять в виде табл. П1.2.

Приведённые в табл. П1.2 данные в неявном виде показывают взаимосвязь между значениями признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в момент времени  $t = 0$  и классом экземпляра, то есть уровнем надёжности в будущий момент времени  $t_{\text{пр}}$ .

Таблица П1.2

**Форма записи результатов обучающего эксперимента**

Номер экземпляра	Значение признаков $j$ -го экземпляра				Класс экземпляра на момент окончания испытаний
	$x_1$	$x_2$	...	$x_k$	
1	$x_1^{(1)}$	$x_2^{(1)}$	...	$x_k^{(1)}$	$K_S^{(1)}$
2	$x_1^{(2)}$	$x_2^{(2)}$	...	$x_k^{(2)}$	$K_S^{(2)}$
...	...	...	...	...	...
$j$	$x_1^{(j)}$	$x_2^{(j)}$	...	$x_k^{(j)}$	$K_S^{(j)}$
...	...	...	...	...	...
$n$	$x_1^{(n)}$	$x_2^{(n)}$	...	$x_k^{(n)}$	$K_S^{(n)}$

*Примечание.* Значение нижнего индекса  $S$  в обозначении класса экземпляра  $K_S$  принимает значения  $S = 1, 2$ .

**1.3. Обучение**

1. На этапе обучения необходимо определить:

а) средние значения признаков в классах  $K_1$  и  $K_2$ ;

б) пороговые уровни признаков  $x_{i0}$ ,  $i = 1, \dots, k$ ;

в) входные двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , соответствующие значениям признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , измеренным в момент времени  $t = 0$  для каждого экземпляра обучающей выборки;

г) веса  $\alpha$  ( $z_i = 1$ ) и  $\alpha$  ( $z_i = 0$ ), соответствующие входным двоичным сигналам  $z_i = 1$  и  $z_i = 0$  для всех  $k$  признаков;

д) принадлежность каждого экземпляра обучающей выборки к классу  $K_1$  или  $K_2$  по прогнозу с использованием прогнозирующего правила (П1.1).

2. Средние значения  $i$ -го признака в классах  $K_1$  и  $K_2$  подсчитываются по формулам

$$m_{i1} = \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} x_{i1}^{(j)}; \quad (\text{П1.4})$$

$$m_{i2} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} x_{i2}^{(j)}; \quad (\text{П1.5})$$

где  $m_{i1}$  — среднее значение  $i$ -го признака в классе  $K_1$ ;  $m_{i2}$  — среднее значение  $i$ -го признака в классе  $K_2$ ;  $n_1$  — количество в обучающей

выборке экземпляров класса  $K_1$ ;  $n_2$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_2$ ;  $x_{i1}^{(j)}$  — значение  $i$ -го признака для  $j$ -го экземпляра в классе  $K_1$ ;  $x_{i2}^{(j)}$  — значение  $i$ -го признака для  $j$ -го экземпляра в классе  $K_2$ .

3. Преобразование значений признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$  (0 или 1) выполняется по соотношениям

$$\left. \begin{aligned} z_i^{(j)} &= 1, \text{ если } x_i^{(j)} \geq x_{i0} \\ z_i^{(j)} &= 0, \text{ если } x_i^{(j)} < x_{i0} \end{aligned} \right\} \text{ при } m_{i1} > m_{i2}; \quad (\text{П1.6})$$

$$\left. \begin{aligned} z_i^{(j)} &= 1, \text{ если } x_i^{(j)} \leq x_{i0} \\ z_i^{(j)} &= 0, \text{ если } x_i^{(j)} > x_{i0} \end{aligned} \right\} \text{ при } m_{i1} < m_{i2}, \quad (\text{П1.7})$$

где  $x_i^{(j)}$  — значение  $i$ -го признака для  $j$ -го экземпляра обучающей выборки;  $x_{i0}$  — пороговый уровень  $i$ -го признака (не зависит от номера экземпляра).

4. Пороговый уровень  $x_{i0}$  определяется отдельно для каждого признака. Для определения этого уровня задаются 5...7 точками,  $x_{i0g}$  ( $g = 1, 2, \dots, G$ ), лежащими между значениями математических ожиданий  $m_{i1}$  и  $m_{i2}$ , где  $G$  — число точек.

Для каждого  $j$ -го экземпляра обучающей выборки в точках  $x_{i0g}$  ( $g = 1, 2, \dots, G$ ) по соотношениям (П1.6) или (П1.7) выполняется преобразование признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$ .

Результаты этого преобразования по каждому  $i$ -му признаку ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) рекомендуется представлять в виде табл. П1.3.

Таблица П1.3

**Преобразование  $i$ -го признака в двоичные сигналы  
в зависимости от его порогового уровня**

Номер экзем- пляра	Класс экземпляра по результатам испытаний	Двоичный сигнал для порогового уровня $i$ -го признака			
		$x_{i1}$	$x_{i2}$	...	$x_{iG}$
1	$K_S^{(1)}$	$z_{i1}^{(1)}$	$z_{i2}^{(1)}$	...	$z_{iG}^{(1)}$
2	$K_S^{(2)}$	$z_{i1}^{(2)}$	$z_{i2}^{(2)}$	...	$z_{iG}^{(2)}$
...	...	...	...	...	...
$j$	$K_S^{(j)}$	$z_{i1}^{(j)}$	$z_{i2}^{(j)}$	...	$z_{iG}^{(j)}$
...	...	...	...	...	...
$n$	$K_S^{(n)}$	$z_{i1}^{(n)}$	$z_{i2}^{(n)}$	...	$z_{iG}^{(n)}$

5. По данным табл. П1.3 для каждой точки  $x_{i0g}$  ( $g = 1, 2, \dots, G$ ) подсчитываются следующие величины:

- $n(K_1/1)$  – число экземпляров класса  $K_1$ , для которых  $z_i = 1$ ;
- $n(K_1/0)$  – число экземпляров класса  $K_1$ , для которых  $z_i = 0$ ;
- $n(K_2/1)$  – число экземпляров класса  $K_2$ , для которых  $z_i = 1$ ;
- $n(K_2/0)$  – число экземпляров класса  $K_2$ , для которых  $z_i = 0$ ;
- $n(1)$  – общее число экземпляров в обучающей выборке, для которых  $z_i = 1$ ;
- $n(0)$  – общее число экземпляров в обучающей выборке, для которых  $z_i = 0$ .

6. Определяются оценки вероятностей того, что экземпляр принадлежит к классу  $K_1$ , или к классу  $K_2$ , при условии, что признак  $x_i$  по результатам применения соотношения (П1.6) или (П1.7) принял значение  $z_i = 1$  или  $z_i = 0$ . Пользуются формулами

$$P(K_1/1) = \frac{n(K_1/1)}{n(1)}; \quad (\text{П1.8})$$

$$P(K_1/0) = \frac{n(K_1/0)}{n(0)}; \quad (\text{П1.9})$$

$$P(K_2/1) = \frac{n(K_2/1)}{n(1)}; \quad (\text{П1.10})$$

$$P(K_2/0) = \frac{n(K_2/0)}{n(0)}. \quad (\text{П1.11})$$

7. Определяются оценки вероятностей того, что входной двоичный сигнал  $z_i$  примет значение  $z_i = 1$  и значение  $z_i = 0$ . Расчёт выполняют по формулам

$$P(1) = \frac{n(1)}{n}; \quad (\text{П1.12})$$

$$P(0) = \frac{n(0)}{n}. \quad (\text{П1.13})$$

Значения величин, полученных в пп. 6, 7, рекомендуется внести в табл. П1.4.

Таблица П1.4

**Вероятностные характеристики в зависимости  
от порогового уровня  $i$ -го признака**

Определяемая характеристика	Пороговый уровень $i$ -го признака			
	$x_{i01}$	$x_{i02}$	...	$x_{i0G}$
$P(K_1/1)$				
$P(K_1/0)$				
$P(K_2/1)$				
$P(K_2/0)$				
$P(1)$				
$P(0)$				
$I(x_{i0})$				

8. Пороговый уровень  $x_{i0}$  даёт определенное количество информации  $I(x_{i0})$  о классе экземпляра. Выбор порогового уровня  $x_{i0}$   $i$ -го признака производится по максимальному значению количества информации  $I(x_{i0})$ , которую несёт об уровне надёжности ИЭТ пороговый уровень  $x_{i0}$ , используемый в соотношениях (П1.6) и (П1.7). Выполняется это путём расчёта значений величины  $I(x_{i0})$  для точек  $x_{i0g}$  ( $g = 1, 2, \dots, G$ ) и выбором в качестве  $x_{i0}$  такого значения  $x_{i0g}$ , для которого выполняется условие

$$I(x_{i0}) = \max. \quad (\text{П1.14})$$

9. Расчёт величин  $I(x_{i0})$  выполняется по формуле

$$I(x_{i0}) = H(K_S)H(K_S/x_{i0}), \quad (\text{П1.15})$$

где  $H(K_S)$  — энтропия (степень неопределённости) класса  $K_S$  экземпляра до контроля признака  $x_i$  и его преобразования в двоичный сигнал  $z_i$ ;  $H(K_S/x_{i0})$  — условная энтропия класса экземпляра после контроля признака  $x_i$  и преобразования его в двоичный сигнал  $z_i$  по выражениям (П1.6) или (П1.7) с учётом выбираемого значения  $x_{i0}$ .

Энтропия  $H$  класса  $K_S$  рассчитывается по формуле

$$H(K_S) = - \sum_{S=1}^2 P(K_S) \log P(K_S), \quad (\text{П1.16})$$

где  $P(K_S)$  — априорная, то есть начальная вероятность класса  $K_S$  ( $S = 1; 2$ ).

Условная энтропия  $H(K_S/x_{i0})$  определяется как

$$H(K_S/x_{i0}) = -P(1) [P(K_1/1)\log P(K_1/1) + P(K_2/1)\log P(K_2/1)] - \\ - P(0) [P(K_1/0)\log P(K_1/0) + P(K_2/0)\log P(K_2/0)]. \quad (\text{П1.17})$$

Оценки априорных вероятностей классов  $K_1$  и  $K_2$  следует получать по формуле

$$P(K_S) = \frac{n_S}{n}, \quad (\text{П1.18})$$

где  $n_S$  — число экземпляров в обучающей выборке, фактически принадлежащих классу  $K_S$  ( $S = 1, 2$ );  $n$  — общий объём обучающей выборки ( $n_1 + n_2 = n$ ).

Рассчитанные значения величин  $I(x_{i0})$  для точек  $x_{i0g}$  ( $g = 1, 2, \dots, G$ ) рекомендуется внести в табл. П1.4.

10. По данным табл. П1.4 с учётом условия (П1.14) выбирается значение порогового уровня  $x_{i0}$   $i$ -го признака.

Для более точного выбора величины  $x_{i0}$  рекомендуется построить график зависимости  $I(x_{i0}) = \varphi(x_{i0})$  и воспользоваться им.

11. Для выбранного значения порогового уровня  $x_{i0}$  подсчитываются оценки условных вероятностей принадлежности экземпляра к классу  $K_1$  при условии, что входной двоичный сигнал принял значение  $z_i = 1$  и значение  $z_i = 0$ . Оценки этих вероятностей обозначены соответственно как  $P(K_1/z_i = 1)$  и  $P(K_1/z_i = 0)$ .

Оценку вероятности  $P(K_1/z_i = 1)$  получают по формуле

$$P(K_1/z_i = 1) = \frac{n(K_1/z_i = 1)}{n(z_i = 1)}, \quad (\text{П1.19})$$

где  $n(K_1/z_i = 1)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых  $i$ -й входной двоичный сигнал, определяемый по выражению (П1.6) или (П1.7), принял значение  $z_i = 1$ ;  $n(z_i = 1)$  — общее количество в обучающей выборке экземпляров, для которых по результатам преобразования признака  $x_i$  в двоичный сигнал  $z_i$  с использованием выражений (П1.6) или (П1.7) получено  $z_i = 1$ .

Оценку вероятностей  $P(K_1/z_i = 0)$  вычисляют по формуле

$$P(K_1/z_i = 0) = \frac{n(K_1/z_i = 0)}{n(z_i = 0)}, \quad (\text{П1.20})$$

где  $n(K_1/z_i = 0)$  — количество в обучающей выборке экземпляров класса  $K_1$ , для которых по результатам преобразования признаков  $x_i$  в двоичные сигналы  $z_i$  получено  $z_i = 0$ ;  $n(z_i = 0)$  — общее число экземпляров в обучающей выборке, для которых по результатам преобразования  $x_i$  в  $z_i$  получено  $z_i = 0$ .

Подсчитанные по формулам (П1.19) и (П1.20) оценки вероятностей используются в качестве весов входных двоичных сигналов для  $i$ -го признака в прогнозирующем правиле (П1.1), то есть

$$\alpha(z_i) = \begin{cases} P(K_1/z_i = 1), & \text{если } z_i^{(j)} = 1, \\ P(K_1/z_i = 0), & \text{если } z_i^{(j)} = 0. \end{cases} \quad (\text{П1.21})$$

12. Пункты 2...11 выполняются для всех признаков и их результаты включают в табл. П1.5.

Таблица П1.5

**Преобразование признаков в двоичные сигналы**

Номер признака	$x_1$	$x_2$	...	$x_k$
Пороговый уровень $x_{i0}$	$x_{i0}$	$x_{20}$	...	$x_{k0}$
Условие получения $z_i = 1$	*	*	*	*

\* Указывается условие ( $\geq$  или  $\leq$ ) получения двоичного сигнала  $z_i = 1$ , при невыполнении условия принимается  $z_i = 0$ .

13. С учётом выполненных пунктов 2...12 строится таблица, включающая веса двоичных сигналов  $z_i = 1$  и  $z_i = 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$  (табл. П1.6).

Таблица П1.6

**Веса двоичных сигналов  $\alpha(z_i)$**

Двоичный сигнал	$z_1$	$z_2$	...	$z_k$
$P(K_1/z_i = 1)$	*	*	*	*
$P(K_1/z_i = 0)$	*	*	*	*

\* Записываются оценки вероятностей, подсчитанные по формулам (П1.19) и (П1.20).



14. По формуле (П1.2) рассчитываются значения величины  $F^{(j)}$  для всех экземпляров обучающей выборки. При нахождении этой суммы для  $j$ -го экземпляра значения вероятностей вида  $P(K_1/z_i = \xi)$ , приведённых в табл. П1.6, необходимо брать в зависимости от значения двоичного сигнала  $z_i = \xi$  ( $\xi = 1$  или  $\xi = 0$ ), соответствующего этому экземпляру.

Результаты расчёта рекомендуется внести в табл. П1.7.

Таблица П1.7

### Результаты обучения и выбор порога разделения классов $T$

Номер экземпляра обучающей выборки	Фактический класс	Значения входных двоичных сигналов			Значение $F^{(j)}$	Класс $j$ -го экземпляра по прогнозу при значении $T$ , равном		
		$z_1$	...	$z_k$		$T_1$	$T_2$	...
1								
...	...	...	...	...	...	...	...	...
$j$								
...	...	...	...	...	...	...	...	...
$n$								

## 1.4. Экзамен

1. Выполняется анализ значения величин  $F^{(j)}$  для экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$  (см. табл. П1.7). По результатам анализа определяется зона пересечения (перекрытия) классов  $K_1$  и  $K_2$  по величине  $F^{(j)}$  (рис. П1.1).

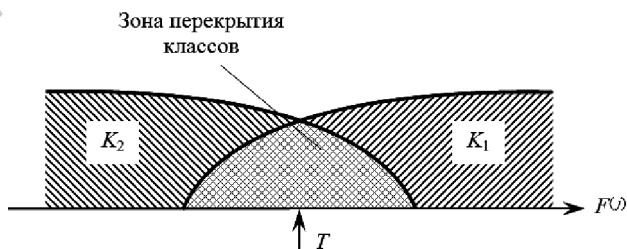


Рис. П1.1. Соответствие решающей функции  $F$  классам  $K_1$  и  $K_2$

2. С целью определения порога разделения классов  $T$ , отвечающего допустимому значению риска потребителя  $p_{21\text{доп}}$ , необходимо задаться несколькими значениями величины  $T$  в диапазоне перекрытия классов (см. рис. П1.1) и по прогнозирующему правилу (П1.1) для каждого значения  $T$  принять решение об отнесении экземпляров обучающей выборки по прогнозу к классу  $K_1$  или  $K_2$ . Результаты внести в табл. П1.7.

3. На этапе экзамена выполняется количественная оценка результатов обучения. Для этого вычисляются следующие характеристики:

- риск потребителя  $p_{21}$ ;
- риск изготовителя  $p_{12}$ ;
- вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  (по результатам прогнозирования).

Для определения этих характеристик, пользуясь данными табл. П1.7, для каждого заданного значения  $T$  необходимо подсчитать следующие величины:

- $n(K_1/\text{реш } K_2)$  — число экземпляров в действительности класса  $K_1$ , но по прогнозу отнесённые к экземплярам класса  $K_2$ , эту величину называют ошибками первого рода и обозначают так же, как  $n_{12}$ ;
- $n(K_2/\text{реш } K_1)$  — число экземпляров в действительности класса  $K_2$ , но по прогнозу отнесённых к экземплярам класса  $K_1$ , эту величину называют ошибками второго рода и обозначают так же, как  $n_{21}$ ;
- $n(\text{реш } K_1)$  — общее число решений об отнесении экземпляров обучающей выборки по прогнозу к классу  $K_1$ ;
- $n(\text{реш } K_2)$  — общее число решений об отнесении экземпляров обучающей выборки по прогнозу к классу  $K_2$ .

Результаты подсчётов рекомендуется внести в табл. П1.8.

Таблица П1.8

**Результаты прогнозирования в зависимости  
от задаваемого значения порога  $T$**

Характеристика	Значение характеристики при $T$ , равном		
	$T_1$	$T_2$	...
$n(K_1/\text{реш } K_2) = n_{12}$			
$n(K_2/\text{реш } K_1) = n_{21}$			

Окончание табл. П1.8

Характеристика	Значение характеристики при $T$ , равном		
	$T_1$	$T_2$	...
$n$ (реш $K_1$ )			
$n$ (реш $K_2$ )			
$P(K_1/\text{реш } K_2) = p_{12}$			
$P(K_2/\text{реш } K_1) = p_{21}$			
$P_{\text{прав}}$			

4. Используя данные табл. П1.8, рассчитываются значения величин  $p_{12}$ ,  $p_{21}$  и  $P_{\text{прав}}$  для всех заданных значений величины  $T$ . Пользуются формулами

$$p_{12} = \frac{n(K_1/\text{реш } K_2)}{n(\text{реш } K_2)}; \quad (\text{П1.22})$$

$$p_{21} = \frac{n(K_2/\text{реш } K_1)}{n(\text{реш } K_1)}; \quad (\text{П1.23})$$

$$P_{\text{прав}} = 1 - \frac{n_{21} + n_{12}}{n}. \quad (\text{П1.24})$$

Значения величин  $p_{12}$ ,  $p_{21}$  и  $P_{\text{прав}}$  рекомендуется внести в табл. П1.8.

5. По данным табл. П1.8 строятся графики зависимости риска изготовителя  $p_{12}$  и риска потребителя  $p_{21}$  от задаваемых значений величины  $T$ . При этом указанные графики необходимо построить на одной координатной сетке и выполнить аппроксимацию графиков плавными линиями (рис. П1.2).

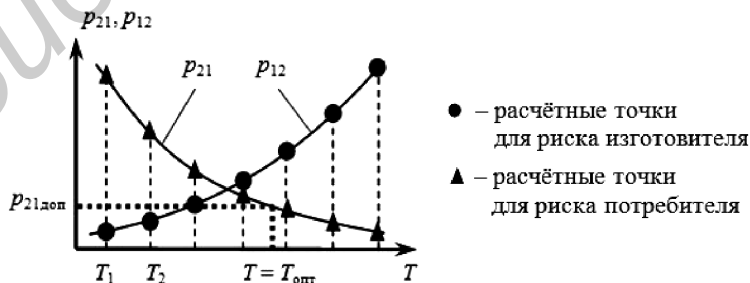


Рис. П1.2. Определение оптимального значения порога  $T$

6. Используя рис. П1.2, для прогнозирующего правила вида (П1.1) выбирается такое значение порога разделения  $T$ , которое отвечает критерию (П1.3).

Значение порога  $T$ , полученное по критерию (П1.3) с использованием рис. П1.2, будем называть оптимальным порогом и обозначать  $T_{\text{опт}}$ .

7. Если при допустимом риске потребителя  $p_{21\text{доп}}$  требования относительно риска изготовителя  $p_{12}$  не выполняются (min не отвечает требованию потребителя ИЭТ), то следует изменить пороговые уровни  $x_{i0}$  признаков (одного или нескольких) таким образом, чтобы обеспечивался меньший риск изготовителя, приходящийся на каждый признак, и снова повторить процесс обучения и экзамена. Если этот способ не даст желаемых результатов, то следует найти более информативные признаки либо использовать большее число признаков.

8. Для всех возможных комбинаций входных двоичных сигналов  $z_1, z_2, \dots, z_k$  с использованием данных табл. П1.6 подсчитываются значения сумм

$$\sum_{i=1}^k \alpha(z_i), \quad (\text{П1.25})$$

где веса  $\alpha(z_i)$  определены по выражению (П1.21).

9. Строится логическая таблица, используемая для выполнения прогнозирования новых однотипных экземпляров ИЭТ рассматриваемого типа (табл. П1.9).

Таблица П1.9

## Прогнозирующее правило в виде логической таблицы

Номер комбинации $z_i$	Входные двоичные сигналы				Значение $\sum_i \alpha(z_i)$	Класс экземпляра по прогнозу
	$z_1$	$z_2$	...	$z_k$		
1	1	1	1	1	$F_1$	$K_1$
2	1	1	1	0	$F_2$	$K_1$
3	1	1	0	1	$F_3$	$K_1$
...	...	...	...	...	...	...
$2^k - 1$	0	0	0	1	$F_{N-1}$	$K_2$
$N = 2^k$	0	0	0	0	$F_N$	$K_2$

В последнем столбце табл. П1.9 класс экземпляра по прогнозу ( $K_1$  и  $K_2$ ) указан в предположении, что большинство единиц в комбинации двоичных сигналов отвечает экземплярам класса  $K_1$ .

10. Используя выбранное в п. 6 значение порога разделения  $T_{\text{опт}}$  по алгоритму, описываемому соотношением (П1.1), с учётом значений сумм весов  $\alpha(z_i)$  определяют, какому классу ( $K_1$  или  $K_2$ ) соответствует комбинация входных двоичных сигналов (табл. П1.9, последний столбец).

С целью уменьшения строк табл. П1.9 рекомендуется в окончательный вид этой таблицы включать комбинации двоичных сигналов, соответствующие лишь одному из классов. В этом случае количество комбинаций в табл. П1.9 составит не более чем  $(2^k)/2$ .

## 1.5. Прогнозирование

1. Прогнозирование новых экземпляров, не участвовавших в обучающем эксперименте, выполняется в следующем порядке:

а) измерение значений признаков  $x_1, x_2, \dots, x_k$  прогнозируемого экземпляра;

б) преобразование признаков этого экземпляра в двоичные сигналы  $z_1, z_2, \dots, z_k$  по табл. П1.5;

в) поиск в табл. П1.9 комбинации, соответствующей прогнозируемому экземпляру, и принятие решения о классе ( $K_1$  или  $K_2$ ) этого экземпляра.

## 2. МЕТОДИКА ИНДИВИДУАЛЬНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НАДЁЖНОСТИ БИПОЛЯРНЫХ ТРАНЗИСТОРОВ ПО ПОСТЕПЕННЫМ ОТКАЗАМ

---

### 2.1. Область применения методики

1. Методика определяет порядок (процедуру) решения задачи индивидуального прогнозирования надёжности на заданный будущий момент времени для биполярных транзисторов (далее БТ) после этапа их изготовления.

Методика позволяет применительно к конкретному экземпляру и заданной наработке  $t$  спрогнозировать значение функционального параметра  $P$  (далее параметр  $P$ ) и принять решение о надёжности этого экземпляра с учётом постепенного отказа для этой наработки. Соответствие рассматриваемого экземпляра требованию надёжности для заданной наработки  $t$  определяется сравнением прогнозного значения  $P$  с нормой, приведённой в технических условиях (ТУ) на биполярные транзисторы интересующего типа, или со значением, указанным потребителем.

В общем случае при работе транзисторов в усилительном режиме в качестве контролируемого функционального параметра(ов)  $P$  рекомендуется выбирать статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером  $h_{21Э}$  (коэффициент усиления) и (или) обратные токи  $p$ - $n$ -переходов, при работе в ключевом режиме — напряжение насыщения коллектор-эмиттер  $U_{КЭнас}$ , пробивное напряжение коллектор-эмиттер  $U_{КЭ0проб}$  и др.

2. Индивидуальное прогнозирование применительно к испытываемому экземпляру выполняют методом имитационных воздействий, в основе которого лежит установление и использование статистических связей между изменениями параметров, вызываемыми, с одной стороны, имитационным воздействием, не приводящим к уменьшению рабочего ресурса БТ, и, с другой стороны, длительной наработкой (временем работы) БТ.

3. Применение метода имитационных воздействий для решения задачи прогнозирования надёжности БТ по постепенным отказам включает следующие этапы:

- экспериментальные исследования определенной выборки БТ рассматриваемого типа вначале на воздействие имитационного фактора (здесь изменения параметров носят обратимый характер), а затем на длительную наработку (здесь изменения параметров носят необратимый характер);
- получение имитационной модели (функции пересчёта);
- определение ошибок прогнозирования;
- индивидуальное прогнозирование значения параметра  $P$  и, следовательно, надёжности (с учётом постепенного отказа) однотипных экземпляров, не принимавших участие в экспериментальных исследованиях.

4. Экспериментальные исследования определённой выборки БТ рассматриваемого типа проводят с целью установления функциональных зависимостей параметра  $P$  транзисторов от имитационного фактора  $F$ , а также от значения наработки  $t$ . Для этого предварительно выбирают параметр  $P$  и фактор  $F$ , используемый в качестве имитационного.

В экспериментальных исследованиях участвуют обучающая и контрольная выборки БТ рассматриваемого типа. Результаты исследования обучающей выборки используются для получения имитационной модели, а результаты исследования контрольной выборки — для определения ошибки прогнозирования.

5. Имитационная модель представляет собой уравнение, устанавливающее соответствие между наработкой  $t$  и уровнем имитационного фактора  $F$ . Это уравнение будем называть функцией пересчёта. Оно показывает, какое значение имитационного фактора  $F$  соответствует той или иной наработке  $t$ . Для его нахождения выполняется обработка экспериментальных данных, полученных при исследовании обучающей выборки.

Вначале находят математические выражения (модели), показывающие, как среднее значение выбранного параметра  $P$  рассматриваемого типа БТ изменяется от уровня имитационного фактора  $F$  и от значения наработки  $t$ :

$$P = \varphi_1(F), \quad (\text{П2.1})$$

$$P = \varphi_2(t), \quad (\text{П2.2})$$

где  $\varphi_1$  — функция, описывающая изменение параметра  $P$  от имитационного фактора  $F$ ;  $\varphi_2$  — функция, описывающая изменение параметра  $P$  от наработки  $t$ .

Для получения функции пересчёта необходимо выражения (П2.1) и (П2.2) приравнять друг к другу, а затем решить полученное уравнение относительно имитационного фактора  $F$ :

$$F_{\text{им}} = f(t), \quad (\text{П2.3})$$

где  $f$  — символ функциональной связи.

6. Определение ошибок прогнозирования выполняют с целью проверки пригодности полученной функции пересчёта для прогнозирования значений параметра  $P$  тех экземпляров рассматриваемого типа БТ, которые не принимали участие в экспериментальных исследованиях (в обучающей и контрольной выборках).

Об ошибках прогнозирования судят по средней ошибке прогнозирования, которую находят, используя контрольную выборку. Рекомендуется испытывать контрольную выборку одновременно с обучающей с целью сокращения времени решения задачи прогнозирования и экономии средств. Если известно значение наработки БТ в составе аппаратуры, то средняя ошибка прогнозирования определяется для этой наработки. В других случаях её следует определять для наработки  $t_n$ , указываемой в ТУ на БТ рассматриваемого типа. Функцией пересчёта можно пользоваться на практике, если средняя ошибка прогнозирования не превышает допустимого значения.

7. Индивидуальное прогнозирование параметра  $P$  конкретного, будем называть прогнозируемого экземпляра, не принимавшего участие в экспериментальных исследованиях, позволяет сделать оценку его надёжности по постепенному отказу для заданной наработки  $t$ . Для этого, пользуясь полученной функцией пересчёта (П2.3), для наработки  $t$  определяют значение имитационного фактора  $F_{\text{им}}$ . Для прогнозируемого экземпляра обеспечивают уровень имитационного фактора, равный значению  $F_{\text{им}}$ , при этом значении  $F_{\text{им}}$  измеряют параметр  $P$  этого экземпляра. Прогноз получают по такому правилу: считают, что для наработки  $t$  параметр  $P$  прогнозируемого экземпляра будет иметь такое же значение, как полу-



ченное при измерении в условиях наличия имитационного воздействия, равного рассчитанному уровню  $F_{\text{им}}$ .

Путём сравнения измеренного значения  $P$  с нормой (требованиями ТУ) делают заключение о надёжности прогнозируемого экземпляра по постепенному отказу для заданной наработки  $t$ .

## 2.2. Экспериментальные исследования

1. Для проведения экспериментальных исследований формируется выборка БТ рассматриваемого типа. Её общий объём  $N$  включает обучающую выборку размером  $n$  и контрольную размером  $m$ . Выборку объёмом  $N$ , включающую обучающую и контрольную выборку, будем называть объединённой. Результаты испытаний обучающей выборки используют для получения функции пересчёта, результаты испытаний контрольной выборки — для определения ошибок прогнозирования. Экспериментальные исследования обеих выборок экономически целесообразно проводить одновременно.

Отбор  $N$  экземпляров объединённой выборки должен выполняться случайным образом из одной и той же партии БТ.

2. Проводят эксперимент с использованием имитационного воздействия. В качестве имитационного фактора  $F$  рекомендуется выбирать ток коллектора  $I_K$  или температуру  $T$ . Дальнейшие действия описываются применительно к случаю использования  $I_K$  в качестве  $F$ .

При различных значениях тока  $I_K$  (примерно в 5...7 точках) у каждого экземпляра объединённой выборки объёмом  $N$ , включающей обучающую и контрольную выборки, измеряют интересующий параметр  $P$  (первые два столбца табл. П2.1).

Таблица П2.1

**Форма записи данных о зависимости параметра  $P$   $i$ -го экземпляра объединённой выборки от имитационного фактора  $F$  (1-й и 2-й столбцы) и наработки  $t$  (3-й и 4-й столбцы)**

Значение $I_K$	Значение параметра $P$ для $i$ -го экземпляра объединённой выборки	Значение $t$ , час	Значение параметра $P$ для $i$ -го экземпляра объединённой выборки
1	2	3	4
$I_{K1}$	$P_i(I_{K1})$	$t_1$	$P_i(t_1)$
$I_{K2}$	$P_i(I_{K2})$	$t_2$	$P_i(t_2)$

Окончание табл. П2.1

1	2	3	4
...	...	...	...
$I_{kl}$	$P_i(I_{kl})$	$t_n$	$P_i(t_n)$

В табл. П2.1 число точек имитационного фактора обозначено символом  $l$  ( $l \approx 5...7$ ).

3. Используя данные табл. П2.1 и прикладные программы для ЭВМ, для каждого экземпляра контрольной выборки получают математическую модель вида

$$P_i = \varphi(I_K); \quad i = 1, 2, \dots, m, \quad (\text{П2.4})$$

где  $\varphi$  – символ функциональной связи, вид которой определяется прикладной программой.

4. Для каждой точки  $I_K$  экземпляров обучающей выборки объемом  $n$  находят среднее значение  $P$ . Полученные данные рекомендуется свести в табл. П2.2.

Таблица П2.2

**Зависимость среднего значения параметра  $P$  экземпляров обучающей выборки от имитационного фактора  $I_K$**

Значение $I_K, A$	Среднее значение параметра $P$ экземпляров обучающей выборки
$I_{K1}$	$P(I_{K1})$
$I_{K2}$	$P(I_{K2})$
...	...

Используя данные табл. П2.2 и прикладные программы для ЭВМ, получают математическую модель зависимости среднего значения параметра  $P$  от тока коллектора  $I_K$ :

$$P = f_1(I_K), \quad (\text{П2.5})$$

где  $f_1$  – символ функциональной связи, вид которой определяется прикладной программой для ЭВМ.

5. Проводят испытания объединённой выборки объёмом  $N$  на долговечность (длительную наработку). В процессе испытаний

в нескольких точках наработки ( $t_1, t_2, \dots, t_n$ ) контролируют параметр  $P$ . Используют ускоренные испытания, позволяющие за относительно короткое время  $t_{\text{уск}}$  получить о параметре  $P$  ту же информацию, что и за длительную наработку  $t_n$  в обычных условиях.

Вначале планируют проведение ускоренных чисто высокотемпературных испытаний. В случае если действие только повышенной температуры окажется недостаточным для существенного уменьшения общей продолжительности испытаний, то дополнительно следует использовать электрическую нагрузку.

Результаты испытаний рекомендуется свести в табл. П2.1 (3-й и 4-й столбцы).

Далее оценивают влияние наработки  $t$  на среднее значение параметра  $P$  экземпляров обучающей выборки. Для этого, используя результаты испытаний обучающей выборки объемом  $n$ , для точек наработки ( $t_1, t_2, \dots, t_n$ ) определяют среднее значение  $P$  и информацию заносят в табл. П2.3.

Таблица П2.3

**Зависимость среднего значения параметра  $P$  экземпляров обучающей выборки от наработки  $t$**

Значение $t$ , ч	Среднее значение параметра $P$ экземпляров обучающей выборки
$t_1$	$P(t_1)$
$t_2$	$P(t_2)$
...	...
$t_n$	$P(t_n)$

Используя данные табл. П2.3 и прикладные программы для ЭВМ, получают математическую модель вида

$$P = f_2(t), \quad (\text{П2.6})$$

где  $f_2$  — символ функциональной зависимости, конкретный вид которой выбирается с помощью прикладной программы для ЭВМ.

### 2.3. Получение функции пересчёта

1. Для получения функции пересчёта наработку на значение имитационного тока коллектора необходимо приравнять друг к другу математические выражения (П2.5) и (П2.6), а затем решить полученное уравнение относительно тока коллектора  $I_K$ . В итоге будет найдена функция для расчёта имитационных значений тока коллектора  $I_K$  в зависимости от задаваемой наработки (функция пересчёта):

$$I_{\text{Ким}} = f(t), \quad (\text{П2.7})$$

где  $f$  — символ функциональной связи, вид которой определяется прикладной программой.

2. Значение имитационного тока коллектора  $I_{\text{Ким}}$ , которое вызывает такое же изменение параметра  $P$ , как и заданная наработка  $t$ , находят по модели (П2.7).

### 2.4. Определение ошибок прогнозирования

1. Ошибки прогнозирования определяют для такого значения наработки  $t$ , для которого интересуются надёжностью по постепенным отказам БТ исследуемого типа.

2. По найденной функции пересчёта (П2.7) рассчитывается значение имитационного тока коллектора  $I_{\text{Ким}}$  для заданной наработки  $t$ .

3. Определяют прогнозное значение  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки  $P_{\text{пр } i}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ), соответствующее заданной наработке  $t$ . Скорее всего, его придётся определять по ранее полученным (см. п. 3 раздела 2.2) моделям (П2.4) или построенным графикам (рис. П2.1) с помощью интерполяции, принимая во внимание значения  $P$ , соответствующие точкам тока  $I_{\text{Ким}}$ , между которыми окажется имитационное значение  $I_{\text{Ким}}$ , рассчитанное для заданной наработки по функции пересчёта (П2.7).

4. Используя информацию табл. П2.1 (3-й и 4-й столбцы), находят истинное значение  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки

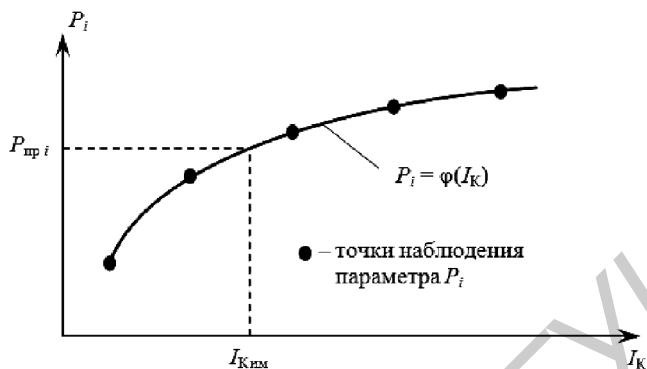


Рис. П2.1. Определение прогнозного значения параметра  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки с использованием расчётного значения  $I_{Ким}$

$P_{ист i}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ), соответствующее заданной наработке  $t$ . Если ошибку прогнозирования  $\Delta_{ср}$  определяют для наработки  $t$ , для которой во время испытаний на долговечность не проводился контроль параметра  $P$ , то значение  $P_{ист i}(t)$  должно быть получено интерполяцией данных табл. П2.1 (3-й и 4-й столбцы), используя соседние значения  $P_{ист i}(t_q)$  и  $P_{ист i}(t_{q+1})$ , находящиеся соответственно слева и справа от точки  $P_{ист i}(t)$ ,  $t_q < t < t_{q+1}$ . Допустимо при этом использование линейной интерполяции.

5. Данные, полученные в п. 3 и 4, рекомендуется свести в табл. П2.4.

Таблица П2.4

**Значения  $P_{пр i}$ ,  $P_{ист i}$ , соответствующие заданной наработке  $t$  для экземпляров контрольной выборки**

Номер экземпляра контрольной выборки	Прогнозное значение параметра $P_{пр i}$	Истинное значение параметра $P_{ист i}$
1	$P_{пр 1}$	$P_{ист 1}$
2	$P_{пр 2}$	$P_{ист 2}$
...	...	...
$m$	$P_{пр m}$	$P_{ист m}$

Среднюю ошибку прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  для заданной наработки  $t$  определяют по формуле

$$\Delta_{\text{ср}}(t) = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left( \frac{P_{\text{пр } i} - P_{\text{ист } i}}{P_{\text{ист } i}} \right)^2}, \quad (\text{П2.8})$$

где  $m$  — объём контрольной выборки;  $P_{\text{пр } i}$  — прогнозное значение параметра  $P$ , соответствующее  $i$ -му экземпляру контрольной выборки для заданной наработки  $t$ , найденное в п. 3;  $P_{\text{ист } i}$  — истинное значение параметра  $P$   $i$ -го экземпляра контрольной выборки для заданной наработки  $t$ , полученное в пункте 4; это значение получают с использованием результатов испытаний контрольной выборки на долговечность (длительную наработку).

6. Функцией пересчёта (П2.7) рекомендуется пользоваться на практике, если ошибка прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}(t) \leq 5...7\%$ .

## 2.5. Индивидуальное прогнозирование

1. Используя функцию пересчёта (П2.7), для заданной наработки  $t_3$  рассчитывается имитационное значение тока коллектора  $I_{\text{Ким}}(t_3)$ .

2. У прогнозируемого экземпляра (транзистора), надёжность по постепенному отказу которого прогнозируется, измеряют параметр  $P$  при токе коллектора, равном значению  $I_{\text{Ким}}(t_3)$ . Считается, что прогнозируемый экземпляр на момент окончания наработки  $t_3$  будет иметь такое же значение параметра  $P$ , как и полученное в результате измерения при токе коллектора, равном рассчитанному уровню  $I_{\text{Ким}}(t_3)$ . Результат измерения является прогнозом значения параметра  $P$  для заданной наработки  $t_3$ .

3. Сравнивая значение параметра  $P$ , полученное при измерении, со значением, приводимым в ТУ на БТ рассматриваемого типа, или с нормой, установленной потребителем, принимают решение (получают прогноз) о надёжности по постепенному отказу прогнозируемого экземпляра по параметру  $P$  для заданной наработки  $t_3$ .

4. Если значение  $I_{\text{Ким}}(t_3)$ , рассчитанное по функции пересчёта (П2.7), превышает предельно допустимое значение тока, указываемое в ТУ, более чем в 2 раза, то для заданной наработки  $t_3$  следует отказаться от прогнозирования значения параметра  $P$ , ибо существует заметный риск повреждения прогнозируемого экземпляра при таком токе коллектора.

## 2.6. Пример практического применения методики

1. В качестве параметра  $P$ , определяющего надёжность по постепенному отказу БТ типа КТ872А в электрической схеме электронного устройства, использовалось напряжение насыщения  $U_{\text{КЭнас}}$  при токе коллектора  $I_{\text{К}} = 7$  А, токе базы  $I_{\text{Б}} = 3,5$  А.

Выполнив пп. 1...4 раздела 2.2 для параметра  $U_{\text{КЭнас}}$ , была получена следующая аналитическая зависимость от тока коллектора  $I_{\text{К}}$  как имитационного фактора при значении  $I_{\text{К}}/I_{\text{Б}} = 2$ :

$$U_{\text{КЭнас}} = 75 \exp(0,309I_{\text{К}}). \quad (\text{П2.9})$$

Выполнив исследования в соответствии с п. 5 раздела 2.2, получена зависимость  $U_{\text{КЭнас}}$  от наработки  $t$  в диапазоне  $0 \dots t_{\text{н}}$  для рабочего тока коллектора, равного  $I_{\text{К}} = 7$  А при значении  $I_{\text{К}}/I_{\text{Б}} = 2$  ( $t_{\text{н}}$  наработка транзисторов, указанная в ТУ):

$$U_{\text{КЭнас}} = 2,4t^{0,47} + 615. \quad (\text{П2.10})$$

Размерность параметров выражений (П2.9) и (П2.10):  $[U_{\text{КЭнас}}] = \text{мВ}$ ;  $[I_{\text{К}}] = \text{А}$ ;  $[t] = \text{ч}$ .

Функция пересчёта наработки  $t$  на имитационный ток  $I_{\text{Ким}}$ , полученная с использованием моделей (П2.9) и (П2.10), приняла вид

$$I_{\text{Ким}} = 3,24 \ln(0,032t^{0,47} + 8,2), \text{ А}. \quad (\text{П2.11})$$

2. По уравнению (П2.11) можно определить: например, для  $t_3 = 20\,000$  ч имитационный ток  $I_{\text{Ким}}(t_3) = 7,93$  А.

Индивидуальное прогнозирование надёжности БТ по постепенному отказу по параметру  $U_{\text{КЭнас}}$  для новых однотипных экземпляров для наработки  $t_3 = 20\,000$  ч состоит в измерении параметра  $U_{\text{КЭнас}}$

при этом токе коллектора при значении  $I_K/I_B = 2$  и сравнении полученного результата с нормой. Предположим, что результат измерения составил 1068 мВ. Сравнивая это значение с нормой, приводимой в ТУ на БТ типа КТ872А (не более 1 В), делаем вывод о несоответствии этого экземпляра требованию надёжности по постепенному отказу по параметру  $U_{KЭнас}$  для наработки  $t_3 = 20\,000$  ч.

Библиотека БГУИР



## Библиографический список

1. Semiconductor Reliability: Engineering publishers / Edited by Willian H. von ALVEN ; Staff Technical Consultant Arinc Research Corporation. New Jersey: ELIZABETH, 1962.
2. Чернышёв, А.А. Основы надёжности полупроводниковых приборов и интегральных микросхем / А.А. Чернышёв. М. : Радио и связь, 1988. 256 с.
3. Емельянов, В.А. Системы качества в микроэлектронике / В.А. Емельянов. Минск : Белорусская наука, 1997. 143 с.
4. Физические основы надёжности интегральных схем / В.Ф. Сынаров [и др.]; под ред. Ю.Г. Миллера. М. : Сов. радио, 1976. 320 с.
5. Прогнозирование надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.]; под ред. С.М. Боровикова. Минск : МГВРК, 2010. 308 с.
6. Надёжность изделий электронной техники для устройств народнохозяйственного назначения: справочник / Разработан в соответствии с руководящим документом РД 50-670-88. М. : ВНИИ «Электронстандарт», 1990. 188 с.
7. Прытков, С.Ф. Надёжность электрорадиоизделий 2006: справочник / С.Ф. Прытков [и др.]; научн. рук. авт. колл. С.Ф. Прытков. М. : ФГУП «22 ЦНИИИ МО РФ», 2008. 641 с.
8. Прытков, С.Ф. Надёжность электрорадиоизделий 2002: справочник / С.Ф. Прытков [и др.]; научн. рук. авт. колл. С.Ф. Прытков. М. : ФГУП «22 ЦНИИИ МО РФ», 2004. 574 с.
9. Боровиков, С.М. Теоретические основы конструирования, технологии и надёжности: учеб. для студентов инж.-техн. спец. вузов / С.М. Боровиков. Минск : Дизайн ПРО, 1998. 336 с.
10. ГОСТ 27.002-89. Надёжность в технике. Основные понятия. Термины и определения. М. : Изд-во стандартов, 1990. 38 с.
11. Reliability prediction of electronic equipment: Military Handbook MIL-HDBK-217F. Washington: Department of defense DC 20301, 1995. 205 p.
12. European Organization of the Quality Control Glassary. Bern: EOQC. 1988. 24 p.
13. Надёжность технических систем: справочник / Ю.К. Беляев и [и др.]; под ред. И.А. Ушакова. Радио и связь, 1985. 608 с.
14. Козырь, И.Я. Качество и надёжность интегральных микросхем: учеб. пособие для втузов / И.Я. Козырь; под ред. Л.А. Коледова. М. : Высш. шк., 1987. 144 с.

15. *Гаскаров, Д.В.* Прогнозирование технического состояния и надёжности радиоэлектронной аппаратуры / Д.В. Гаскаров, Т.А. Голинкевич, А.В. Мозгалевский; под ред. Т.А. Голинкевича. М. : Сов. радио, 1974. 224 с.
16. *Пестряков, В.Б.* Индивидуальное прогнозирование состояния РЭА с использованием теории распознавания: учеб. пособие / В.Б. Пестряков, В.В. Андреева. Куйбышев: Изд-во КуАИ, 1980. 88 с.
17. *Чуев, Ю.В.* Прогнозирование количественных характеристик процессов / Ю.В. Чуев, Ю.Б. Михайлов, В.И. Кузьмин. М. : Сов. радио, 1975. 400 с.
18. РМ 11.ПО.091.023–72. Изделия электронной техники. Алгоритмы и программы для прогнозирования надёжности и долговечности на основе методов распознавания образов. М. : МЭП СССР, 1973.
19. РМ 11.091.163–77. Изделия электронной техники. Математическое обеспечение для прогнозирования надёжности по информативным параметрам на основе распознавания образов. М. : МЭП СССР, 1978.
20. Прогнозирование надёжности изделий электронной техники на основе информативных параметров / П.С. Гамляевый [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, метрология, стандартизация. М. : ЦНИИ «Электроника», 1979. Вып. 1 (619). 94 с.
21. Применение методов распознавания образов в системах управления качеством изделий электронной техники / М.А. Булкин [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация М. : ЦНИИ «Электроника», 1976. Вып. 6 (366). 76 с.
22. *Лучино, А.И.* Направленное обучение при прогнозировании индивидуального срока службы изделий электронной техники с помощью алгоритма обучения распознаванию образов «с учителем» / А.И. Лучино // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 8. С. 35–37.
23. *Айзерман, М.А.* Метод потенциальных функций в теории обучения машин / М.А. Айзерман, Э.М. Браверман, Л.И. Розоноэр. М. : Наука, 1970.
24. ОСТ 4 ГО 012.007–70. Узлы функциональные. Метод индивидуального прогнозирования надёжности. М. : Изд-во ЦКБ, 1971. 36 с.
25. *Садыхов, Г.С.* Алгоритм индивидуального прогнозирования надёжности изделий / Г.С. Садыхов // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1976. Вып. 10 (52). С. 13–19.
26. Elements of semiconductor Devices Reliability / D.S. Peattie and oth. // Proc. IEEE. 1974. Vol. 62. № 2. P. 149–168.
27. *Вапник, В.Н.* Теория распознавания образов / В.Н. Вапник, А.Я. Червоненкис. М. : Наука, 1974. 416 с.

28. *Егоров, Л.П.* Анализ результатов прогнозирования отказов полупроводниковых приборов методами теории распознавания образов / Л.П. Егоров // *Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация.* 1973. Вып. 1 (11). С. 21–26.
29. *Карба, Л.П.* О выборе шумовых параметров для прогнозирования отказов транзисторов / Л.П. Карба, Н.Н. Ульман // *Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, метрология, стандартизация.* 1978. Вып. 7 (69). С. 14–19.
30. *Калявин, В.П.* Прогнозирование технического состояния изделий электронной техники в процессе производства / В.П. Калявин, Ю.Н. Костенко, Г.С. Скосырский // *Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, метрология, стандартизация.* М. : ЦНИИ «Электроника», 1980. Вып. 1 (722). 54 с.
31. *Морозов, В.С.* Определение оптимального комплекса параметров при решении задач прогнозирования индивидуальной долговечности ЭВП / В.С. Морозов, В.А. Морозова, В.С. Лукошков // *Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ.* 1973. № 2. С. 57–67.
32. *Литвинский, И.Е.* Обеспечение безотказности микроэлектронной аппаратуры на этапе производства / И.Е. Литвинский, В.А. Прохоренко, А.Н. Смирнов. Минск : Беларусь, 1989. 191 с.
33. *Боровиков, С.М.* Исследование надёжности транзисторов методом физического моделирования / С.М. Боровиков, В.А. Волков // *Проблемы конструирования и производства современной измерительной техники: тез. докл. респуб. науч.-техн. конф., Минск, 29–30 мая 1979 г.: в 2 ч.* Минск : МРТИ, 1979. Ч. 2. С. 92–93.
34. *Боровиков, С.М.* О результатах экспериментального определения информативных параметров для индивидуального прогнозирования надёжности транзисторов в составе переключающих устройств / С.М. Боровиков, В.А. Волков // *Пути технического совершенствования и интенсификации разработки, производства и эксплуатации средств радиотехники, электроники и связи: тез. докл. респуб. науч.-техн. конф., Минск, 18–19 сент. 1979 г.* Минск : Белор. НИИ научно-технической информации и технико-экономических исследований Госплана БССР, 1979. С. 118–119.
35. Алгоритм обучения ЭЦВМ распознаванию ненадёжных изделий / Б.В. Крылов [и др.] // *Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация.* 1972. Вып. 6. С. 37–42.
36. *Крылов, Б.В.* Некоторые вопросы применения методов теории распознавания образов для прогнозирования надёжных полупроводниковых приборов / Б.В. Крылов, Ф.Н. Покровский, В.И. Хлюстов // *Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация.* 1972. Вып. 6. С. 21–26.

37. *Peck, D.S.* Testing techniques that assure reliable semiconductor devices / D.S. Peck, C.N. Zierdt / Bell Lab. Record. 1971. V. 49. P. 305.
38. *Hooge, P.N.* Experimental studies on  $1/f$  noise / P.N. Hooge, T.G.M. Kleinpenning, L.K.J. Vandamme // Rep. Prog. Phys. 1981. V. 44. P. 479–532.
39. *Булкин, М.А.* Информативность и приоритетность параметров при оценке качества продукции / М.А. Булкин, Л.Г. Дубицкий // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1972. Вып. 5. С. 23–33.
40. О результатах предварительного опробования методик прогнозирования надёжности транзисторов 2Т306 / С.А. Колосов [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 8(26). С. 112–115.
41. *Булкин, М.А.* Алгоритмизация выбора информативных параметров при прогнозировании показателей качества / М.А. Булкин, Л.Г. Дубицкий // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 7 (25). С. 3–14.
42. *Вуколов, Н.И.* Основные требования к системе прогнозирующих параметров / Н.И. Вуколов // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 5 (23). С. 10–13.
43. *Горелик, А.Л.* О выборе пространства признаков системы распознавания объектов и явлений / А.Л. Горелик // Кибернетика. 1976. № 3. С. 119–121.
44. *Пряников, В.С.* Прогнозирование отказов полупроводниковых приборов. М. : Энергия, 1978. 112 с.
45. *Колешко, В.М.* Контроль качества и надёжности полупроводниковых приборов с помощью  $m$ -характеристик / В.М. Колешко, А.С. Семёнов // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 12(30). С. 97–100.
46. *Воронцов, В.Н.* Контроль качества и прогнозирование надёжности изделий электронной техники по электрофизическим параметрам / В.Н. Воронцов // Дисс. ... д-ра техн. наук: 05 11 13. СПб., 2002. 308 с. РТД ОД 71: 04–5/119–6.
47. Технологические методы повышения надёжности интегральных схем / В.А. Емельянов [и др.] // Микроэлектроника: Российская академия наук, 2004. Т. 33. № 1. С. 24–34.
48. Неразрушающий контроль элементов и узлов радиоэлектронной аппаратуры / Б.Е. Бердичевский [и др.]; под ред. Б.Е. Бердичевского М. : Сов. радио, 1976. 296 с.
49. *Попеначенко, В.И.* Прогнозирование надёжности изделий электронной техники на основе информативных параметров / В.И. Попеначенко, И.И. Пархотин, П.С. Гамлявый // Электронная техника. Сер. 8.

- Управление качеством, метрология и стандартизация. 1978. Вып. 4 (66). С. 5–23.
50. *Лучино, А.И.* О выборе информативных параметров при индивидуальном прогнозировании показателей надёжности изделий / А.И. Лучино // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1975. Вып. 7 (37). С. 10–14.
  51. *Fu, K.* Feature selection in pattern recognition / K.Fu, J. Pyung, J. Timothy // IEEE Trans on Syst., Science and Cybern. 1970. V. 6, № 1. P. 33–39.
  52. Вопросы статистической теории распознавания / Ю.Л. Барабаш [и др.]; под ред. Б.В. Варского. М. : Сов. радио, 1967. 400 с.
  53. *Nelson, G.* Selection of pattern features by mathematical algorithms / G. Nelson, D. Lery // IEEE Trans. Syst., Science and Cybern. 1970. № 1. P. 20–28.
  54. *Кульбак, С.* Теория информации и статистика / С. Кульбак. М. : Наука, 1967. 406 с.
  55. *Toussaint, G.T.* Bibliography on Estimation of Misclassification / G.T. Toussaint // IEEE Trans. on Information Theory. 1974. V. IT-20. № 4.
  56. *Нехай, А.П.* Методы оценки погрешностей при неразрушающем контроле, осуществляемом статистическими методами / А.П. Нехай, И.И. Пархотин // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1975. Вып. 5 (35). С. 8–16.
  57. Прогнозирование отказов изделий электронной техники на основе методов распознавания образов / С.А. Колосов [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1975. Вып. 9 (39). С. 8–19.
  58. *Горелкина, Е.Н.* К вопросу о прогнозировании индивидуальной надёжности ПУЛ с помощью методов теории распознавания образов / Е.Н. Горелкина, Ф.Н. Покровский // Труды МЭИ. 1972. Вып. 90.
  59. *Андреянова, Л.В.* Метод классификации при отборе МОП ИС / Л.В. Андреянова, В.В. Верхотуров, В.Д. Попов // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, стандартизация, метрология, испытания. 1991. Вып. 5 (147). С. 58–60.
  60. Обеспечение и оценка надёжности ППП на основе физического анализа элементов конструкции с применением персональных компьютеров / Е.А. Рубаха [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, стандартизация, метрология, испытания. 1991. Вып. 3 (145). С. 24–27.
  61. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование надёжности элементов с учётом режима и характера работы в составе РЭА, использующей режим переключения / С.М. Боровиков, В.А. Волков // Теория и практика конструирования и обеспечения надёжности и качества РЭА: тез. докл.

- и сообщений Всесоюз. науч.-техн. конф.. М. ; Махачкала : НТО РЭС им. А.С. Попова, 1980. С. 128–129.
62. *Боровиков, С.М.* Повышение надёжности радиотехнических устройств методом индивидуального прогнозирования качества элементов с учётом режима и характера работы их в составе устройств / С.М. Боровиков, В.А. Волков // Комплексная автоматизация и механизация основы повышения эффективности производства и качества работы предприятий радиоэлектроники, связи и телевидения: тез. докл. науч.-техн. конф., Минск, 18–19 марта 1980 г.: в 2 ч. Минск : МРТИ, 1980. Ч. 2. С. 114–115.
  63. *Гродзенский, С.Я.* Опыт оценки эксплуатационной надёжности электронных приборов / С.Я. Гродзенский, Г.Г. Гонтарев // Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ. 1978. Вып. 9. С. 74–78.
  64. *Гаскаров, Д.В.* О прогнозировании изменений многоэкстремальных параметров приборов СВЧ / Д.В. Гаскаров, Л.В. Шемякин // Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ. 1970. № 9. С. 3–12.
  65. *Гаврилов, О.А.* Прогнозирование индивидуальной долговечности электровакуумных приборов СВЧ с помощью уравнений регрессии / О.А. Гаврилов, В.Г. Федоров // Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ. 1970. № 7. С. 120–131.
  66. *Бродуленко, И.И.* / Метод индивидуального прогнозирования долговечности и надёжности отражательного клистрона / И.И. Бродуленко // Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ. 1968. № 7. С. 143–148.
  67. *Самсонов, Д.Е.* О возможности прогнозирования индивидуальной долговечности магнетронов / Д.Е. Самсонов // Электронная техника. Сер. 1. Электроника СВЧ. 1968. № 10. С. 160–162.
  68. *Сапрынский, В.В.* Оценка соответствия ИЭТ СВЧ требованиям по минимальной наработке на этапе ОКР / В.В. Сапрынский, В.Я. Эфрос // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, стандартизация, метрология, испытания. 1991. Вып. 3 (145). С. 31–34.
  69. *Загребельный, В.П.* Методы ускоренной оценки надёжности ИЭТ / В.П. Загребельный, Н.Г. Моисеев, Л.М. Нойверт // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством, стандартизация, метрология, испытания. 1990. Вып. 2 (139). С. 41–45.
  70. *Blanks, H.S.* The temperature dependence of component failure rate / H.S. Blanks // Microelectronics and Reliability. 1980. V. 20. № 8. P. 297–308.
  71. *Herr, E.A.* Reliability evaluation and prediction of discrete semiconductor / E.A. Herr, A. Poe, A. Eooh. // IEEE Transactions on Reliability. 1980. V. R-29. № 3. P. 208–216.
  72. *Горюнов, Н.Н.* Свойства полупроводниковых приборов при длительной работе и хранении / Н.Н. Горюнов. М. : Энергия, 1970. 104 с.

73. Чернышёв, А.А. Вопросы надёжности полупроводниковых приборов и интегральных схем в ТК № 47 МЭК / А.А. Чернышёв, В.В. Ведерников // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1973. Вып. 2 (12). С. 46–53.
74. Улинич, Р.Б. Практическое обеспечение надёжности радиоэлектронной аппаратуры при проектировании (Б-ка инженера по надёжности) / Р.Б. Улинич. М. : Радио и связь, 1985. 112 с.
75. Анализ вторичного пробоя в транзисторах с использованием тепловой модели / В.А. Гусев [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1972. Вып. 8. С. 100–104.
76. Иццоки, Я.С. Импульсные и цифровые устройства / Я.С. Иццоки, Н.И. Овчинникова. М. : Сов. радио, 1973. 591 с.
77. О результатах предварительного опробования методик прогнозирования транзисторов 2Т306 / С.А. Колосов [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1974. Вып. 8 (26). С. 112–115.
78. Лучино, А.И. Исследование возможности индивидуального прогнозирования долговечности транзисторов методом распознавания образов / А.И. Лучино, А.С. Савина // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1976. Вып. 10 (52). С. 3–9.
79. Прогнозирование отказов электронной техники / С.А. Колосов [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1972. Вып. 5. С. 13–15.
80. Боровиков, С.М. Применение методов индивидуального прогнозирования для повышения надёжности радиотехнических устройств / С.М. Боровиков // Проблемы управления качеством и эффективностью при производстве радиоаппаратуры: межвуз. сб. науч. тр. / Всесоюз. заоч. машиностр. ин-т ; под общ. ред. Б.В. Васильева. М. : ВЗМИ, 1982. Вып. 2. С. 98–104.
81. Боровиков, С.М. Применение методов индивидуального прогнозирования для повышения надёжности микроминиатюрных радиоэлектронных устройств / С.М. Боровиков // Микроминиатюризация радиоэлектронных устройств: межвуз. сб. науч. тр. / Рязанский радиотехн. ин-т. Рязань: Изд-во РРТИ, 1980. Вып. 3. С. 68–72.
82. Волков, В.А. Вопросы индивидуального прогнозирования надёжности элементов радиоэлектронной аппаратуры / В.А. Волков, С.М. Боровиков // Разработка и внедрение комплексных систем управления на предприятиях радиоэлектроники и связи и увеличение на этой основе выпуска продукции высшей категории качества: тез. докл. респуб. науч.-практ. конф., г. Минск, 12–13 сент. 1978 г.: в 2 ч. Минск : МРТИ, 1978. Ч. 2. С. 80.



83. Рычина, Т.А. Оптимальные и квазиоптимальные методы прогнозирования с распознаванием образов и их использование для повышения эффективности производства и качества электрорадиоэлементов / Т.А. Рычина // Микроминиатюризация СВЧ устройств: межвуз. сб. науч. тр. / Рязанский радиотехн. ин-т. Рязань: Изд-во РРТИ, 1978. Вып. 2.
84. Боровиков, С.М. Алгоритм индивидуального прогнозирования надёжности элементов и аппаратуры / С.М. Боровиков // Проблемы конструирования и производства современной измерительной техники: тез. докл. республ. науч.-техн. конф., Минск, 29–30 мая 1979 г.: в 2 ч. Минск : МРТИ, 1979. Ч. 2. С. 91–92.
85. Боровиков, С.М. Методы индивидуального прогнозирования на основе принципов мажоритарной логики / С.М. Боровиков // Теория и практика конструирования и обеспечения надёжности и качества РЭА: тез. докл. и сообщений Всесоюз. науч.-техн. конф., Махачкала, 17–19 сентября 1980 г. М. ; Махачкала: НТО РЭС им. А.С. Попова, 1980. С. 130–131.
86. Боровиков, С.М. К вопросу применения в производстве радиотехнических устройств методов индивидуального прогнозирования надёжности на основе принципов мажоритарной логики / С.М. Боровиков // Комплексная автоматизация и механизация основа повышения эффективности производства и качества работы предприятий радиоэлектроники, связи и телевидения: тез. докл. науч.-техн. конф., Минск, 18–19 марта 1980 г.: в 2 ч. Минск : МРТИ, 1980. Ч. 2. С. 117–118.
87. Боровиков, С.М. Некоторые вопросы эффективности методов индивидуального прогнозирования на основе принципов мажоритарной логики / С.М. Боровиков // Проблема управления качеством и эффективностью при производстве радиоаппаратуры: межвуз. сб. науч. тр. / Всесоюз. заоч. машиностр. ин-т ; под общ. ред. Б.В. Васильева. М. : ВЗМИ, 1980. Вып. 2. С. 157–161.
88. Повышение надёжности устройств методами индивидуального прогнозирования качества: отчет о НИР / Минский радиотехн. ин-т; рук. С.М. Боровиков. Минск, 1980. 41 с. № ГР 81029520.
89. Кондаков, Н.И. Логический словарь-справочник / Н.И. Кондаков. М. : Наука, 1975. 720 с.
90. Дертоузос, М. Пороговая логика: пер. с англ. / М. Дертоузос. М. : Мир, 1967.
91. Боровиков, С.М. Результаты исследования эффективности некоторых алгоритмов индивидуального прогнозирования метода пороговой логики / С.М. Боровиков // Проблемы технической диагностики и управления качеством изделий радиоэлектроники: межвуз. сб. науч. тр. / Всесоюз. заоч. машиностр. ин-т; под общ. ред. Б.В. Васильева. М. : ВЗМИ, 1982. С. 72–77.



92. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование надёжности транзисторов методом пороговой логики / С.М. Боровиков, В.Н. Конон // Лучшие научные работы по естественным и гуманитарным наукам: сб. 1 МНО БССР. Минск : Изд-во Минвуза БССР, 1983.
93. *Боровиков, С.М.* Отбор транзисторов повышенного уровня качества методом индивидуального прогнозирования / С.М. Боровиков, В.Ф. Алексеев // Вопросы проектирования и производства радиоэлектронной аппаратуры и электроизделий: межвуз. сб. науч. тр. / МИРЭА. М. : Изд-во МИРЭА, 1988. С. 133–139.
94. Исследование эффективности методов индивидуального прогнозирования состояния РЭС с использованием информативных параметров / С.М. Боровиков [и др.]; Бел. гос. ун-т информ. и радиоэл. Минск, 1996. 10 с. Деп. в ин-те Белинформпрогноз 16.08.96, № 119631 // Человек и экономика. 1996. № 10. С. 47.
95. *Боровиков, С.М.* Алгоритм принятия решений об уровне надёжности транзисторов на основе использования прогнозирования / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк, Д.В. Зорин // Известия Белор. инженер. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 113–115.
96. *Боровиков, С.М.* Эффективность методов индивидуального прогнозирования в управлении качеством радиоаппаратуры / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк, Д.В. Зорин // LI научная сессия, посвященная Дню радио: тез. докл., ч. I. М. : НТО РЭС им. А.С. Попова, 1996. С. 107.
97. *Боровиков, С.М.* Отбор транзисторов с требуемой параметрической надёжностью для работы в составе аппаратуры связи длительного функционирования / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Известия Белор. инженер. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 158–159.
98. *Боровиков, С.М.* Алгоритм принятия решений об уровне надёжности транзисторов на основе использования прогнозирования / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк, Д.В. Зорин // Изв. Белор. инженер. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 113–115.
99. *Боровиков, С.М.* Метод оценки работоспособности биполярных транзисторов на основе использования прогнозирующего правила / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк // Веснік сувязі. 1999. № 1. С. 136–137.
100. *Боровиков, С.М.* Алгоритмы построения прогнозирующих правил в методе пороговой логики / С. М. Боровиков // Изв. Белор. инженер. академии. 1999. № 1 (7)/2. С. 130–132.
101. *Боровиков, С.М.* Применение теории информации для получения алгоритмов прогнозирования полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков // Изв. Белор. инженер. академии. 2000. № 1 (9)/2. С. 107–109.
102. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование работоспособности полупроводниковых приборов методом пороговой логики / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк // Радиотехника и электроника: республик. межведом-

- ственный сб. науч. тр. Минск : ОКЖИ и ОП ИГН НАН Беларуси, 2000. Вып. 25. С. 185–188.
103. *Боровиков, С.М.* Применение теории информации для получения алгоритмов прогнозирования в методе пороговой логики / С.М. Боровиков, Д.В. Зорин // Проблемы проектирования и производства РЭС: сб. матер. II международ. науч.-техн. конф., Новополоцк, 15–17 мая 2002 г.: в 2 т. Новополоцк : ПГУ, 2002. Т. 2. С. 264–267.
  104. *Никифоренко, Л.Г.* Методы прогнозирования надёжности полупроводниковых приборов с использованием информативных параметров / Л.Г. Никифоренко, С.М. Боровиков // Изв. Белор. инженер. академии. 2004. № 2 (18)/2. С. 117–119.
  105. *Никифоренко, Л.Г.* Сравнение эффективности методов прогнозирования надёжности элементов РЭС с использованием теории информации / Л.Г. Никифоренко, С.М. Боровиков // Изв. Белор. инженер. академии. 2005. № 1 (19)/5. С. 144–145.
  106. *Боровиков, С.М.* Эффективность прогнозирования надёжности элементов методом пороговой логики / С.М. Боровиков, Л.Г. Никифоренко // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика, экономика и управление / Технические средства защиты информации: матер. докл. и краткие сообщения III Российско-белорусской науч.-техн. конф., Минск–Нарочь, 23–27 мая 2005 г. Минск : БГУИР, 2005. № 5. С. 84–85.
  107. *Никифоренко, Л.Г.* Исследование эффективности методов прогнозирования надёжности элементов РЭС / Л.Г. Никифоренко, С.М. Боровиков // Актуальные проблемы радиоэлектроники: научные исследования, подготовка кадров: сб. научных статей международ. науч.-практ. конф., Минск, 2–3 июня 2005 г.: в 2 ч. Минск : МГВРК, 2005. Ч. 1. С. 46–50.
  108. Прогнозирование надёжности изделий электронной техники методом пороговой логики / С.М. Боровиков [и др.] // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2006. № 2. С. 49–56.
  109. Метод прогнозирования надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.] // Доклады НАН Беларуси. 2006. Т. 50, № 4. С. 105–109.
  110. *Боровиков, С.М.* Алгоритмы построения прогнозирующих правил в методе пороговой логики / С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук // Современная радиоэлектроника: научные исследования, подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы международ. науч.-практ. конф., Минск, 20–21 апр. 2006 г.: в 3 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск : МГВРК, 2006. Ч. 1. С. 97–101.
  111. *Боровиков, С.М.* Алгоритмы получения прогнозирующих правил в методе пороговой логики / С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук, Н.А. Цы-

- рельчук // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. материалов междунар. науч.-техн. конф., Новополоцк, 25–26 мая 2006 г.: в 2 т. Новополоцк : ПГУ, 2006. Т. 2. С. 275–278.
112. *Боровиков, С.М.* Алгоритмы прогнозирования надёжности элементов методом пороговой логики с использованием теории информации / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров, И.Н. Цырельчук // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. материалов V междунар. науч.-техн. конф., Новополоцк, 29–30 мая 2008 г.: в 3 т. / под общ. ред. С.В. Абламейко, М.Л. Хейфеца. Новополоцк : ПГУ, 2008. Т. 3: Информатика. С. 151–154.
113. *Боровиков, С.М.* Исследование алгоритма построения решающей функции в методе прогнозирования надёжности элементов / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. материалов V междунар. науч.-техн. конф., Новополоцк, 29–30 мая 2008 г.: в 3 т. / под общ. ред. С.В. Абламейко, М.Л. Хейфеца. Новополоцк : ПГУ, 2008. Т. 3: Информатика. С. 155–158.
114. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование надёжности изделий электронной техники с использованием преобразования информативных параметров в двоичный код / С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук, Е.Н. Шнейдеров // Современная радиоэлектроника: научные исследования и подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы междунар. науч.-практ. конф., Минск, 23–24 апр. 2008 г.: в 3 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск : МГВРК, 2008. Ч. 1. С. 18–20.
115. *Шнейдеров, Е.Н.* Использование теории информации для получения решающей функции в методе пороговой логики / Е.Н. Шнейдеров, С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук, // Новые направления развития приборостроения: материалы республ. студ. научно-техн. конф., Минск, май 2008 г. Минск : БНТУ, 2008. С. 139–140.
116. *Вентцель, Е.С.* Теория вероятностей: учебник для высш. техн. учеб. заведений / Е.С. Вентцель. 4-е изд., стереотип. М. : Наука, 1969. 576 с.
117. *Зорин, Д.В.* Поиск информативных параметров для прогнозирования работоспособности биполярных транзисторов в режиме переключения / Д.В. Зорин // Изв. Белор. инж. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 210–211.
118. *Боровиков, С.М.* Информационный подход к определению пороговых уровней признаков в методе индивидуального прогнозирования / С.М. Боровиков, Д.М. Зорин, Д.М. Стасюк // Информатика–Машиностроение. 1998. № 2 (20). С. 56–57.
119. Способ определения пороговых уровней информативных параметров в задачах индивидуального прогнозирования / С.М. Боровиков [и др.] // Изв. Белор. инж. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 204–207.

120. *Foley, D.H.* Considerations of Sample and Feature Size / D.H. Foley // IEEE Trans. on Inf. Theory. 1972. V. IT-18. № 5. P. 618–627.
121. *Боровиков, С.М.* Метод обоснования объёма выборки для обучающих экспериментов в задачах индивидуального прогнозирования работоспособности полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, Д.В. Зорин, Д.М. Стасюк // Изв. Белор. инженер. академии. 2000. № 1 (9)/2. С. 104–106.
122. *Горлов, М.И.* Современное состояние проблемы надёжности кремниевых биполярных транзисторов интегральных микросхем: обзоры по электронной технике. Сер. 8, Управление качеством, стандартизация, метрология, испытания / М.И. Горлов. М. : ЦНИИ «Электроника», 1984. Вып. 1 (1019). 63 с.
123. Quick Logic Reliability Report / pASIC, Vialink and Quick Logic Corp. Orleans, 1998. 21 p.
124. Bipolar Power Transistor. Data Book 1998 / TEMIC Semiconductors. 1997. № 12. P. 35–42.
125. Сборник задач по теории надёжности / А.М. Половко [и др.]; под ред. А.М. Половко, А.М. Маликова. М. : Сов. радио, 1972. 408 с.
126. *Широков, А.М.* Надёжность радиоэлектронных устройств / А.М. Широков М. : Высш. школа, 1972. 272 с.
127. *Никулин, С.М.* Надёжность элементов радиоэлектронной аппаратуры / С.М. Никулин. М. : Энергия, 1979. 80 с.
128. Модели надёжности для проектирования отбраковочных испытаний полупроводниковых приборов / Н.Н. Горюнов [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1973. Вып. 8 (18). С. 3–6.
129. *Пещес, Л.Я.* Основы теории ускоренных испытаний на надёжность / Л.Я. Пещес, М.Д. Степанова. Минск : Наука и техника, 1972. 165 с.
130. Определение влияния факторов нагрузки на интенсивность отказов полупроводниковых приборов / В.В. Ведерников [и др.] // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1972. Вып. 4. С. 14–19.
131. *Велликок, Л.Ф.* Модель температурной зависимости интенсивности отказов полупроводниковых приборов / Л.Ф. Велликок, Л.В. Дегтяренко // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. 1976. Вып. 10 (52). С. 65–69.
132. *Bora, J.S.* Simplification of base failure rate models / J.S. Bora, A.K. Balar // Microelectronics and Reliability. 1980. V. 20. № 4. P. 535–539.
133. Acceleration Factors SSB–1.003. Arlington: EIA Government Electronics and Information Technology Association Engineering Department, 1998. 14 p.

134. *Peck, D.S.* The Reliability of Semiconductor Devices in the Bell System / D.S. Peck, C.H. Zierdt // Proc. IEEE. 1974. V. 62. № 2. P. 185–211.
135. *Robinson, L.E.* Life expectancy in electronic components and the 10th rule / L.E. Robinson // Testing. 1998. № 1. P. 16.
136. *Боровиков, С.М.* Экспериментальное определение закономерностей информативных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк // Изв. Белор. инжен. академии. 1999. № 1 (7)/2. С. 138–140.
137. *Боровиков, С.М.* Закономерности информативных параметров изделий электронной техники / С.М. Боровиков // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. материалов V международ. науч.-техн. конф., Новополоцк, 29–30 мая 2008 г.: в 3 т. / под общ. ред. С.В. Абламейко, М.Л. Хейфеца. Новополоцк : ПГУ, 2008. Т. 3: Информатика. С. 22–26.
138. *Стасюк, Д.М.* Закономерности информативных параметров, используемых для индивидуального прогнозирования работоспособности биполярных транзисторов / Д.М. Стасюк // Изв. Белор. инжен. академии. 1998. № 2 (6)/2. С. 209–210.
139. *Боровиков, С.М.* Индивидуальное прогнозирование работоспособности полупроводниковых приборов с использованием троичного преобразования признаков / С.М. Боровиков // Изв. Белор. инжен. академии. 1999. № 1 (7)/2. С. 135–137.
140. *Боровиков, С.М.* Использование информативных параметров с эффектом вложенности классов для прогнозирования работоспособности полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, Д.М. Стасюк // Современные проблемы проектирования и производства РЭС: сб. матер. международ. науч.-техн. семинара, Новополоцк, 29–31 мая 2000 г. Новополоцк : ПГУ, 2000. С. 246–249.
141. *Фурунжиев, Р.И.* Вычислительная техника и ее применение: учеб. пособие для вузов / Р.И. Фурунжиев. Минск : Выш. шк., 1975. 400 с.
142. Результаты ускоренных испытаний транзисторов КТ872А на долговечность / С.М. Боровиков [и др.] // Изв. Белор. инжен. академии. 1999. № 1 (7)/2. С. 80–82.
143. *Боровиков, С.М.* Учёт корреляционных связей при оценке работоспособности биполярных транзисторов по информативным параметрам / С.М. Боровиков, Д.В. Зорин // Веснік сувязі. 1999. № 1. С. 170–171.
144. *Боровиков, С.М.* Влияние корреляции информативных параметров на эффективность прогнозирования надёжности биполярных транзисторов методом пороговой логики / С.М. Боровиков, А.В. Карнаушенко, Л.Г. Никифорова // Изв. Белор. инжен. академии. 2004. № 2 (18)/2. С. 120–121.

145. *Боровиков, С.М.* Корреляционный анализ. Эффективность индивидуального прогнозирования методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, Н.Е. Мандрик // Изв. Белор. инжен. академии. 2005. № 1 (19)/5. С. 121–122.
146. *Шнейдеров, Е.Н.* Экспериментальное определение корреляции функционального параметра изделий электронной техники / Е.Н. Шнейдеров, С.М. Боровиков // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 5-й международ. молодежной НТК, Севастополь, Украина, 20–25 апр. 2009 г. / Севастопольский нац. технический ун-т. Севастополь : ВЕБЕР, 2009. С. 188.
147. *Боровиков, С.М.* Исследование метода прогнозирования надёжности ИЭТ с помощью вычислительного эксперимента / С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук // Современная радиоэлектроника: научные исследования и подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы международ. науч.-практ. конф., Минск, 10–11 апреля 2007 г.: в 4 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск : МГВРК, 2007. Ч. 1. С. 107–112.
148. *Боровиков, С.М.* Надёжность радиоэлектронных средств: лабораторный практикум / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак. Минск : БГУИР, 2008. 75 с.
149. Computer simulation of training experiment for estimation of engineering products reliability / S.M. Borovikov [and oth.] // 2nd International Conference on Computer Methods and Inverse Problems in Nondestructive Testing and Diagnostics, Minsk, 20–23 Oct., 1998. Berlin: DGZFP, 1998. P. 359–361.
150. Разработка принципов моделирования информативных параметров полупроводниковых приборов в обучающих экспериментах / С.М. Боровиков [и др.] // Изв. Белор. инжен. академии. 2000. № 1 (9)/2. С. 99–101.
151. Моделирование информативных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков [и др.] // Изв. Белор. инжен. академии. 2001. № 1 (11)/3. С. 228–230.
152. *Боровиков, С.М.* Математические методы и алгоритмы построения моделей элементов РЭС для решения задач прогнозирования / С.М. Боровиков, А.В. Карнаушенко // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. матер. II международ. науч.-техн. конф., Новополоцк, 15–17 мая 2002 г.: в 2 т. Новополоцк : ПГУ, 2002. Т. 2. С. 267–270.
153. *Боровиков, С.М.* Принципы моделирования информативных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.В. Карнаушенко, Д.В. Зорин // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2003. Т. 1. № 1. С. 133–135.

154. Шнейдеров, Е.Н. Оценка эффективности метода пороговой логики с помощью моделирования вычислительного эксперимента на ЭВМ / Е.Н. Шнейдеров, С.М. Боровиков // Технические средства защиты информации: материалы докладов и краткие сообщения VI Белорусско-российской науч.-техн. конф., Минск, Беларусь, 19–23 мая 2008 г. Минск : БГУИР, 2008. С. 78–79.
155. Боровиков, С.М. Обоснование объёма обучающей выборки в задачах прогнозирования надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков, И.Н. Цырельчук, Е.Н. Шнейдеров // Современная радиоэлектроника: научные исследования и подготовка кадров: сб. материалов (по итогам работы междунаро. науч.-практич. конф., Минск, 23–24 апр. 2008 г.): в 3 ч. Минск : МГВРК, 2008. Ч. 1. С. 16–18.
156. Боровиков, С.М. Прогнозирование параметрической надёжности мощных биполярных транзисторов методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Изв. Белор. инжен. академии. 2002. № 2 (14)/2. С. 114–115.
157. Боровиков, С.М. Оценка дрейфа параметров биполярных транзисторов по реакции на воздействие имитационного фактора / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Изв. Белор. инжен. академии. 2000. № 1 (9)/2. С. 94–95.
158. Боровиков, С.М. Прогнозирование параметрической надёжности полупроводниковых приборов методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Современные проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. матер. междунаро. науч.-техн. семинара, Новополоцк, 29–31 мая 2000 г. Новополоцк : ПГУ, 2000. С. 265–267.
159. Боровиков, С.М. Использование температуры в качестве имитационного фактора при прогнозировании постепенных отказов полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2005. Т. 3. № 3. С. 78–82.
160. Боровиков, С.М. Прогнозирование работоспособности полупроводниковых приборов с использованием в качестве имитационных факторов параметров электрических режимов / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Изв. Белор. инжен. академии. 2000. № 1 (9)/2. С. 110–111.
161. Боровиков, С.М. Прогнозирование работоспособности биполярных транзисторов методом имитационного моделирования с использованием в качестве имитационного фактора тока коллектора / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Изв. Белор. инжен. академии. 2001. № 1 (11)/3. С. 232–234.



162. *Боровиков, С.М.* Методика индивидуального прогнозирования параметрической надёжности биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Изв. Белор. инжен. академии. 2001. № 1 (11)/3. С. 235–238.
163. *Боровиков, С.М.* Имитационное моделирование параметрических отказов полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков // Изв. Белор. инженерной академии. 2002. № 2 (14)/2. С. 181–182.
164. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование надёжности полупроводниковых приборов методом имитационного моделирования / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2003. Т. 1. № 2. С. 113–117.
165. *Боровиков, С.М.* Научные основы прогнозирования работоспособности полупроводниковых приборов методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, А.И. Щерба, Д.В. Александров // Изв. Белор. инжен. академии. 2003. № 1 (15)/4. С. 124–126.
166. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование работоспособности полупроводниковых приборов методом имитационного моделирования / С.М. Боровиков, А.И. Щерба // Информационные технологии в проектировании и производстве. 2004. № 4. С. 37–40.
167. *Бересневич, А.И.* Использование параметров электрического режима биполярных транзисторов в качестве имитационных факторов / А.И. Бересневич, С.М. Боровиков // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика, экономика и управление. Минск : БГУИР, 2005. № 5. С. 83–84.
168. *Боровиков, С.М.* Выбор параметров электрического режима в качестве имитационных факторов при прогнозировании функциональных параметров биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2007. № 6. С. 31–36.
169. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование параметрической надёжности биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, Л.П. Ануфриев, А.И. Щерба // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. матер. II междунард. науч.-техн. конф., Новополоцк, 15–17 мая 2002 г.: в 2 т. Новополоцк : ПГУ, 2002. Т. 2. С. 66–69.
170. Прогнозирование работоспособности биполярных транзисторов для условий длительного функционирования / А.И. Бересневич [и др.] // Молодежь и современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ 2006»: сб. материалов междунард. молодёжной науч.-техн. конф. студентов, аспирантов и учёных, Севастополь, Украина, 17–21 апр. 2006 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2006. С. 226.
171. *Науменко, А.С.* Прогнозирование параметрической надёжности полупроводниковых приборов с использованием в качестве имитацион-



- ного фактора напряжения  $p$ - $n$ -переходов / А.С. Науменко, С.М. Боровиков // Изв. Белор. инж. академии. 2002. № 2 (14)/2. С. 112–113.
172. *Боровиков, С.М.* Выбор имитационных факторов в задачах прогнозирования параметрической надёжности транзисторов / С.М. Боровиков, Л.П. Ануфриев, А.С. Науменко // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. матер. II международ. науч.-техн. конф., Новополоцк, 15–17 мая 2002 г.: в 2 т. Новополоцк: ПГУ, 2002. Т. 2. С. 63–66.
173. *Боровиков, С.М.* Выбор имитационных факторов, используемых для прогнозирования надёжности биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, Д.В. Александров, П.А. Мешков // Изв. Белор. инж. академии. 2003. № 1 (15)/4. С. 121–123.
174. *Бересневич, А.И.* Обоснование актуальности выбора напряжения  $p$ - $n$ -перехода транзистора в качестве имитационного фактора при прогнозировании постепенных отказов / А.И. Бересневич, С.М. Боровиков // Изв. Белор. инж. академии. 2004. № 2 (18)/2. С. 115–116.
175. *Бересневич, А.И.* Выбор имитационных воздействий в задачах прогнозирования постепенных отказов полупроводниковых приборов / А.И. Бересневич, С.М. Боровиков // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика, экономика и управление. Минск: БГУИР, 2005. № 5. С. 83.
176. *Боровиков, С.М.* Выбор имитационных факторов при прогнозировании отказов биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, А.В. Емельянов, А.И. Бересневич // Известия НАН РБ. Сер. физико-технич. наук. 2006. № 3. С. 109–112.
177. *Бересневич, А.И.* Напряжение как имитационный фактор при прогнозировании постепенных отказов полупроводниковых приборов / А.И. Бересневич, С.М. Боровиков // Актуальные проблемы радиоэлектроники: научные исследования, подготовка кадров: сб. научных статей международ. науч.-практ. конф., Минск, 2–3 июня 2005 г.: в 3 ч. Минск: МГВРК, 2005. Ч. 1. С. 71–74.
178. *Боровиков, С.М.* Выбор имитационных факторов в задачах прогнозирования постепенных отказов полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Современная радиоэлектроника: научные исследования, подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы Международ. науч.-практ. конф., Минск, 20–21 апр. 2006 г.: в 3 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск: МГВРК, 2006. Ч. 1. С. 97–101.
179. *Боровиков, С.М.* О возможности выбора обратного напряжения  $p$ - $n$ -переходов в качестве имитационных воздействий / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич // Системные проблемы надёжности, качества, информационных и электронных технологий: сб. тез. докл. Между-

- народ. науч.-техн. конф. и Российской науч. школы молодых учёных и специалистов, Сочи, 2–13 октября 2004 г. М. : Радио и связь, 2004.
180. *Бересневич, А.И.* Использование параметров электрического режима биполярных транзисторов в качестве имитационных факторов / А.И. Бересневич, С.М. Боровиков // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика, экономика и управление. Минск : БГУИР, 2005. № 5. С. 83–84.
181. *Бересневич, А.И.* Статистические закономерности между деградацией изделий электронной техники и их изменениями в условиях действия имитационных факторов / А.И. Бересневич // Технические средства защиты информации: тез. докл. XI Белорусско-российской науч.-техн. конф., Минск, 5–6 июня 2013 г. Минск : БГУИР, 2013. С. 84.
182. Выбор параметров электрического режима в качестве имитационных факторов при прогнозировании постепенных отказов биполярных транзисторов / С.М. Боровиков [и др.] // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2007. № 3 (19). С. 31–36.
183. Математическое описание зависимостей функциональных параметров биполярных транзисторов от имитационных факторов / С.М. Боровиков [и др.] // Изв. Белор. инжен. академии. 2003. № 1(15)/4. С. 123–125.
184. *Боровиков, С.М.* Получение температурных моделей функциональных параметров биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич // Изв. Белор. инжен. академии. 2005. № 1 (19)/5. С. 148–149.
185. *Боровиков, С.М.* Математические модели функциональных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич // Изв. Белор. инжен. академии. 2005. № 1 (19)/5. С. 146–147.
186. *Боровиков, С.М.* Экспериментальные модели функциональных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Проблемы проектирования и производства радиоэлектронных средств: сб. материалов междунаро. науч.-техн. конф., Новополоцк, 25–26 мая 2006 г.: в 2 т. Новополоцк : ПГУ, 2006. Т. 2. С. 227–230.
187. *Боровиков, С.М.* Модели деградации функциональных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Новые математические методы и компьютерные технологии в проектировании, производстве и научных исследованиях, X Республиканская научная конференция студентов и аспирантов. г. Гомель, 12–14 марта 2007 г. / редкол.: Д.Г. Лиин [и др.]. Гомель : ГГУ им. Ф. Скорины, 2007. С. 53–54.

188. *Боровиков, С.М.* Эффективность прогнозирования постепенных отказов биполярных транзисторов методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, Н.Е. Мандик // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика, экономика и управление / Технические средства защиты информации: матер. докл. и краткие сообщения III Белорусско-российской науч.-техн. конф., Минск–Нарочь, 23–27 мая 2005 г. Минск : БГУИР, 2005. № 5. С. 85.
189. *Боровиков, С.М.* Достоверность прогнозирования функциональных параметров полупроводниковых приборов методом имитационных воздействий / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2006. № 3 (15). С. 12–17.
190. *Боровиков, С.М.* Сравнение эффективности имитационных моделей прогнозирования параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Новые математические методы и компьютерные технологии в проектировании, производстве и научных исследованиях, X Республиканская научная конференция студентов и аспирантов. г. Гомель, 12–14 марта 2007г. / редкол.: Д.Г. Лиин [и др.]. Гомель : ГГУ им. Ф. Скорины, 2007. С. 55–56.
191. Эффективность двухпараметрических моделей в задачах прогнозирования надёжности полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков [и др.] // Современная радиоэлектроника: научные исследования и подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы международ. науч.-практ. конф., Минск, 10–11 апр. 2007 г.: в 4 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск : МГВРК, 2007. Ч. 1. С. 102–105.
192. *Шнейдеров, Е.Н.* Интервальный прогноз функциональных параметров изделий электронной техники в задачах оценки параметрической надёжности / Е.Н. Шнейдеров, С.М. Боровиков // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 4-й международ. молодежной науч.-техн. конф., Севастополь, Украина, 21–25 апр. 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 183.
193. *Боровиков, С.М.* Эффективность прогнозирования функциональных параметров полупроводниковых приборов / С.М. Боровиков, А.В. Шалак, А.И. Бересневич // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 4-й молодежной НТК, 21–25 апреля 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 309.
194. Оценка ошибок прогнозирования параметрической надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.] // Технические средства защиты информации: тез. докл. VIII Белорусско-российской науч.-техн. конф., Браслав, Беларусь, 24–28 мая 2010 г. Минск : БГУИР, 2010. С. 67.

195. *Боровиков, С.М.* Сравнение методов имитационных воздействий и экстраполяции параметров по эффективности прогнозирования постепенных отказов биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич // Изв. Белор. инжен. академии. 2004. № 2 (18)/2. С. 112–114.
196. *Hughes, R.* The use of pattern recognition in the validation, processing and analysis of the test data / R. Hughes, D. Campbell, K. Chew // AIAA Pap., 1975. V. 8, № 88.
197. *Vaccaro, J.* Reliability physics-an assessment / J. Vaccaro // Proc. 1970 Annual Sympos. on Reliability. New York, 1970. P. 348–363.
198. *Боровиков, С.М.* Поиск имитационных факторов для прогнозирования постепенных отказов биполярных транзисторов / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров, А.И. Бересневич // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций: материалы 8-й междунаро. молодёжной науч.-техн. конф. РТ-2012, 23–27 апреля 2012, г. Севастополь, Украина. — Севастополь : СевНТУ, 2012.
199. *Михайлов, А.В.* Эксплуатационные допуски и надёжность в радиоэлектронной аппаратуре / А.В. Михайлов. М. : Сов. радио, 1970.
200. Использование корреляции функционального параметра для прогнозирования надёжности электронных изделий / Е.Н. Шнейдеров [и др.] // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 5-й междунаро. молодёжной науч.-техн. конф., Севастополь, Украина, 20–25 апр. 2009 г. Севастополь : ВЕ-БЕР, 2009. С. 189.
201. *Боровиков, С.М.* Определение на практике корреляции функционального параметра изделий электронной техники / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Технические средства защиты информации: материалы VII Белорусско-российской науч.-техн. конф., Минск, 23–24 июня 2009 г. Минск : БГУИР, 2009. С. 93–94.
202. Физико-статистические модели деградации функциональных параметров изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.] // Доклады НАН Беларуси. 2007. Т. 51. № 6. С. 105–109.
203. Получение математической модели функционального параметра изделий электронной техники в задачах группового прогнозирования / Е.Н. Шнейдеров [и др.] // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 4-й междунаро. молодёжной науч.-техн. конф., Севастополь, Украина, 21–25 апр. 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 176.
204. Физико-статистические модели деградации функциональных параметров изделий электронной техники / Е.Н. Шнейдеров [и др.] // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 4-й междунаро. молодёжной науч.-техн. конф., Севастополь, Украина, 21–25 апр. 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 176.

- поль, Украина, 21–25 апр. 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 205.
205. Прогнозирование надёжности изделий электронной техники на основе математической модели деградации функционального параметра / С.М. Боровиков [и др.] // Доклады БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. № 6 (36). 2008. С. 32–39.
206. Физико-статистические основы группового прогнозирования надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.] // Современные средства связи: материалы XIII международ. науч.-техн. конф., Минск, 7–9 окт. 2008 г. Минск : ВГКС, 2008. С. 29–30.
207. Получение математических моделей функциональных параметров изделий электронной техники в задачах прогнозирования надёжности / Е.Н. Шнейдеров [и др.] // Технические средства защиты информации: тез. докл. VIII Белорусско-российской науч.-техн. конф., Браслав, Беларусь, 24–28 мая 2010 г. Минск : БГУИР, 2010. С. 68–69.
208. *Шнейдеров, Е.Н.* Методика прогнозирования надёжности изделий электронной техники на основе математической модели деградации функционального параметра / Е.Н. Шнейдеров, С.М. Боровиков // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций «РТ-2008»: материалы 4-й международ. молодежной науч.-техн. конф., Севастополь, Украина, 21–25 апр. 2008 г. Севастополь : Изд-во СевНТУ, 2008. С. 188.
209. *Бересневич, А.И.* Прогнозирование надёжности изделий электронной техники с использованием деградационных моделей функциональных параметров / А.И. Бересневич // Технические средства защиты информации: тез. докл. VIII Белорусско-российской науч.-техн. конф., Браслав, Беларусь, 24–28 мая 2010 г. Минск : БГУИР, 2010. С. 70.
210. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование функциональных параметров полупроводниковых приборов с использованием деградационных моделей / С.М. Боровиков, А.И. Бересневич, А.В. Шалак // Современная радиоэлектроника: научные исследования и подготовка кадров: сб. материалов по итогам работы международ. науч.-практ. конф., Минск, 10–11 апреля 2007 г.: в 4 ч. / под общ. ред. проф. Н.А. Цырельчука. Минск : МГВРК, 2007. Ч. 1. С. 105–107.
211. *Боровиков, С.М.* Корреляция функциональных параметров изделий электронной техники во временных сечениях как основа прогнозирования параметрической надёжности / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Современные средства связи: материалы XVI Международ. НТК, Минск, 27-29 сентября 2011 г. Минск : ВГКС, 2011. С. 81.
212. Физико-статистические основы прогнозирования надёжности изделий электронной техники по моделям деградации параметров / С.М. Боровиков [и др.] // Современные проблемы радиотехники и теле-

- коммуникаций: материалы 7-й международ. молодёжной науч.-техн. конф. РТ-2011, 11–15 апреля 2011, г. Севастополь, Украина / Севастополь : СевНТУ, 2011. С. 429.
213. Оценка ошибок прогнозирования параметрической надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков [и др.] // Технические средства защиты информации: тез. докл. VIII Белорусско-российской науч.-техн. конф., Браслав, Беларусь, 24–28 мая 2010 г. Минск : БГУИР, 2010. С. 67–68.
214. ГОСТ 11.007–75. Прикладная статистика. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров распределения Вейбулла. Введ. 01.07.76. М. : Изд-во стандартов, 1981. 30 с.
215. *Боровиков, С.М.* Использование экспоненциального распределения для прогнозирования параметрической надёжности / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Современные средства связи: материалы XVI Международ. НТК, Минск, 27–29 сентября 2011 г. Минск : ВГКС, 2011. С. 82.
216. *Боровиков, С.М.* Использование двухпараметрического экспоненциального распределения для описания деградации параметров ИЭТ / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров, И.А. Бурак // Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций: материалы 8-й международ. молодёжной науч.-техн. конф. РТ-2012, 23–27 апреля 2012, г. Севастополь, Украина. Севастополь : СевНТУ, 2012.
217. *Боровиков, С.М.* Использование распределения Вейбулла для прогнозирования параметрической надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Доклады БГУИР, № 7 (61) 2011, С. 31–37.
218. *Боровиков, С.М.* Прогнозирование параметрической надёжности изделий электронной техники / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров // Приборостроение–2011: Материалы 4-й Международной НТК. 16–18 ноября 2011 г., Минск, Республика Беларусь. Минск : БНТУ, 2011. С. 33–34.

Научное издание

**Боровиков Сергей Максимович**

**СТАТИСТИЧЕСКОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ  
ДЛЯ ОТБРАКОВКИ ПОТЕНЦИАЛЬНО  
НЕНАДЁЖНЫХ ИЗДЕЛИЙ  
ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ**

Художник обложки *С.В. Ковалевский*  
Компьютерная верстка *С.И. Лученок*  
Корректор *К.А. Степанова*

Подписано в печать 02.12.2013. Формат 60×90<sup>1</sup>/<sub>16</sub>.  
Бумага офсетная. Гарнитура Петербург. Печать офсетная.  
Усл. печ. л. 21,5. Уч.-изд. л. 18,29.  
Тираж 100 экз. Заказ № 1375.

ООО «Новое знание».  
107076, Москва, Колодезный пер., д. 2а.  
Телефон (495) 234-58-53. E-mail: ru@wnk.biz.

При участии ООО «Новое знание» ЛИ № 02330/0552555 от 08.04.2009.  
Пр. Пушкина, д. 15, ком. 16, Минск, Республика Беларусь.  
Почтовый адрес: а/я 79, 220050, Минск, Республика Беларусь.  
Телефон/факс: (10-375-17) 211-50-38  
E-mail: nk@wnk.biz  
<http://wnk.biz>