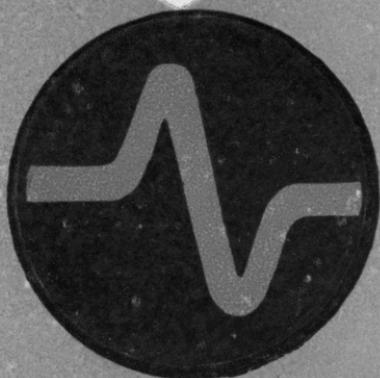


621.37

190



А.С. ГРУНИЧЕВ, В.А. КУЗНЕЦОВ
Е.В. ШИПОВ

**ИСПЫТАНИЯ
РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ
АППАРАТУРЫ
НА НАДЕЖНОСТЬ**

6
Г90

А. С. Груничев, В. А. Кузнецов, Е. В. Шипов

ИСПЫТАНИЯ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ НА НАДЕЖНОСТЬ



Под редакцией
В. А. Кузнецова

203912
215207

Моск Технологическ.
БИБЛИОТЕКА
ИН-ТА МЕСТНОЙ ПР-ТИ



ИЗДАТЕЛЬСТВО «СОВЕТСКОЕ РАДИО»
МОСКВА • 1969

А. С. Груничев, В. А. Кузнецов, Е. В. Шипов. Испытания радиоэлектронной аппаратуры на надежность. Под ред. В. А. Кузнецова. М., изд-во «Советское радио», стр. 288, т. 22.000 экз., ц. 87 к.

В книге излагаются методы, использующиеся при организации и проведении испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность. Большое внимание в ней уделяется практическим вопросам проведения и оценки результатов испытаний на надежность, анализу возникающих при испытаниях неисправностей, оценке режимов работы элементов и узлов радиоэлектронной аппаратуры.

Излагаемые методы испытаний на надежность в основном применимы к аппаратуре, выпускаемой достаточно большой серией. Однако авторы попытались рассмотреть и некоторые задачи проведения испытаний на надежность сложной, уникальной аппаратуры.

Книга рассчитана на инженеров, занимающихся испытаниями радиоэлектронной аппаратуры, а также обеспечением ее надежности в процессе проектирования, производства и эксплуатации. Кроме того, она будет полезна преподавателям и студентам радиотехнических и электротехнических вузов при изучении курсов надежности и эксплуатации аппаратуры.

Табл. 63, рис. 55, библ. назв. 63.

Предисловие

За последние годы, которые были характерны возращением внимания к решению задач надежности аппаратуры все большего и большего числа ученых и инженеров, в СССР и за рубежом опубликованы десятки книг и тысячи статей по вопросам теории и практики надежности. Во многих работах в той или иной мере затрагивались и вопросы испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность. Однако значительное число работ было посвящено только частным задачам, обычно связанным с математическим обоснованием методов оценки надежности по результатам испытаний или эксплуатации аппаратуры.

В то же время остро ощущалось отсутствие специального пособия, в котором были бы систематизированы не только методы оценки надежности, но также вопросы организации и проведения испытаний аппаратуры. Основной целью при написании книги ставилось изложение комплекса тех сведений, которые, по мнению авторов, наиболее необходимы для специалистов, занимающихся разработкой, производством и эксплуатацией радиоэлектронной аппаратуры и принимающих участие в организации и проведении испытаний на надежность.

В стремлении охватить более полно вопросы испытаний аппаратуры на надежность авторы вынуждены были, хотя и весьма кратко, изложить вопросы лабораторных методов испытаний на надежность отдельных узлов и блоков аппаратуры. Здесь приведены только характерные особенности указанных методов испытаний.

Авторы считают, что испытания на надежность должны включать комплекс мероприятий, выполняемых с целью выявления схемно-конструктивных и производственных недостатков, своевременное устранение которых позволит значительно повысить надежность аппаратуры, а также с целью определения значений показателей надежности. В связи с этим в книге наряду с изложением методов оценки результатов испытаний на надежность, вопросов организации испытаний, достаточное внимание уделяется и методам оценки технического уровня конструкции аппаратуры.

По применению методов теории вероятностей и математической статистики в теории надежности имеются

достаточно полные по объему рассмотренных задач монографии, среди которых можно, прежде всего, рекомендовать книги Б. В. Гнеденко, Ю. К. Беляева, А. Д. Соловьева [9] и Я. Б. Шора [37]. Поэтому в данной книге, как правило, даются лишь окончательные результаты, а промежуточные выкладки не приводятся.

Авторы глубоко убеждены, что даже при значительном повышении надежности радиоэлектронной аппаратуры еще длительное время не удастся отказаться от понятия отказа как случайного события и применения для оценки надежности статистических методов. Проводятся испытания аппаратуры на надежность или нет, вероятность отказа (в течение определенного промежутка времени) всегда будет существовать как объективная характеристика надежности подобно тому, как аппаратура обладает тем или иным весом независимо от того, производится ее взвешивание или нет.

Со временем, когда диагностика работоспособности и методы прогнозирования безотказности аппаратуры достигнут столь высокого уровня, что с достаточно большой (для целей практики) достоверностью можно будет предсказать момент возникновения отказа, видимо, в сильной степени уменьшится необходимость в апостериорных оценках надежности аппаратуры. Однако сейчас мы еще далеки от этого желаемого уровня и вынуждены оценивать надежность различными методами, например методами, которые излагаются в настоящей книге.

Гл. 1 и § 4.8 написаны В. А. Кузнецовым; гл. 2; § 3.1—§ 3.3; § 4.1—§ 4.6; гл. 5; § 6.1, § 6.2, § 6.4—А. С. Груничевым; § 3.4; § 6.5—Е. В. Шиповым; § 4.7—А. С. Груничевым, В. А. Кузнецовым и Е. В. Шиповым; § 6.3—А. С. Груничевым и Е. В. Шиповым.

Авторы не считают, что они избрали самый оптимальный вариант при разработке плана книги, и не думают, что им все в ней удалось, поэтому они будут признательны читателям за критические замечания, которые просят направлять по адресу: Москва, Главпочтамт, п/я 693, для авторов.

Пользуясь случаем, авторы выражают глубокую благодарность Я. Б. Шору и Е. Ю. Намиоту за ценные замечания, сделанные при рецензировании рукописи.

КОЛИЧЕСТВЕННЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ НАДЕЖНОСТИ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ

§ 1.1. Основные понятия и термины *

Надежностью называется свойство радиоэлектронной аппаратуры выполнять на требуемом уровне возложенные на нее функции в определенных условиях и в течение заданного промежутка времени, установленных в техническом задании (ТЗ) или технических условиях (ТУ).

Безотказность — свойство аппаратуры сохранять (без вынужденных перерывов) на требуемом уровне работоспособность в пределах установленных допусков в течение некоторой наработки.

Работоспособность — состояние аппаратуры, при котором она способна выполнять возложенные функции на уровне, установленном требованиями технической документации.

Поскольку большинство типов радиоэлектронной аппаратуры применяются длительное время, многократно включаются в работу и выключаются, то возможные случаи нарушения состояния работоспособности сопровождаются ремонтом — восстановлением утраченного свойства безотказности. Поэтому надежность аппаратуры наряду с безотказностью обычно характеризуется и *ремонтпригодностью* (восстанавливаемостью), определяемой приспособленностью радиоэлектронной аппаратуры (РЭА) к предупреждению, обнаружению и устранению отказов и неисправностей путем проведения технического обслуживания и ремонтов, а также организа-

* Терминология в области надежности составлена в соответствии с ГОСТ 13377-67 «Надежность в технике. Термины». Комитет стандартов, мер и измерительных приборов при Совете Министров СССР, 1968.

цией службы эксплуатации (совершенство и степень автоматизации приборов, применяемых при ремонте аппаратуры; квалификация инженерно-технического персонала; обеспеченность запасным имуществом).

Надежность аппаратуры наряду с безотказностью и ремонтпригодностью определяется также *долговечностью* — сохранением работоспособности в течение длительного срока эксплуатации, пока дальнейшая эксплуатация аппаратуры становится невозможной или обусловлена недопустимым снижением эффективности, т. е. нецелесообразна, или же не обеспечивает безопасности применения аппаратуры. Показателями долговечности являются технический ресурс и срок службы аппаратуры.

Ресурс — суммарная наработка, в течение которой сохраняется работоспособность аппаратуры (поддерживается восстановительно-профилактическими мероприятиями), до предельного состояния, когда дальнейшая эксплуатация становится невозможной или нецелесообразной. Применяются также понятия: назначенный ресурс (наработка, при достижении которой эксплуатация прекращается независимо от состояния аппаратуры), ресурс до ремонта (наработка, при достижении которой эксплуатация аппаратуры не допускается без производства ремонта), гамма-процентный ресурс (ресурс, который имеет и превышает в среднем некоторое установленное число γ процентов аппаратуры данного типа).

Срок службы определяется календарной продолжительностью эксплуатации аппаратуры до капитального (среднего) ремонта или до списания.

Состояние аппаратуры и продолжительность эксплуатации, соответствующие невозможности (нецелесообразности) дальнейшего применения вообще или без производства капитального (среднего) ремонта, должны быть оговорены в технической документации.

При анализе надежности радиоэлектронную аппаратуру следует разделять: по способу применения — на аппаратуру однократного и многократного действия (применения); по способу обслуживания — на восстанавливаемую и невосстанавливаемую.

На практике наиболее часто приходится встречаться с восстанавливаемыми образцами аппаратуры, отказы и неисправности которой устраняются путем ремонта

или замены отказавшего экземпляра работоспособным. При этом сама аппаратура состоит преимущественно из неремонтируемых элементов (резисторы, конденсаторы, электронные приборы) или узлов (функциональные узлы, собранные на микромодулях, печатные, гибридные или твердые схемы). Но эти элементы (узлы) во многих случаях могут изыматься из аппаратуры и на их место устанавливаются работоспособные элементы (узлы).

Невосстанавливаемой обычно является аппаратура однократного действия, устанавливаемая на борту ракет или непилотируемых космических объектов на время их полета, поскольку при хранении и при подготовке к использованию по назначению работоспособность ее может быть проверена и при обнаружении недопустимых отклонений восстановлена.

По характеру сохранения работоспособности радиоэлектронную аппаратуру целесообразно разделить на два типа:

— аппаратура первого типа, имеющая всего два состояния: работоспособное, когда все рабочие (основные) параметры лежат в пределах установленных допусков, и неработоспособное, когда хотя бы один из рабочих параметров выходит за эти пределы:

— аппаратура второго типа, имеющая несколько (в общем случае — множество) состояний, в каждом из которых ее работоспособность характеризуется различными значениями эффективности применения.

К аппаратуре первого типа относятся сравнительно несложные одноканальные образцы, выполненные без применения или с применением резервирования (за исключением случая функционального резерва).

К аппаратуре второго типа относятся сложные системы с функциональным резервом, многоканальные системы и т. д. Вследствие избыточности в структуре аппаратуры второго типа появление отказов отдельных элементов, узлов и часто даже блоков не приводит к отказу аппаратуры, но может ухудшать качество функционирования аппаратуры, эффективность ее применения.

ПОНЯТИЕ ОБ ОТКАЗАХ И НЕИСПРАВНОСТЯХ

В процессе эксплуатации аппаратура может иметь периоды исправного и неисправного состояний. Исправ-

ным называется такое состояние, при котором она удовлетворяет всем требованиям, установленным как для рабочих (основных) параметров, так и для второстепенных, характеризующих внешний вид, удобства эксплуатации. Соотношение между этими периодами определяется уровнем надежности аппаратуры, достигнутым при конструировании и производстве, условиями эксплуатации, приспособленностью к выполнению восстановительных и профилактических работ, в том числе уровнем организации работы обслуживающего персонала.

Неисправностью называется любое состояние аппаратуры, при котором она не удовлетворяет хотя бы одному из требований технической документации как в отношении рабочих (основных) параметров, так и второстепенных.

Особенно важным при оценке надежности аппаратуры в процессе испытаний является установление понятия отказа. Под *отказом* понимается событие, являющееся следствием потери аппаратурой способности выполнять заданные функции на требуемом уровне или ухода хотя бы одного из рабочих (основных) параметров за пределы установленных допусков, оговариваемых в ТЗ или ТУ. При этом безразлично, каким образом произошло это событие, внезапно или постепенно. Иногда к отказам относятся только такие «уходы» рабочих параметров, при которых аппаратура полностью утрачивает свою работоспособность (полный отказ). Во всяком случае, в зависимости от назначения аппаратуры, условий эксплуатации или испытаний, предъявляемых требований к качеству функционирования понятие отказа обязательно должно быть определено и согласовано между разработчиками (поставщиками) и заказчиками аппаратуры.

Возникающие нарушения исправного состояния аппаратуры, не связанные с уходом рабочих параметров за пределы установленных допусков, называются второстепенными неисправностями (иногда дефектами). Поскольку неисправности типа отказа всегда выделяются в особую группу, то, говоря о второстепенных неисправностях, слово «второстепенные» часто опускают. К неисправностям (дефектам) относят отклонения во внешнем виде аппаратуры от требований технической документации, нарушения в органах включения, пере-

ключения, настройки, регулировки, не препятствующие нормальной эксплуатации аппаратуры, но создающие неудобства обслуживающему персоналу, или могущие в будущем привести к отказам и др.

По характеру изменения параметров аппаратуры до момента возникновения отказа различают внезапные и постепенные отказы.

Внезапные отказы, называемые иногда также катастрофическими, характерны скачкообразным изменением значений одного или нескольких основных параметров аппаратуры. Они являются результатом скрытых недостатков технологии производства или скрытых изменений параметров, накапливающихся в процессе эксплуатации при таких воздействиях, как удары, вибрации и др. Причиной внезапных отказов могут быть также неправильные действия обслуживающего персонала, приводящие, например, к поломкам.

Постепенные отказы характеризуются зависимостью сравнительно медленного изменения параметров аппаратуры от времени эксплуатации и вызываются старением или изнашиванием отдельных элементов, а также нарушением условий регулировки. При этом уход параметров от определенного начального уровня во многих случаях может быть зарегистрирован с помощью измерительных приборов.

Принципиальной разницы между внезапными и постепенными отказами нет. Внезапные отказы в большинстве случаев также являются следствием постепенного, но скрытого от наблюдения изменения параметров элементов, например изнашивания механических узлов, когда факт их непосредственной поломки воспринимается как внезапное событие.

В настоящее время методы, положенные в основу диагностики работоспособности, не позволяют еще различать «тонкую» структуру изменения исправного состояния элементов аппаратуры настолько, чтобы своевременно можно было обнаружить в них физические или химические изменения. Значительная часть отклонений остается незамеченной и накапливается до момента внешнего проявления, которое, как правило, и определяет внезапный отказ. Применение методов «неразрушающего» контроля (рентгено-телевизионный, инфракрасный и др.) позволяет поднять диагностику работо-

способности элементов и узлов на новый, более высокий по сравнению с обычными методами, уровень.

На рис. 1.1 показано отличие во внешнем проявлении внезапных и постепенных отказов. Процесс возникновения во времени как внезапных, так и постепенных отказов является случайным процессом. Это позволяет для оценки надежности пользоваться методами теории вероятностей и математической статистики.

В зависимости от связи с другими отказами различают независимые и зависимые отказы.

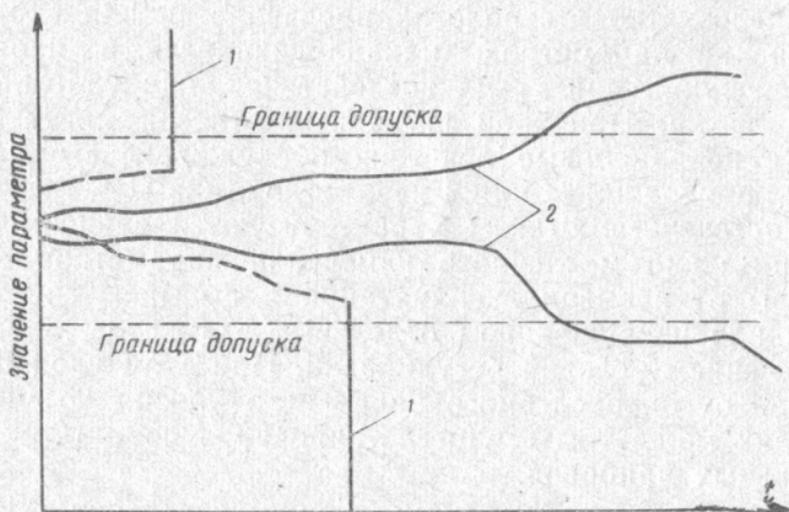


Рис. 1.1. Графическая интерпретация отказов:

1 — внезапные отказы (пунктирной линией показан период скрытого изменения параметра); 2 — постепенные отказы.

Независимым отказом, или *одиночным*, называется отказ, возникающий независимо от того, произошли или нет отказы других элементов аппаратуры. Независимые отказы в большинстве случаев возникают только в одном из элементов аппаратуры (перегорание нити накала или потери эмиссии электронной лампы, обрыв электрического соединения и т. д.).

Зависимый отказ возникает в одном или нескольких элементах аппаратуры в результате имевшего место отказа другого элемента (узла). Например, в случае короткого замыкания между электродами электронной лампы обычно одновременно перегорает резистор в ее

анодной цепи из-за прохождения большого тока в момент короткого замыкания в лампе. Иногда зависимый отказ называют групповым.

В соответствии с возможностью или невозможностью использования аппаратуры после возникновения отказа различают полные и частичные отказы.

Полным отказом называется такое событие, после которого невозможно использовать аппаратуру по назначению до тех пор, пока не будет устранена причина отказа.

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

Для расчета необходимого количества запасных элементов с целью обеспечения работоспособности аппаратуры в процессе эксплуатации необходимо иметь данные, какие отказы устраняются без замены элементов (например, путем регулировки) и какие отказы связаны с заменой элементов. Поэтому при анализе отказов следует объединять отказы, связанные с заменой элементов, в отдельную группу.

В процессе испытаний аппаратуры крайне важно определить причину возникающих отказов. Отказы вызываются следующими причинами:

- схемно-конструктивными недостатками, устранение которых зависит от разработчика аппаратуры;
- производственными недостатками (ошибки монтажа, нарушения или недостатки технологии производства и т. д.);
- недостаточной надежностью комплектующих элементов;
- ошибками инженерно-технического персонала, испытывающего (эксплуатирующего) аппаратуру.

Анализ отказов по причинам позволяет разработать рекомендации по устранению систематических отказов путем конструктивной доработки аппаратуры, изменения технологии производства, а также по внесению изменений в инструкцию по эксплуатации с целью предупреждения грубых ошибок обслуживающего персонала, приводящих к отказам.

§ 1.2. Показатели надежности невосстанавливаемой радиоэлектронной аппаратуры первого типа

В процессе испытаний аппаратуры на надежность необходимо оценивать два вида показателей надежности: показатели безотказности и показатели ремонтнопригодности. Эти показатели обычно разделяют на оперативные и технические.

С помощью показателей надежности производится оценка случайных величин — времени безотказной работы, времени восстановления.

ПОКАЗАТЕЛИ БЕЗОТКАЗНОСТИ

Вероятность безотказной работы является основным оперативным показателем безотказности для аппаратуры первого типа. Определяется как вероятность того, что время T безотказной работы аппаратуры будет больше заданного оперативного времени t работы:

$$p(t) = P\{T > t\}. \quad (1.1)$$

Статистически значение $p(t)$ оценивается отношением числа однотипных экземпляров аппаратуры, продолжающих после истечения времени t безотказно работать, к общему числу n экземпляров аппаратуры, исправных в момент времени $t=0$:

$$p^*(t) = \frac{n - m(t)}{n} = 1 - \frac{m(t)}{n}, \quad m(t) \leq n, \quad (1.2)$$

где $m(t)$ — число экземпляров, отказавших за время t .

Формула (1.2) применяется только для оценки надежности восстанавливаемых образцов аппаратуры, и основным условием получения достоверной оценки является накопление большого числа опытных данных, т. е. увеличения числа n .

Вероятность безотказной работы — показатель, зависящий от времени, установленного для данного типа аппаратуры в зависимости от ее оперативного назначения и конструктивно-технических особенностей. Естественно, этот показатель не однозначен: для аппаратуры,

обладающей вполне определенной надежностью, вероятность безотказной работы уменьшается с увеличением промежутка времени, в течение которого аппаратура должна работать непрерывно.

Часто приходится пользоваться понятием вероятности отказа за время t , т. е. вероятности события, противоположного событию безотказной работы:

$$q(t) = P\{T \leq t\} = 1 - p(t). \quad (1.3)$$

Функция $q(t)$ представляет собой при $0 \leq t < \infty$ функцию распределения случайной величины T (интегральный закон распределения).

Статистическое значение $q(t)$ оценивается отношением числа экземпляров аппаратуры $m(t)$, отказавших за время t , к общему числу экземпляров n , исправных в момент $t=0$:

$$q^*(t) = \frac{m(t)}{n}. \quad (1.4)$$

В случае, если функция $q(t)$ дифференцируема, можно получить плотность распределения времени T (дифференциальный закон распределения).

Частота отказов и интенсивность отказов. Дифференциальный закон распределения времени безотказной работы применяется в качестве показателя безотказности невозстанавливаемых образцов аппаратуры в двух формах:

— как безусловная плотность распределения, называемая частотой отказов (сам по себе этот показатель для оценки надежности практически применяется редко);

— как условная плотность распределения, называемая интенсивностью отказов (этот показатель широко применяется при расчетах и оценке надежности, задается в ТУ на комплектующие элементы аппаратуры, но обычно не задается на образцы аппаратуры).

Частота отказов представляет собой скорость «падения» надежности аппаратуры и математически определяется как

$$f(t) = - \frac{dp(t)}{dt}. \quad (1.5)$$

Статистически значение частоты отказов определяется отношением числа отказов в единицу времени, отнесенным к количеству исправных экземпляров в момент времени $t=0$:

$$f^*(t) = \frac{m(t + \Delta t) - m(t)}{n\Delta t} = \frac{\Delta m}{n\Delta t}, \quad (1.6)$$

где $m(t + \Delta t)$ — количество экземпляров, отказавших к моменту времени $t + \Delta t$.

На практике для получения удовлетворительной точности результатов оценки статистических данных по отказам выбирают величину Δt не более $(0,05-0,1)t$.

Интенсивность отказов представляется как

$$\lambda(t) = -\frac{p'(t)}{p(t)} = \frac{f(t)}{p(t)}. \quad (1.7)$$

Статистически интенсивность отказов определяется как отношение числа Δm отказавших в единицу времени экземпляров (элементов) к числу $m_n(t)$ экземпляров, которые исправны в момент времени t :

$$\lambda^*(t) = \frac{m(t + \Delta t) - m(t)}{(n - m(t))\Delta t} = \frac{\Delta m}{m_n(t)\Delta t}. \quad (1.8)$$

Представляя формулу (1.7) в виде

$$\lambda(\tau) d\tau = -dp(\tau)/p(\tau),$$

и интегрируя данное уравнение в пределах $(0, t)$, получим

$$p(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau}. \quad (1.9)$$

Это выражение иногда называют общим законом надежности, который применим для любых потоков отказов невосстанавливаемых экземпляров. Под потоком отказов здесь и далее понимается последовательность событий (событие — отказ), происходящих одно за другим в произвольные моменты времени. Поскольку для невосстанавливаемой аппаратуры каждый экземпляр может отказать только один раз, то говорить о потоке отказов в этом случае следует только для совокупности экземпляров (рис. 1.2).

Для случая, когда поток отказов удовлетворяет свойствам простейшего потока (стационарный и ординарный поток, без последействия), т. е. когда $\lambda(t) = \text{const}$, формула (1.9) приобретает вид

$$p(t) = e^{-\lambda t}. \quad (1.10)$$

Данная закономерность получила название экспоненциального закона надежности.

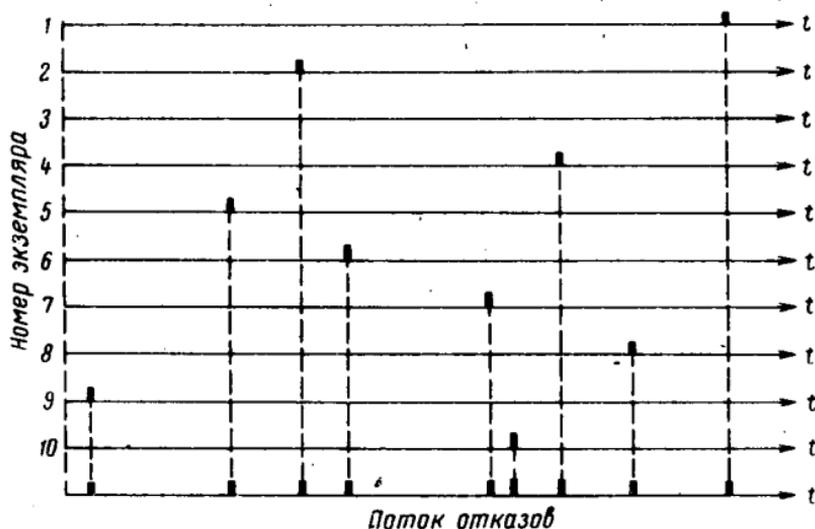


Рис. 1.2. Графическое представление потока отказов.

Средняя наработка до отказа $T_{0\text{ср}}$ — наиболее распространенный технический показатель надежности для невозстанавливаемой аппаратуры, определяемый по формуле

$$T_{0\text{ср}} = M[T] = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} p(t) dt, \quad (1.11)$$

где $M[T]$ — математическое ожидание случайной величины T .

Формула (1.10) с учетом того, что $T_{0\text{ср}} = 1/\lambda$ (при простейшем потоке отказов), имеет вид

$$p(t) = e^{-t/T_{0\text{ср}}}. \quad (1.12)$$

Статистически средняя наработка до отказа группы однотипных экземпляров аппаратуры определяется как

отношение суммарного значения времени наработки каждого из них до появления отказа к общему числу экземпляров n , исправных в момент $t=0$:

$$T^*_{\text{оср}} = \frac{1}{n} (t_1 + t_2 + \dots + t_i + \dots + t_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i, \quad (1.13)$$

где t_i — время наработки до отказа i -го экземпляра.

Не всегда на практике удается получить при определении значения $T^*_{\text{оср}}$ время наработки до отказа каждого из наблюдаемых (испытываемых) устройств. В этом случае пользуются формулой, дающей при ограниченном числе образцов n менее точные значения, чем те, которые получаются по формуле (1.13) [59]:

$$T^*_{\text{оср}} = \frac{1}{k} \left[\sum_{i=1}^k t_i + (n - k) t_k \right], \quad (1.14)$$

где k — число отказов;

t_k — время наработки до k -го отказа ($t_1 < t_2 < \dots < t_i < \dots < t_k$).

В формуле (1.14) последний член суммы дает наработку тех образцов, которые не отказали до конца наблюдений (испытаний).

Коэффициент готовности — важный оперативный показатель для невозстанавливаемой в процессе применения аппаратуры, оценивающий вероятность того, что в произвольный момент времени аппаратура будет находиться в исправном состоянии. Таким показателем является коэффициент готовности, определяемый как отношение средней наработки до отказа к сумме средней наработки до отказа и среднего времени восстановления аппаратуры:

$$K_{\Gamma} = \frac{T^*_{\text{оср}}}{T^*_{\text{оср}} + T_{\text{в}}}, \quad (1.15)$$

где $T_{\text{в}}$ — среднее время восстановления аппаратуры (при подготовке аппаратуры к применению, при выполнении профилактических работ, при проверках хранящейся аппаратуры); определение этой величины будет дано ниже.

Для статистического определения величины K_{Γ} используются значения $T^*_{\text{оср}}$ и $T^*_{\text{в}}$, причем средняя на-

работка до отказа для аппаратуры однократного действия при этом определяется по тем отказам, которые обнаруживаются на этапах хранения, профилактических работ и подготовки аппаратуры.

В ряде случаев пользуются обобщенным оперативным показателем надежности — *вероятностью $p_{нф}$ нормального функционирования аппаратуры* как вероятностью совмещения двух событий: исправное состояние аппаратуры к началу применения по назначению и ее безотказная работа в течение заданного времени t :

$$p_{нф} = K_T p(t). \quad (1.16)$$

§ 1.3. Показатели надежности восстанавливаемой радиоэлектронной аппаратуры первого типа

В случае восстанавливаемой (ремонтируемой) или заменяемой аппаратуры показатели надежности и их определение имеют ряд особенностей, поскольку число отказов, а также число восстановлений или замен за время испытаний (эксплуатации) может быть любым, даже большим числа экземпляров аппаратуры, и теряется математический смысл таких показателей надежности, как частота и интенсивность отказов.

ПОКАЗАТЕЛИ БЕЗОТКАЗНОСТИ

Для восстанавливаемой аппаратуры применяются в основном следующие показатели безотказности: *вероятность безотказной работы за время t , параметр потока отказов, наработка на отказ*.

Параметром потока отказов $\Lambda(t)$ называется предельное значение отношения вероятности появления в потоке отказов хотя бы одного отказа за интервал времени Δt к величине Δt (в том случае, когда предел существует):

$$\Lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p_1(t, \Delta t) + p_{>1}(t, \Delta t)}{\Delta t}, \quad (1.17)$$

где $p_1(t, \Delta t)$ — вероятность появления одного отказа за интервал $t, t + \Delta t$.

$p_{>1}(t, \Delta t)$ — вероятность появления двух, трех и более отказов за интервал $t, t + \Delta t$.

Очевидно, что сумма вероятностей $p_1(t, \Delta t) + p_{>1}(t, \Delta t)$ есть вероятность появления хотя бы одного отказа за интервал $t, t + \Delta t$.

Статистически параметр потока отказов определяется как отношение числа $\Delta m'$ отказавших экземпляров аппаратуры в единицу времени к общему числу n экземпляров, исправных в момент $t=0$, причем в число $\Delta m'$ входят как первоначальные отказы, так и отказы, возникшие после восстановления или замены отказавших экземпляров:

$$\Lambda^*(t) = \frac{\Delta m'}{n \Delta t}. \quad (1.18)$$

В общем случае величина $\Delta m'$ больше (в частном случае равна) величины Δm в формуле (1.6), т. е. $\Lambda^*(t) \geq f^*(t)$.

Из теории надежности [12] известно, что параметр потока отказов группы однотипных восстанавливаемых устройств равен интенсивности отказов соответствующих невосстанавливаемых устройств, если потоки отказов в обоих случаях являются простейшими:

$$\Lambda(t) = \lambda(t) = \text{const}. \quad (1.19)$$

Следовательно, если поток отказов простейший, то промежутки времени между соседними отказами распределены по экспоненциальному закону с параметром, равным параметру потока отказов.

В этом случае вероятность безотказной работы для восстанавливаемой аппаратуры равна

$$p(t) = e^{-\Lambda t}, \quad (1.20)$$

где Λ — параметр потока отказов.

Наработка на отказ $T_{\text{ср}}$ — среднее значение наработки восстанавливаемой аппаратуры между отказами. Часто этот показатель называют также средним временем наработки на отказ.

Для одного экземпляра аппаратуры

$$T_{\text{ср}}^* = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k t_i, \quad (1.21)$$

где k — общее число отказов экземпляра за наблюдаемый период эксплуатации (испытаний);

t_i — время наработки между $(i-1)$ -м и i -м отказами.

Обычно на практике имеются данные по отказам некоторого числа n экземпляров аппаратуры. Тогда

$$T^*_{\text{ср}} = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{k_j} t_{ij}}{\sum_{j=1}^n k_j}, \quad (1.22)$$

где t_{ij} — время наработки между $(i-1)$ -м и i -м отказами j -го экземпляра аппаратуры;

k_j — число отказов j -го экземпляра.

Если в процессе испытаний (эксплуатации) некоторые экземпляры за время наблюдений не отказывали ни разу, то значение $T^*_{\text{ср}}$ определяется по формуле

$$T^*_{\text{ср}} = \frac{\sum_{i=1}^m t_i + \sum_{j=1}^s t_j}{m}, \quad (1.23)$$

где t_i — время до i -го отказа или между $(i-1)$ -м и i -м отказами;

t_j — время безотказной работы j -го экземпляра до конца наблюдений;

s — число экземпляров, не отказавших за время наблюдений ни разу;

m — общее число отказов, зарегистрированных для всех экземпляров аппаратуры.

Формула (1.23) аналогична формуле (1.14) и справедлива, вообще говоря, в случае, когда поток отказов простейший.

Из теории надежности известно, что если поток отказов аппаратуры простейший, то средняя наработка до отказа $T_{0\text{ср}}$ равна наработке на отказ $T_{\text{ср}}$.

Можно доказать более общее положение.

Для любого закона распределения времени безотказной работы значение параметра потока отказов восста-

навливаемых устройств в установившемся режиме работы, т. е. по истечении некоторого промежутка времени наработки устройств, имеет предел, равный величине, обратно пропорциональной значению средней наработки до отказа:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \bar{\Lambda}(t) = \frac{1}{T_{\text{оср}}}, \quad (1.24)$$

где $\bar{\Lambda}(t)$ — усредненное по времени значение параметра потока отказов.

В качестве обобщенного показателя надежности восстанавливаемой аппаратуры часто, как и для невозстанавливаемой аппаратуры, применяется вероятность нормального функционирования аппаратуры

$$p_{\text{нф}} = K'_r p(t), \quad (1.25)$$

где K'_r — коэффициент готовности для восстанавливаемой аппаратуры.

Коэффициент готовности для восстанавливаемой аппаратуры находится по формуле

$$K'_r = \frac{T_{\text{ср}}}{T_{\text{ср}} + T_{\text{в0}}}, \quad (1.26)$$

где $T_{\text{в0}}$ — среднее время восстановления аппаратуры с учетом времени, затрачиваемого на ее восстановление в процессе применения (в общем случае значения среднего времени восстановления $T_{\text{в}}$ и $T_{\text{в0}}$ могут быть не равны друг другу).

В формулах (1.26) и (1.15) значения коэффициента готовности в общем случае могут быть не равны (например, если $T_{\text{оср}} \neq T_{\text{ср}}$ или $T_{\text{в}} \neq T_{\text{в0}}$).

ПОКАЗАТЕЛИ РЕМОНТОПРИГОДНОСТИ.

Перед применением радиоэлектронная аппаратура в большинстве случаев проходит техническую подготовку, в процессе которой проверяется ее работоспособность, проводится контроль основных технических параметров. В случае обнаружения отказов или неисправностей они устраняются. Кроме того, при эксплуатации аппаратуры проводятся профилактические мероприятия (технические осмотры, регламентные работы и др.),

в процессе которых обычно выявляются и устраняются (путем регулирования или замены отказавших элементов и узлов) постепенные отказы, обусловленные уходом какого-либо из основных параметров за пределы установленных допусков (разумеется, при профилактических работах устраняются и обнаруженные внезапные отказы). На восстановление утраченного состояния работоспособности аппаратуры расходуются то или иное время обслуживающего персонала, запасные детали (элементы, узлы, блоки), ресурс контрольно-измерительных приборов, применяемых при проверке работоспособности, отыскании и устранении отказов в аппаратуре, и т. д.

Для оценки показателей ремонтпригодности (восстанавливаемости) пользуются случайной величиной — временем выполнения операций по техническому обслуживанию. Эта величина в зависимости от цели накопления статистических данных может быть временем ремонта (восстановления) аппаратуры после возникновения отказов и неисправностей, временем технической подготовки аппаратуры (с учетом времени, затраченного на восстановление аппаратуры, или без его учета), временем выполнения регламентных работ и др.

Оперативным показателем ремонтпригодности аппаратуры является *вероятность $p_B(t_B)$ восстановления аппаратуры за заданное время* — вероятность того, что время τ_B восстановления не превзойдет заданного времени t_B :

$$p_B(t_B) = P\{\tau_B \leq t_B\}. \quad (1.27)$$

Из определения этой вероятности ясно, что она может представлять функцию распределения времени выполнения операций по восстановлению аппаратуры. Производная от функции $p_B(t_B)$ по времени дает плотность распределения случайной величины $f_B(t_B)$, которая, в свою очередь, характеризует два других показателя ремонтпригодности: частоту выполнения операций по восстановлению (безусловная плотность распределения) и интенсивность восстановления (условная плотность распределения).

Частота выполнения операций по восстановлению или просто частота восстановления по аналогии с частотой

той отказов может быть записана в виде

$$f_B(t_B) = \frac{1}{n_B} \frac{dm_B(t_B)}{dt_B}, \quad (1.28)$$

где $m_B(t_B)$ — число восстановленных экземпляров аппаратуры за время t_B (функцию $m_B(t_B)$ рассматриваем как непрерывную);

n_B — число экземпляров аппаратуры, ожидающих восстановления в момент $t_B=0$.

Под интенсивностью восстановления (в статистическом смысле) понимается отношение числа Δm_B законченных в единицу времени восстановлений однотипных экземпляров аппаратуры к числу экземпляров, оказавшихся к началу рассматриваемого промежутка времени $(t_B, t_B + \Delta t)$ невосстанавливаемыми:

$$\mu_B^*(t_B) = \frac{\Delta m_B}{[n_B - m_B(t_B)] \Delta t}, \quad (1.29)$$

где $n_B - m_B(t_B)$ — число экземпляров, ожидающих восстановления к началу промежутка времени $t_B, t_B + \Delta t$ (для аппаратуры однократного обслуживания).

Нетрудно показать, что интенсивность восстановления связана с вероятностью восстановления соотношением

$$\mu_B(t_B) = \frac{p'_B(t_B)}{1 - p_B(t_B)}. \quad (1.30)$$

Интегрируя (1.30) в пределах $(0, t_B)$, получим

$$p_B(t_B) = 1 - e^{-\int_0^{t_B} \mu_B(\tau) d\tau}. \quad (1.31)$$

Вероятность восстановления за время t_B может быть определена также с помощью формулы

$$p_B(t) = \int_0^{t_B} f_B(\tau) d\tau. \quad (1.32)$$

По формулам (1.31) и (1.32) можно определить вероятность восстановления радиоэлектронной аппарату-

ры для любых потоков, характеризующих моменты окончания операций по восстановлению образцов аппаратуры, т. е. для любых законов распределения времени, затрачиваемого на восстановление.

В частном случае, когда поток моментов завершения операций по восстановлению простейший, т. е. $\mu_B(t_B) = \text{const}$, формула (1.31) принимает вид

$$p_B(t_B) = 1 - e^{-\mu_B t_B}. \quad (1.33)$$

Опытные данные говорят о том, что закон (1.33), в отличие от экспоненциального закона надежности, далеко не всегда наблюдается при обслуживании современной сложной радиоэлектронной аппаратуры и только в первом приближении может быть принят при решении задач, связанных с обслуживанием аппаратуры.

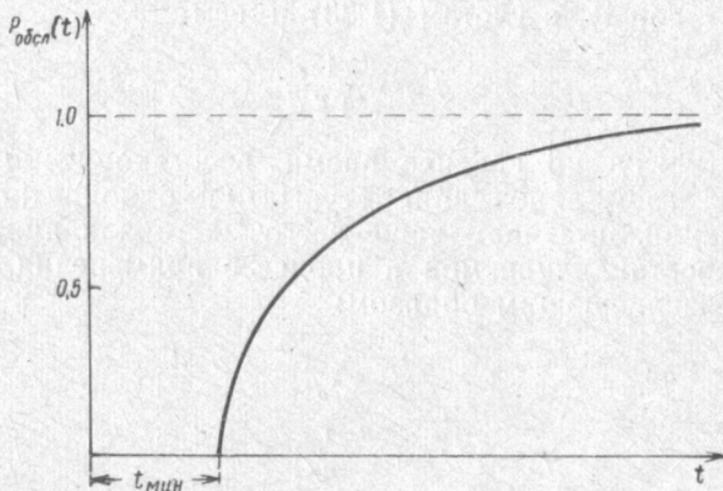


Рис. 1.3. Сдвинутый экспоненциальный закон восстановления.

Вероятность завершения операций по восстановлению за интервал времени $(0, t_B)$ при использовании закона (1.33) не зависит от того, сколько времени обслуживание уже продолжалось до интервала $(0, t_B)$. В этом состоит одно из наиболее существенных ограничений в применении закона (1.33). В большинстве случаев имеет место «нулевой цикл» обслуживания, по времени занимающий некоторое усредненное значение $t_{\text{мин}}$, когда значение $p_B(t_{\text{мин}})$ близко к нулю.

Для учета «нулевого цикла» иногда применяется сдвинутый экспоненциальный закон (рис. 1.3):

$$p_B(t_B) = \begin{cases} 0 & \text{при } t_B \leq t_{\text{мин}}, \\ 1 - \exp[-\mu_B(t_B - t_{\text{мин}})] & \text{при } t_B > t_{\text{мин}}. \end{cases} \quad (1.34)$$

Этот закон в большом числе практических задач хорошо описывает реальный процесс обслуживания (другие законы рассматриваются в гл. 2).

Среднее время восстановления аппаратуры определяется по формуле

$$T_B = \int_0^{\infty} [1 - p_B(t_B)] dt_B. \quad (1.35)$$

Для случая, когда процесс завершения операций по восстановлению рассматривается как простейший ($\mu_B(t_B) = \text{const}$), с учетом (1.33) имеем

$$T_B = \frac{1}{\mu_B}. \quad (1.36)$$

Статистически среднее время восстановления однотипных экземпляров аппаратуры при однократном обслуживании, имеющем чаще всего место для аппаратуры, невосстанавливаемой в процессе применения, определяется следующим образом:

$$T_B^* = \frac{\sum_{i=1}^{n_B} t_{Bi}}{n_B}, \quad (1.37)$$

где t_{Bi} — время, затрачиваемое на выполнение операций по восстановлению i -го экземпляра;

n_B — число восстановленных экземпляров.

Эксплуатационные возможности радиоэлектронной аппаратуры при *многократном обслуживании*, что чаще всего имеет место при обслуживании аппаратуры, восстанавливаемой в процессе применения по назначению, могут оцениваться с помощью таких показателей, как вероятность восстановления аппаратуры за заданный промежуток времени, параметр потока восстановлений, среднее время восстановления (среднее время на одно восстановление).

Не останавливаясь на математическом толковании упомянутых показателей, дадим их статистическое представление.

Параметром потока восстановлений (в статистическом смысле) называется отношение числа $\Delta m'_B$ выполненных в единицу времени операций по восстановлению однотипных экземпляров аппаратуры к наблюдаемому числу n_B экземпляров, которые в момент $t_B = 0$ были неисправными:

$$M^*_B(t_B) = \frac{\Delta m'_B}{n_B \Delta t}, \quad (1.38)$$

причем каждый экземпляр аппаратуры за промежуток времени $t_B, t_B + \Delta t$ может подвергаться нескольким восстановлением ($\Delta m'_B \geq \Delta m_B$).

Если моменты завершения операций по восстановлению экземпляров аппаратуры образуют простейший поток, то параметр потока восстановлений аппаратуры многократного обслуживания равен интенсивности восстановления однотипных экземпляров аппаратуры однократного обслуживания

$$M_B(t_B) = \mu_B(t_B) = \text{const}. \quad (1.39)$$

Среднее время восстановления при многократном обслуживании одного образца аппаратуры статистически определяется как

$$T^*_{B0} = \frac{\sum_{j=1}^k t_{Bj}}{k}, \quad (1.40)$$

где t_{Bj} — время завершения j -го восстановления;

k — число восстановлений.

Необходимо подчеркнуть, что только при простейшем потоке восстановлений величины T_B и T_{B0} равны между собой.

Здесь были рассмотрены различные показатели надежности, применяемые при оценке надежности аппаратуры первого типа. Однако в большинстве практических случаев используется только некоторая часть показателей в зависимости от особенностей оперативного назначения аппаратуры, особенностей ее эксплуатации. В табл. 1.1 приведены наиболее часто применяемые по-

Рекомендуемые показатели надежности для аппаратуры первого типа

Особенности оперативного назначения	Особенности эксплуатации	Показатели надежности	
		оперативные	технические
Аппаратура однократного действия	Невосстанавливаемая (необслуживаемая) до применения	$p(t); t_{xp}$	T_{xp}
	Восстанавливаемая (обслуживаемая) до применения	$p(t); p_{вф} = K_r p(t); t_{xp}; t_{пр}$	$T_{xp}; T_v; T_{ср}$
Аппаратура многократного действия	Невосстанавливаемая за время применения	$p(t); p_{нф} = K_r p(t)$	$T_{ср}; T_v$
	Восстанавливаемая за время применения	$p(t); p_{нф} = K'_r p(t)$	$T_{ср}; T_{во}$

T_{xp} — среднее время безотказного хранения; t_{xp} — предельное время хранения аппаратуры до момента ее применения; $t_{пр}$ — календарное время между счередными профилактическими мероприятиями.

казатели надежности радиоэлектронной аппаратуры первого типа (с учетом показателей сохранности).

В зависимости от того, какие назначение и условия эксплуатации имеет конкретная аппаратура, наряду с наиболее распространенными показателями, приведенными в этой таблице, могут применяться и другие. Так, например, в числе оперативных показателей надежности иногда включаются значения допустимого времени $t_{п}$ перерыва в работе аппаратуры за время применения. В ряде случаев могут потребоваться такие показатели, как, например, допустимая цикличность работы аппаратуры, сохранение показателей надежности после транспортировки аппаратуры в определенных условиях и др. [1].

§ 1.4. Показатели надежности радиоэлектронной аппаратуры второго типа

При оценке качества функционирования сложной аппаратуры, имеющей избыточность в виде частичного резервирования, многоканальности, обратных связей и пр., обычные показатели надежности во многих случаях не дают необходимой информации для оценки. Вследствие избыточности появление отказов отдельных элементов (узлов) часто не приводит к отказу аппаратуры в целом, а в той или иной мере ухудшает качество ее функционирования.

Поэтому при оценке качества функционирования и надежности аппаратуры второго типа пользуются показателями эффективности, понимаемой как мера целесообразности применения данной аппаратуры. Для каждого вида аппаратуры понятие эффективности является конкретным и должно быть определено в ТЗ. Эффективность зависит от многих факторов, в том числе и от надежности.

Часто эффективность оценивается с помощью вероятности выполнения аппаратурой возложенных функций на требуемом уровне, что для аппаратуры первого типа равнозначно вероятности нормального функционирования.

В последнее время начинает находить применение коэффициент снижения эффективности аппаратуры из-за недостаточной надежности:

$$K_{эф} = \frac{E}{E_0},$$

где E — показатель эффективности, учитывающий надежность аппаратуры;

E_0 — показатель эффективности при идеально надежной аппаратуре.

Этот показатель является оперативным и если аппаратура имеет конечное число дискретных состояний, определяется по формуле [5, 12, 13, 24]:

$$K_{эф} = \sum_{i=1}^{q_c} \omega_i p_i, \quad (1.41)$$

где q_c — число возможных состояний;

p_i — вероятность нахождения аппаратуры в i -м состоянии;

$\omega_i = \frac{E_i}{E_0}$ — показатель эффективности для i -го состояния;

E_i — реальная эффективность аппаратуры для i -го состояния.

Для определения коэффициента снижения эффективности сложная аппаратура разбивается на ряд простых узлов, каждый из которых обладает свойствами аппаратуры первого типа и определяется надежность каждого из выделенных узлов.

Методы определения эффективности аппаратуры второго типа описаны в [5, 13, 24] и здесь не излагаются.

Очевидно, наряду с показателем $K_{эф}$ для аппаратуры второго типа применяются и другие оперативные и технические показатели. Например, для восстанавливаемой аппаратуры многократного действия целесообразно применять в качестве оперативного показателя допустимое время τ_n перерыва в работе аппаратуры за время ее применения по назначению, в качестве технического показателя — наработку на отказ и среднее время восстановления аппаратуры (эти показатели в случае сложной системы целесообразно определять для узлов или устройств, которые обладают свойствами аппаратуры первого типа). Несомненно, что в ряде конкретных случаев могут потребоваться и другие специальные показатели надежности для аппаратуры второго типа.

ХАРАКТЕРИСТИКИ ПОТОКОВ ОТКАЗОВ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ

§ 2.1. Закономерности, характеризующие реальные потоки отказов радиоэлектронной аппаратуры

Одним из центральных вопросов организации испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность является выбор параметров, по результатам оценки которых принимается решение о соответствии аппаратуры заданным требованиям по надежности.

Перечень применяющихся показателей надежности рассмотрен в гл. 1. Здесь приводится краткий анализ основных экспериментально полученных закономерностей, характеризующих потоки отказов аппаратуры, с учетом которых должны строиться планы контроля ее надежности.

Поток отказов аппаратуры, как известно, в значительной степени определяется потоками отказов входящих в нее элементов (приборы и изделия электронной техники и электротехники). Экспериментально полученные зависимости интенсивности отказов элементов от времени $\Lambda(t)$ показывают, что эти характеристики для большинства классов элементов близки к кривой, показанной на рис. 2.1.

Продолжительность начального участка кривой $\Lambda(t)$ значительно меньше продолжительности периода нормальной работы элементов (период постоянной интенсивности отказов). Для многих классов элементов, предназначенных для комплектации специальной аппаратуры, предусмотрена технологическая тренировка с целью стабилизации параметров и выявления элементов со скрытыми производственными дефектами.

Введение тренировки значительно сокращает продолжительность периода приработки.

Типичная экспериментально полученная характеристика параметров потока отказов восстанавливаемой аппаратуры приведена на рис. 2.2 (аппаратура двух типов). При построении этого рисунка были учтены отказы при испытаниях аппаратуры на «прогон» и при ее

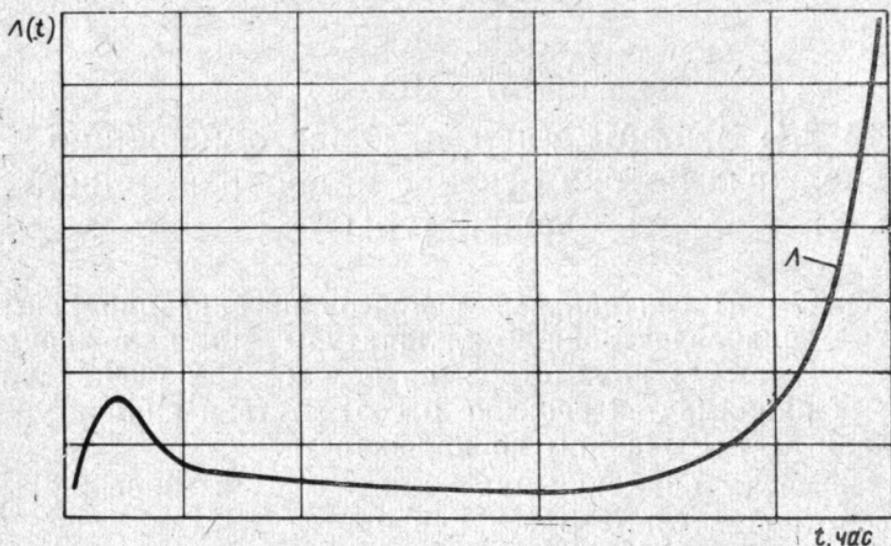


Рис. 2.1. Зависимость интенсивности отказов приемно-усилительных ламп от времени испытаний.

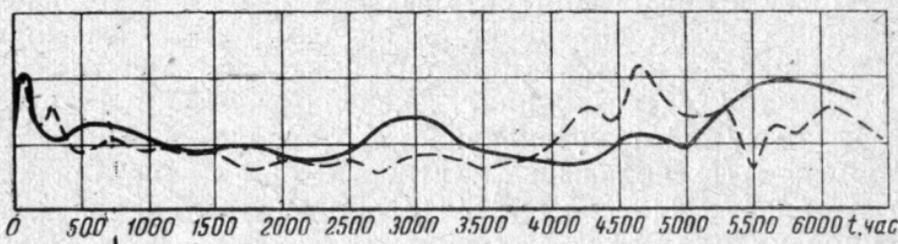


Рис. 2.2. Изменение параметра потока отказов во времени эксплуатации аппаратуры двух типов.

работе на объекте. Нароботка аппаратуры при этих испытаниях несколько превышает продолжительность начального участка $\lambda(t)$ характеристики с повышенным значением интенсивности отказов элементов.

По данным испытаний и эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры различного назначения, укомплектованной одними и теми же классами элементов, установлено, что продолжительность начального участка (t_0) существенно зависит от уровней тепловых и механических воздействий, которым подвергается аппаратура при эксплуатации.

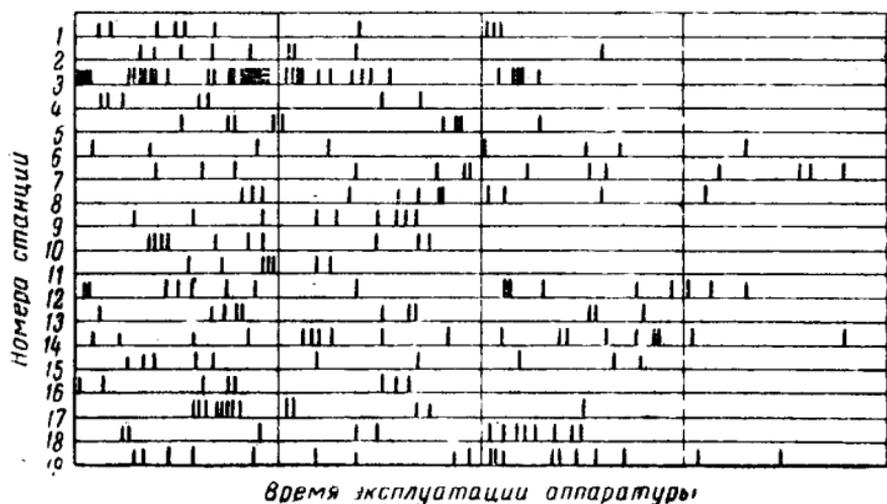


Рис. 2.3. Распределение отказов образцов сложной наземной аппаратуры во времени эксплуатации.

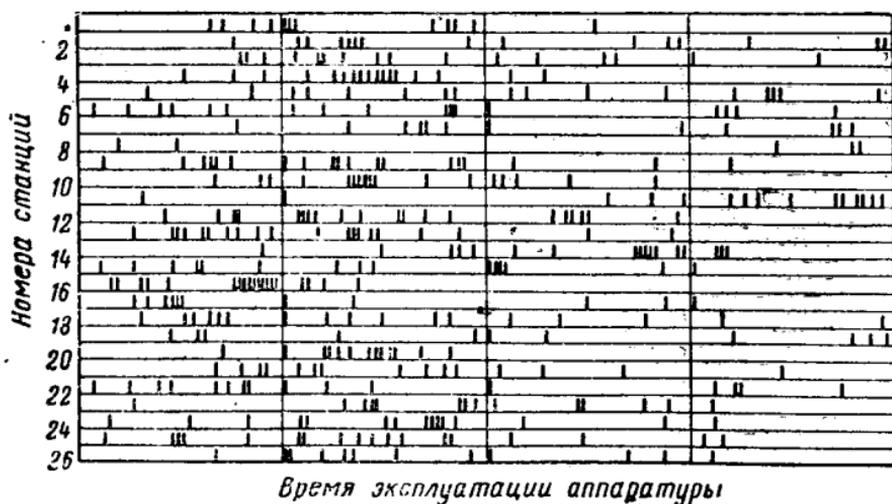


Рис. 2.4. Распределение отказов образцов самолетной аппаратуры во времени эксплуатации.

Распределение отказов аппаратуры по времени эксплуатации показано на рис. 2.3 и 2.4. Полученный поток отказов по своему характеру близок к пуассоновскому распределению. Повышенная плотность отказов на отдельных участках времени эксплуатации обусловлена различными случайными причинами (различной долговечностью элементов, скрытыми дефектами производст-

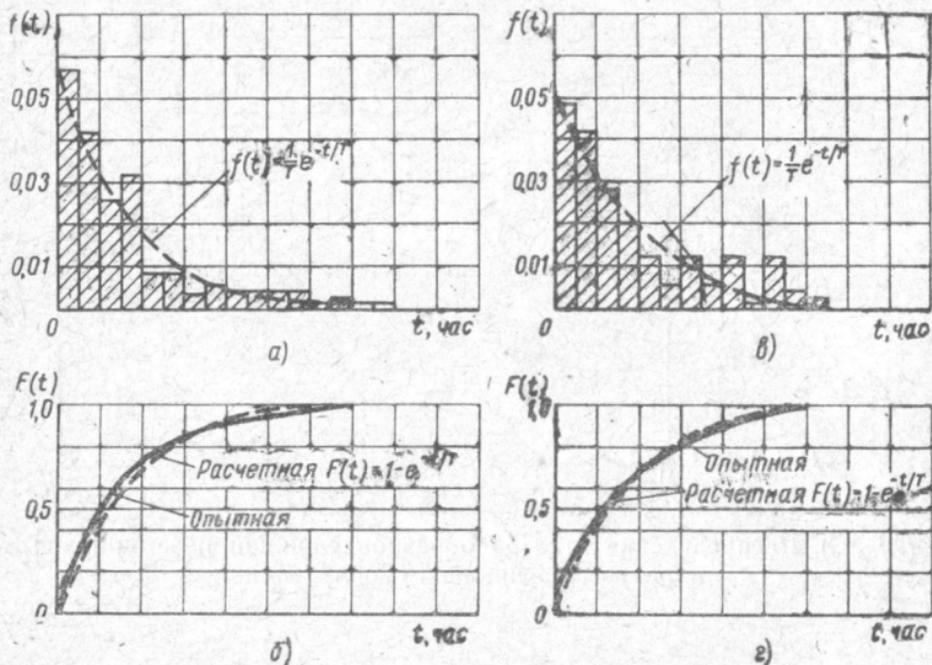


Рис. 2.5. Закон распределения интервалов времени между отказами ЭЦВМ:

а, б — гистограмма и расчетная кривая частоты отказов машины типов А и Б; в, г — опытная и расчетная функции распределения времени безотказной работы машины типов А и Б.

ва аппаратуры и элементов, более интенсивно проявляющимися при повышенной частоте включений и выключений аппаратуры, и т. д.).

Большинство классов аппаратуры при эксплуатации (хранении) подвергаются плановым профилактическим проверкам, в ходе которых производится планово-предупредительная замена элементов, регулировка и настройка аппаратуры, поэтому влиянием эффекта замены элементов и узлов аппаратуры на характеристику потока ее отказов можно пренебречь.

Из рассмотренных особенностей реальных потоков отказов радиоэлектронной аппаратуры следует, что при планировании испытаний на надежность можно исходить из основных закономерностей, присущих простейшему потоку отказов, обладающему свойствами стационарности, ординарности и отсутствия последействия. Этот вывод подтверждается также экспериментально

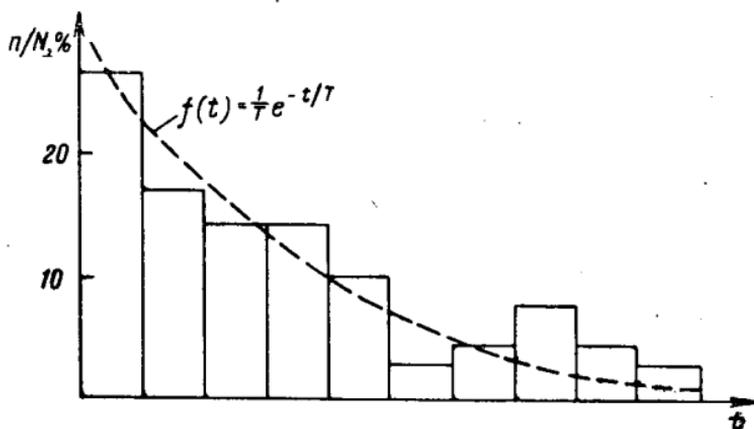


Рис. 2.6. Экспериментальная плотность распределения времени безотказной работы автомобильной аппаратуры.

полученными законами распределения времени работы до отказа различных классов аппаратуры. На рис. 2.5 в качестве примера приведены полученные законы распределения времени работы до отказа для двух типов электронно-вычислительных машин, а на рис. 2.6 — для одного типа автомобильной аппаратуры.

§ 2.2. Определение продолжительности периода приработки аппаратуры (t_0)

Из рассмотренных в § 2.1 особенностей параметра потока отказов видно, что предъявляемые для испытаний на надежность образцы аппаратуры должны проходить предварительную приработку (тренировку).

Основной целью приработочных испытаний является выявление скрытых дефектов в узлах и элементах аппаратуры. Продолжительность периода приработки определяется из условия, чтобы параметр потока отказов при последующей работе аппаратуры соответствовал

периоду нормальной эксплуатации. Исходными данными для определения периода приработки являются: материалы эксплуатации аппаратуры, если распределение ее отказов фиксировалось с момента, соответствующего началу приемочных испытаний; данные конструкторских и других видов испытаний аппаратуры.

Режим испытаний аппаратуры при определении периода приработки оговаривается в технических условиях и, как правило, должен соответствовать режиму испытаний на надежность. Если известны соотношения, определяющие зависимость параметра потока отказов аппаратуры от действующих нагрузок, то при проведении приработочных испытаний целесообразно применение форсированных режимов. Основной предпосылкой при выборе форсированных режимов является автономность потока отказов, т. е. характер отказов при форсированном и нормальном режимах испытаний должен быть аналогичным.

Общие требования к режимам и условиям испытаний в период приработочных испытаний сводятся к следующему: в течение этих испытаний аппаратура в зависимости от схемно-конструктивного исполнения и примененных в ней элементов должна подвергаться тем видам воздействий, к которым она критична. Например, бортовая радиолокационная аппаратура, в состав которой входят сложные по конструкции электровакуумные и электротехнические приборы, должна обязательно подвергаться действию механических нагрузок; радиоэлектронная аппаратура на полупроводниковых приборах должна испытываться при положительных температурах или при циклическом воздействии минусовых и плюсовых температур.

РАСЧЕТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ПЕРИОДА ПРИРАБОТКИ (ПРИРАБОТОЧНЫХ ИСПЫТАНИЙ)

Задача по определению продолжительности приработочных испытаний является статистической. На рис. 2.7 показана сущность ее решения, если имеются экспериментальные данные о параметре потока отказов. На рисунке показана экспериментально полученная зависимость параметра потока отказов от времени работы аппаратуры.

Начальная нестационарность потока отказов характеризуется величиной

$$S_{\Delta} = \int_0^{\infty} [\Lambda(t) - \Lambda] dt. \quad (2.1)$$

Характеристика S_{Δ} является величиной безразмерной, численно равной площади прямолинейного треугольника, ограниченного осью ординат, кривой $\Lambda(t)$ и прямой $\Lambda = \text{const}$.

При определении площади прямоугольного треугольника легко находится требуемая продолжительность приработки аппаратуры.

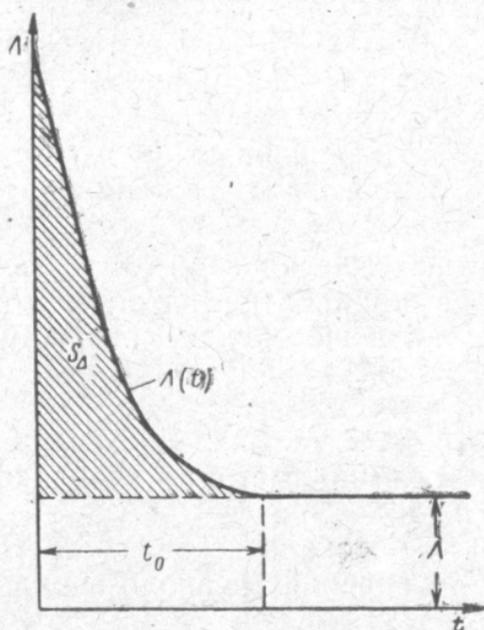


Рис. 2.7. Иллюстрация к определению продолжительности приработочных испытаний.

Рассмотрим порядок определения продолжительности приработочных испытаний расчетными методами.

Определим период приработки восстанавливаемой аппаратуры, если параметр потока ее отказов характеризуется приведенной на рис. 2.7 кривой $\Lambda(t)$.

Плотность распределения времени работы аппаратуры до отказа в рассматриваемом случае имеет вид

(композиция экспоненциальных распределений)

$$f(t) = c_1 \Lambda_1 \exp\{-\Lambda_1 t\} + c_2 \Lambda_2 \exp\{-\Lambda_2 t\}; \quad (2.2)$$

вероятность безотказного действия

$$p(t) = c_1 \exp\{-\Lambda_1 t\} + c_2 \exp\{-\Lambda_2 t\}, \quad (2.3)$$

где Λ_1 — параметр потока отказов в стационарный период;

Λ_2 — параметр потока отказов в период приработки.

По определению имеем [37]

$$\Lambda(t) = \frac{c_1 \Lambda_1 \exp\{-\Lambda_1 t\} + c_2 \Lambda_2 \exp\{-\Lambda_2 t\}}{c_1 \exp\{-\Lambda_1 t\} + c_2 \exp\{-\Lambda_2 t\}}. \quad (2.4)$$

Если $\Lambda_2 > \Lambda_1$, то величина $\exp\{-\Lambda_2 t\}$ с ростом t быстрее стремится к нулю, чем $\exp\{-\Lambda_1 t\}$. При больших t $\Lambda(t) \rightarrow \Lambda_1$.

Из приведенных соотношений следует, что при определении периода приработки важным моментом является выбор соотношений между допустимым значением $\Lambda(t)$ к концу периода приработки и стационарным значением Λ_1 .

Введем следующие обозначения:

$\Lambda_0 = c_1 \Lambda_1 + c_2 \Lambda_2$ — параметр потока отказов для момента $t=0$;

Λ_3 — параметр потока отказов, соответствующий моменту окончания периода приработки ($\Lambda_1 < \Lambda_3 < \Lambda_2$).

Соотношение между этими показателями, как показано в [37], имеет вид

$$\Lambda(t) = \frac{\Lambda_1 \Lambda_2}{\Lambda_3} + \left(\Lambda_0 - \frac{\Lambda_1 \Lambda_2}{\Lambda_3} \right) \exp\{\Lambda_3 t_0\}. \quad (2.5)$$

Задавшись определенным соотношением между $\Lambda(t)$ и $\Lambda = \frac{\Lambda_1 \Lambda_2}{\Lambda_3}$ (стационарное значение) к концу приработочного периода (t_0), из уравнения (2.5) можно найти величину t_0 .

Например, приняв

$$\frac{\Lambda(t)}{\Lambda} = \alpha, \quad (2.6)$$

будем иметь

$$\exp\{\Lambda_3 t_0\} = \frac{\alpha \Lambda}{\Lambda_0 - \Lambda}. \quad (2.7)$$

Пример 2.1. Пусть $\Lambda_1 = 0,005$ 1/час; $\Lambda_2 = 0,01$ 1/час; $\alpha = 0,05$.
Определить продолжительность периода приработки t_0 .

Решение. Так как $c_1 + c_2 = 1$, то, приняв, например, $c_1 = 0,95$ и $c_2 = 0,05$, получим $\Lambda_0 = 0,005 \cdot 0,95 + 0,01 \cdot 0,05 = 0,00525$ 1/час.

Из соотношений

$$\Lambda = \frac{\Lambda_1 \Lambda_2}{\Lambda_3}, \quad (2.8)$$

$$\Lambda_3 = \Lambda_1 + \Lambda_2 - \Lambda_0 \quad (2.9)$$

имеем $\Lambda_3 = 0,005 + 0,01 - 0,00525 = 0,00975$ 1/час,

$$\Lambda = \frac{0,005 \cdot 0,01}{0,00975} = 0,00512 \text{ 1/час.}$$

После подстановки найденных значений Λ_3 , Λ_0 , Λ в (2.7), получим

$$\exp\{\Lambda_3 t_0\} = \frac{0,05 \cdot 0,00512}{0,00525 - 0,00512} = 2,0,$$

откуда $t_0 = 136$ час.

Рассмотренный пример по определению периода приработки имеет смысл в том случае, если значение параметра потока отказов (Λ) получено по результатам испытаний (эксплуатации) большого количества экземпляров аппаратуры. На практике чаще встречается другой случай, когда продолжительность периода приработки определяется по результатам небольшого числа наблюдений (отказов). В этом случае при нахождении продолжительности периода приработки необходимо исходить из усеченных распределений [37].

Последовательность определения периода приработки проиллюстрируем на следующем примере.

Пример 2.2. Известно, что кривая $\Lambda(t)$ имеет вид, показанный на рис. 2.7. Определить период приработки изделий.

Решение. По результатам испытаний $N=100$ изделий в течение $t_{\text{н}}=100$ час получим данные, приведенные в табл. 2.1.

Результаты испытаний

Номер отказов	Время работы до отказа, час	Номер отказов	Время работы до отказа, час
1	5	7	40
2	10	8	50
3	15	9	60
4	20	10	70
5	30	11	80
6	35	12	100

Наработка на отказ дефектных изделий в партии (с учетом усечения) находится по формуле

$$T^*_{\text{ср}} = \frac{(N' - m)t_n + \sum_{i=1}^n t_i}{m}, \quad (2.10)$$

где $N' = m + \alpha N$; $N' = 12 + 0,1 \cdot 100 = 22$.

Здесь предполагалось, что число дефектных изделий, поступивших на эксплуатацию, не должно превышать $0,1 N$; тогда получим

$$T^*_{\text{ср}} = \frac{22 - 12}{12} \cdot 100 + \frac{515}{12} = 126 \text{ час.}$$

При доверительной вероятности $\gamma = 0,9$ по таблице приложения 2 находим $r_1 = 1,5$.

Продолжительность периода приработки будет равна

$$t_0 = r_1 T^*_{\text{ср}} = 1,5 \cdot 126 = 189 \text{ час.}$$

Из рассмотренных примеров видно, что величина периода t_0 в сильной степени зависит от плотности распределения времени работы дефектных изделий до отказа, а также от допустимого числа дефектных изделий, поступающих на эксплуатацию после периода приработки.

В заключение отметим, что в отдельных работах отождествляется период приработочных испытаний с периодом «доводки» * аппаратуры.

В период «доводки» по данным эксплуатации или хранения производится доработка аппаратуры (доработка схемных позиций и узлов, замена ненадежных элек-

* Под периодом «доводки» понимается время эксплуатации, в течение которого происходит выявление ненадежных схемных позиций аппаратуры и ее доработка.

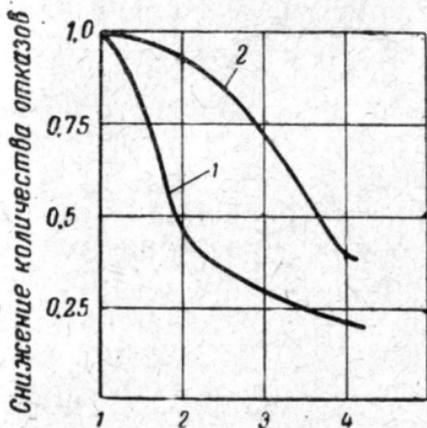
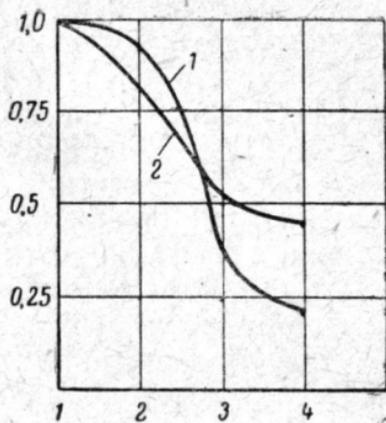
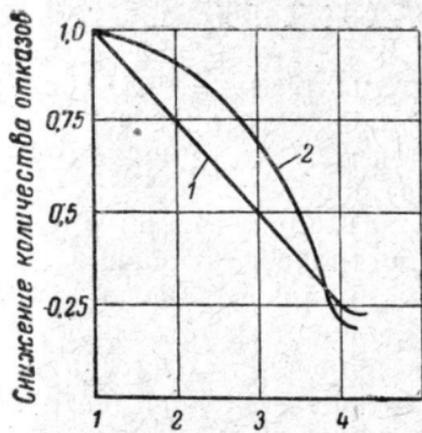


Рис. 2.8. Снижение количества отказов в аппаратуре за счет ее доработок в течение «доводочного» периода для различных типов аппаратуры: 1 — схемно-конструктивные и производственные отказы; 2 — отказы комплектующих элементов.

тро-радиоэлементов и т. д.). На рис. 2.8 в качестве примера приведены данные о продолжительности «доводочного» периода для трех типов аппаратуры. На этом рисунке кривая 1 характеризует снижение количества отказов аппаратуры за счет схемно-конструктивных доработок; кривая 2 — за счет замены ненадежных элементов. На оси абсцисс на рис. 2.8 указано относительное время эксплуатации аппаратуры.

§ 2.3. Оценка близости реальных потоков отказов к модели простейшего потока

При составлении плана контроля надежности радиоэлектронной аппаратуры, как следует из материалов § 2.1, можно исходить из экспоненциального закона на-

дежности, если испытаниям подвергается аппаратура в целом (поток отказов сложных систем близок к простейшему, что следует из теоремы Пальма — Хинчина: если число элементов в системе велико, а интенсивность отказов каждого из них стремится к нулю, то число отказов системы в течение рассматриваемого промежутка времени следует закону Пуассона). Однако при планировании испытаний отдельных устройств, особенно тех, в которых применяются принципиально новые типы электро-радиоэлементов, справедливость этого положения требует экспериментальной проверки. В литературе известен ряд методов проверки близости экспериментально полученных функций надежности к теоретическим (проверка с помощью критерия хи-квадрат, критерия А. Н. Колмогорова и др.).

Оценка степени отклонения потока отказов аппаратуры многократного применения от пуассоновского потока рассмотрена, например, в [7, 37, 47] и в других работах.

В настоящем параграфе рассматриваются методы проверки близости реального потока к простейшему, которые широко применялись авторами при обработке экспериментальных данных об отказах аппаратуры в целом и отдельных ее устройств.

ПРОВЕРКА СТАЦИОНАРНОСТИ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНО ПОЛУЧЕННОГО ПОТОКА ОТКАЗОВ

Из определения следует, что поток является стационарным, если закон распределения группы случайных величин $k(t_1), k(t_2), \dots, k(t_n)$ совпадает с законом распределения случайных величин $k(t_1+a) - k(a); k(t_2+a) - k(a); \dots; k(t_n+a) - k(a)$, т. е. распределение случайных величин $k(t)$ не зависит от начала отсчета времени.

Для стационарного потока должно удовлетворяться условие

$$P\{k(t) = c\} = P\{[k(t+a) - k(a)] = c\}, \quad (2.11)$$

где c — некоторое число.

Проверку стационарности потока отказов можно произвести следующими методами:

— путем оценки изменения угла наклона прямых (квантилей) для различных периодов эксплуатации аппаратуры;

— путем исследования нормированной корреляционной функции.

ПРОВЕРКА СТАЦИОНАРНОСТИ ПО ИЗМЕНЕНИЮ УГЛА НАКЛОНА ПРЯМЫХ (КВАНТИЛЕЙ) ДЛЯ РАЗЛИЧНЫХ ПЕРИОДОВ ЭКСПЛУАТАЦИИ АППАРАТУРЫ

По результатам эксплуатации аппаратуры в течение некоторого периода Θ определяется квантиль T , соответ-

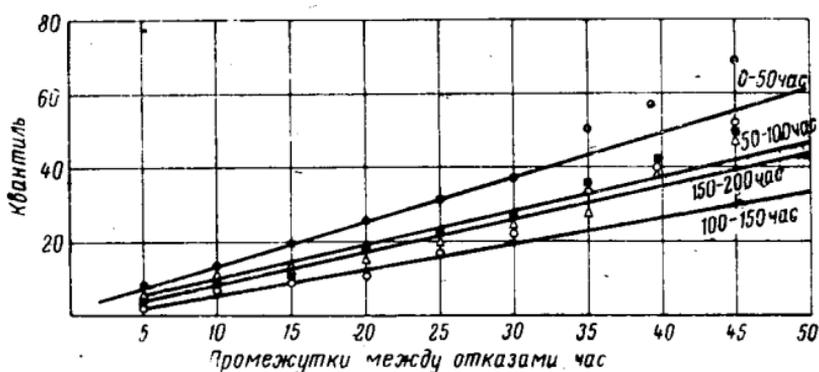


Рис. 2.9. Диаграмма квантилей для распределения промежутков между отказами радиоаппаратуры.

ствующий проверяемому закону распределения интервалов между отказами. Для экспоненциального закона функция распределения интервалов между отказами

$$F(t) = 1 - \exp \left\{ - \frac{t}{T_{\text{ср}}} \right\}, \quad (2.12)$$

откуда

$$T = -T_{\text{ср}} \ln [1 - F(T)],$$

где $T_{\text{ср}}$ — наработка аппаратуры на отказ.

По экспериментальным данным о потоке отказов определяется статистическая функция распределения $F^*(T)$ и величина наработки аппаратуры на отказ. По этим данным рассчитывается величина T для различных периодов эксплуатации.

На рис. 2.9—2.10 показаны результаты обработки опытных данных о потоке отказов образца радиоаппаратуры при эксплуатации в периоды 0—50, 50—100, 100—150, 150—200 час и ЭЦВМ при эксплуатации в периоды 0—1 000, 1 000—2 000 час.

Опытные данные показывают, что угол наклона прямых $T=f(t)$ при работе аппаратуры в различные перио-

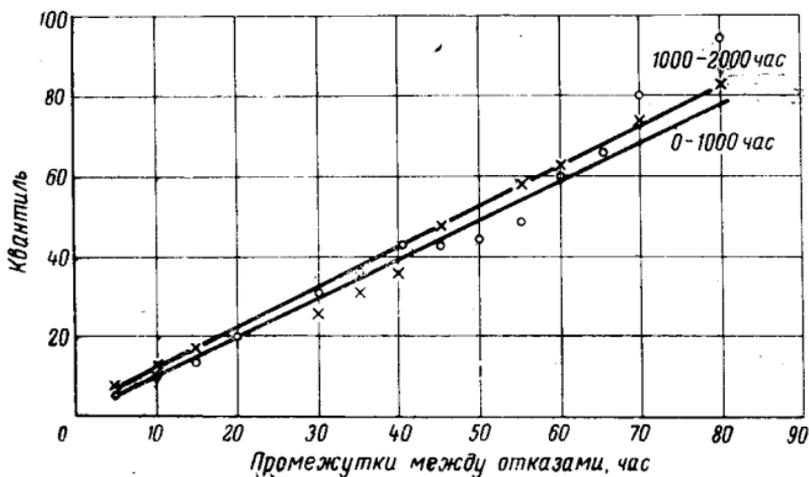


Рис. 2.10. Диаграмма квантилей для распределения промежутков между отказами ЭЦВМ (кружки — для времени эксплуатации 0—1 000 час, крестики — для 1 000—2 000 час).

ды эксплуатации изменяется незначительно. Это свидетельствует о том, что величина наработки аппаратуры на отказ $T_{ср}$ изменяется незначительно, что и подтверждает стационарность рассмотренного потока отказов.

ПРОВЕРКА СТАЦИОНАРНОСТИ С ПОМОЩЬЮ АНАЛИЗА КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИИ

Пусть кривая $n(t)$ описывает случайный процесс возникновения отказов во времени эксплуатации (рис. 2.11). Известно, что если корреляционная функция $K(t, t')$ случайного процесса на промежутке τ не зависит от положения промежутка на оси времени, а зависит только от его продолжительности, то такой процесс является стационарным.

Как известно, корреляционная функция равна

$$K_n(t, t') = M\{n^0(t)n^0(t')\}, \quad (2.13)$$

где

$$n^0(t) = n(t) - m_n(t);$$

$$n^0(t') = n(t') - m_n(t');$$

$m_n(t)$ — математическое ожидание числа отказов.

При решении практических задач вместо корреляционной функции $K(t, t') = K(\tau)$ (для стационарного про-

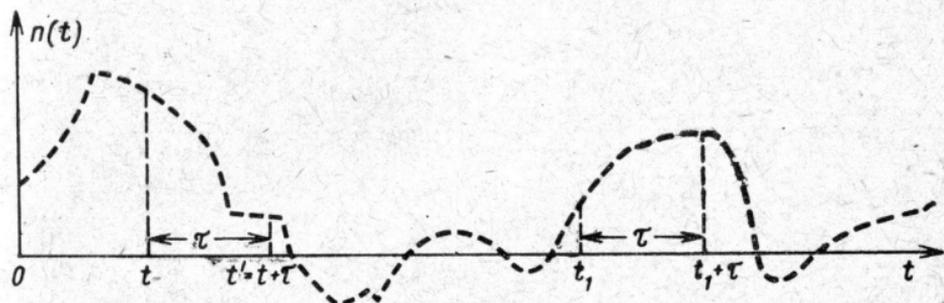


Рис. 2.11. Изменение случайной функции $n(t)$.

цесса) рассматривается нормированная корреляционная функция

$$\rho(\tau) = \frac{K(\tau)}{D_n}, \quad (2.14)$$

где D_n — дисперсия числа отказов.

Заметим, что для стационарного случайного процесса величины $m_n(t)$ и D_n не зависят от времени, т. е. остаются постоянными на рассматриваемом промежутке времени.

Порядок определения нормированной корреляционной функции рассмотрим на следующем примере.

Пример 2.3. Случайный процесс возникновения отказов аппаратуры задан 26 реализациями, представляющими распределение отказов в отдельных экземплярах аппаратуры (рис. 2.4). Определить характер изменения нормированной корреляционной функции.

1. Решение. Разделим рассматриваемый промежуток времени на шесть одинаковых интервалов длительностью τ каждый. Для каждого интервала определим число отказов аппаратуры (n_i) и составим таблицу вида табл. 2.2.

2. Для каждого интервала времени длительностью τ находим оценку математического ожидания числа отказов

Таблица 2.2

Номер экземпляра аппаратуры	<i>t</i>					
	τ	2τ	3τ	4τ	5τ	6τ
1	n_1	n_2	n_3	n_4	n_5	n_6
2	n_7	n_8	n_9	n_{10}	n_{11}	n_{12}
...
26	n_{151}	n_{156}

$$m^*_{nj}(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{26} n_i}{26},$$

где j — число интервалов длительностью τ ;

n_i — число отказов аппаратуры на интервалах времени длительностью τ , например, для первого интервала n_1, \dots, n_{151} .

Результаты расчета сведем в табл. 2.3.

3. Вычисляем оценочное значение дисперсии и корреляционные моменты внутри интервалов длительностью τ и между ними. Для вычисления дисперсии используются данные табл. 2.2 и 2.3.

Таблица 2.3

<i>t</i>	τ	2τ	3τ	4τ	5τ	6τ
$m_n(t)$	$m^*_{n_1}(\tau)$	$m^*_{n_2}(\tau)$	$m^*_{n_3}(t)$	$m^*_{n_4}(\tau)$	$m^*_{n_5}(\tau)$	$m^*_{n_6}(\tau)$

Для вычисления корреляционного момента между двумя сечениями (интервалами) перемножаются числа отказов, возникшие в рассматриваемых промежутках времени (для каждого экземпляра аппаратуры), произведения суммируются. Результат делится на количество образцов аппаратуры (в данном случае на 26). Из полученного результата вычитаются соответствующие произведения оценочных математических ожиданий для рассматриваемых интервалов.

Таким образом, находим значения корреляционных функций $K(\tau)$. Разделив эти значения на произведение средних квадратических отклонений, вычисленных для интервалов, получим таблицу значений нормированной корреляционной функции (табл. 2.4).

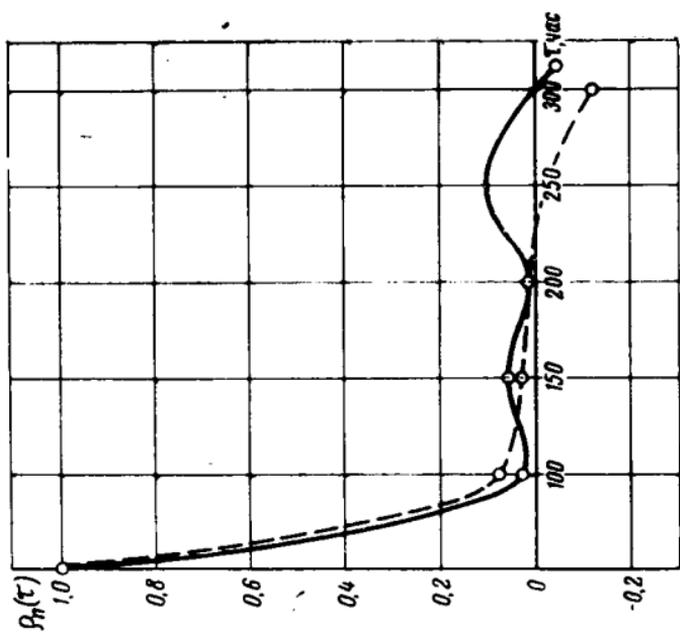


Рис. 2.13. Изменение нормированной корреляционной функции (по результатам эксплуатации двух типов бортовой аппаратуры).

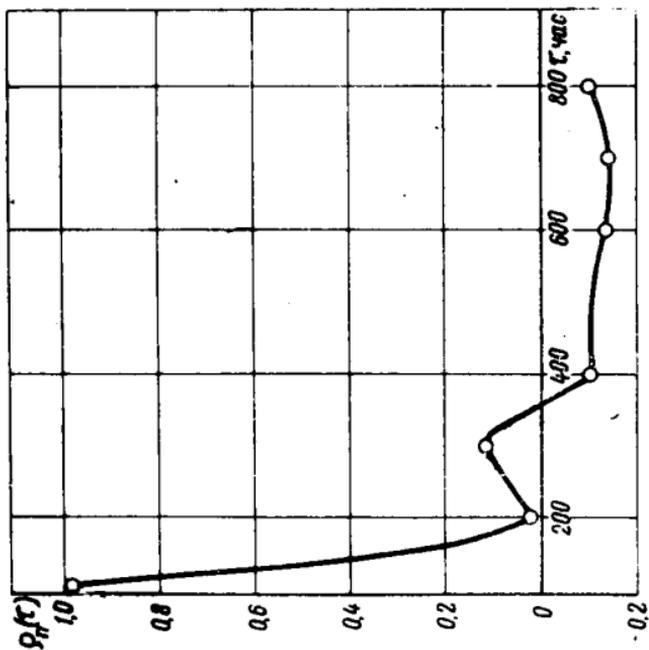


Рис. 2.12. Изменение нормированной корреляционной функции (по результатам эксплуатации одного из типов наземной аппаратуры).

Таблица 2.4

t	τ	2τ	3τ	4τ	5τ	6τ
τ	1	-0,06	0,07	-0,09	0,04	0,02
2τ		1	0,04	0,09	-0,11	0,7
3τ			1	0,17	0,15	0,2
4τ				1	-0,09	-0,09
5τ					1	0,13
6τ						1

В табл. 2.4 постоянному τ соответствует главная диагональ и параллели этой диагонали $t=2\tau, 3\tau, \dots, 6\tau$.

В табл. 2.5 приведем результаты вычислений усредненной (вдоль параллелей) нормированной корреляционной функции $\rho_n(t)$ для двух типов бортовой и одного типа наземной аппаратуры.

Таблица 2.5

Ширина интервала	Бортовая аппаратура		Наземная аппаратура
	$\rho_{n1}(\tau)$	$\rho_{n2}(\tau)$	$\rho_{n3}(\tau)$
τ	1	1	1
2τ	0,75	0,066	0,02
3τ	0,055	0,03	0,11
4τ	0	0,016	-0,1
5τ	0,105	-0,02	-0,1
6τ	-0,02	-0,12	-0,13
7τ			-0,14
8τ			-0,1

Незначительное изменение величины нормированной корреляционной функции вдоль параллелей главной диагонали (табл. 2.4) и стремление нормированной корреляционной функции к нулю с увеличением t свидетельствует о стационарности процесса отказов рассмотренных типов аппаратуры (рис. 2.12 и 2.13).

ПРОВЕРКА ЭФФЕКТА ПОСЛЕДЕЙСТВИЯ В ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНО ПОЛУЧЕННОМ ПОТОКЕ ОТКАЗОВ

Проверка эффекта последействия реального потока отказов может быть выполнена следующими методами:

1. Сравнением безусловной $p_k(t)$ и условной $\varphi_k(t)$ вероятностей появления k отказов в выбранном промежутке времени.

2. Проверкой устойчивости экспоненциального закона распределения длительности промежутков между отказами по времени эксплуатации аппаратуры.

3. Проверкой случайности серий.

Проверка эффекта последействия потоков с помощью первого метода связана с анализом функций Пальма — Хинчина $\varphi_k(t)$, представляющих собой вероятность появления k отказов ($k=0, 1, 2 \dots$) в промежутке времени длительностью t при условии, что в начальный момент этого промежутка произошел отказ [35].

Между вероятностью безотказной работы $p_0(t)$, вероятностью появления k отказов $p_k(t)$ и условными вероятностями $\varphi_0(t)$ и $\varphi_k(t)$ имеют место следующие зависимости:

$$p_0(t) = 1 - \lambda \int_0^t \varphi_0(\tau) d\tau, \quad (2.15)$$

$$p_k(t) = \lambda \int_0^t [\varphi_{k-1}(\tau) - \varphi_k(\tau)] d\tau, \quad (2.16)$$

где λ — интенсивность стационарного потока отказов; $\varphi_0(\tau)$ — вероятность безотказной работы за время τ при условии, что в начальный момент промежутка $(0, \tau)$ произошел отказ.

Для оценки $\varphi_k(t)$ и $p_k(t)$ по экспериментальным данным отказы аппаратуры размещаются на оси времени так, как это представлено на рис. 2.3 и 2.4. Задаваясь некоторой длительностью промежутка времени t , равной, например, заданной величине времени безотказной работы, подсчитывается безусловная $p^*_k(t)$ и условная $\varphi^*_k(t)$ статистические вероятности появления k отказов в выбранном промежутке времени. При определении $\varphi^*_k(t)$ начало промежутка каждый раз совмещается со следующим отказом. Если найденные значения $p^*_k(t)$ и $\varphi^*_k(t)$ близки, можно сделать вывод об отсутствии последействия в потоке в пределах рассматриваемого промежутка времени. На рис. 2.14 приведены экспериментально полученные данные о функциях $\varphi^*_k(t)$ и $p^*_k(t)$, позволяющие утверждать, что в потоке отказов наземной вос-

становливаемой аппаратуры при ее эксплуатации в одних и тех же условиях практически можно пренебречь наличием эффекта последействия.

Проверка эффекта последействия потоков с помощью второго метода связана с оценкой квантилей. В потоке отказов отсутствует последействие, если эмпирические

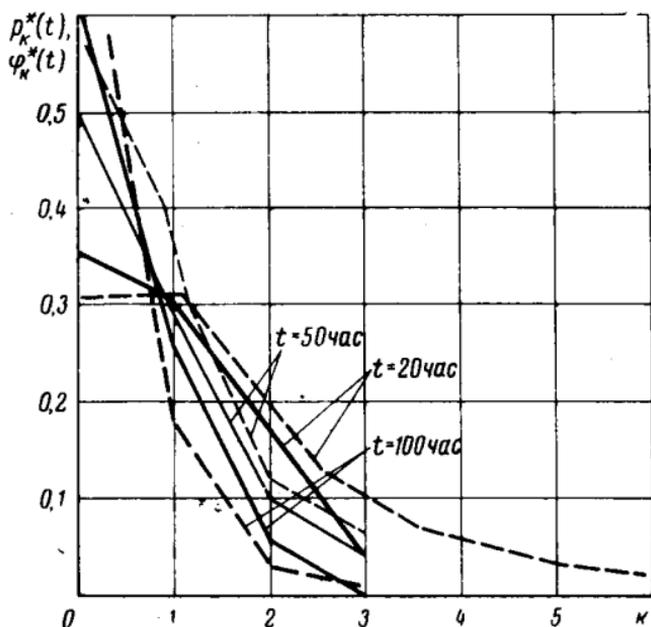


Рис. 2.14. Экспериментальные кривые функции распределения условной $\varphi_k^*(t)$ (сплошная кривая) и безусловной $p_k^*(t)$ (пунктирная кривая) вероятностей появления отказов наземной аппаратуры.

точки квантилей лежат на прямой линии. Это условие выполнимо в том случае, если распределение промежутков между отказами подчинено экспоненциальному закону.

Из приведенных на рис. 2.9 экспериментальных данных видно, что проверка отсутствия последействия в потоке отказов с помощью второго метода не противоречит заключению, сделанному на основании результатов проверки, выполненной с помощью первого метода.

Отсутствие последействия в потоке отказов может быть также проверено и путем оценки независимости вероятности появления отказов на различных участках

времени, т. е. путем проверки выполнимости условия

$$\begin{aligned} P \{k(t_1) = m_1; k(t_2) - k(t_1) = m_2\} = \\ = P \{k(t_1) = m_1\} P \{k(t_2) - k(t_1) = m_2\}, \end{aligned} \quad (2.17)$$

где k — случайная величина, определяющая число отказов на некотором промежутке времени;
 m_1 — число отказов на интервале времени $(0, t_1)$;
 m_2 — число отказов на соседнем отрезке времени (t_1, t_2) .

Проверка этого условия по экспериментально полученным данным производится следующим образом.

По результатам эксплуатации N экземпляров аппаратуры подсчитывается количество m_1 отказов на интервале времени $(0, t_1)$ и m_2 отказов на соседнем отрезке времени (t_1, t_2) . Находится отношение полученного суммарного количества отказов к общему количеству работавших образцов аппаратуры, т. е. определяется статистическая вероятность, оценивающая вероятность левой части равенства (2.17).

Для определения величины произведения вероятностей вычисляются статистические вероятности

$$\begin{aligned} P^* \{k(t_1) = m_1\} = \frac{n_1}{N}, \\ P^* \{k(t_2) - k(t_1) = m_2\} = \frac{n_2}{N}, \end{aligned} \quad (2.18)$$

где N — общее количество экземпляров аппаратуры;
 n_1 — количество экземпляров аппаратуры, отказавших на отрезке времени $(0, t_1)$ m_1 раз;
 n_2 — количество экземпляров аппаратуры, отказавших на отрезке времени (t_1, t_2) m_2 раз.

Если различие между значениями статистических вероятностей левой и правой частей равенства (2.17) небольшое, то делается вывод об отсутствии эффекта последствия в потоке отказов данных экземпляров аппаратуры.

Для получения хороших оценок необходимо иметь не менее 20—30 экземпляров аппаратуры, или же при небольшом числе экземпляров — данные по отказам за большой промежуток времени.

Проверка эффекта последействия потока с помощью третьего метода связана с оценкой случайности серий. В общем случае серией называется последовательность «элементов» одинакового вида. Под «элементами» понимаются наблюдения над случайной величиной. В рассматриваемом случае случайной величиной является появление или непоявление отказа в течение фиксированного интервала времени, например, равного величине наработки на отказ T_{cp} , если она известна. Полученные результаты наблюдений над появлением отказов за время T_{cp} делятся на «элементы» двух видов, например, на элементы вида *A* (за время T_{cp} появился хотя бы один отказ) и вида *B* (за время T_{cp} ни разу не появился отказ). Эти «элементы» объединяются в серии из *m* и *n* элементов соответственно, т. е. $m+n$ «элементов».

Если при возникновении последовательности из «элементов» вида *A* и *B* действуют только случайные факторы, то число серий есть случайная величина (обозначим ее через *u*) и в наблюдаемом потоке отсутствует последствие.

Методика проверки отсутствия последействия по экспериментальным данным в рассматриваемом случае заключается в следующем.

По данным об отказах аппаратуры составляется последовательность интервалов времени длительностью T_{cp} (можно применять и другую длительность интервала), причем начало каждого интервала последовательности совмещается с отказом аппаратуры. В установленной таким образом последовательности подсчитываются значения величин *m*, *n*, *u*, т. е. количество элементов вида *A*, вида *B* и количество серий *u*.

Проверка гипотетического допущения о том, что полученная экспериментальная последовательность элементов вида *A* и *B* образовалась случайно, производится путем сравнения полученного из опыта количества серий при определенных числах *m* и *n* с табличным количеством серий для тех же чисел *m* и *n*.

При указанном сравнении предполагается, что, с одной стороны, последовательность с небольшим количеством серий имеет большую вероятность, чем все остальные, а, с другой стороны, последовательность с большим количеством серий является более вероятной, чем все остальные. Если проверяемая гипотеза направлена про-

тив указанного предположения, то для уровня значимости (α) должно выполняться следующее неравенство:

$$u_{1-\alpha/2} < u^* < u_{\alpha/2}. \quad (2.19)$$

Если экспериментальное количество серий u^* выйдет из этих пределов или как только

$$u^* \geq u_{\alpha/2} \text{ или } u^* < u_{1-\alpha/2},$$

то принятая гипотеза о случайности появления серий (отказов), т. е. о том, что в потоке отказов отсутствует последствие, принимается.

В табл. 2.6 приведены результаты экспериментальной проверки указанной выше гипотезы для различных уровней значимости (α).

Таблица 2.6

Номер станции	Экспериментальные данные			Расчетные значения u при различных уровнях значимости α			
	u^*	n	m	$\alpha=0,01$ $u_{\alpha/2}$	$1-\alpha=0,99$ $u_{1-\alpha/2}$	$\alpha=0,1$ $u_{\alpha/2}$	$1-\alpha=0,9$ $u_{1-\alpha/2}$
1	10	13	5	3	11	4	11
2	10	15	7	4	15	6	14
3	5	10	6	3	13	5	11
4	9	10	7	3	14	5	12
5	11	14	5	3	11	5	11
6	5	7	6	3	12	4	10
7	5	5	5	2	10	2	8
8	5	6	5	2	10	3	9
9	6	17	6	4	13	6	13
10	7	9	6	3	13	4	11
11	8	8	7	3	14	4	12
12	8	8	5	2	11	3	10
13	5	7	5	2	11	3	9
14	5	7	5	2	11	3	9
15	12	14	8	5	16	7	15

Из табл. 2.6 следует, что неравенство $u_{\alpha/2} < u^* < u_{1-\alpha/2}$ выполняется при уровне значимости $\alpha=0,01$ и $0,1$. Это означает, что при данной точности оценки в потоке отказов рассмотренной аппаратуры отсутствует последствие.

Проверка отсутствия эффекта последействия в потоке отказов может быть получена при оценке корреляционной функции, характеризующей степень зависимости между количествами отказов, возникающих в различные интервалы времени.

При обработке экспериментальных данных корреляционная функция рассчитывается по формуле

$$K(\tau) = \frac{1}{N-r} \sum_{i=1}^{N-r} (k_i - m)(k_{i+r} - m), \quad (2.20)$$

где m — оценка математического ожидания количества отказов на интервале Δt , равная

$$m = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N k_i;$$

N — число интервалов Δt , на которое разбит общий интервал наблюдения случайной функции;

k_i — число отказов в i -м интервале Δt ;

$r = 0, 1, 2, \dots, 10 \dots$ — порядковый номер интервала Δt ;

$\tau = r\Delta t$ — время между первым и r -м интервалом, для которого определяется корреляционная зависимость между количеством отказов.

Последовательность проверки отсутствия эффекта последействия состоит в следующем. Для различных значений r рассчитывается степень зависимости между количеством отказов в различных сечениях t . Например, при $r=1$ происходит сравнение степени зависимости количества отказов в двух соседних интервалах, т. е. первого со вторым, второго с третьим и т. д.; при $r=2$ корреляционная функция характеризует зависимость между количествами отказов на первом и третьем интервале, втором и четвертом, третьем и пятом и т. д.; при $r=10$ оценивается зависимость между количествами отказов на первом и одиннадцатом интервалах, втором и двенадцатом и т. п. Условие отсутствия последействия можно считать практически выполненным, если значение корреляционной функции становится практически равным нулю

или начинает совершать колебания около нуля. На рис. 2.15 приведены результаты расчета корреляционной функции, выполненные по данным от отказах ЭЦВМ.

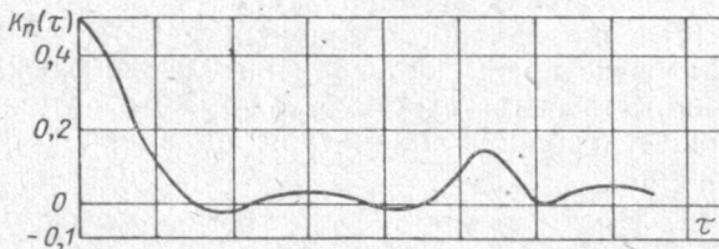
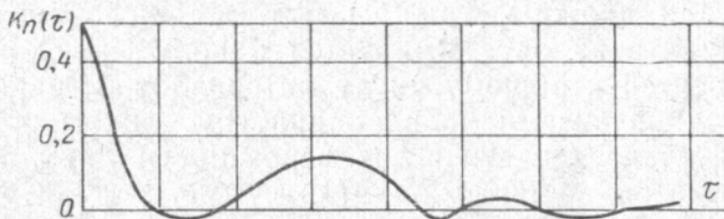
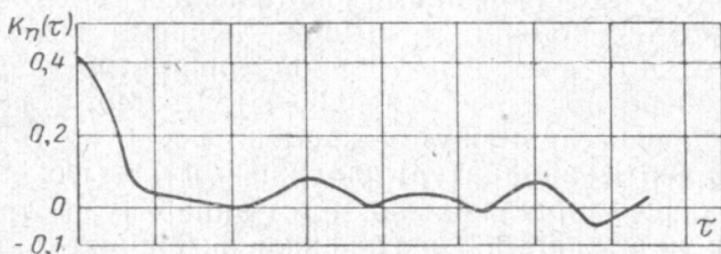


Рис. 2.15. Изменение нормированной корреляционной функции для ЭЦВМ.

Эти данные подтверждают, что в реальных потоках отказов нерезервированной наземной радиоэлектронной аппаратуры отсутствует последствие.

ПРОВЕРКА ОРДИНАРНОСТИ В ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНО ПОЛУЧЕННОМ ПОТОКЕ ОТКАЗОВ

Для проверки свойства ординарности потока отказов нужно оценить вероятность одновременного появления в нем за небольшой интервал времени Δt двух и более отказов, т. е. вероятность

$$p_{k>1}(\Delta t) = \sum_{k=2}^{\infty} p_k(\Delta t) \text{ при } \Delta t \rightarrow 0.$$

Если эта вероятность мала, то поток отказов ординарен.

На практике для проверки ординарности в потоке отказов пользуются графиками вида рис. 2.3—2.4. В качестве интервала времени Δt выбирают время выполнения данным типом радиоэлектронной аппаратуры задания (время оперативного цикла работы). Вообще говоря, за этот заданный промежуток времени вероятность безотказной работы аппаратуры должна быть высокой, удовлетворяющей предъявленным к аппаратуре требованиям по надежности. Из графиков выбирают те интервалы Δt , в течение которых экземпляры аппаратуры отказывали дважды, трижды и т. д. Число соответствующих интервалов суммируется и полученный результат относится к общему числу интервалов Δt за период эксплуатации экземпляров аппаратуры. Таким образом, определяются статистические вероятности двух, трех и более отказов за интервал Δt и сумма этих вероятностей. Экспериментальные данные показывают, что вероятность появления в аппаратуре различного назначения в течение заданного времени работы Δt двух и трех отказов не превышает величин 0,023 и 0,0025 соответственно. Это свидетельствует о том, что потоки отказов радиоэлектронной аппаратуры обладают свойством ординарности.

§ 2.4. Эргодичность потока отказов радиоэлектронной аппаратуры

При исследовании потока отказов радиоэлектронной аппаратуры авторами было обнаружено, что статистические оценки показателей надежности, полученные при усреднении по множеству (по большому числу экземпляров аппаратуры) и по времени (большое время нара-

ботки восстанавливаемых экземпляров), достаточно точно совпадают.

Экспериментально полученные данные позволяют высказать предположение, что поток отказов радиоэлектронной аппаратуры обладает эргодическим свойством.

Важнейшим для практики свойством процесса является то, что по каждой из его реализаций достаточной продолжительности можно определить характеристики случайного процесса. Применительно к рассматриваемым нами случайным процессам это означает, что наработку на отказ и другие характеристики надежности можно получить по результатам эксплуатации одного единственного экземпляра аппаратуры в течение достаточно продолжительного времени.

При исследовании потоков отказов радиоэлектронной аппаратуры обычно рассматриваются случайные функции, характеризующие изменение по времени параметра потока отказов $\Lambda(t)$ и наработки на отказ $T_{\text{ср}}(t)$. Эти функции позволяют определить технические показатели надежности аппаратуры. Для решения многих задач большое значение имеет вероятность безотказного действия аппаратуры в течение определенного времени $p(t)$.

Для рассматриваемых случайных функций имеем следующие предельные равенства:

$$\lim_{\Theta \rightarrow \infty} \frac{1}{\Theta} \int_0^{\Theta} T^{(r)}(t) dt = T_{\text{ср}}, \quad (2.21)$$

$$\lim_{\Theta \rightarrow \infty} \frac{1}{\Theta} \int_0^{\Theta} X_k(t) dt = p_k, \quad (2.22)$$

где Θ — время, в течение которого исследуется поток отказов;

$T^{(r)}(t)$ — реализация (r -я) потока отказов;

$X_k(t)$ — случайная величина, равная 1, если аппаратура в момент t находится в состоянии k (например, в ансамбле из N экземпляров аппаратуры k экземпляров работает безотказно), и равная нулю, если аппаратура не находится в этом состоянии. При такой постановке вопроса соотношение

$$\frac{1}{\Theta} \int_0^{\Theta} X_k(t) dt$$

будет представлять собой среднее относительное время пребывания аппаратуры в состоянии k за интервал $(0, \Theta)$.

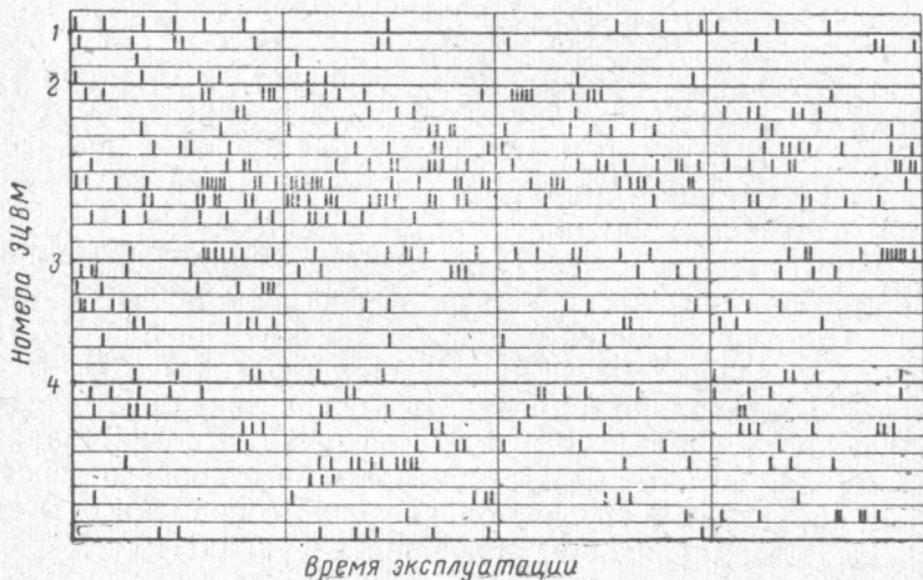


Рис. 2.16. Распределение отказов четырех ЭЦВМ.

Предел этого отношения, как показано в [47], будет равен вероятности p_k застать аппаратуру в состоянии k .

Суждение об эргодичности стационарного случайного процесса можно вынести, сравнивая величины, найденные по формулам (2.21), (2.22) и путем усреднения по ансамблю.

Порядок обработки экспериментальных данных с целью проверки наличия (или отсутствия) свойства эргодичности в исследуемом случайном процессе рассмотрим на следующем примере.

Пример 2.4. Четыре электронно-вычислительные машины эксплуатировались в течение 5 000 час каждая. Поток распределения отказов машин приведен на рис. 2.16. Определим математическое ожидание времени работы ЭЦВМ на отказ и исследуем поведение корреляционной функции во времени.

Решение. Вычисление указанных характеристик случайной функции производится в следующей последовательности.

1. Интервал эксплуатации, равный 5 000 час, делим на 50 интервалов по 100 час каждый. Для каждого интервала вычисляется величина наработки на отказ по формуле

$$T^*_i = \frac{100}{n_i},$$

где n_i — количество отказов в i -м интервале.

По формуле

$$T_{\text{ср}} = \frac{5\,000}{\sum_{i=1}^{50} n_i}$$

определяется наработка на отказ ЭЦВМ за весь период эксплуатации.

2. Дисперсия определяется по формуле

$$D_T = \frac{\sum_{i=1}^{50} (T^*_i - T^*_{\text{ср}})^2}{50}.$$

3. Перемножая значения $(T^*_i - T^*_{\text{ср}})$, разделенные интервалами 100, 200, 300, 400, ..., 4 900, 5 000 час, получим значения корреляционной функции $K(\tau)$, разделив которые на дисперсию D_T , найдем значения нормированной корреляционной функции $\rho_n(\tau) = k_n(\tau) = K_T(\tau)/D_T$.

Вычисление корреляционной функции $K_T(\tau)$ производится по формуле (2.20) до таких значений, при которых она становится практически равной нулю или начинает совершать нерегулярные колебания около нуля.

На рис. 2.15 приведены результаты вычислений нормированной корреляционной функции для каждой из четырех ЭЦВМ. Нормированная корреляционная функция случайной функции $T^r(t)$ при увеличении τ сравнительно быстро стремится к нулю, совершая убывающие нерегулярные колебания около нуля. Полученный характер изменения нормированной корреляционной функции свидетельствует о том, что поток отказов ЭЦВМ обладает эргодическим свойством и что ее можно заменить зависимостью вида

$$k_n(\tau) = e^{-\gamma\tau}, \quad (2.23)$$

где γ — параметр, определяемый по экспериментальным данным.

§ 2.5. Распределение случайной величины, характеризующей время восстановления аппаратуры

Исследование случайной величины, характеризующей ремонтпригодность радиоэлектронной аппаратуры различного назначения и схемно-конструктивного исполнения, показывает, что распределение времени восстановления существенно зависит от глубины контроля функционирования аппаратуры с помощью системы контроля, качества технической документации, примененных методов конструирования (крупноблочный, блочно-узловой и т. д.) и примененных элементов, на базе которых построена аппаратура (ламповая аппаратура, аппаратура на полупроводниковых приборах и аппаратура в модульном и микромодульном исполнении).

Известно, что аппаратура разработок первой половины 50-х годов в основном была ламповой, крупноблочного исполнения, с ограниченным применением элементов встроенной системы контроля функционирования. Восстановление этой аппаратуры производилось путем

Таблица 2.7

Группа элементов	Процент отказов аппаратуры за счет элементов данной группы	Отношение времени восстановления элементов данной группы к общему времени восстановления аппаратуры
Высокочастотные электровакуумные приборы	25	19,5
Электровакуумные приборы (без высокочастотных)	22	11,0
Резисторы	15	14,5
Трансформаторы	5	7,8
Конденсаторы	3,5	4
Контактные устройства	3,5	4,5
Электродвигатели	3	5,1
Элементы автоматики	8	13,5
Кабели и разъемы	3	4,3
Платы, панели	1	1,1
Предохранители	2	0,6

замены отказавших элементов. Продолжительность технического времени восстановления на один отказ этой аппаратуры составляла от 1 до 5 час (без учета времени на доставку элементов) [18].

В табл. 2.7 приведены данные о распределении суммарного времени восстановления ламповой аппаратуры между отказами за счет различных групп элементов.

Анализ приведенных данных показывает, что более 30% суммарного времени, затрачиваемого на восстановление аппаратуры, приходится на восстановление отказов из-за электровакуумных приборов. Очевидно, что закон распределения времени восстановления этих отказов и определяет закон распределения времени восстановления аппаратуры в целом.

Затем широкое использование нашли полупроводниковые приборы. Особенно это характерно для электронно-вычислительных машин и значительной части аппаратуры радиосвязи и радионавигации. Широкое применение получил блочно-узловой метод конструирования. Однако в целом в аппаратуре разработок этого периода не произошло коренного изменения в номенклатуре используемых элементов и в методах конструирования. Поэтому методы контроля функционирования и восстановления аппаратуры существенно не изменились.

Позднее в аппаратуре нашли также широкое применение модули и микромодули, встроенная система отыскания неисправностей, блочно-узловой метод конструирования на основе модулей и микромодулей. Это привело к значительному изменению номенклатуры используемых элементов и методов восстановления аппаратуры.

Для характеристики наметившихся путей развития схемно-конструктивного исполнения аппаратуры приведем основные этапы программы микроминиатюризации радиоэлектронной аппаратуры США [36].

На первом этапе предусматривалось создание высоконадежной и в большей степени стандартизированной аппаратуры микромодульной конструкции из деталей микроэлементов со средней плотностью монтажа 22—25 элементов/см³.

На втором этапе предусматривалось создание двухразмерных полиэлементных схем (микросхем) со средней плотностью монтажа 200—1 300 элементов/см³.

Третий этап предусматривает построение функциональных блоков на основе молекулярной электроники со средней плотностью монтажа 500—1300 элементов/см³.

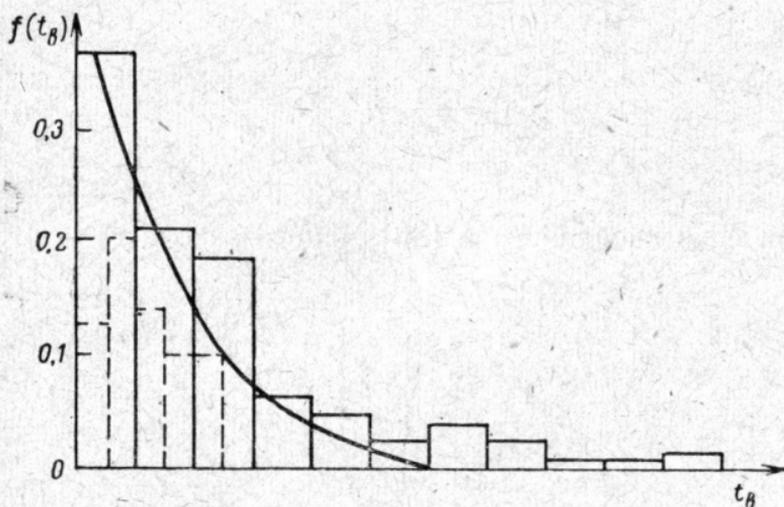
Программа работ по первому этапу должна была закончиться в 1962 г. Однако, как следует из литературных данных, основными методами конструирования аппаратуры в США до 1965 г. были методы уплотненного монтажа.

Высокая плотность монтажа аппаратуры, ставшая возможной в результате широкого применения функциональных узлов и микроминиатюризации, привела к изменению существовавших методов восстановления аппаратуры в процессе эксплуатации. Восстановление аппаратуры путем замены отказавшего элемента уступает методам восстановления, основанным на подключении резервных узлов или блоков. Существовавшая система контроля функционирования аппаратуры и обнаружения неисправностей, построенная на основе применения контрольных точек и отдельных элементов встроенного контроля, заменяется системой автоматизированного контроля функционирования аппаратуры и обнаружения неисправностей. Указанные особенности построения аппаратуры внесли существенное влияние на изменение соотношений, приведенных в табл. 2.7. Суммарное время, затрачиваемое на восстановление аппаратуры, значительно уменьшилось и более равномерно распределено между отдельными группами элементов. Это привело и к существенному изменению законов распределения времени восстановления аппаратуры.

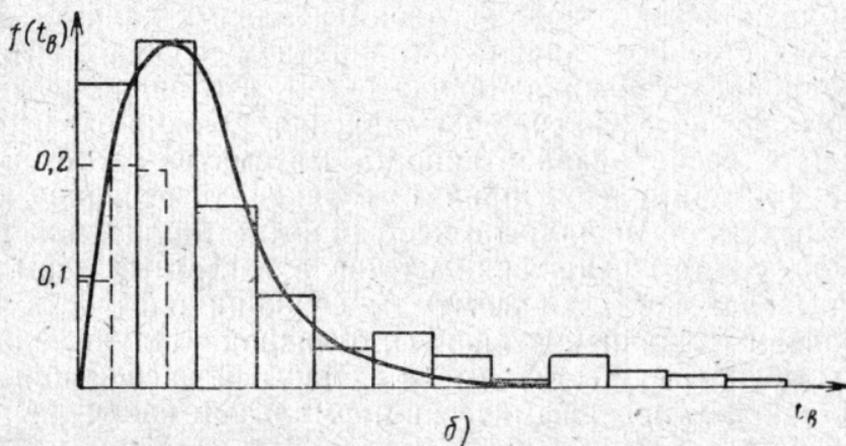
На рис. 2.17 приведены экспериментальные данные, характеризующие законы распределения времени восстановления аппаратуры различного схемно-конструктивного исполнения. Анализ этих данных приводит к выводу, что характер закона распределения времени восстановления аппаратуры зависит от схемно-конструктивного исполнения аппаратуры и соотношения между надежностью элементов.

В ламповой аппаратуре, если лампы не впаиваются, имеет место сравнительно частая замена ламп при незначительном времени на замену отказавшей лампы. В этом случае распределение времени восстановления подчиняется экспоненциальному закону. В общем случае этот закон распределения времени восстановления будет

иметь место при эксплуатации аппаратуры с быстрой заменой наиболее ненадежных элементов. Для аппаратуры с встроенной системой контроля обнаружения неисправностей и блочно-узловым методом построения, при котором время обнаружения и устранения неисправности не зависит от типа отказавшего элемента,



а)



б)

Рис. 2.17. Опытная гистограмма и теоретическая кривая плотности распределения времени восстановления:

а — ламповая аппаратура; б — аппаратура с встроенной системой проверки функционирования.

закон распределения времени восстановления может приближаться к нормальному. Для аппаратуры, подвергающейся ремонту в полевых условиях, распределение вре-

мени восстановления близко к логарифмически-нормальному закону (рис. 2.17,б).

В отдельных работах предлагаются и другие законы распределения для характеристики времени восстановления. Например, в [36] в качестве общего закона предлагается распределение Эрланга в виде

$$f(t_B) = \frac{4}{T_B^2} t_B e^{-\frac{2t_B}{T_B}}, \quad (2.24)$$

полученное из введенного в [36] общего закона

$$f(t_B) = \frac{\alpha \Gamma^n \left(\frac{n+1}{\alpha} \right)}{t_B \Gamma^{n+1} \left(\frac{n}{\alpha} \right)} t_B^{n-1} \exp \left\{ - \left[\frac{\Gamma \left(\frac{n+1}{\alpha} \right)}{t_B \Gamma \left(\frac{n}{\alpha} \right)} \right]^\alpha t_B^\alpha \right\}, \quad (2.25)$$

где α и n — параметры формы распределения;
 Γ — гамма-функция.

В формуле (2.25) параметры распределения обычно подбираются на основе экспериментальных данных.

Существенное влияние на принятие решения о выборе закона распределения наряду с тем, что он должен отражать физическую сущность явления, должна оказывать также степень разработанности математического аппарата для применения принятого закона к решению конкретных задач и наличие необходимых таблиц или графиков. В этом отношении из числа известных асимметричных законов с максимумом функции плотности при значении случайной величины, отличной от нуля, значительные преимущества имеет сдвинутый экспоненциальный закон и логарифмически-нормальный закон распределения.

В последнее время при исследованиях надежности радиоэлементов находит также широкое применение распределение Вейбулла, функция плотности которого имеет вид

$$f(t_B) = \frac{\delta}{T_B'} t_B^{\delta-1} \exp \left\{ - \frac{t_B^\delta}{T_B'} \right\}, \quad (2.26)$$

где $\delta > 0$ — параметр формы распределения;

$T'_{\text{в}}$ — приведенное значение среднего времени восстановления, связанное со средним временем восстановления $T_{\text{в}}$ соотношением

$$T_{\text{в}} = \Gamma\left(\frac{1 + \delta}{\delta}\right) (T'_{\text{в}})^{1/\delta}.$$

При оценке восстанавливаемости аппаратуры в зависимости от ее схемно-конструктивного исполнения рекомендуется применять экспоненциальное, сдвинутое экспоненциальное или логарифмически-нормальное распределения.

ХАРАКТЕРИСТИКА ВЛИЯНИЯ УСЛОВИЙ ИСПЫТАНИЙ АППАРАТУРЫ НА НАДЕЖНОСТЬ

§ 3.1. Общие сведения

В процессе разработки и серийного производства радиоэлектронная аппаратура подвергается целому ряду испытаний, в состав которых входят испытания по проверке степени отработанности конструкции, а также по определению количественных показателей надежности. Проверка отработанности конструкции аппаратуры в зависимости от ее назначения производится при воздействии предельных значений окружающих факторов (механические, климатические, электрические и т. п.), которые могут встретиться в процессе эксплуатации. Испытания по определению количественных показателей надежности аппаратуры можно разделить на две группы. К первой относятся оценочные испытания, в результате которых определяются значения показателей надежности. Ко второй группе относятся проверочные испытания, в результате которых проверяется соответствие аппаратуры заданным требованиям по надежности. Испытания на надежность, как и испытания по оценке отработанности конструкции, проводятся через определенные промежутки времени в процессе производства аппаратуры или при значительном изменении технологии производства аппаратуры.

Техническое решение задачи по оценке надежности аппаратуры при испытаниях может достигаться тремя принципиально различными методами.

Натурные испытания (натурный эксперимент) аппаратуры. Эти испытания могут проводиться или при эксплуатации аппаратуры на объекте (самолете, ракете, корабле и т. д.), или при работе ее в лабораторных условиях, близких к реальным условиям эксплуатации.

Ускоренные испытания. Идея ускоренных испытаний состоит в оценке надежности аппаратуры с заданной точностью в течение времени, значительно меньшем требуемой продолжительности проведения натуральных испытаний. Сокращение времени испытаний достигается путем повышения уровней воздействующих нагрузок, в результате чего соответственно возрастает интенсивность потока отказов аппаратуры.

Моделирование потока отказов аппаратуры. Оценка надежности аппаратуры методами моделирования основывается на том, что вместо исследования процессов в исходной системе исследуются процессы в другой системе, называемой моделью. В процессе моделирования решаются две самостоятельные задачи. Первая заключается в построении модели. Если моделью будет физическая система, подобная основной системе, то моделирование называется физическим, если моделью является математическая модель исследуемого процесса, то моделирование называется математическим. Вторая задача моделирования связана с получением необходимой информации об изучаемом процессе с помощью модели. Реализация методов математического моделирования для оценки надежности аппаратуры и ее устройств связана со значительными трудностями из-за отсутствия необходимых данных об изменении параметров элементов в процессе эксплуатации аппаратуры. Отсутствие этих данных является причиной того, что методы математического моделирования до настоящего времени не нашли еще широкого применения для оценки надежности аппаратуры в целом.

В литературе имеются примеры по оценке надежности отдельных функциональных узлов методами математического моделирования.

Ниже рассматриваются основные положения, связанные с определением условий испытаний аппаратуры на надежность.

§ 3.2. Методика определения уровней воздействующих нагрузок

Численные значения показателей надежности аппаратуры в сильной степени определяются условиями ее применения. Поэтому основным вопросом при организа-

ции натуральных испытаний является определение условий, в которых должна испытываться аппаратура. Большинство видов аппаратуры может применяться в самых различных условиях.

К настоящему времени получены необходимые данные для характеристики условий эксплуатации аппаратуры в различных районах земного шара и в различных слоях атмосферы.

Необходимые материалы по этому вопросу изложены в многочисленной литературе, например в [2] и в технических условиях на конкретные виды аппаратуры. Не ставя перед собой задачи анализа условий испытаний конкретных видов аппаратуры, рассмотрим общие принципы, исходя из которых, по нашему мнению, должны определяться уровни нагрузок, воздействующие на аппаратуру при натуральных испытаниях.

Располагая данными об условиях работы объекта (корабля, самолета, автомашины и т. д.), составляется график функции, характеризующей изменение действующих нагрузок по времени эксплуатации. Весь период эксплуатации делится на k интервалов длительностью Δt каждый. Величина Δt принимается равной продолжительности выполнения задачи, для решения которой предназначен объект. По этим данным составляется вариационный ряд вида

Значения действующей нагрузки (x) в интервалах длительностью Δt	Частота появления интервалов длительностью Δt	Частота появления интервалов	Накопленная частота появления интервалов
...
...
...
Всего

По данным ряда определяются среднее, эффективное и максимальное значения действующей нагрузки. Исследование таких рядов производится при следующих предположениях:

а) любой ряд является отрезком времени более длинного ряда;

б) законы, управляющие событиями, на любом отрезке инвариантны, так что значения ряда (нагрузок), измеренные на одном отрезке, схожи со значениями, измеренными на другом.

При этих предположениях изучаемый отрезок ряда можно рассматривать как совокупность выборочных значений и оценивать значения других отрезков аналитическими или статистическими методами в зависимости от требований.

При постоянных и циклически изменяющихся величинах нагрузок определение средних, эффективных и максимальных значений выполняется сравнительно просто. Методы вычислений изложены в многочисленной специальной учебной литературе, в которой рассматриваются различные виды акустических, электрических и других видов колебаний.

Характер изменения рассматриваемых нами нагрузок, как правило, не отвечает указанным условиям. Нагрузка изменяется нерегулярно. Поэтому определение ее среднего и максимального значения должно производиться статистическими методами.

В качестве рабочих значений нагрузок, при воздействии которых должны проводиться испытания аппаратуры на надежность, следует принять такие значения, которым соответствует наибольшая плотность распределения, т. е. моду*.

По данным вариационного ряда распределения нагрузок мода вычисляется из следующего уравнения:

$$M_0 = N + \frac{\Delta x (w_1 + w_2)}{w_1 - 2w_2 + w_3},$$

где N — начало модального интервала значений нагрузки;

w_1 — частота модального интервала;

w_2, w_3 — частота соседних интервалов;

Δx — ширина интервала значений нагрузки.

* Модой непрерывного распределения называется значение нагрузки, при которой плотность распределения $f(x)$ достигает максимума. Модальным интервалом является интервал с наибольшей частотой.

Пример 3.1. Известно, что распределение температуры, воздействующей на аппаратуру при эксплуатации в районах с жаркой сухой климатической обстановкой, характеризуется данными вариационного ряда, приведенными в табл. 3.1.

Таблица 3.1

Распределение температуры, воздействующей на аппаратуру, при эксплуатации в летний период в районах с жаркой сухой климатической обстановкой

Интервалы температуры, град	Частость
27,5—29,5	0,018
29,5—31,5	0,053
31,5—33,5	0,135
33,5—35,5	0,194
35,5—37,5	0,223
37,5—39,5	0,200
39,5—41,5	0,124
41,5—43,5	0,047
43,5—45,5	0,006
Всего:	1,000

Требуется определить температуру, при воздействии которой должны производиться испытания аппаратуры на надежность.

Решение. Модальный интервал $\Delta T = 35,5^\circ \div 37,5^\circ$, $N = 35,5^\circ$, $\Delta x = 2^\circ$, $w_1 = 0,223$, $w_2 = 0,194$, $w_3 = 0,200$,

$$M_0 = 35,5 + \frac{2(0,223 - 0,194)}{0,223 - 2 \cdot 0,194 + 0,200} \approx 37,1^\circ.$$

Среднее значение случайного процесса, характеризующего изменение нагрузки по времени, можно определить по методике, изложенной в [12], путем усреднения данных по неслучайному параметру t (время эксплуатации аппаратуры) при использовании одной единственной записи процесса за достаточно большой интервал времени эксплуатации.

По оси времени откладывается k равных отрезков и в конце каждого из них определяются значения нагрузок (x_1, x_2, \dots, x_k) по имеющейся реализации. Среднее арифметическое X^* этих значений дает статистическую оценку постоянного для данного процесса математического ожидания.

По данным табл. 3.1 легко можно подсчитать среднее значение температуры T^* .

При оценке надежности радиоэлектронной аппаратуры важными являются не только наиболее вероятные значения действующих нагрузок, но и максимальные их значения.

Конструкция аппаратуры должна быть рассчитана таким образом, чтобы она могла выдерживать максимальные значения нагрузок, которые могут встретиться в процессе эксплуатации. Эти максимальные нагрузки называются предельными рабочими условиями.

В соответствии с общей теорией и практикой конструирования технических устройств расчет узлов и блоков радиоэлектронной аппаратуры должен проводиться в предположении наиболее неблагоприятного сочетания внешних воздействий (нагрузки принимаются в расчет максимальные, а прочность материалов—минимальная). Это позволяет исключить случаи поломок и аварий. На практике как нагрузка, так и прочность материалов сочетаются случайным образом. При этом как минимальные, так и максимальные значения нагрузок появляются с определенной вероятностью, т. е. можно рассматривать распределение вероятностей этих величин. Задаваясь определенной надежностью, т. е. отбрасывая интервалы значений нагрузок, вероятность попадания в которые достаточно мала, можно получить расчетные экстремальные значения нагрузок. Решение этой задачи достигается с помощью теории распределения крайних членов выборки. Оказывается, что применение обычного правила «трех σ » в этом случае может привести к серьезным ошибкам в определении уровней нагрузки, исходя из которых должна рассчитываться конструкция.

Характерной особенностью максимальных нагрузок является возрастание вероятной величины максимального значения с увеличением длительности времени наблюдения процесса (длительности эксплуатации).

Для пояснения элементов теории экстремальных значений воспользуемся выводами, приведенными в [34].

Через $F(x)$ обозначим вероятность того, что некоторая случайная величина нагрузки имеет значение, меньшее x , $F'(x) = f(x)$ — плотность вероятности. Вероятность того, что n независимых наблюдений дадут значения меньше, чем x , равна $F^n(x)$. Тогда вероятность того,

что данное наибольшее значение будет меньше, чем x_n , равна $\Phi(x_n) = F^n(x_n)$, а ее производная

$$\varphi(x_n) = nF^{n-1}(x_n)f(x_n)$$

будет распределением наибольших значений n независимых наблюдений.

Распределения наибольшего значения при большом объеме выборки имеют вид

$$\left. \begin{aligned} \Phi(x) &= e^{-e^{-y}}, \\ \varphi(x) &= a_n e^{-y-e^{-y}}, \end{aligned} \right\} \quad (3.1)$$

где $y = a_n(x - \mu_n)$;

μ_n — наибольшее вероятное значение нагрузки;
 $\frac{1}{a_n} = \frac{d\mu_n}{d \ln n}$ — есть мера повышения наибольшего вероятного значения в зависимости от логарифма объема выборки или мера дисперсии распределения.

Экстремальные значения нагрузки определяются в следующей последовательности.

Строится график зависимости значений x исследуемых максимумов от нормированных уклонов y , представляющих аргументы функции $e^{-e^{-y}}$. Шкалы для x и y выбираются линейные (равномерные). Значение y откладывается по горизонтали. Параллельно основной шкале y дается дополнительная функциональная шкала, на которой откладывается накопленная частота.

Обычно эта шкала неравномерная (логарифмическая). По вертикальной оси графика откладываются наблюдаемые значения x максимумов. Совокупность точек на графике аппроксимируется соответствующей линией, которая и позволяет прогнозировать значения максимумов надлежащим образом выбранной вероятности.

Обработка экспериментальных данных производится в следующем порядке.

1. Располагают наблюдаемые значения x по их возрастанию и получают вариационный ряд величин $x_1 < x_2 < \dots < x_N$.

2. Вычисляют накопленные частоты для каждого интервала ряда $n/N + 1$.

3. Вычисляют моду M_n и среднее квадратическое отклонение σ^* обычными способами.

4. Вычисляют меру дисперсии a_n и наибольшую вероятную нагрузку μ_n по формулам:

$$\frac{1}{a_n} = \frac{\sigma_x^*}{\sigma_n}; \mu_n = M_n - \frac{y_n}{a_n},$$

где величины σ_n и y_n в зависимости от объема выборки n находятся по специальным таблицам, приведенным в [12, табл. 10.5.2, стр. 409].

5. Наносят n полученных точек на график и проводят прямую, наилучшим образом аппроксимирующую полученный график.

Для оценки доверительных интервалов можно воспользоваться следующим соотношением: максимальное значение должно лежать с вероятностью, приблизительно равной 0,67 между границами 0,32 и 3,13 от точки на прямой, соответствующей объему выборки n .

Наибольшие ударные дорожные ускорения зафиксированы при перевозке ракетного снаряда по дороге протяженностью 4 000 км и приведены в табл. 3.2.

Таблица 3.2

Дорожные ускорения в раме контейнера ракетного снаряда [34]

Изделие	Ускорение, g	Изделие	Ускорение, g
Снаряд А5	2,4	Снаряд В1	7
	4,5		7,5
Снаряд А6	6,0	Снаряд В3	4,0
	8,0		5,0
Снаряд А7	10,0	Снаряд В4	3,0
	3,0		5,0
Снаряд А8	3,0		3,5
	2,5		5,0
	4,0		6,0
	6,5		7,5

Пример 3.2. Требуется определить «наибольшее вероятное значение» ускорения, на которое должна быть рассчитана конструкция контейнера ракетного снаряда при перевозке его с помощью тягача по дорогам с различным покрытием [34].

Решение. По данным табл. 3.2 составим вариационный ряд значений x_n , $n=1, 2, \dots, 20$.

Для большей наглядности примера при составлении вариационного ряда в табл. 3.3 в отличие от [34] нами условно добавлены три рейса и введено небольшое различие между повторяющимися значениями ускорения x .

Таблица 3.3

Вариационный ряд максимальных ускорений в раме контейнера ракетного снаряда по числу рейсов

n	x	$n/N+1$	y_n
1	2,4	0,048	-1,11072
2	2,5	0,096	-0,85160
3	3,0	0,144	-0,66163
4	3,02	0,192	-0,50093
5	3,04	0,240	-0,35565
6	3,5	0,288	-0,21896
7	4,0	0,336	-0,08677
8	4,01	0,384	0,04384
9	4,5	0,432	0,17555
10	5,01	0,480	0,30930
11	5,03	0,528	0,44838
12	5,04	0,556	0,53275
13	6,0	0,624	0,75161
14	6,02	0,672	0,92257
15	6,5	0,720	1,11321
16	7,0	0,748	1,23666
17	7,5	0,816	1,59287
18	7,51	0,864	1,92290
19	8,0	0,912	2,38471
20	10,0	0,960	3,19853

Для каждого значения x в 3-м столбце вариационного ряда (табл. 3.3) приводится накопленная частота, рассчитанная из соотношения $n/N+1$. По формуле

$$y = -2,30261 \lg [1 - \lg \Phi(y)] - 0,83405,$$

приняв $\Phi(y_n) = n/N+1$, находим значения величины y_n .

Данные вариационного ряда наносятся на рис. 3.1 в виде точек $(x_n, n/N+1)$.

На этот же график наносится приближенная прямая, описывающая зависимость между максимальными ускорениями (x), соответствующими им вероятностями $\Phi(y)$ и нормированным отклонением.

Прямую линию, проходящую наилучшим образом через экспериментальные точки, можно провести на глаз. По этому графику можно определить вероятность появления максимальных значений ускорения. Например, ускорение $10g$ появляется с вероятностью 0,95. Это ускорение встретится один раз за 20 рейсов тягача про-

тяженностью 4 000 км каждый, т. е. за 80 000 км пути. С вероятностью 0,999 может появиться ускорение 17g. Это произойдет в среднем один раз за 1 000 рейсов, т. е. за 4 000 000 км пути.

Неизвестная истинная величина максимального ускорения с вероятностью 0,67 находится в пределах $x_H=15g$ и $x_B=18g$.

Применяя изложенную методику, можно определить уровни нагрузок, при действии которых аппаратура должна испытываться на надежность.

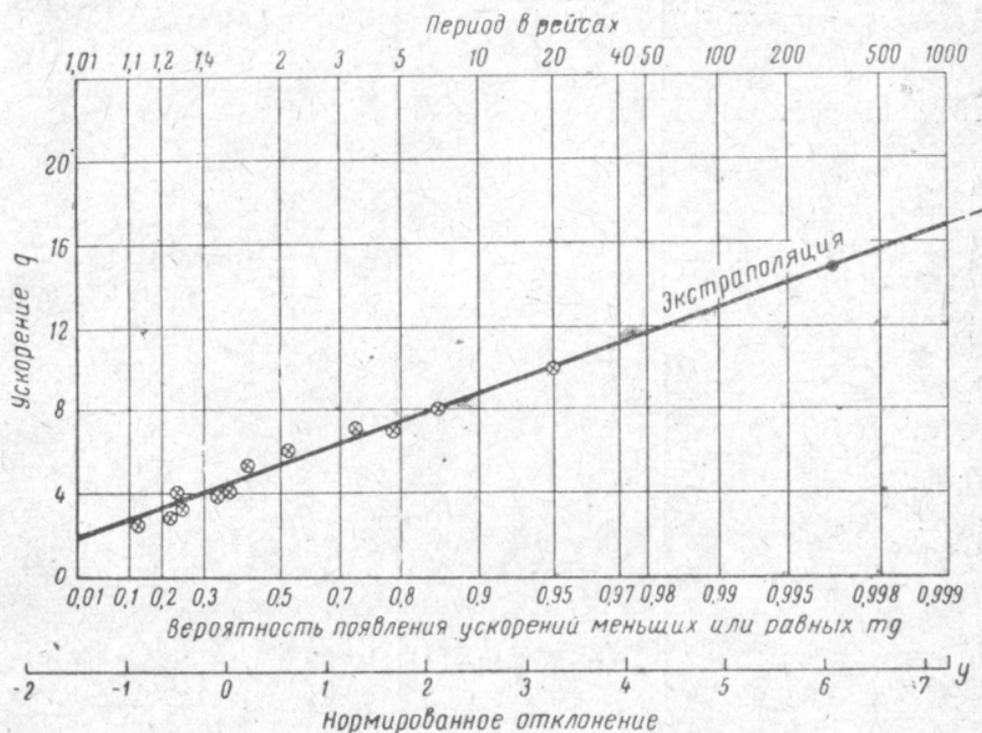


Рис. 3.1. Ударные ускорения контейнера для управляемого снаряда.

Анализ литературных данных показывает, что не всегда учитывается различие между рабочими и предельными уровнями нагрузок. Выбор воздействующих факторов производится без учета вероятности их появления, вследствие чего допускается недостаточно обоснованное задание требований к условиям работы аппаратуры.

Необходимость более обоснованного определения уровней нагрузок, воздействию которых должна подвергаться аппаратура при испытаниях, связана с тем, что условия работы современной аппаратуры становятся все более жесткими, вследствие чего возникают большие

трудности в создании конструкций, ограниченных по весу и габаритам, выдерживающих эти уровни нагрузок.

Таблица 3.4

Внешние воздействия на аппаратуру военного назначения (США)

Характер воздействия	Граничные условия	Аппаратура
Рабочая температура	$-65 \div + 500^{\circ} \text{C}$	Некоторые ядерные системы оружия
Температура хранения	$-65 \div + 85^{\circ} \text{C}$	Все системы оружия
Тепловой удар	$-65 \div + 500^{\circ} \text{C}$	Ядерные системы оружия
Влага (100%)	10 циклов	Все системы оружия
Вибрационные ускорения, <i>гц</i>	10—3000, 40 <i>g</i>	Ядерные системы оружия
Акустические воздействия, <i>гц</i>	150—9600 (160 <i>дб</i>)	Оборудование самолетов, управляемых снарядов и ядерных систем оружия
Ускорение	50 <i>g</i> , 11 <i>мсек</i>	Все системы оружия
Проникающая радиация: плотность потока нейтронов, <i>н/см² ссек</i>	10^{10} , 1000 <i>час</i>	Оборудование самолетов с атомными двигателями
То же	10^{17} , 80 <i>мсек</i>	Оборудование управляемых снарядов
Мощность дозы гамма-излучения, <i>р/сек</i>	10^8 , 80 <i>мсек</i>	То же

Для иллюстрации такого положения в табл. 3.4 приведена характеристика внешних воздействий, предъявляемых к аппаратуре военного назначения США [10].

§ 3.3. Влияние условий испытаний аппаратуры на надежность

Кроме внешних воздействий на надежность аппаратуры значительное влияние оказывают и другие факторы, обусловленные особенностями временного режима ее эксплуатации. Ниже приводится количественная характеристика влияния отдельных факторов на надежность.

ВЛИЯНИЕ ВРЕМЕННОГО РЕЖИМА ЭКСПЛУАТАЦИИ АППАРАТУРЫ НА ЕЕ НАДЕЖНОСТЬ

Аппаратура многократного действия. Для этой аппаратуры характерными являются следующие временные режимы эксплуатации.

1. Непрерывная работа аппаратуры с выключениями для проведения плановых профилактических работ и восстановление аппаратуры при возникновении отказов.

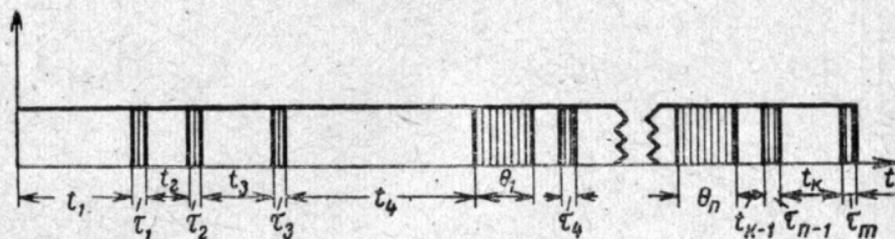


Рис. 3.2. Временная диаграмма непрерывного режима эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры:

t_1, t_2, \dots, t_n — промежутки исправной работы; $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m$ — промежутки восстановления; $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ — промежутки проведения профилактических работ (планово-предупредительного ремонта).

Временная диаграмма этого режима приведена на рис. 3.2.

2. Циклическая работа аппаратуры. До включения в работу аппаратура находится в состоянии готовности в выключенном состоянии. Контроль готовности аппара-

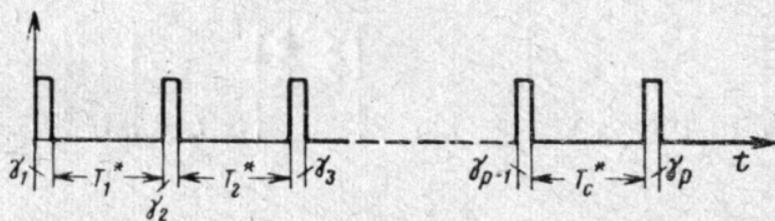


Рис. 3.3. Временная диаграмма режима эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры, находящейся в состоянии готовности:

$\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p$ — промежутки контроля функционирования; $T_1^*, T_2^*, \dots, T_c^*$ — промежутки нахождения аппаратуры в режиме готовности.

туры к выполнению поставленных задач осуществляется путем проведения проверок функционирования. В процессе эксплуатации производятся плановые профилакти-

мени и безотказно работать с заданной вероятностью в течение определенного времени t .

Аппаратуру рассматриваемой группы целесообразно разделить на две подгруппы.

К первой подгруппе относится аппаратура, которая может подвергаться регулировке и настройке в процессе работы. Аппаратура этой подгруппы может подвергаться восстановлению непосредственно после возникновения отказа независимо от того, произошел он при нахождении аппаратуры в режиме готовности или при работе.

Ко второй подгруппе относится аппаратура, которая практически не может подвергаться регулировке и ремонту в течение времени t .

Вторая группа. К этой группе относится аппаратура многократного действия, рассчитанная на длительную непрерывную или периодическую исправную работу (например, контрольно-измерительная аппаратура, ремонт которой осуществляется специальными контрольно-проверочными органами).

Время непрерывной или периодической работы для этой группы аппаратуры исчисляется от нескольких сотен до нескольких тысяч часов.

Третья группа. К этой группе относится аппаратура однократного действия. Здесь целесообразно рассматривать две подгруппы. К первой подгруппе относится аппаратура, применяемая без предварительной проверки. Ко второй подгруппе относится аппаратура, которая применяется после специальной проверки.

Таким образом, временной режим эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры существенно различен, вследствие чего следует ожидать и различия в потоке отказов. Это должно учитываться при разработке методов испытаний аппаратуры на надежность.

Исследования потока отказов радиоэлектронной аппаратуры различного назначения показывают, что его характеристики в значительной степени зависят от интенсивности включений аппаратуры в единицу времени, соотношения между временем работы аппаратуры под электрической нагрузкой и временем нахождения в готовности, а также от тех задач, которые решаются с помощью аппаратуры.

Рассмотрим количественную характеристику влияния указанных факторов на поток отказов аппаратуры.

В результате обобщения данных эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры различного назначения и конструктивного исполнения было установлено, что до 50% всех отказов выявляется в течение первых минут работы после включения [18]. Значительная часть этих отказов проявляется и, вероятно, возникает непосредственно при включении.

В качестве количественной меры влияния включений и выключений аппаратуры на ее надежность примем отношение параметра потока отказов в циклическом режиме $\Lambda_{ц}$ (параметр потока отказов на цикл «включено — выключено») к параметру потока отказов в непрерывном режиме $\Lambda_{н}$. Полная величина параметра потока отказов $\Lambda_{п}$, обусловленная влиянием непрерывного режима работы аппаратуры и циклическим ее режимом, равна

$$\Lambda_{п} = \Lambda_{н} \left(1 + \frac{\Lambda_{ц}}{\Lambda_{н}} k \right), \quad (3.2)$$

где k — число циклов «включено — выключено» на один час непрерывной работы аппаратуры.

Так как время работы до отказа нерезервированной аппаратуры распределено по экспоненциальному закону, то можно написать, что вероятность безотказной ее работы

$$p(t) = \exp \left\{ -\Lambda_{п} \left(1 + \frac{\Lambda_{ц}}{\Lambda_{н}} k \right) t \right\}. \quad (3.3)$$

Первый сомножитель в этой формуле, равный $e^{-\Lambda_{н}t}$, характеризует вероятность безотказного действия аппаратуры в течение времени t при работе в непрерывном режиме, а второй ($e^{-\Lambda_{ц}kt}$) — вероятность безотказного действия аппаратуры в течение времени t при работе в циклическом режиме. Если обозначить $\frac{\Lambda_{ц}}{\Lambda_{н}} = \gamma$, то величина $p_{в} = e^{-\gamma\Lambda_{н}t}$ бу-

дет характеризовать вероятность безотказного действия аппаратуры на одно включение. При таком подходе коэффициент γ можно рассматривать как некоторое условное время, эквивалентное по воздействию на надежность аппаратуры одного цикла «включено — выключено».

Влияние циклического режима на надежность рассмотрим на примере эксплуатации двух типов станций (типа А и Б).

Пример 3.3. Известно суммарное время нахождения станции типа А под электрической нагрузкой в течение года $T_{\Sigma} = \sum t_i = 500 \text{ час}$; параметр потока отказов аппаратуры при работе в непрерывном режиме $\Lambda_{\text{н}} = 10^{-3} \text{ 1/час}$, а в режиме хранения $\Lambda_{\text{хр}} = 10^{-5} \text{ 1/час}$; величина отношения $\Lambda_{\text{ц}}/\Lambda_{\text{н}} = 8$; интенсивность включения $k = 1$. В эксплуатации находится 100 экземпляров станции данного типа. Требуется определить среднее количество отказов, которое может возникнуть в 100 экземплярах при эксплуатации в течение года в двух режимах.

Решение.

Циклический режим.

Среднее количество отказов аппаратуры в течение года будет равно

$$P_{\text{ц}} \approx N \left[\Lambda_{\text{н}} \left(1 + \frac{\Lambda_{\text{ц}}}{\Lambda_{\text{н}}} k \right) T_{\Sigma} + \Lambda_{\text{хр}} T_{\text{хр}} \right], \quad (3.4)$$

где N — количество эксплуатируемых экземпляров аппаратуры;

T_{Σ} — время работы аппаратуры в течение года в непрерывном режиме;

$T_{\text{хр}}$ — время нахождения аппаратуры в режиме хранения.

После подстановки соответствующих значений в формулу (3.4) получим

$$P_{\text{ц}} = 100 [10^{-3} (1 + 8) \cdot 500 + 10^{-5} \cdot 8 \cdot 100] = 458.$$

Непрерывный режим.

Среднее количество отказов в этом режиме

$$P_{\text{н}} = N \Lambda_{\text{н}} t. \quad (3.5)$$

Получим за время $T_{\Sigma} + T_{\text{хр}} = 8 \text{ 600 час}$

$$P_{\text{н}} = 100 \cdot 10^{-3} \cdot 8 \text{ 600} = 860.$$

Пример 3.4. Временная диаграмма режима хранения станции типа Б показана на рис. 3.4. Показатели надежности равны

$$\Lambda_{\text{н}} = 10 \cdot 10^{-3} \text{ 1/час}; \quad \Lambda_{\text{хр}} = 10^{-5} \text{ 1/час}; \quad T_{\Sigma} = \sum t_i = 25 \text{ час};$$

$$\frac{\Lambda_{\text{ц}}}{\Lambda_{\text{н}}} = 4; \quad k = 1.$$

Требуется определить количество отказов при работе станции типа Б в двух режимах.

Решение.

Циклический режим.

По формуле (3.4) находим

$$P_{\text{ц}} = 100 [10 \cdot 10^{-3} (1 + 4) \cdot 25 + 10^{-5} \cdot 8 \cdot 575] = 133.$$

Непрерывный режим.
По формуле (3.5) находим

$$P_{\text{н}} = 100 \cdot 10 \cdot 10^{-3} \cdot 8600 = 8600.$$

Из приведенного примера видно, что применение непрерывного режима без учета соотношения между временем работы аппаратуры под нагрузкой в течение года и календарным временем может привести к увеличению числа отказов на единицу календарного времени по сравнению с циклическим режимом.

Определим условия, позволяющие произвести выбор наиболее оптимального режима эксплуатации аппаратуры. Для решения этой задачи найдем величину вероятности безотказного действия аппаратуры при работе в непрерывном (рис. 3.2) и в циклическом режимах.

Вероятность безотказного действия аппаратуры в течение времени t при работе в непрерывном режиме

$$p_{\text{н}} = p_{\text{в}} p(t), \quad (3.6)$$

где $p_{\text{в}}$ — вероятность безотказного действия аппаратуры при включении для нерезервированной аппаратуры.

Вероятность безотказной работы этой аппаратуры в течение времени T_{Σ} при работе в повторно-кратковременном режиме

$$p_{\text{ц}} = p_{\text{в}}^n p(t_{\text{р}}) p_{\text{хр}}(T_{\text{хр}}), \quad (3.7)$$

где $t_{\text{р}} = t_1 + t_2 + \dots + t_n$;

$T_{\text{хр}} = T_1 + T_2 + \dots + T_c$;

n — число циклов работы.

Рассмотрим отношения вероятностей $p_{\text{ц}}/p_{\text{н}}$. С учетом (3.6) и (3.7) получим

$$\frac{p_{\text{ц}}}{p_{\text{н}}} = p_{\text{в}}^{n-1} \frac{p(t_{\text{р}})}{p(t)} p_{\text{хр}}(T_{\text{хр}}). \quad (3.8)$$

В формуле (3.8)

$$p(t_{\text{р}}) = e^{-\Lambda_{\text{н}} t_{\text{р}}}, \quad p_{\text{хр}}(T_{\text{хр}}) = e^{-\Lambda_{\text{хр}}(t-t_{\text{р}})}, \quad p(t) = e^{-\Lambda_{\text{н}} t}.$$

Подставив эти соотношения в (3.8) и произведя несложные преобразования, можно получить, что для случая, когда

$$T_{\text{хр}} \left(1 - \frac{\Lambda_{\text{хр}}}{\Lambda_{\text{н}}}\right) > \gamma(n-1), \quad (3.9)$$

целесообразно применять повторно-кратковременный режим.

Из (3.9) следует, что влияние повторно-кратковременного режима на надежность существенно зависит от величины коэффициента $\gamma = \Lambda_{\text{ц}}/\Lambda_{\text{н}}$ и от числа включений аппаратуры.

Пример 3.5. Рассмотрим радиолокационную станцию обзора воздушного пространства с режимом работы: функционирование по назначению 4 час и перерыв 2 час; $\gamma = 4,7$; $\Lambda_{\text{н}} = 300 \cdot 10^{-5}$ 1/час, $\Lambda_{\text{хр}} = 3 \cdot 10^{-5}$ 1/час. Рассмотрим интервал времени, равный 5 суткам, т. е. 120 час; число включений $n = \frac{120}{6} = 20$; $T_{\text{хр}} = 8 \cdot 5 = 40$ час; $t_{\text{р}} = 120 - 40 = 80$ час.

Требуется определить значения обеих частей неравенства (3.9).
Решение.

$$T_{\text{хр}} \left(1 - \frac{\Lambda_{\text{хр}}}{\Lambda_{\text{н}}} \right) = 40 (1 - 0,01) = 39,6;$$

$$\gamma (n - 1) = 4,7 (20 - 1) = 89,3.$$

Так как неравенство (3.9) не удовлетворяется, то примененный режим работы не является оптимальным.

Установлено, что γ зависит от интенсивности включений k в единицу времени и от конструктивного исполнения аппаратуры. На рис. 3.6 приведена зависимость коэф-

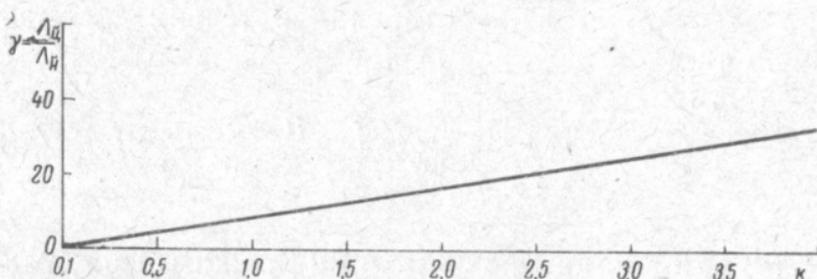


Рис. 3.6. Зависимость надежности аппаратуры от числа включений (за 1 час работы).

фициента γ от числа включений в единицу времени для ламповой корабельной аппаратуры [62]. В табл. 3.5 приведены данные для ламповой наземной аппаратуры.

Из рис. 3.6 видно, что зависимость γ от числа включений линейна. Исследования показывают, что γ зависит не только от интенсивности включений, но и от конструктивного исполнения аппаратуры. Экспериментальные данные позволяют сделать вывод, что снижение коэффи-

Зависимость коэффициента γ от числа включений в единицу времени (k)

Интенсивность включений, $\frac{1}{\text{час}}$					
Λ_n/Λ_R			γ		
0,75—1	0,4—0,5	0,3—0,4	0,75—1	0,4—0,5	0,3—0,4
4,5—8	2,5—5	1,6—2,5	4—7,7	3,5—9	1,7—4

циента нагрузки элементов в схемах, а также переход к микромодульному исполнению аппаратуры приводит к уменьшению влияния на надежность повторно-кратковременного режима.

Кроме того, циклический режим оказывает влияние на уменьшение ресурса аппаратуры, связанного с изнашиванием (старением) элементов.

Рассмотрим влияние циклического режима на изменение вероятности безотказной работы аппаратуры с учетом старения элементов схемы.

Вероятность того, что непрерывно действующая аппаратура не откажет из-за старения в течение времени t , обычно, как полагают, равна

$$p(T > t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_t^{\infty} \exp\left\{-\frac{(t - T_{\text{ср}})^2}{2\sigma^2}\right\} dt. \quad (3.10)$$

При повторно-кратковременном режиме параметры $T_{\text{ср}}$ и σ изменятся и будут равны

$$T'_{\text{ср}} = \frac{T_{\text{ср}}}{1 + \gamma k}, \quad (3.11)$$

$$\sigma' = \frac{\sigma}{1 + \gamma k}. \quad (3.12)$$

Заменив в формуле (3.10) значения $T_{\text{ср}}$ и σ величинами $T'_{\text{ср}}$ и σ' , получим

$$p(T > t) = \frac{1 + \gamma k}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_t^{\infty} \exp\left\{-\frac{[t(1 + \gamma k) - T_{\text{ср}}]^2}{2\sigma^2}\right\} dt. \quad (3.13)$$

Вероятность того, что за время t аппаратура не выйдет из строя из-за случайных отказов и по причине износа при повторно-кратковременном режиме, как следует из формул (3.3) и (3.13), будет равна

$$p(T > t) = \frac{1 + \gamma k}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\{-\Lambda_n t (1 + \gamma k)\} \times \\ \times \int_t^{\infty} \exp\left\{-\frac{[t(1 + \gamma k) - T_{cp}]^2}{2\sigma^2}\right\} dt. \quad (3.14)$$

Если учесть известную зависимость между интенсивностью отказов и вероятностью безотказного действия $\Lambda(t) = f(t)/p(t)$, то на основании формулы (3.14) получим следующее выражение для интенсивности отказов аппаратуры при работе в повторно-кратковременном режиме (с учетом случайных отказов и по причине износа):

$$\Lambda'_n = \Lambda_n (1 + \gamma k) + \frac{\exp\left\{-\frac{[t(1 + \gamma k) - T_{cp}]^2}{2\sigma^2}\right\}}{\int_t^{\infty} \exp\left\{-\frac{[t(1 + \gamma k) - T_{cp}]^2}{2\sigma^2}\right\} dt}. \quad (3.15)$$

На рис. 3.7 приведена качественная зависимость параметра потока отказов аппаратуры от времени работы и суммарного числа циклов «включено — выключено», определяемая по формуле (3.15).

Из этого рисунка видно, что если элементы аппаратуры подвержены старению и не будут своевременно заменяться, то с увеличением числа циклов «включено — выключено» и времени работы аппаратуры на кривую $\Lambda(t)$ накладываются всплески, соответствующие отказам элементов, имеющих ограниченный срок службы при повторно-кратковременном режиме работы. По этой кривой легко определяется допустимое число циклов «включено — выключено», которому можно подвергнуть аппаратуру в ходе испытаний без заметного ухудшения характеристик надежности. Для решения этой задачи можно воспользоваться данными о техническом ресурсе аппаратуры. Если продолжительность технического ресурса аппаратуры обозначить через T_r , то допустимое число циклов «включено — выключено», которому может

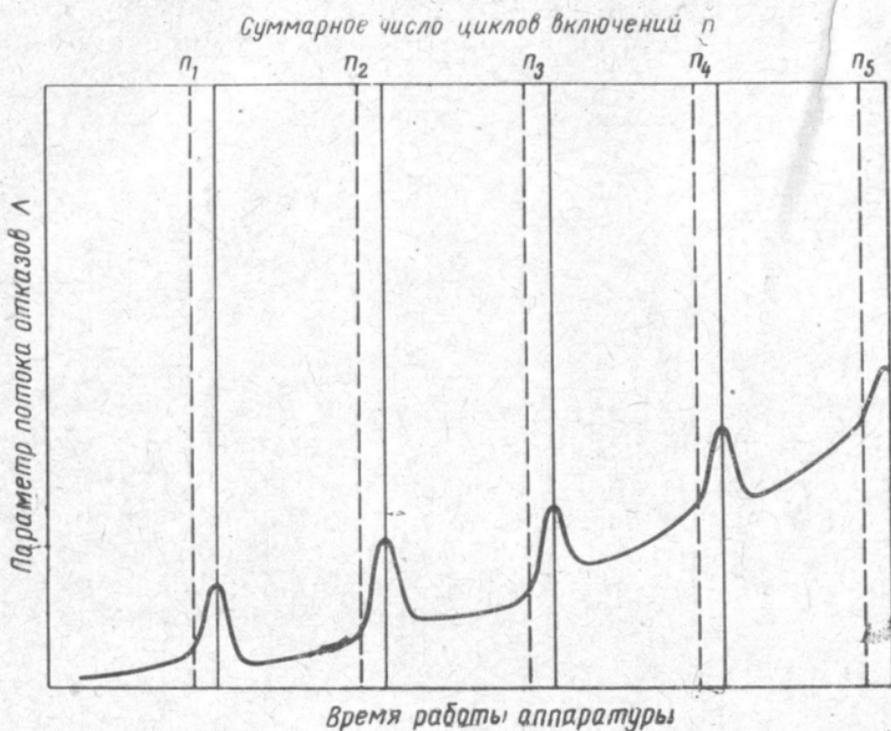


Рис. 3.7. Зависимость параметра потока отказов аппаратуры, работающей в повторно-кратковременном режиме, от суммарного числа циклов включений (n) и суммарного времени нахождения аппаратуры в рабочем состоянии.

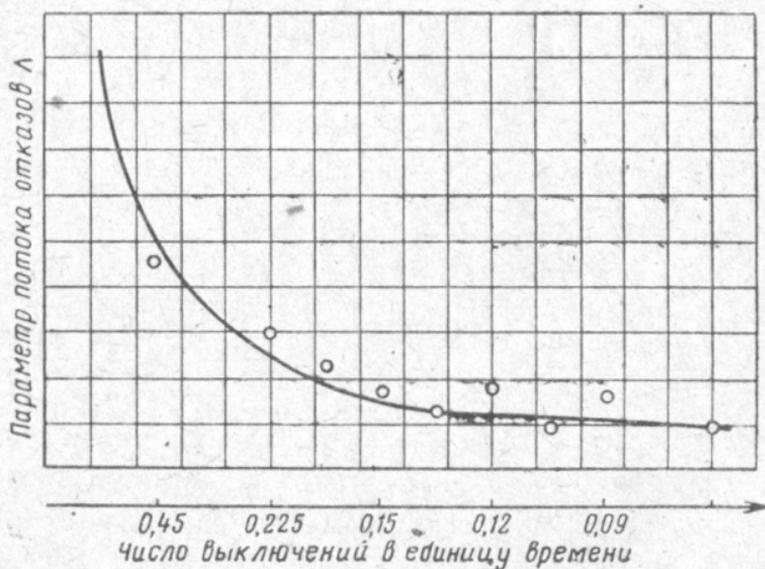


Рис. 3.8. Зависимость параметра потока отказов от числа включений аппаратуры в единицу времени.

подвергаться аппаратура без снижения надежности, будет равно

$$k_{\text{доп}} = \frac{T_r}{\gamma k}. \quad (3.16)$$

На рис. 3.8 показана зависимость параметра потока отказов ламповой аппаратуры от числа включений в единицу времени.

ВЛИЯНИЕ НА ХАРАКТЕРИСТИКИ ПОТОКА ОТКАЗОВ ИНТЕНСИВНОСТИ РЕЖИМА ЭКСПЛУАТАЦИИ АППАРАТУРЫ

Под интенсивностью режима эксплуатации аппаратуры понимается отношение числа часов работы под электрической нагрузкой в течение календарного срока (например, суток) к его продолжительности.

На рис. 2.3, 2.4 и 2.16 показано распределение отказов аппаратуры различного назначения по времени эксплуатации. По характеру распределения отказов, как видно из приведенных данных, потоки отказов аппаратуры отличаются друг от друга количеством скоплений отказов на единицу времени и величиной параметра потока отказов на один элемент аппаратуры. Например, средний параметр потока отказов на один элемент самолетной аппаратуры приблизительно в 5—10 раз выше, чем в наземной аппаратуре.

Экспериментальные данные также показывают, что интенсивность режима эксплуатации аппаратуры существенно влияет и на закон распределения времени работы между соседними отказами. Снижение интенсивности режима эксплуатации аппаратуры (по времени) обычно приводит к снижению ее надежности и к отклонению функций распределения времени работы между отказами от экспоненциального закона распределения. Это отклонение обусловлено рядом причин, основными из которых являются повышенная частота включения аппаратуры на единицу времени работы под электрической нагрузкой; высокая интенсивность контрольных проверок аппаратуры в единицу рабочего времени; длительное нахождение аппаратуры в режиме хранения (малая наработка аппаратуры за один и тот же период по сравнению с высокой интенсивностью режима эксплуатации).

ВЛИЯНИЕ ТЕПЛООВОГО РЕЖИМА, КЛИМАТИЧЕСКИХ И МЕХАНИЧЕСКИХ НАГРУЗОК НА ПОТОК ОТКАЗОВ АППАРАТУРЫ

Физическая природа воздействий температуры, вибраций и ударов, климатических и других факторов на материалы и радиоэлементы, применяемые в радиоэлектронной аппаратуре, подробно рассмотрена в специальной литературе [2, 36]. В настоящей работе рассматривается только количественная характеристика влияния перечисленных выше факторов на надежность аппаратуры. Рассмотрение проводится в объеме, необходимом для определения условий испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность.

В качестве количественной меры оценки влияния условий эксплуатации на надежность принято отношение параметра потока отказов на один элемент аппаратуры при работе в реальных условиях эксплуатации к интенсивности отказов при испытаниях элементов в нормальной климатической обстановке при номинальной или предельно допустимой электрической нагрузке, определяемой техническими условиями на элементы.

Таблица 3.6

Поправочный коэффициент* для учета влияния условий эксплуатации на надежность

Условия эксплуатации	Поправочный коэффициент
Лабораторные условия	1
Наземное стационарное оборудование (заводское)	2,5
Портативное наземное испытательное оборудование, находящееся в непрерывном режиме работы	4
Свободный полет в космосе	2
Космические условия:	
— работа верньерных двигателей;	5
— работа тормозных устройств	7,2
Пилотируемый самолет:	
— аппаратура на полупроводниковых приборах	13,4
— аппаратура на лампах	34
Бортовые системы ракет:	
— аппаратура на полупроводниковых приборах;	64
— аппаратура на лампах	84

* Отношение интенсивности отказов аппаратуры при эксплуатации к интенсивности отказов ее при работе в лабораторных условиях.

Климатическую обстановку называют «нормальной», когда окружающая температура воздуха находится в пределах $+20 \pm 5^\circ \text{C}$, относительная влажность воздуха от 45 до 75% и давление от 650 до 800 мм рт. ст. При этом считают, что резкие изменения температуры, влажности и давления атмосферы отсутствуют, окружающая среда не насыщена пылью и практически свободна от разрушающего действия газов, солей, паров, микроорганизмов, ядерного излучения.

В табл. 3.6 приведены усредненные данные, характеризующие влияние условий эксплуатации на надежность аппаратуры (по американским данным) [63].

При исследовании влияния условий эксплуатации на надежность аппаратуры было проведено сравнение не средних значений параметров потока отказов (на один элемент) аппаратуры, полученных в результате ее эксплуатации в различных условиях, а интенсивностей отказов по видам элементов. Такое сравнение, по нашему мнению, позволит более правильно учесть влияние на надежность схемно-конструктивного построения аппаратуры и электрической загрузки элементов.

Необходимость учета влияния электрического режима на надежность элементов аппаратуры связана с тем, что, как следует из рис. 3.9—3.11, распределение элементов по загрузке существенно различно.

Таблица 3.7

Поправочные коэффициенты для оценки влияния условий работы элементов на их надежность [63]

Группы элементов	Соотношения между интенсивностями отказов элементов при работе в аппаратуре различного назначения		
	ракетная	самолетная	наземная
Передающие ЭВП	1000—5500	2—40	1
Приемно-усилительные лампы	80	6,5	1
Полупроводниковые приборы:			
— транзисторы	8,5	2,5	1
— диоды	2,6	1,5	1
Конденсаторы	5—42	2—5	1
Резисторы	5—25	2—4	1
Переключатели	42	5	1
Реле	340—1000	15—20	1

В табл. 3.7 приведены поправочные коэффициенты, которыми целесообразно пользоваться при оценке влияния условий применения аппаратуры на надежность.

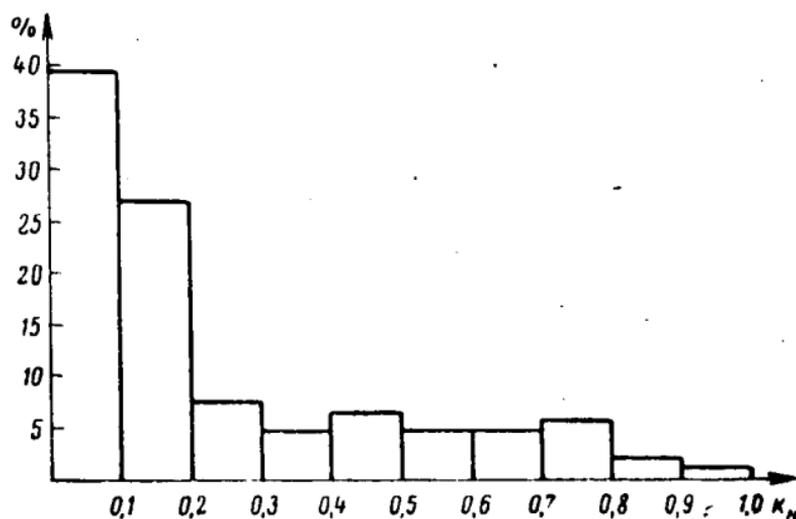


Рис. 3.9. Распределение полупроводниковых приборов в аппаратуре в зависимости от коэффициентов электрической нагрузки.

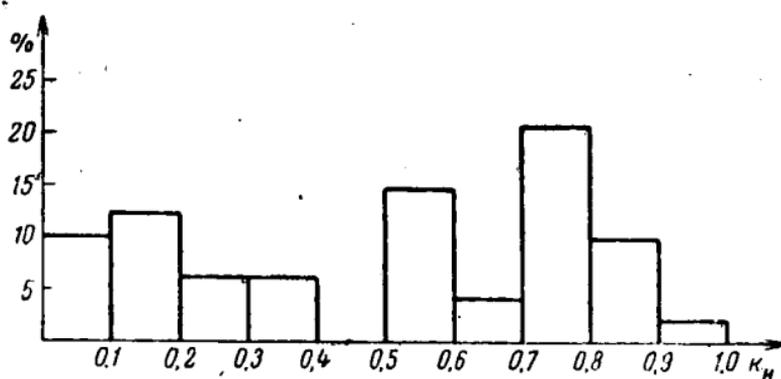


Рис. 3.10. Распределение коммутационных и установочных элементов в аппаратуре в зависимости от коэффициента электрической нагрузки.

Приведенные в табл. 3.7 значения поправочных коэффициентов следует рассматривать как некоторое приближение, которым можно пользоваться для ориентировочной оценки влияния условий работы элементов на надежность при оценке результатов испытаний аппаратуры. Более полную характеристику влияния условий ра-

боты аппаратуры на ее надежность и надежность примененных в ней элементов можно получить, зная зависимость интенсивности отказов от условий работы.

По данным эксплуатации электро-радиоэлементов установлено, что зависимость интенсивности отказов их

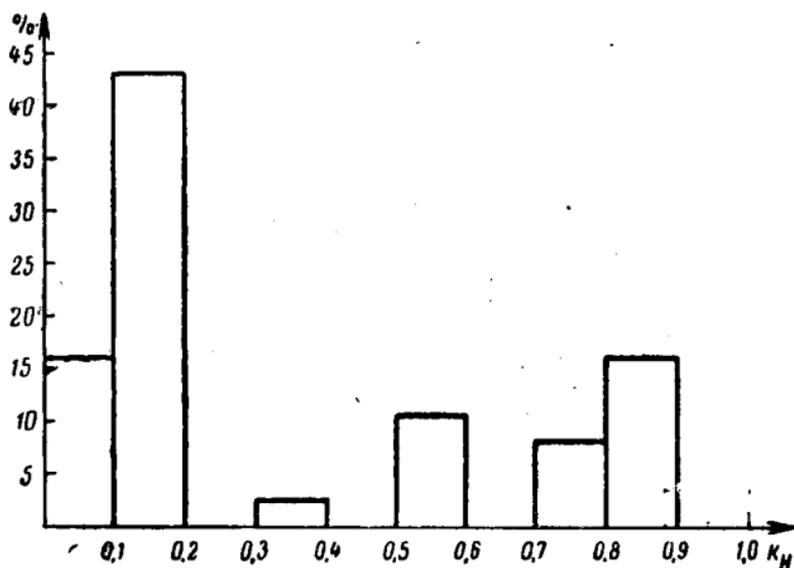


Рис. 3.11. Распределение генераторных и модуляторных ламп в аппаратуре в зависимости от электрической нагрузки.

от условий работы может быть представлена полиномом n -й степени:

$$\lambda(x) = \lambda_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_nx^n. \quad (3.17)$$

С достаточной для практики точностью можно ограничиться полиномом второй степени, т. е.

$$\lambda(x) = \lambda_0 + a_1x + a_2x^2, \quad (3.18)$$

где λ_0 — интенсивность отказов при работе электро-радиоэлементов в номинальном режиме по фактору x ;

a_1 и a_2 — коэффициенты полинома (определяются по экспериментальным данным).

Для примера в табл. 3.8 приведены значения коэффициентов a_1 и a_2 для отдельных типов элементов при работе в наземной аппаратуре.

Значения коэффициентов α_1 и α_2

Тип элементов	Коэффициент электрической нагрузки	$\lambda = \lambda_0 + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2$	
		α_1	α_2
6С1Б	0,6	0,0004	0,00011
6С19П	0,6	0,0032	0,00003
6Н1П	0,6	0,0041	0,00005
6Х2П	0,5	0,0006	0,0007
МП15	0,5	-0,344	0,011
П416	0,5	-0,04	0,002
Д18	0,5	0,0015	0,00014
МЛТ	0,4	-0,033	0,546
КСО	0,4	0,029	0,0012

Экспериментальные данные также показывают, что зависимость интенсивности отказов приемно-усилительных ламп (ПУЛ) в зависимости от температуры окружающей среды можно представить в виде

$$\lambda(t_p^\circ) = \lambda(20^\circ) \exp \left\{ n \frac{t_p^\circ - t^\circ}{20} \right\}, \quad (3.19)$$

где $\lambda(t_p^\circ)$ — интенсивность отказов ПУЛ при температуре режима t_p° ;

$\lambda(20^\circ)$ — интенсивность отказов ПУЛ при температуре 20°C ;

t° — крайняя температура воздуха, при которой не наблюдается резкого роста интенсивности отказов;

n — показатель роста интенсивности отказов.

В табл. 3.9 в качестве примера приведены значения n и t° для отдельных типов ламп.

Зависимость интенсивности отказов ПУЛ от напряжения накала имеет вид

$$\lambda[u_p] = \lambda_{u_{н0}} \exp \{ n (u_p - u_{н0}) \}, \quad (3.20)$$

где $u_{н0} = 6,3 \text{ в}$ — номинальное значение напряжения накала (для ПУЛ с подогретым катодом);

n — показатель роста интенсивности отказов.

Экспериментальные данные показывают, что для приемно-усилительных ламп серии Е $n = 1 \div 5$ и зависит от

Значения показателей n и t^0 для некоторых типов ламп

Тип лампы	n	$t, ^\circ\text{C}$	t_p, C	Отношение $\lambda(t_p)/\lambda(20^\circ)$	
				экспериментальное	расчетное
6Ж1Б-В	0,46	100	140	2,5	2,5
6Ж2Б-В	0,46	100	170	4,6	4,95
6Н1Б-В	0,5	100	150	3	3,5
			200	12	12
6Н1ПВ	} 0,15	60	30	1,2	1,2
6Н2ПВ					
1П5Б	0,6	80	110	1,5	1,6
1П22Б	0,6	80	130	2,2	2,1
1П24Б	0,6	80	150	3,0	3,0
6Ж1П-Е	0,22	60	90	1,3	1,4
6Ж2П-Е	0,22	60	120	2	1,9
6С3П-Е	0,18	40	80	1,4	1,43
6С15П-Е	0,18	40	120	2,2	2

продолжительности эксплуатации (с увеличением длительности работы коэффициент n возрастает). Для ламп прямого накала при работе до 2 000 час $n=11 \div 20$.

Для тиратронов интенсивность отказов в зависимости от температуры окружающей среды приближенно определяется по формуле

$$\lambda(t_p) = \lambda_0 + k_{t_0}(t_p + 20^\circ\text{C}), \quad (3.21)$$

где k_{t_0} — показатель роста интенсивности отказов в зависимости от температуры.

Интенсивность отказов тиратронов в зависимости от амплитуды ускорения приближенно можно представить прямой

$$\lambda(a) = \lambda_0 + k_g a, \quad (3.22)$$

где a — величина ускорения,

k_g — показатель роста интенсивности отказов в зависимости от ускорения.

В табл. 3.10 приведены значения коэффициентов k_{t_0} и k_g для различных типов газонаполненных приборов.

Значения k_{t_0} и k_g для стабилизаторов и тиратронов

Тип прибора	$k_{t_0} \cdot 10^{-5} \frac{1}{\text{час}} \cdot \text{град}$	$k_g \cdot 10^{-5} \frac{1}{\text{час}} \cdot \text{г}$
СГ16П	0,07	10,5
МТХ90	0,92	—
ТХ3Б	0,09	—
ТХ4Б	0,24	8,7
ТХ5Б	0,03	1,2
ТГ1Б-В	0,02	0

Интенсивность отказов конденсаторов в зависимости от условий эксплуатации определяется по формуле

$$\lambda_p = \lambda_0 \left(\frac{u_p}{u_n} \right)^n k_1^{(t_p^{\circ} - t_0^{\circ})}, \quad (3.23)$$

где $n = 4 \div 10$ (в зависимости от вида конденсаторов);
 $k_1 = 1,02 \div 1,15$.

Для резисторов интенсивность отказов в зависимости от температуры и рассеиваемой мощности имеет вид

$$\lambda_p = \lambda_0 [1 + 0,02 (t_p^{\circ} - 20^{\circ}\text{C})], \quad (3.24)$$

$$\lambda_p = \lambda_0 \left(\frac{p_p}{p_0} \right)^{2-2,5}, \quad (3.25)$$

где p_0 и p_p — соответственно допустимая и рабочая мощность, рассеиваемая на резисторах.

Приведенные выше зависимости можно дополнить следующими экспериментально полученными закономерностями.

При увеличении напряжения накала ламп с 6,3 до 7,5 в долговечность снижается в 4—6 раз. Интенсивность отказов элементов при повышении температуры и других неэлектрических факторов изменяется по закону Аррениуса и закону 5-й степени. Согласно закону Аррениуса скорость химических реакций в растворах при каждом повышении температуры на 10°C приблизительно удваивается. Это положение равносильно тому, что интенсивность отказов элементов, связанная с их старением, при повышении температуры на 10°C приблизительно

удваивается. Экспериментальные данные испытаний резисторов и конденсаторов подтверждают это положение.

Количественное влияние механических воздействий на надежность аппаратуры и ее элементов изучено недостаточно. Экспериментальные данные показывают, что применение методов миниатюризации и микроминиатюризации аппаратуры в значительной степени снизило влияние механических воздействий на надежность аппаратуры. Это утверждение справедливо в том случае, если при конструировании аппаратуры применена локальная и групповая защита ее элементов и узлов от механических воздействий. В тех случаях, когда в процессе проектирования не уделяется достаточного внимания созданию конструкций, устойчивых к механическим воздействиям, интенсивность отказов элементов резко возрастает, особенно в мощных и высоковольтных электровакуумных приборах. Подтверждением этому могут служить следующие данные по опыту эксплуатации ламповой аппаратуры.

Интенсивность отказов кенотронов в одном из типов корабельной аппаратуры достигала $160 \cdot 10^{-5}$ 1/час. После проведенных работ по амортизации узла и введения специального ламподержателя интенсивность отказов была снижена более чем в 10 раз.

Аналогичные примеры в ламповой аппаратуре, установленной на объектах, подвергаемых значительным ударам, встречались сравнительно часто. Для снижения механических нагрузок на надежность радиоэлементов при конструировании современной аппаратуры принимается ряд специальных мер.

Например, в аппаратуре, предназначенной для использования в условиях постоянных вибрационных и ударных ускорений, лампы следует ориентировать таким образом, чтобы оси их совпадали с наиболее вероятным направлением ускорения.

Крепление транзисторов на платах осуществляется не за выводы, а за корпус. Резисторы рекомендуется устанавливать в горизонтальном положении. Для повышения надежности реле рекомендуется крепить их в наиболее жестких местах конструкции.

Приведенная количественная характеристика влияния различного вида воздействий на надежность аппаратуры и ее элементов позволяет сделать вывод, что при прове-

дении натуральных испытаний аппаратуры на надежность (как на объекте, так и в лабораторных условиях) должно уделяться серьезное внимание выбору уровней воздействующих нагрузок и временного режима работы.

§ 3.4. Возможности ускоренных испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность

Как было показано, на надежность работы аппаратуры в реальных условиях эксплуатации влияют различные факторы. Чтобы правильно оценить реальную надежность разрабатываемой или серийно выпускаемой аппаратуры, ее необходимо испытать в условиях воздействия тех факторов, которые наиболее сильно влияют на надежность. Но проведение экспериментального исследования в реальных условиях требует длительного времени и существенных экономических затрат.

Если же известны закономерности влияния различных факторов на работоспособность аппаратуры, то можно, увеличивая амплитуду воздействий, определять надежность аппаратуры в сжатые сроки.

Испытания, при которых аппаратура подвергается воздействиям определенных факторов, позволяющих выявить характер изменения работоспособности аппаратуры за счет направленного изменения (ужестчения) условий работы, называются ускоренными испытаниями. В результате таких испытаний могут быть получены данные о надежности аппаратуры или ее элементов.

В процессе ускоренных испытаний повышенная нагрузка на элементы аппаратуры приводит к сравнительно быстрому изнашиванию и старению. При ускоренных испытаниях значения воздействующих на элементы факторов (температура, электрическое напряжение, ток, рассеиваемая мощность) должны, как правило, превышать предельные значения, при которых еще сохраняется нормальная работа элементов.

Испытания должны проводиться по относительно простой методике и с незначительными экономическими затратами. Действительное ускорение появления отказов достигается выбором такого режима работы элементов, когда отказы появляются в той же последователь-

ности, что и при эксплуатации в реальных условиях. В этом заключается основная трудность широкого применения метода ускоренных испытаний. Положительное решение может быть достигнуто путем экспериментального определения условий проведения ускоренных испытаний, например путем сравнения законов распределения времени наступления отказов при эксплуатации (в реальных условиях) и при эксперименте.

Характеристиками ускоренных испытаний могут служить временные и нагрузочные коэффициенты.

Временной коэффициент определяется отношением времени, в течение которого при номинальной нагрузке было выявлено определенное количество отказов, к времени, в течение которого было выявлено то же количество отказов при повышенных нагрузках.

Нагрузочный коэффициент определяется отношением количества отказов, выявленных после определенного времени работы (в часах) при повышенных нагрузках, к количеству отказов, полученных после определенного времени работы при номинальных нагрузках.

Для определения относительного влияния характера различных рабочих условий, которым подвергаются испытываемые элементы в процессе испытаний, наиболее удобен нагрузочный коэффициент.

В § 5.2 подробно рассматриваются требования к нагрузочным режимам и приводится таблица количественных характеристик, определяющих нагрузочные режимы работы основных элементов, комплектующих радиоэлектронную аппаратуру.

Одним из основных факторов, существенно снижающим надежность и долговечность аппаратуры, является воздействие на нее высоких температур. В ряде работ указывается [18, 36], что интенсивность отказов некоторых радиоламп при повышении температуры окружающей среды от 20 до 200° С увеличивается в 75 раз, а интенсивность отказов полупроводниковых приборов в 5 раз при повышении температуры от 25 до 125° С. Следовательно, температура является эффективным средством, при помощи которого можно добиться ускорения испытаний на надежность.

При проведении ускоренных испытаний главной задачей является выбор критерия, с помощью которого можно было бы добиться соответствия характеристик на-

дежности, полученных при ускоренных испытаниях, с характеристиками, которые будут иметь место при работе в реальных условиях. Таким критерием является коэффициент подобия, который чаще всего представляется в виде

$$K_{T_0} = \frac{T_0}{T_{0y}}, \quad (3.26)$$

где T_0 — среднее время безотказной работы в реальных условиях;

T_{0y} — среднее время безотказной работы при ускоренных испытаниях.

В работе [55] рассчитаны коэффициенты K_{T_0} для некоторых элементов при режиме работы, соответствующем 60% номинальной нагрузки, температуре при реальных условиях $+30^\circ\text{C}$, а при ускоренных испытаниях $+75^\circ\text{C}$ (табл. 3.11).

Таблица 3.11

Значения коэффициента подобия

Вид элемента	Коэффициент нагрузки			
	1	1,3	1,7	2
Резисторы	2,2	3,8	5	7,5
Конденсаторы	3	8,2	27	67
Кристаллические диоды	27	45	89	134

Длительность ускоренных испытаний может быть определена по формуле

$$t_y = \frac{t_p}{K_{T_0}}, \quad (3.27)$$

где t_p — заданный интервал работы аппаратуры в реальных условиях.

По ускоренным методам испытаний в настоящее время уже имеется много хороших пособий [26, 48—49, 54, 55, 58].

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ

§ 4.1. Общие сведения

Основной задачей, решаемой при разработке методов проверки надежности радиоэлектронной аппаратуры, является получение наиболее полной и достоверной информации о надежности партии аппаратуры объема M по результатам испытаний выборки объема n . Получаемые выборочные характеристики должны являться состоятельными оценками параметров проверяемой партии (математического ожидания, дисперсии и т. п.). Из этого условия следует, что проверка надежности аппаратуры должна производиться на основе статистических методов. Возможность применения выборочных методов основывается на законе больших чисел, согласно которому средняя величина признака, измеренного при большом числе испытаний, сходится по вероятности к математическому ожиданию. Отличительной особенностью организации испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность является ограниченность испытаний по времени и по объему: на испытания не может быть предъявлено большое количество экземпляров аппаратуры, и испытания не могут продолжаться слишком долго. Поэтому исходными предпосылками при разработке методов испытаний на надежность будут являться статистические оценки, присущие малым выборкам.

Прежде чем приступать к рассмотрению методов оценки надежности аппаратуры, введем некоторые определения и понятия, которые потребуются при рассмотрении выборочных методов.

Партия, объем партии. Ранее (см. гл. 2) было показано, что при оценке надежности аппаратуры возможна замена выбора по множеству выбором по времени:

можно испытывать либо n экземпляров в течение времени t , либо один экземпляр в течение n циклов длительностью t каждый. Из этого следует, что тождественными являются следующие определения.

1. Под партией понимается некоторая совокупность N экземпляров аппаратуры одного типа, изготовленная по единой технологии и без существенных схемно-конструктивных изменений. Это понятие партии полностью совпадает с классическим определением, применяемым в математической статистике, и предполагает, что испытания производятся при выборе по множеству.

2. Под партией понимается условное количество N экземпляров аппаратуры, равное произведению некоторой совокупности l экземпляров аппаратуры одного типа, изготовленной по единой технологии и без существенных схемно-конструктивных изменений, на количество периодов работы r каждого экземпляра:

$$N = lr. \quad (4.1)$$

Величина r определяется по заданной в ТЗ или ТУ продолжительности технического ресурса аппаратуры (T_p).

Второе понятие партии применяется всякий раз, когда испытания организуются на основе выбора во времени. Это возможно в том случае, если испытываемые экземпляры аппаратуры можно подвергать многократному действию в течение времени t в заданных условиях эксплуатации.

При принятых обозначениях объем партии при выборе по времени можно определить из следующего соотношения:

$$N = \frac{lT_p}{t}. \quad (4.2)$$

Пример 4.1. Известны:

- технический ресурс аппаратуры $T_p = 1\,000$ час;
- заданное время безотказного действия $t = 20$ час;
- количество экземпляров в опытной партии $l = 10$.

Требуется определить объем партии, исходя из которого должны планироваться испытания на надежность аппаратуры многократного применения.

Решение. По формуле (4.2) имеем

$$N = \frac{10 \cdot 1000}{20} = 500.$$

Выборка, объем выборки. Под выборкой понимается совокупность конечного числа наблюдений над случайной величиной. По аналогии с рассмотренными выше определениями партии и ее объема под объемом выборки n будем понимать как количество экземпляров аппаратуры (при выборе по множеству), так и конечное число наблюдений над случайными величинами, характеризующими показатели надежности аппаратуры (наработка на отказ, количество отказов и т. п.). При таком подходе объем выборки (n) при испытаниях на надежность аппаратуры может определяться величиной

$$n = ht, \quad (4.3)$$

где h — количество периодов испытаний каждого экземпляра аппаратуры длительностью t каждый;
 m — количество испытываемых экземпляров.

Выборочная средняя. Через X обозначим случайную величину, характеризующую надежность радиоэлектронной аппаратуры. По результатам испытаний выборки объема n получаем конечное число значений случайной величины x_1, x_2, \dots, x_n .

Среднее арифметическое полученных наблюдений называют выборочным средним

$$\theta^* = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}. \quad (4.4)$$

Полученное выборочное среднее является несмещенной оценкой генерального среднего, характеризующего надежность проверяемой партии аппаратуры, т. е.

$$M[\theta^*] = \theta_{\Phi}.$$

Среднее квадратическое отклонение σ^* случайной величины при ограниченном числе наблюдений определяется из соотношения

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \theta^*)^2}{n-1}}. \quad (4.5)$$

Нормированное отклонение выборочной средней от генеральной определяется соотношением

$$t_s = \frac{\theta^* - \theta_{\Phi}}{\sigma^*}. \quad (4.6)$$

Величина t_s распределена по закону Стьюдента, когда величина Θ^* распределена по нормальному закону.

Среднее квадратическое отклонение выборочной средней можно вычислять по формуле

$$\sigma_{\Theta_{\Phi}} = \frac{\sigma^*}{\sqrt{n}}. \quad (4.7)$$

Нормированное отклонение выборочной средней от генеральной в этом случае равно

$$u = \frac{\Theta^* - \Theta_{\Phi}}{\sigma_{\Theta_{\Phi}}}. \quad (4.8)$$

ДОВЕРИТЕЛЬНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ И ДОВЕРИТЕЛЬНЫЕ ВЕРОЯТНОСТИ

Выше были приведены формулы, пользуясь которыми можно найти оценки для генерального среднего и дисперсии. При оценке надежности аппаратуры требуется определить не только выборочные значения, но и оценить их точность при заданной достоверности. При оценке генеральной средней по выборочной важно знать не только допущенную ошибку $|\Theta^* - \Theta_{\Phi}|$, но и вероятность, с которой можно утверждать, что допущенная ошибка не превзойдет некоторой величины ε . Величину этой вероятности обозначим через

$$\gamma = P\{|\Theta^* - \Theta_{\Phi}| < \varepsilon\}. \quad (4.9)$$

При такой записи γ есть вероятность того, что генеральная средняя заключена в пределах

$$\Theta^* - \varepsilon < \Theta_{\Phi} < \Theta^* + \varepsilon. \quad (4.10)$$

Вероятность γ называют доверительной, а интервал $\Theta^* \pm \varepsilon$ — доверительным интервалом. Из этих соотношений следует, что доверительный интервал характеризует точность оценки, а доверительная вероятность — ее надежность.

По аналогии с (4.9) определяется доверительная вероятность γ , с которой истинное неизвестное значение σ отклонится от σ^* меньше, чем на величину ε :

$$\gamma = P\{|\sigma^* - \sigma| < \varepsilon\}. \quad (4.11)$$

Критическая область. При выборочных оценках, кроме рассмотренных выше доверительных интервалов и доверительной вероятности, важное значение имеет понятие «критическая область». Это понятие связано с определением, каким должен быть доверительный интервал для того, чтобы с заданной вероятностью γ можно было утверждать, что истинное значение искомой характеристики Θ_{ϕ} (или σ) не выйдет за пределы этого интервала. Сформулированная задача по существу сводится к процедуре проверки статистических гипотез, позволяющей вынести решение о принятии или отклонении проверяемой гипотезы по результатам выборочных испытаний.

Процедура проверки статистических гипотез, как известно, сводится к следующему: все возможные выборочные значения разделяются на два непересекающиеся подмножества. Проверяемая гипотеза (H_0) отклоняется, если выборочное среднее попадет, например, в подмножество первое, и принимается, если оно попадет в подмножество второе. Подмножество первое по отношению к проверяемой гипотезе (H_0) называется критической областью. Из этого определения критической области следует, что от ее выбора зависит решение о принятии или отклонении проверяемой гипотезы, т. е. оценки партии аппаратуры по результатам выборочных испытаний.

КРИТЕРИЙ НЕЙМАНА—ПИРСОНА

Принципы выбора критической области были сформулированы Нейманом и Пирсоном.

Рассмотрим случай, когда в распределение исследуемой случайной величины X входит единственный неизвестный параметр Θ_{ϕ} , который может принимать два значения: Θ_0 и Θ_{01} . Пусть $f(x, \Theta)$ означает распределение случайной величины X при любой величине параметра Θ_{ϕ} . Обозначим через $f_0(x)$ распределение $f(x, \Theta_0)$, а через $f_1(x)$ — распределение $f(x, \Theta_{01})$. На основе выборки x_1, x_2, \dots, x_n из n независимых наблюдений необходимо проверить гипотезу о том, что неизвестный параметр $\Theta_{\phi} = \Theta_0$ относительно противопоставляемой гипотезы, предполагающей, что $\Theta_{\phi} = \Theta_{01}$. Проверяемую гипотезу (H_0) обычно называют нулевой, а противопоставляемую ей гипотезу — конкурирующей (H_1).

Нейман и Пирсон показали, что, принимая или отклоняя гипотезу H_0 , можно совершить ошибки двух родов: отклонить гипотезу $H(\Theta_\Phi = \Theta_0)$, когда она верна, что равносильно отклонению хорошей партии аппаратуры по результатам испытаний плохой выборки; принять гипотезу H_0 , когда на самом деле верна противопоставляемая гипотеза $H_1(\Theta_\Phi = \Theta_{01})$, что равносильно принятию плохой партии по результатам испытаний хорошей выборки. Вероятность отклонения по выборочным испытаниям гипотезы H_0 , когда она верна, называют ошибкой первого рода или риском поставщика и обозначают через α . Вероятность принятия по выборочным испытаниям гипотезы H_0 , когда на самом деле верна гипотеза H_{01} , называют ошибкой второго рода или риском заказчика и обозначают через β . Вероятность появления этих ошибок однозначно определяется выбором критической области (обозначим ее через D). Оказывается, что соответствующий выбор критической области позволяет сделать сколь угодно малой либо α , либо β , но при фиксированном объеме выборки n нельзя одновременно сделать сколь угодно малыми вероятности α и β . В самом деле, если предположить, что в критическую область D не попадают выборочные значения Θ^* , то гипотеза $\Theta_\Phi = \Theta_0$ всегда будет приниматься. Значит вероятность α отклонить гипотезу $\Theta_\Phi = \Theta_0$ равна нулю ($\alpha = 0$), а вероятность принять эту гипотезу, когда она неверна, равна единице ($\beta = 1$). Если все значения Θ^* попадают в область D , то гипотеза $\Theta_\Phi = \Theta_0$ всегда отвергается, значит вероятность принять проверяемую гипотезу, когда она неверна, равна нулю ($\beta = 0$), а вероятность α отклонить проверяемую гипотезу равна единице ($\alpha = 1$).

Обычно при проверке гипотезы $\Theta_\Phi = \Theta_0$ задаются некоторой вероятностью α и рассматриваются только те критические области, вероятность попадания в которые выборочного среднего равна α . Нейман и Пирсон показали, что при заданной величине α из всего множества возможных областей нужно выбрать такую критическую область, для которой вероятность β минимальна. При таком подходе α называется уровнем критической области, а $1 - \beta$ — мощностью критической области.

Из сказанного следует, что при фиксированном объеме выборки n мы можем брать произвольной только одну из величин α или β .

Среди всевозможных критических областей, для которых вероятность ошибок первого рода равна α , вероятность ошибок второго рода β принимает наименьшее значение для критической области D_2 , состоящей из всех точек (x_1, x_2, \dots, x_n) , для которых отношение правдоподобия удовлетворяет условию

$$\frac{\prod_{i=1}^n f(x_i | \theta_\Phi = \theta_{01})}{\prod_{i=1}^n f(x_i | \theta_\Phi = \theta_0)} \geq c, \quad (4.12)$$

где c определяется из соотношения

$$\psi(c) = P\{D_2 | \theta_\Phi = \theta_0\} = \alpha. \quad (4.13)$$

Здесь $\psi(c)$ — функция обратная функции нормального распределения Φ .

Рассмотрим выбор критической области, основываясь на неравенстве (4.12) для различных законов распределения случайных величин.

Случайная величина распределена по нормальному закону. В этом случае неравенство (4.12) будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} & \frac{\prod_{i=1}^n f(x_i | \theta_\Phi = \theta_{01})}{\prod_{i=1}^n f(x_i | \theta_\Phi = \theta_0)} = \\ & = \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [(x_i - \theta_{01})^2 - (x_i - \theta_0)^2] \right\} \geq c. \quad (4.14) \end{aligned}$$

Решив это неравенство, получим следующие соотношения для оценки гипотез о параметре θ_Φ :

1. Двусторонний доверительный интервал для параметра с доверительной вероятностью $1 - \alpha$ определяется неравенствами

$$\theta^* - u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \theta_\Phi < \theta^* + u_{1-2/\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}. \quad (4.15)$$

2. Односторонние доверительные интервалы с доверительной вероятностью $1-\alpha$ определяются следующим образом:

— правосторонний интервал для оценки параметра сверху

$$-\infty < \theta_{\Phi} < \theta^* + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \quad (4.16)$$

левосторонний интервал для оценки параметра снизу

$$\theta^* - u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \theta < +\infty. \quad (4.17)$$

Неравенство (4.16) соответствует вероятности того, что величина θ_{Φ} будет больше, чем правая граница доверительного интервала

$$P \left\{ \theta_{\Phi} > \theta^* + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\} = \alpha,$$

а неравенство (4.17) соответствует вероятности того, что величина θ_{Φ} будет меньше, чем левая граница доверительного интервала

$$P \left\{ \theta_{\Phi} < \theta^* - u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\} = \alpha.$$

Из (4.16) и (4.17) следует, что критическая область для односторонней проверки гипотезы $\theta_{\Phi} = \theta_0$ на уровне значимости α по сравнению с альтернативной гипотезой $\theta_{\Phi} < \theta_0$ определится из неравенства

$$\frac{\theta^* - \theta_0}{\sigma} \sqrt{n} < u_{\alpha}. \quad (4.18)$$

Объем выборки n , которая необходима для того, чтобы критерий на уровне значимости α вскрыл неверность проверяемой по этому критерию гипотезы ($\theta_{\Phi} \neq \theta_0$, а $\theta_{\Phi} = \theta_{01} < \theta_0$) с вероятностью $1-\beta$, определяется из соотношения

$$n = [u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}]^2 \frac{\sigma^2}{(\theta_0 - \theta_{01})^2}. \quad (4.19)$$

С помощью формулы (4.19) определяется то минимальное число наблюдений, которое необходимо полу-

чить, чтобы с рисками поставщика α и заказчика β (не более) сделать выбор между проверяемой гипотезой $\Theta_{\Phi} = \Theta_0$ и противопоставляемой гипотезой $\Theta_{\Phi} = \Theta_{01}$.

Пример 4.2. Известны следующие данные:

$$\begin{aligned}\Theta_{01} &= 0,67\Theta_0; \quad \sigma = 0,3\Theta_0; \\ \alpha &= \beta = 0,1.\end{aligned}$$

Требуется определить объем выборки, необходимый для принятия решения о выборе между гипотезами $\Theta_{\Phi} = \Theta_{01}$ и $\Theta_{\Phi} = \Theta_0$.

Решение. По таблицам квантилей нормального распределения имеем $u_{0,9} = 1,28$.

По формуле (4.19)

$$n = \frac{0,09}{(1 - 0,67)^2} [2,56]^2 = 5.$$

Если найденное по результатам пяти наблюдений выборочное среднее Θ^* будет удовлетворять условию

$$\Theta^* \geq \Theta_0 \left(1 - 1,28 \cdot \frac{0,3}{\sqrt{5}} \right) = 0,83\Theta_0,$$

то справедлива проверяемая гипотеза $\Theta_{\Phi} = \Theta_0$.

Случайная величина распределена по логарифмически-нормальному закону. По этому закону, как было показано в гл. 2, распределена, например, величина времени восстановления аппаратуры. Учитывая, что логарифм этой величины распределен по нормальному закону, на основании (4.19) будем иметь

$$\frac{\sum_{i=1}^n \lg x_i}{n} \geq \lg \Theta_0 + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}. \quad (4.20)$$

Решая неравенство (4.20) относительно n , получим минимальный объем наблюдений, необходимый для принятия решения о выборе между гипотезами H_0 и H_{01} :

$$n = \frac{\sigma^2}{[(\lg \Theta_0) - (\lg \Theta_{01})]^2} [u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}]^2. \quad (4.21)$$

Если величина среднего квадратического отклонения определяется по результатам испытаний выборки, то

в формулах (4.19), (4.20) вместо величины σ подставляется величина

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta^*)^2},$$

а вместо величин $u_{1-\alpha}$ и $u_{1-\beta}$ — величины $t_{n-1, 1-\alpha}$ и $t_{n-1, 1-\beta}$, определяемые по таблицам t -распределения (распределение Стьюдента) [12].

В качестве случайной величины рассмотрим отношение S_n/θ_Φ , представляющее нормированную сумму интервалов времени между отказами аппаратуры $\left(S_n = \sum_{i=1}^n t_i, t_i \text{ — наработка между } (i-1)\text{-м и } i\text{-м отказами} \right)$.

Плотность распределения этой величины имеет вид

$$f\left(\frac{2S_n}{\theta_\Phi}\right) = \frac{1}{(n-1)! 2^n} \left(\frac{2S_n}{\theta_\Phi}\right)^{n-1} e^{-\frac{S_n}{\theta_\Phi}}.$$

Для отношения правдоподобия рассматриваемого распределения получим следующее выражение:

$$\left(\frac{2S_n}{\theta_{01}} / \frac{2S_n}{\theta_0}\right)^{n-1} e^{-\left[\frac{S_n}{\theta_{01}} - \frac{S_n}{\theta_0}\right]} \geq c.$$

Величина $2S_n/\theta_\Phi$ распределена по закону χ^2 и критерий для выбора между гипотезами H_0 и H_{01} будет иметь вид

$$\frac{S_n}{n} \geq \frac{\theta_0 \chi_{1-\alpha}^2(2n)}{2n}. \quad (4.22)$$

Объем наблюдений, необходимый для принятия решения о выборе между гипотезами H_0 и H_{01} , определяется из соотношения

$$\frac{\theta_0}{\theta_{01}} = \frac{\chi_{\beta}^2(2n)}{\chi_{1-\alpha}^2(2n)}. \quad (4.23)$$

Основное отличие последовательного критерия, разработанного А. Вальдом [5], от критерия Неймана — Пирсона состоит в том, что количество наблюдений, необходимое для вынесения решения о принятии или отклонении гипотезы H_0 , не определяется заранее, а является случайной величиной, зависящей от исхода самих наблюдений.

Принцип выбора критической области и оценки результатов испытаний при последовательном критерии рассмотрим на примере испытаний радиоэлектронной аппаратуры в течение времени $(0, t)$.

Время испытаний аппаратуры разделим на n интервалов: $(0, t_1)$, (t_1, t_2) , ..., (t_{n-1}, t_n) . Через k_1, k_2, \dots, k_n обозначим количество отказов, появившихся в указанных интервалах времени. Общее количество отказов в течение времени испытаний будет равно

$$N_n = k_1 + k_2 + \dots + k_n. \quad (4.24)$$

Предположим, что при появлении за время испытаний $(0, t_n)$ r_0 отказов аппаратура принимается, а при появлении r_1 отказов не принимается. Очевидно, что если в ходе испытаний случайная величина N_{n_i} достигает одной из этих границ, то испытания прекращаются; если величина окажется между этими границами, то испытания продолжаются. Это положение можно сформулировать следующим образом: для каждого числа наблюдений пространство выборок, определяемое равенством (4.24), разбивается на три взаимно непересекающиеся области D_1, D_2, D_3 .

Проверка гипотезы начинается с первого испытания. Если результат первого испытания (например, k_1) попадает в область D_1 , то считается, что подтвердилась проверяемая гипотеза H_0 , а если результат первого испытания k_1 попал в область D_2 , то гипотеза H_0 отклоняется и принимается гипотеза H_1 .

Из изложенного следует, что основным вопросом и в случае последовательного анализа будет являться выбор наиболее мощной критической области для проверки гипотезы H_0 относительно гипотезы H_1 . Выбор наиболее мощной критической области при последовательном контроле производится также на основе анализа отношения

совместного распределения вероятностей получения выборки в предположении, что верна гипотеза H_0 или H_1 , но анализ этого отношения производится после каждого испытания.

Пусть при n последовательных испытаниях получены значения k_1, k_2, \dots, k_n случайной величины k , плотность распределения которой $f(k)$ зависит от единственного параметра Θ_Φ . Пусть проверяемая гипотеза, как было указано выше, состоит в том, что $\Theta_\Phi = \Theta_0$, а противопоставляемая гипотеза в том, что $\Theta_\Phi = \Theta_{01}$.

Обозначим через $f(k_i | \Theta_\Phi = \Theta_0)$ и $f(k_i | \Theta_\Phi = \Theta_{01})$ плотности вероятностей получения значений случайной величины k в предположении, что верна одна из гипотез. Решение о правильности гипотезы H_0 или H_1 может быть принято по величине отношения правдоподобия

$$\frac{p_{1n}}{p_{0n}} = \prod_{i=1}^n \frac{f(k_i | \Theta_\Phi = \Theta_{01})}{f(k_i | \Theta_\Phi = \Theta_0)}. \quad (4.25)$$

Это отношение является случайной величиной, зависящей от числа произведенных наблюдений.

По величине отношения p_{1n}/p_{0n} , полученной после i -го испытания, можно произвести выбор между гипотезами H_0 и H_1 . В самом деле, если величина отношения p_{1n}/p_{0n} мала, то появление гипотезы H_1 маловероятно и она отклоняется, а принимается гипотеза H_0 . Если это отношение большое, то принимается гипотеза H_1 , а H_0 отклоняется.

Из сказанного следует, что можно установить следующее правило:

— если после i -го наблюдения (испытания)

$$\frac{p_{1n}}{p_{0n}} \geq A, \quad (4.26)$$

то принимается гипотеза $H_1 (\Theta_\Phi = \Theta_{01})$;

— если

$$\frac{p_{1n}}{p_{0n}} \leq B, \quad (4.27)$$

то принимается гипотеза $H_0 (\Theta_\Phi = \Theta_0)$;

— если

$$B < \frac{p_{1n}}{p_{0n}} < A, \quad (4.28)$$

то нельзя отдать предпочтения ни одной из гипотез и испытания должны продолжаться.

По отношению к случайной величине p_{1n}/p_{0n} числа A и B , как следует из приведенного выше анализа, аналогичны числам r_0 и r_1 , т. е. являются граничными значениями случайной величины, по достижении которых принимается гипотеза H_0 или H_1 .

Исходя из того, что при последовательном анализе выбор между гипотезами H_0 и H_1 производится по результатам испытаний выборки, здесь также возможны ошибки первого и второго рода.

Исходя из самой сущности случайной величины, рассматриваемой при последовательном анализе, в [5] получена зависимость между ошибками первого и второго рода (α и β) и величинами A и B , а именно:

$$A \leq \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad B \geq \frac{\beta}{1-\alpha}. \quad (4.29)$$

Следующим вопросом, который необходимо рассмотреть при организации выборочного контроля на основе последовательного анализа, является вопрос об объеме испытаний.

Из идеи последовательного анализа следует, что необходимо рассматривать средний ожидаемый объем выборки, который может потребоваться для принятия гипотез H_0 или H_1 . Это означает, что необходимо определить, как быстро в среднем случайная величина N_{n_i} достигнет граничных значений r_0 или r_1 . Решение этой задачи дано А. Вальдом [5]. Соотношение для определения среднего объема испытаний, который может потребоваться при последовательном критерии для выбора между гипотезами H_0 и H_1 , имеет вид

$$M\{k\} = \frac{N_{k_1} p_{N_{k_1}} + N_{k_2} p_{N_{k_2}}}{M\{k_i\}}, \quad (4.30)$$

где $p_{N_{k_1}}$ и $p_{N_{k_2}}$ — вероятности того, что случайная величина на N_k достигает границ N_{k_1} или N_{k_2} точно на k_1 -м или k_2 -м шаге (испытании, появлении отказа и т. п.) соответственно;

$M\{k\}$ — математическое ожидание случайной величины из последовательности N_n .

Для удобства вычислений среднего и ожидаемого объема испытаний вместо p_{1n}/p_{0n} в отношении правдоподобия (4.25) рассматривается его логарифм, т. е.

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} = \ln \sum_{i=1}^n \frac{f(k_i | H_1)}{f(k_i | H_0)}. \quad (4.31)$$

В этом случае величины A и B естественно заменятся величинами $\ln A$ и $\ln B$. При этих обозначениях в равенстве (4.30) величины N_{k1} и N_{k2} следует заменить величиной $\ln p_{1n}/p_{0n}$, а величины r_0 и r_1 — величинами $\ln A$ и $\ln B$ соответственно. Величины p_{r_0} и p_{r_1} представляют собой вероятности принятия (или отклонения) одной из гипотез H_0 или H_1 (в том и в другом случае процесс проверки заканчивается). Если через p_{r_0} обозначить вероятность принятия гипотезы H_0 , когда она верна, то вероятность ее непринятия будет равна $1 - p_{r_0} = p_{r_1}$. Эти вероятности весьма просто связаны с вероятностями появления ошибок и первого и второго рода (α и β). Поскольку α есть вероятность отклонения гипотезы H_0 , когда она верна, то должно выполняться условие $1 - p_{r_0} \leq \alpha$ или $p_{r_0} \geq 1 - \alpha$, а β есть вероятность принятия гипотезы H_0 , когда она верна, то можно написать $p_{r_0} \leq \beta$.

Для решения задачи о средней величине ожидаемого объема выборки рассмотрим вероятность того, что случайная величина $\ln p_{1n}/p_{0n}$ на k -м шаге достигнет одной из границ ($\ln A$ или $\ln B$) при правильности одной из гипотез.

По условию, если выполняется неравенство

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} \geq \ln A, \quad (4.32)$$

то гипотеза H_0 отклоняется, а если выполняется неравенство

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} \leq \ln B, \quad (4.33)$$

то гипотеза H_0 принимается, можно утверждать, что вероятность выполнения неравенства (4.32) будет $1 - p_{S_{k_1}} \leq \alpha$,

а неравенства (4.33) $p_{r_0} \geq 1 - \alpha$, т. е. должна быть большой.

Если верна гипотеза H_1 , то вероятность неравенства (4.32) должна быть $p_{r_0} \geq 1 - \beta$, а неравенства (4.33) — $p_{r_0} \leq \beta$. С учетом сделанных замечаний равенство (4.30) можно записать в виде

$$M \{k_0 | H_0\} \geq \frac{\alpha \ln A + (1 - \alpha) \ln B}{M_{H_0} \left\{ \ln \frac{f(k_i | H_1)}{f(k_i | H_0)} \right\}}, \quad (4.34)$$

если справедлива гипотеза H_0 , и

$$M \{k_0 | H_1\} \geq \frac{\beta \ln B + (1 - \beta) \ln A}{M_{H_1} \left\{ \ln \frac{f(k_i | H_1)}{f(k_i | H_0)} \right\}}, \quad (4.35)$$

если справедлива гипотеза H_1 .

ОПЕРАТИВНАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ВЫБОРОЧНОГО ПРИЕМОЧНОГО КОНТРОЛЯ

Из рассмотренной идеи выборочного приемочного контроля (ВПК) следует, что при его осуществлении могут быть приняты партии аппаратуры, имеющие уровни надежности ниже заданных по ТУ (ТЗ). Поэтому при организации испытаний аппаратуры на надежность предпочтение должно отдаваться такому выборочному методу, при котором обеспечивается достаточная точность оценки надежности проверяемой партии при минимальном объеме испытаний (при минимальном объеме выборки).

Связь между надежностью принятой партии и вероятностью ее приемки по результатам выборочного приемочного контроля устанавливается с помощью оперативной характеристики метода контроля, определяющей условную вероятность принятия партии аппаратуры, имеющей некоторую величину вероятности отказа $q = 1 - p(t)$.

Соотношение между указанной условной вероятностью и величиной q зависит от вида приемочного контроля. Например, если контроль надежности организуется по простейшему плану (испытывается выборка объема n из всей партии N изделий; если число m дефектных изделий в выборке окажется не больше назначенного числа c изделий ($m \leq c$), то партия принимается; если $m \geq c + 1$, то

проверяются все оставшиеся $N-n$ изделий), то условная вероятность равна

$$L(q, c, n) = \sum_{m=0}^c P\left(d = \frac{m}{q}\right),$$

где $P\left(d = \frac{m}{q}\right)$ — вероятность того, что в выборке из n изделий окажется m дефектных.

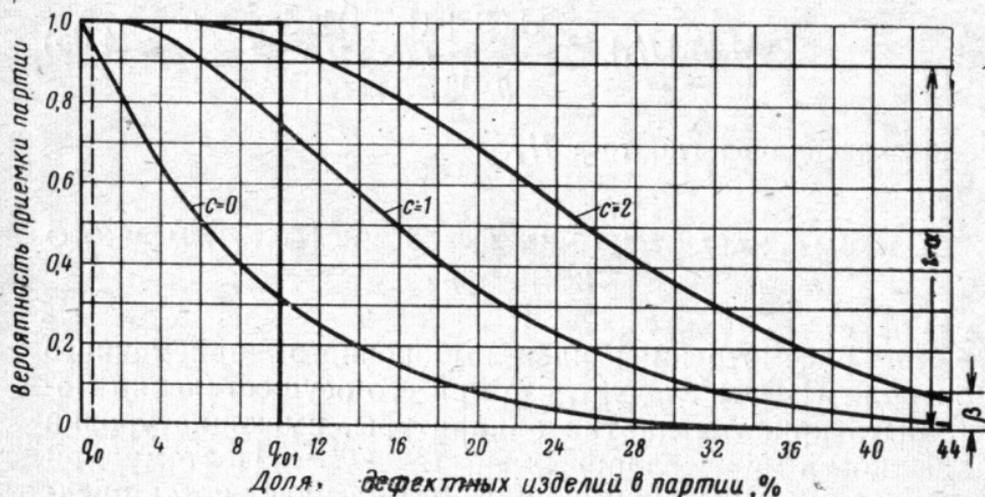


Рис. 4.1. Оперативная характеристика при оценке надежности по доле дефектных изделий (q) при $N=50$, $n=10$ и различных приемочных числах (c).

Для случая безвозвратной выборки (каждое из отобранных для испытаний изделий не возвращается обратно в партию перед очередным отбором)

$$L(q, c, n) = \frac{C_M^n C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}, \quad (4.36)$$

где M — число дефектных изделий в партии.

Если положить $m=0$, т. е. в испытываемой выборке не должно быть ни одного дефектного изделия, то

$$L(q, 0, n) = \left(1 - \frac{M}{N}\right) \left(1 - \frac{M}{N-1}\right) \dots \left(1 - \frac{M}{N-n+1}\right). \quad (4.37)$$

На рис. 4.1, 4.2 показаны оперативные характеристики, рассчитанные по формуле (4.36) для случая, когда

за показатель надежности аппаратуры принята доля дефектных изделий в проверяемой партии.

Из сущности определения оперативной характеристики очевидна зависимость между рисками поставщика (α), заказчика (β) и уровнями показателей надежности аппаратуры. Из приведенного выше определения рисков α и β следует, что риск заказчика

$$\beta = L(q_{01}, c, n), \quad (4.38)$$

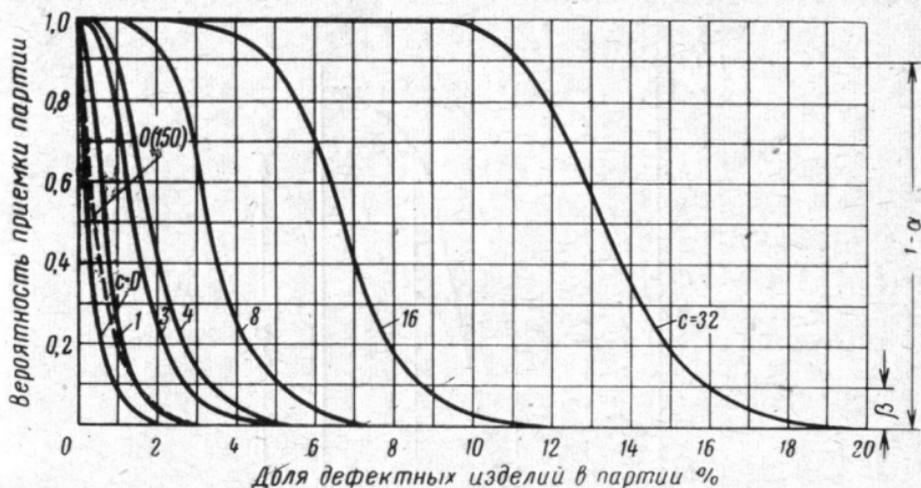


Рис. 4.2. Оперативная характеристика при оценке надежности по доле дефектных изделий (q) при $N=5000$, $n=250$.

а риск поставщика

$$\alpha = 1 - L(q_0, c, n). \quad (4.39)$$

На рис. 4.1 показана также идеальная кривая оперативного контроля, при которой все партии, имеющие $q \leq q_{01}$, принимаются, а имеющие $q > q_{01}$, бракуются. При такой оперативной характеристике риски α и β равны нулю. Для реализации этой оперативной характеристики на практике необходимо испытывать всю партию (проводить сплошной контроль). Для проверки надежности аппаратуры, как было указано выше, этот метод контроля не найдет широкого применения.

На рис. 4.3 приведена оперативная характеристика для случая, когда за показатель надежности принята наработка на отказ $T_{\text{ср}}$.

Из анализа оперативной характеристики следует, что при заданных q_{01} и β можно подобрать различные комби-

нации чисел n , c , чтобы удовлетворялось условие (4.38). Поэтому, как показано в [12], для определения минимального объема выборки n можно воспользоваться понятием математического ожидания объема партии контролируемых изделий

$$J(q) = L(q, c, n)n + N[1 - L(q, c, n)]. \quad (4.40)$$

Если вместо q в эту формулу подставить $q_{\text{ср}}$ (средняя доля дефектных изделий в обследованных партиях) и

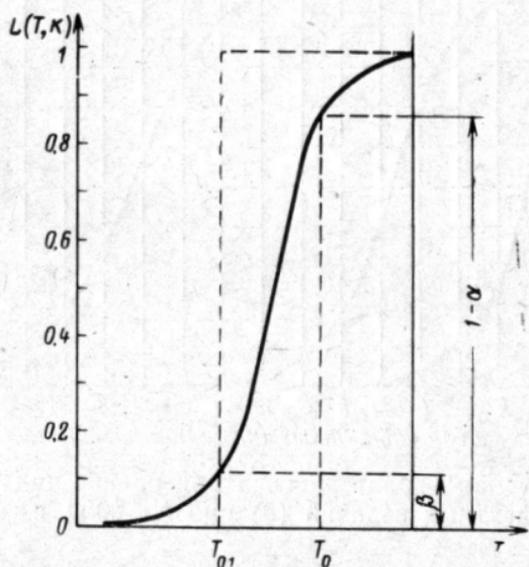


Рис. 4.3. Оперативная характеристика контроля величины наработки на отказ.

исследовать ее на минимум, то получим то минимальное число n , при котором обеспечивается заданный риск β при заданном числе c .

При решении задач оценки надежности аппаратуры под величиной q будем понимать вероятность отказа аппаратуры за время $t[q(t)]$.

Из рассмотренных материалов следует, что основным вопросом при организации выборочных методов испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность является определение объема выборки, по результатам испытаний которого представляется возможным принять решение о соответствии проверяемой партии требованиям технических условий,

Ниже рассматриваются методы определения объема выборки в зависимости от принятых критериев оценки надежности аппаратуры и допустимых значений рисков поставщика и потребителя.

§ 4.2. Контроль надежности методом однократной выборки для случая, когда показателем оценки является вероятность безотказной работы $p(t)$ или вероятность отказа $q(t)$

Рассмотрим основные соотношения, необходимые для определения объема выборки. При решении этих вопросов будем исходить из того, что вероятность появления некоторого количества отказов k в выборке n , относящейся к партии объема N , в которой может возникнуть M отказов, определяется гипергеометрическим распределением

$$p_{n,k} = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}. \quad (4.41)$$

Вероятность приемки партии по результатам испытаний выборки n будет равна

$$P(x \leq c) = \sum_{k=0}^{k=c} \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}, \quad (4.42)$$

где c — допустимое число отказов в выборке.

Если вероятность появления отказов в выборке постоянна и равна q , то вероятность приемки партии определяется по биномиальному закону и равна

$$P(x \leq c) = \sum_{k=0}^{k=c} C_n^k q^k (1-q)^{n-k}. \quad (4.43)$$

Если вероятность появления отказов постоянна и мала, так, что величина произведения nq находится в пределах $0,1-2,0$, то для определения вероятности

приемки партии можно воспользоваться соотношением

$$P(x \leq c) = \sum_{k=0}^{k=c} \frac{e^{-nq} (nq)^k}{k!}, \quad (4.44)$$

В [28] показано, что при $n \leq 0,1N$ можно пользоваться формулой (4.44), при $n > 0,1N$ и если $n \geq 20$ — формулой (4.43), при $N \leq 20$ — формулой (4.42).

Объем выборки n . Из определения оперативной характеристики следует, что если через q_{01} обозначить максимально допустимую долю дефектных изделий в партии (максимально допустимая величина вероятности отказа аппаратуры за время t) и через q_0 — приемлемую долю дефектных изделий (приемлемая величина вероятности отказа аппаратуры за время t), то условие принятия партии по результатам испытаний выборки будет иметь вид

$$\left. \begin{aligned} P(x_s \leq c) &= 1 - \alpha \text{ при } q = q_0 \\ P(x \leq c) &= \beta \text{ при } q = q_{01} \end{aligned} \right\} \quad (4.45)$$

Задаваясь величинами q_0 , q_{01} , α и β , из условия (4.45) определяем объем выборки для различных значений допустимого числа отказов c в выборке. Рассмотрим два случая.

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ АППАРАТУРЫ ПРИ ДОПУСТИМОМ ЧИСЛЕ ОТКАЗОВ В ВЫБОРКЕ, НЕ РАВНОМ НУЛЮ ($c \neq 0$)

Оценка надежности аппаратуры производится по одному уровню q_{01} . Полагая, что вероятность появления отказов в выборке постоянна и равна q , соотношения для определения вероятности приемки партии по результатам испытаний выборки [формулы (4.43) и (4.44) соответственно] можно записать в виде

$$P(x \leq c) = \left(1 - \frac{n}{N}\right)^M + \frac{M}{N} n \left(1 - \frac{n}{N}\right)^{M-1} + \dots \\ \dots + \frac{M!}{c!(M-c)} \left(\frac{n}{M}\right)^c \left(1 - \frac{n}{N}\right)^{M-c}, \quad (4.46)$$

$$P(x \leq c) = e^{-n \frac{M}{N}} + n \frac{M}{N} e^{-n \frac{M}{N}} + \\ + \frac{\left(n \frac{M}{N}\right)^2}{2!} e^{-n \frac{M}{N}} + \dots + \frac{\left(n \frac{M}{N}\right)^c}{c!} e^{-n \frac{M}{N}}. \quad (4.47)$$

По этим формулам, полагая в них $M/N=q$ и учитывая соотношение (4.45), легко определить необходимый для испытаний объем выборки n , задаваясь величинами β , q_{01} и c .

Результаты расчетов приведены в табл. 4.1 [рассчита-

Таблица 4.1

Объем выборки n , необходимый для оценки надежности партии аппаратуры в зависимости от допустимого числа отказов c в выборке и заданной в ТЗ (ТУ) максимально допустимой величине $q_{01}=1-p_{01}$

q_{01}	$\beta=0,1$				$\beta=0,2$				$\beta=0,3$			
	$c=0$	$c=1$	$c=2$	$c=3$	$c=0$	$c=1$	$c=2$	$c=3$	$c=0$	$c=1$	$c=2$	$c=3$
0,01	229	387	530	666	159	299	427	551	120	243	361	457
0,02	114	193	264	332	79	149	213	275	60	122	180	237
0,03	76	128	176	221	53	99	142	183	40	81	120	158
0,04	56	96	131	165	39	74	106	138	29	60	90	118
0,05	45	76	105	132	31	59	84	109	23	48	72	94
0,06	37	63	87	104	26	49	70	91	19	40	60	78
0,07	32	54	74	94	22	42	60	78	17	34	51	67
0,08	28	47	65	82	19	36	52	68	14	30	44	59
0,09	24	42	57	72	17	32	46	60	13	26	39	52
0,10	22	37	52	65	15	29	42	54	11	24	35	47
0,15	14	24	34	43	10	19	27	36	8	16	23	31
0,20	10	18	25	32	7	14	20	26	6	12	17	23

на по формуле (4.46)] и на номограмме (рис. 4.4), построенной по формуле (4.47). Порядок пользования табл. 4.1 и номограммой рис. 4.4 рассмотрим на следующем примере.

Пример 4.3. Известны риск заказчика, $\beta=0,1$ и допустимое число отказов в выборке $c=1$. В ТЗ на аппаратуру задана минимально допустимая величина вероятности отказа $q(t)=q_{01}=0,01$ за время $t=0,5$ час.

Требуется определить объем выборки n .

Решение. Вычисления произведем с помощью табл. 4.1 и номограммы (рис. 4.4). По табл. 4.1 с заданными значениями $q(t)$, β и c имеем $n_1=387$.

По номограмме рис. 4.4 при заданных значениях β и c находим (на оси ординат) величину

$$\xi = nq_{01} = 4,$$

откуда

$$n_2 = \frac{4}{0,01} = 400.$$

Полученное различие между n_1 и n_2 незначительно и обусловлено прежде всего точностью определения величины n_2 из номограммы.

Если объем партии ограничен, то определение объема выборки n необходимо производить по формуле (4.42).

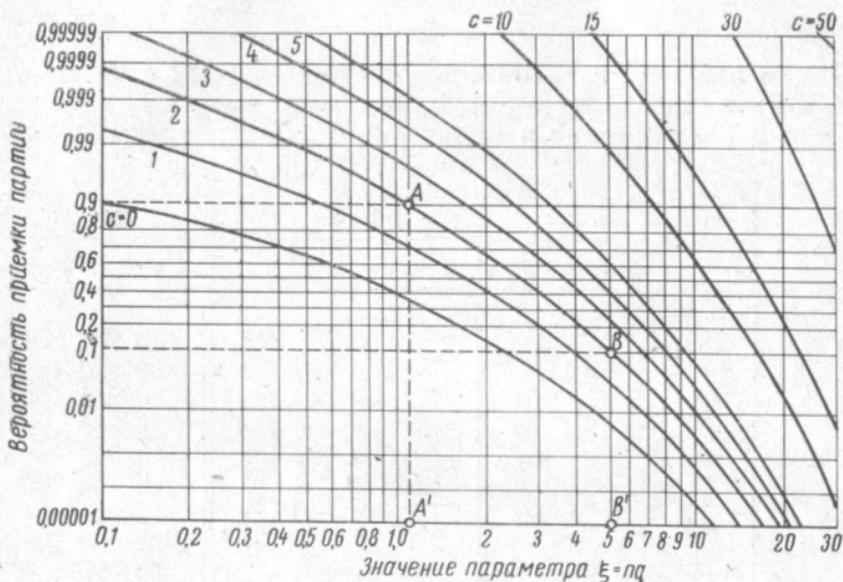


Рис. 4.4. Номограмма для определения вероятности приемки партии (случай распределения Пуассона).

Оценка надежности аппаратуры производится с учетом максимально допустимого и приемлемого уровней вероятности отказа q_{01} и q_0 , т. е. по результатам испытаний обеспечивается определенная гарантия для поставщика и заказчика. Из оперативной характеристики следует, что если проверяемая партия имеет $q = q_{01}$, то она будет сдана заказчику с вероятностью β . Для сдачи партии аппаратуры с вероятностью, большей β , поставщик должен изготавливать ее с $q < q_{01}$.

Зависимость между вероятностью приемки партии и величиной q_0 определяется соотношением (4.45). Из этого соотношения следует, что по результатам выборочных испытаний партии аппаратуры, имеющие $q = q_0 < q_{01}$, будут приниматься с вероятностью $1 - \alpha$ и отклоняться с вероятностью α .

Объем выборки и допустимое число дефектных изделий (допустимое число отказов за n циклов работы аппаратуры) определяется из условия обеспечения за-

данных рисков поставщика и заказчика [условие (4.45)]. Если $n \leq 0,1N$ и при этом $n \geq 20$, то по номограмме рис. 4.4 можно найти кривую, соответствующую допустимому числу отказов (c) в выборке, для которой удовлетворяется условие

$$\frac{\xi_{\beta}}{\xi_{1-\alpha}} = \frac{q_{01}}{q_0}, \quad (4.48)$$

где

$$\xi_{\beta} = nq_{01} \text{ и } \xi_{1-\alpha} = nq_0,$$

откуда имеем

$$n = \frac{\xi_{\beta}}{q_{01}} = \frac{\xi_{1-\alpha}}{q_0}. \quad (4.49)$$

Для определения объема выборки n при указанных выше ограничениях для q и n ($q \leq 0,1$; $n \leq 0,1N$) можно также воспользоваться таблицами для χ^2 -распределения. Это положение следует из известного соотношения между распределением Пуассона [формула (4.44)] и χ^2 -распределением [33]

$$\sum_{i=0}^x \frac{e^{-nq} (nq)^i}{i!} = 1 - P_{2(x+1)}(2nq) = P(\chi^2 > 2nq), \quad (4.50)$$

где $P_{2(x+1)}(2nq)$ обозначает функцию распределения χ^2 с $2(x+1) = f$ степенями свободы (x — количество наблюдаемых значений при испытаниях, например количество отказов или число дефектных изделий).

Если принять $q = q_{01}$, то из (4.45) следует, что вероятность приемки партии с долей брака q_{01} равна β . При этом условии решением уравнения (4.50) будет

$$\chi_{\beta}^2(f) = 2nq_{01}. \quad (4.51)$$

Если принять $q = q_0$, то из (4.45) следует, что вероятность приемки партии с долей брака q_0 равна $1 - \alpha$. При этом условии решением уравнения (4.50) будет

$$\chi_{1-\alpha}^2(f) = 2nq_0. \quad (4.52)$$

Здесь $\chi_{\beta}^2(f)$ и $\chi_{1-\alpha}^2(f)$ есть $100 \cdot \beta \%$ -ное и $100 \cdot (1 - \alpha) \%$ -ное критическое значение распределения χ^2 с f степенями свободы.

Из (4.51) и (4.52) следует, что условие для определения объема выборки, необходимого для проведения испытаний при заданных значениях доли брака (вероятности появления отказа) q_0 и q_{01} , будет иметь вид

$$n = \frac{\chi_{\beta}^2(f)}{2q_{01}} = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(f)}{2q_0}. \quad (4.53)$$

Допустимое число дефектных изделий в выборке (число отказов) при заданных q_{01} и q_0 определится из следующего равенства:

$$\frac{q_{01}}{q_0} = \frac{\chi_{\beta}^2(f)}{\chi_{1-\alpha}^2(f)}. \quad (4.54)$$

Методику применения приведенных формул рассмотрим на следующих примерах.

Пример 4.4. В ТЗ на аппаратуру требования по надежности заданы величинами вероятностей безотказного действия, равными $p_0(t) = 0,998$ и $p_{01}(t) = 0,99$. Известны величины рисков $\alpha = \beta = 0,1$.

Требуется определить объем выборки n , который будет нужен для проверки соответствия параметров предъявленной партии аппаратуры заданным требованиям.

Решение 1. По номограмме рис. 4.4 находится кривая, для которой удовлетворяется условие (4.48), т. е.

$$\frac{\xi_{\beta}}{\xi_{1-\alpha}} = \frac{nq_{01}}{nq_0} = 5.$$

Выбор необходимой кривой на номограмме рис. 4.4 производится следующим образом. На оси ординат отмечают уровни, соответствующие вероятностям приемки $\beta = 0,1$ и $1 - \alpha = 0,9$. Двигаясь по этим уровням (линии $p = 0,1$ и $p = 0,9$) вправо, отмечают точки пересечения их с кривыми линиями $c = 0, 1, 2, \dots$. Для каждой линии по точкам пересечения определяют абсциссы $\xi_{0,1}$ и $\xi_{0,9}$ и определяют величину отношения $\xi_{0,1}/\xi_{0,9}$. При величине этого отношения, равного 5, поиск прекращается (на номограмме пунктирными линиями показано определение искомой кривой (точки A, B и A', B'). Это условие в рассматриваемом примере более близко удовлетворяется для кривой, соответствующей $c = 2$. Получаем величины $\xi_{A'} = nq_0 = 1,1$ и $\xi_{B'} = nq_{01} = 5,35$ ($5,35/1,1 \approx 5$). По формуле (4.49) определяем объем выборки

$$n = \frac{1,1}{0,002} = 550$$

Решение 2. Выше было указано, что

$$p_0(t) = 1 - q_0(t) \quad \text{и} \quad p_{01}(t) = 1 - q_{01}(t).$$

Тогда $q_0 = 0,002$ и $q_{01} = 0,01$.

По заданным величинам $1 - \alpha = 0,9$ и $\beta = 0,1$ по приложению 1 находим такие значения $\chi_{0,9}^2(f)$ и $\chi_{0,1}^2(f)$, чтобы удовлетворялось условие*

$$\frac{q_{0,1}}{q_0} = 5 = \frac{\chi_{0,1}^2(f)}{\chi_{0,9}^2(f)}.$$

Это условие, как видно из приложения 1, удовлетворяется для значений

$$f = 6 \quad (\chi_{0,1}^2(6) = 10,64 \text{ и } \chi_{0,9}^2(6) = 2,2).$$

По формуле (4.53) определяем искомый объем выборки

$$n = \frac{2,2}{2 \cdot 0,002} = 550,$$

а по формуле $f = 2(x+1)$, положив $x=c$, определяем допустимое число дефектных изделий (отказов) в выборке

$$c = \frac{f}{2} - 1 = 3 - 1 = 2.$$

Если проверке на надежность подвергается партия из N изделий, то выборка может состоять или из n изделий, испытываемых в течение времени t каждое, или из n циклов длительностью t каждый работы одного или нескольких экземпляров изделий.

Из этого примера следует, что если при испытаниях 550 изделий в течение времени t (задаваемое ТЗ время безотказной работы) или одного изделия в течение 550 циклов длительностью t каждый не произойдет более двух отказов, то параметры партий аппаратуры соответствуют заданным требованиям.

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ АППАРАТУРЫ ПРИ ЧИСЛЕ ОТКАЗОВ В ВЫБОРКЕ, РАВНОМ НУЛЮ ($c=0$)

Для определения объема выборки в рассматриваемом случае воспользуемся формулой (4.42), положив $c=0$. При этом условии вероятность извлечения выборки n при

* Сравнивая значения величин $\chi_{0,9}^2$ и $\chi_{0,1}^2$, указанные в столбцах приложения 1, соответствующих вероятностям $p=0,9$ и $p=0,1$, определяем такую строку с f , для которой

$$\frac{\chi_{0,1}^2(f)}{\chi_{0,9}^2(f)} = 5.$$

отсутствии дефектных изделий (нет отказов при n циклах испытаний) будет равна

$$P(M) = \left(1 - \frac{M}{N}\right) \left(1 - \frac{M}{N-1}\right) \dots \left(1 - \frac{M}{N-(n-1)}\right) \quad (4.55)$$

или, что то же самое,

$$P(M) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \left(1 - \frac{n}{N-1}\right) \dots \left(1 - \frac{n}{N-M+1}\right). \quad (4.56)$$

Для удобства расчетов принимаются следующие приближения. Если удовлетворяется условие $n \leq 0,1N$, то (4.55) заменяется уравнением

$$P_i(M) = \left(1 - \frac{M}{N}\right)^n. \quad (4.57)$$

Если правую часть равенства (4.57) представить в виде

$$\left(1 - \frac{M}{N}\right)^n = \left[\left(1 - \frac{M}{N}\right)^N\right]^{n/N},$$

то при $N \rightarrow \infty$ получим

$$P(M) = e^{-\frac{M}{N}n}.$$

Так как $M/N = q$, то

$$P_i(q) = e^{-nq}. \quad (4.58)$$

Положив $q = q_{01}$, получим $e^{-nq_{01}} = \beta$, откуда

$$n = \left| \frac{\ln \beta}{q_{01}} \right|. \quad (4.59)$$

Если $q = q_0$, то $e^{-nq_0} = 1 - \alpha$, откуда

$$n = \left| \frac{\ln(1 - \alpha)}{q_0} \right|. \quad (4.60)$$

Заметим, что если вероятность безотказного действия аппаратуры характеризуется экспоненциальным законом надежности и величина вероятности значительно больше 0,9, то можно записать, что

$$q = 1 - e^{-t/T_0} \approx \frac{t}{T_0}. \quad (4.61)$$

Тогда формулы (4.59) и (4.60) будут иметь вид

$$n = \frac{T_{01}}{t} |\ln \beta|, \quad (4.62)$$

$$n = \frac{T_0}{t} |\ln(1 - \alpha)|. \quad (4.63)$$

При проведении испытаний на надежность партии аппаратуры, имеющей такие значения вероятностей безотказного действия, при которых удовлетворяется условие $q_{01} \leq 0,1$, приближенное соотношение для определения объема выборки можно получить из формулы (4.56). В самом деле, если q мало, то мало и M по сравнению с N , тогда все сомножители в формуле (4.56) приблизительно равны первому сомножителю и можно записать

$$P(M) = \left(1 - \frac{n}{N}\right)^M;$$

Заменив $M = \frac{M}{N}N$, имеем

$$P(q) = \left(1 - \frac{n}{N}\right)^{qN}. \quad (4.64)$$

Положив в этой формуле $q = q_{01}$, получим следующее условие для определения объема выборки:

$$n = N \left(1 - \beta^{\frac{1}{Nq_{01}}}\right), \quad (4.65)$$

где $\beta = P(q_{01})$.

Таблица 4.2

Объем выборки n в зависимости от величины q_{01} при риске потребителя $\beta = 0,1$ и приемочном числе отказов $c = 0$

N	q_{01}								
	0,001	0,005	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,07	0,1
21—25	—	—	—	—	—	—	—	—	17
26—50	—	—	—	—	—	—	—	24	—
51—100	—	—	—	70	55	44	37	28	20
101—200	—	—	140	85	65	50	40	30	22
201—300	—	240	165	95	70	55	43	31	23
301—400	—	275	175	100	70	55	44	32	23
401—500	—	300	180	105	70	55	45	32	23
501—600	—	320	190	105	75	55	45	32	23
601—800	—	350	200	110	75	55	45	32	23
801—1000	—	365	205	115	75	55	45	32	23
1001—2000	1220	410	220	115	75	55	45	32	23
2001—3000	1520	430	220	115	75	55	45	32	23
3001—4000	1760	440	225	115	75	55	45	32	23
4001—5000	1850	445	225	115	75	55	45	32	23
5001—7000	1950	450	230	115	75	55	45	32	23
7001—10000	2050	455	230	115	75	55	45	32	23
Свыше 10000	2300	460	230	115	75	55	45	32	23

Объем выборки n в зависимости от величин q_{01} , N , β при приемочном числе отказов в выборке $c=0$

β	Объем выборки n				
	$q_{01}=0,005,$ $N \geq 500$	$q_{01}=0,01,$ $N \geq 300$	$q_{01}=0,03,$ $N \geq 100$	$q_{01}=0,05,$ $N \geq 100$	$q_{01}=0,1,$ $N \geq 100$
0,1	425	220	70	43	22
0,2	310	150	50	30	15
0,3	200	110	40	24	12

В табл. 4.2 и 4.3 приведены результаты расчета объема выборки по формулам (4.57) и (4.60). При объемах партии $N < 20$ величина выборки рассчитывается по формулам (4.55) и (4.56).

Приведенные в табл. 4.2 и 4.3 объемы выборок позволяют оценить соответствие параметров каждой отдельно взятой партии требованиям ТЗ (ТУ) по надежности. В математической статистике этот метод контроля иногда называют **раздельным контролем**.

Пример 4.5. В ТЗ указаны:

- минимально допустимая вероятность безотказного действия аппаратуры $p_{01}(t) = 0,95$ ($q_{01}(t) = 0,05$);
- риск заказчика $\beta = 0,1$;
- приемочное число отказов в выборке $c = 0$.

Определить объем выборки n , который будет нужен для проверки соответствия параметров предъявленной аппаратуры заданным требованиям по надежности.

Решение.

1. На испытания предьявлена партия аппаратуры объема $N = 100$ экземпляров. По табл. 4.2 при заданных величинах $q_{01} = 0,01$ и $N = 100$ находим $n = 37$.

2. На испытания предьявлена партия аппаратуры объема $N = 30$ экземпляров. По формуле (4.65) находим

$$n = 30 (1 - 0,1^{1/30 \cdot 0,05}) = 23.$$

Если в результате испытаний аппаратуры с полученными здесь объемами выборок не произойдет ни одного отказа, то параметры проверяемой партии аппаратуры соответствуют заданным требованиям по надежности.

§ 4.3. Контроль надежности методом однократной выборки для случая, когда показателем оценки является наработка на отказ *

Экспоненциальное распределение. Рассмотрим соотношения для определения объема выборки и для оценки результатов испытаний выборки.

Если оцениваемой величиной является средняя наработка до отказа $T_{0\text{ ср}}$, то производятся испытания n экземпляров аппаратуры до первого отказа. Значительно чаще производятся испытания одного экземпляра аппаратуры в течение времени $S_n = T_1 + T_2 + \dots + T_i + \dots + T_n$ (T_i — время наработки между $(i-1)$ -м и i -м отказами), т. е. оценивается величина наработки на отказ $T_{\text{ ср}}$. Процедура оценки в обоих случаях не меняется.

Обозначим через T_{01} минимально допустимую величину наработки на отказ, при которой партия аппаратуры должна приниматься заказчиком с риском, не превышающим β , а через T_0 — величину наработки на отказ, при которой партия должна приниматься с вероятностью $1-\alpha$.

При определении условий для принятия решения о принятии или отклонении проверяемой партии аппаратуры по результатам испытаний выборки (n наблюдений) будем исходить из χ^2 -распределения, которому, как ранее было показано, подчиняется распределение случайной величины вида $2S_n/T_{\Phi}$ при условии, что поток отказов составляет простейший поток (T_{Φ} — генеральное среднее, характеризующее величину наработки на отказ):

Из сущности идеи проверки статистических гипотез по результатам выборочных испытаний, рассмотренной в § 4.1, для проверки справедливости гипотезы $T_{\Phi} = T_0$ при альтернативной гипотезе $T_{\Phi} = T_{01}$ необходимо выбрать такую постоянную c , сравнивая с которой полученную в результате испытаний выборки величину $2S_n/T_{\Phi}$, можно принять решение о приемке или отклонении проверяемой партии аппаратуры.

В этом случае, когда заданы величины рисков поставщика и заказчика, условие для принятия решения отно-

* При оценке среднего времени восстановления аппаратуры применяется эта же методика.

нительно соответствия параметров проверяемой партии требованиям ТЗ (ТУ) по надежности можно определить из следующего соотношения:

$$P \left\{ \frac{2S_n}{T_\Phi} > c, T_\Phi = T_0 \right\} = \alpha. \quad (4.66)$$

Если левая часть этого равенства меньше заданной величины α , то проверяемая гипотеза $T_\Phi = T$ отклоняется. Это положение станет очевидным, если обратиться к рассмотренному в § 4.2 соотношению между распределениями χ^2 и Пуассона:

$$\sum_{k=n}^{\infty} \frac{e^{-t/T_\Phi} \left(\frac{t}{T_\Phi} \right)^k}{k!} = P \left\{ \frac{2S_n}{T_\Phi} > \chi^2(2n) \right\}.$$

Из приведенного соотношения следует, что с уменьшением фактической величины наработки на отказ (по сравнению с T_Φ) будет уменьшаться и величина вероятности, стоящая в левой части равенства (4.66). Решением уравнения (4.66) будет соотношение

$$c = \chi_{1-\alpha}^2(2n). \quad (4.67)$$

Условие для отклонения проверяемой партии аппаратуры запишется в виде

$$\frac{2S_n}{T_0} < \chi_{1-\alpha}^2(2n), \quad (4.68)$$

откуда, разделив обе части неравенства на $2n$, получим условие для принятия проверяемой партии аппаратуры по результатам испытаний выборки

$$T^* \geq \frac{T_0 \chi_{1-\alpha}^2(2n)}{2n}. \quad (4.69)$$

Для обеспечения второго условия выборочного контроля, связанного с риском заказчика β , определим вероятность отклонения проверяемой гипотезы $T_\Phi = T_0$, когда она неверна, т. е. определим вероятность вынесения правильного решения. По аналогии с (4.66) можем написать

$$P \left\{ \frac{2S_n}{T_\Phi} > c, T_\Phi = T_{01} \right\} = \beta.$$

При этом получим условие для принятия решения о соответствии надежности проверяемой аппаратуры заданным требованиям

$$T^* \geq \frac{T_{01} \chi_{\beta}^2(2n)}{2n}. \quad (4.70)$$

Из соотношений (4.69) и (4.70) можно определить объем выборки (число наблюдений) n , которую необходимо испытать для оценки соответствия параметров проверяемой партии аппаратуры требованиям технических условий при заданных рисках α , β и величине отношения T_0/T_{01} .

Так как левые части указанных неравенств равны, то можно написать

$$\frac{T_0 \chi_{1-\alpha}^2(2n)}{2n} = \frac{T_{01} \chi_{\beta}^2(2n)}{2n},$$

откуда

$$\frac{T_0}{T_{01}} = \frac{\chi_{\beta}^2(2n)}{\chi_{1-\alpha}^2(2n)}. \quad (4.71)$$

Пример 4.6. Известно $\alpha = \beta = 0,1$; $T_0 = 100$ час и $T_0/T_{01} = 1,5$.

Определить количество отказов, которое должно быть получено для оценки соответствия надежности аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ).

Решение. По величине $T_0/T_{01} = 1,5$ из таблиц χ^2 -распределения (приложение 1) для заданных величин α и β находим $\chi_{0,1}^2 = 98,7$; $\chi_{0,9}^2 = 66,01$; $2n = 82$. Следовательно, объем выборки $n = 41$.

Если в результате испытаний аппаратуры до появления 41 отказа полученное опытное значение наработки на отказ T^* удовлетворяет условию

$$T^* \geq \frac{T_0 \chi_{1-\alpha}^2(82)}{82} = \frac{100 \cdot 66,01}{82} = 80,5 \text{ час},$$

то надежность проверяемой партии аппаратуры соответствует заданным требованиям.

Нормальное распределение. Оценками для величины наработки на отказ и дисперсии в рассматриваемом случае будут величины

$$T^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i, \quad \sigma_{T^*}^2 = \frac{\sigma^2}{n}.$$

где

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (T_i - T^*)^2}.$$

Основываясь на центральной предельной теореме, можно записать следующее равенство для оценки работки на отказ:

$$P \left\{ -u_{1-\alpha/2} < \frac{T^* - T_{\Phi}}{\sigma} \sqrt{n} < u_{1-\alpha/2} \right\} = 1 - \alpha. \quad (4.71a)$$

Отсюда двусторонний доверительный интервал для оценки параметра T_{Φ} с доверительной вероятностью $1 - \alpha$ определится неравенством

$$T^* - u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < T_{\Phi} < T^* + u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (4.72)$$

где

$$u = \frac{T^* - T_{\Phi}}{\sigma}.$$

При оценке соответствия надежности аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ) представляют интерес односторонние пределы неравенства (4.72) т. е. $-\infty < T_{\Phi} < T^* + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ для оценки T_{Φ} сверху и $T^* - u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < T_{\Phi} < \infty$ для оценки T_{Φ} снизу.

Вероятности получения этих неравенств при принятых нами обозначениях равны

$$P \left\{ T_{\Phi} > T^* + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\} = \alpha, \quad (4.73)$$

$$P \left\{ T_{\Phi} < T^* - u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\} = \beta. \quad (4.74)$$

На основании приведенных соотношений легко определяются условия для принятия или отклонения проверяемой партии аппаратуры по результатам испытаний выборки.

Определим условия для принятия или отклонения проверяемой гипотезы. $T_{\Phi} = T_0$ при альтернативной гипотезе $T_{\Phi} = T_{01}$.

Из (4.74) следует, что критическая область для T^* (выборочное среднее), т. е. область «запрещенных» значений для T^* при справедливости гипотезы $T_{\Phi} = T_0$, будет определяться неравенством

$$\frac{T^* - T_0}{\sigma} \sqrt{n} < u_{\alpha}. \quad (4.75)$$

Неравенство (4.75) означает, что если при испытании аппаратуры до наступления n отказов полученное выборочное среднее

$$T^* \geq T_0 - u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (4.76)$$

то надежность проверяемой партии аппаратуры соответствует требованиям ТЗ (ТУ) по надежности.

По аналогии с (4.71) определим объем выборки n , который необходимо испытать для оценки соответствия проверяемой партии требованиям ТЗ (ТУ).

Для этого воспользуемся условием проверки гипотезы $T_{\Phi} = T_{01}$ при альтернативной гипотезе $T_{\Phi} = T_0 > T_{01}$. Так как величина T_{01} — минимально допустимый уровень средней наработки на отказ, при котором партия аппаратуры должна приниматься с вероятностью, не большей β , то условие принятия проверяемой партии

$$T^* \geq T_{01} + u_{1-\beta} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}. \quad (4.77)$$

Приравняв правые части неравенств (4.76) и (4.77), получим

$$n = \frac{\sigma^2}{(T_0 - T_{01})^2} [u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}]^2. \quad (4.78)$$

Приведенные выше соотношения справедливы в том случае, если величина среднего квадратического отклонения σ известна. Если величина σ оценивается по результатам ограниченных экспериментальных данных, т. е. по величине

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (T_i - T^*)^2},$$

то оценка соответствия проверяемой партии аппаратуры

требованиям ТЗ (ТУ) производится также с помощью неравенств (4.76) и (4.77) при замене в них параметра нормального распределения μ параметром $t_{p,n-1}$ распределения Стьюдента.

Значения параметров $t_{p,n-1}$ определяются по таблицам t -распределения.

§ 4.4. Контроль надежности аппаратуры методом последовательного анализа

Из идеи последовательного анализа, изложенной в § 4.1, следует, что оценка соответствия надежности аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ) по надежности может производиться после каждого наблюдения (отказа). Определение объема испытаний (продолжительности испытаний или количества отказов) производится путем решения отношения правдоподобия [формула (4.38)] при заданных величинах риска поставщика и заказчика и заданной точности оценки проверяемого показателя надежности, т. е. заданных величинах отношений q_{01}/q_0 и T_0/T_{01} .

Рассмотрим основные соотношения, связанные с оценкой надежности аппаратуры при различных законах распределения случайных величин.

1. Надежность аппаратуры характеризуется величиной вероятности отказа q (закон распределения времени работы до отказа неизвестен).

В случае биномиального закона распределения по формуле (4.31) имеем

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} = \ln \frac{q_{01}^k (1 - q_{01})^{n-k}}{q_0^k (1 - q_0)^{n-k}}. \quad (4.79)$$

Как следует из соотношений (4.28), (4.32) и (4.33), испытания аппаратуры продолжаются до тех пор, пока выполняется неравенство

$$\ln \frac{\beta}{1 - \alpha} < \ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} < \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}. \quad (4.80)$$

Испытания прекращаются, как только выполняется одно из следующих неравенств:

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} \geq \ln \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (4.81)$$

$$\ln \frac{p_{1n}}{p_{0n}} \leq \ln \frac{\beta}{1-\alpha}. \quad (4.82)$$

Если после n испытаний выполняется неравенство (4.81), то проверяемая партия отклоняется; если выполняется неравенство (4.82), то проверяемая партия принимается.

Неравенства (4.81) и (4.82) в соответствии с (4.79) можно записать в виде

$$k \ln \frac{q_{01}}{q_0} + (n-k) \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0} \geq \ln \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (4.83)$$

$$k \ln \frac{q_{01}}{q_0} + (n-k) \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0} \leq \ln \frac{\beta}{1-\alpha}. \quad (4.84)$$

Так как при испытаниях аппаратуры фиксируется число отказов k , то условия принятия и отклонения проверяемой партии удобнее представить в следующей форме:

условие принятия

$$k \leq \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} - n \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0}}{\ln \frac{q_{01}}{q_0} - \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0}}; \quad (4.85)$$

условие отклонения партии

$$k \geq \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha} - n \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0}}{\ln \frac{q_{01}}{q_0} - \ln \frac{1-q_{01}}{1-q_0}}. \quad (4.86)$$

По формулам (4.85) и (4.86) для заданной в ТЗ (ТУ) вероятности безотказной работы $p_0 = 1 - q_0$ и минимально допустимой величине этой вероятности $p_{01} = 1 - q_{01}$, а также для α и β находятся уравнения, определяющие уровни соответствия и несоответствия аппаратуры этим требованиям.

Пример 4.7. В ТЗ задано $p_0(t) = 0,995$. Для планирования испытаний приняты $\alpha = \beta = 0,1$, $\frac{1-p_{01}}{1-p_0} = \frac{q_{01}}{q_0} = 5$.

Требуется определить уровни соответствия и несоответствия аппаратуры заданным требованиям по надежности.

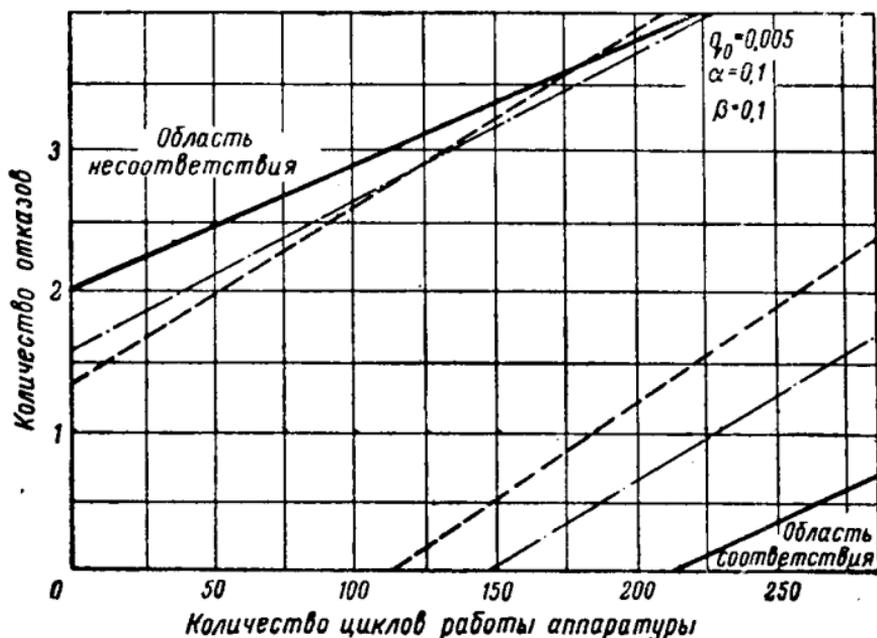


Рис. 4.5. Области соответствия и несоответствия параметров проверяемой партии аппаратуры заданным в ТЗ и ТУ требованиям:

$$- \text{ ————— } \frac{q_{01}}{q_0} = 3; \quad - - - \frac{q_{01}}{q_0} = 5; \quad - \cdot - \cdot - \frac{q_{01}}{q_0} = 4.$$

Решение. По формуле (4.85) находим уравнение, определяющее уровень соответствия аппаратуры заданным требованиям:

$$k_1 = 0,012n - 1,35,$$

а по формуле (4.86) — уравнение, определяющее уровень несоответствия аппаратуры этим требованиям:

$$k_2 = 0,012n + 1,35.$$

Задаваясь значениями n , определяем величины k_1 и k_2 для уровней соответствия и несоответствия аппаратуры заданным требованиям.

Результаты расчета приведены на рис. 4.5. На этом рисунке также приведены области соответствия и несоответствия, рассчитанные по формулам (4.85) и (4.86) для $\frac{q_{01}}{q_0} = 3 \div 5$.

2. Надежность аппаратуры характеризуется величиной средней наработки до отказа (экспоненциальное распределение).

Для экспоненциального закона распределения времени безотказной работы формула (4.31) будет иметь вид

$$\ln \frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \ln \prod_{i=1}^n \frac{1/T_{01} e^{-t/T_{01}}}{1/T_0 e^{-t/T_0}}.$$

После логарифмирования правой части этого равенства

$$\ln \frac{P_{1n}}{P_{0n}} = n \ln \frac{T_0}{T_{01}} - nt \left[\frac{1}{T_{01}} - \frac{1}{T_0} \right].$$

На основании неравенств (4.81) и (4.82) для принятия и отклонения партии аппаратуры в зависимости от полученного количества отказов k получим следующие условия:

условие принятия

$$\frac{S_k}{T_0} \geq \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \left[k_1 \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \ln \frac{\beta}{1 - \alpha} \right], \quad (4.87)$$

условие для отклонения

$$\frac{S_k}{T_0} \leq \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \left[k_2 \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \ln \frac{1 - \beta}{\alpha} \right], \quad (4.88)$$

где S_k — общая продолжительность испытаний аппаратуры до наступления k -го отказа, когда принимается решение о соответствии или несоответствии аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ).

Пример 4.8. В ТЗ задана величина T_0 . Для планирования испытаний приняты $\beta = \alpha = 0,1$, $T_0/T_{01} = 2$.

Требуется найти уровни соответствия и несоответствия аппаратуры заданным требованиям по надежности.

Решение. По формуле (4.87) находим уравнение, определяющее уровень соответствия аппаратуры заданным требованиям:

$$\frac{S_k}{T_0} = 0,69 k + 2,2,$$

а по формуле (4.88) — уравнение, определяющее уровень несоответствия аппаратуры заданным требованиям:

$$\frac{S_k}{T_0} = 0,69 k - 2,2.$$

Задаваясь значениями S_k/T_0 , определяем величины k_1 и k_2 для уровней соответствия и несоответствия аппаратуры этим требованиям.

Результаты расчета приведены на рис. 4.6.

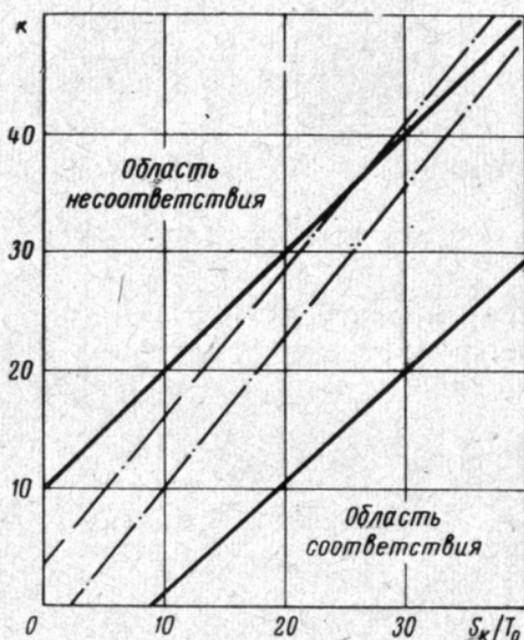


Рис. 4.6. Области соответствия и несоответствия параметров проверяемой партии аппаратуры заданным в ТЗ и ТУ требованиям:

$$\text{—} \frac{T_0}{T_{01}} = 1,25; \quad \text{-} \cdot \text{-} \frac{T_0}{T_{01}} = 2,0; \quad \alpha = \beta = 0,1.$$

3. Надежность аппаратуры характеризуется величиной вероятности отказа (время работы аппаратуры до отказа распределено по экспоненциальному закону). Определим уровни принятия и отклонения проверяемой аппаратуры в случае биномиального распределения при фиксированной длительности периода испытаний (t/T_0) и экспоненциальном законе распределения времени наработки до отказа.

Отношение правдоподобия (4.31) в данном случае будет иметь вид

$$\ln \left[\frac{1 - e^{-t/T_{01}}}{1 - e^{-t/T_0}} \right]^k \left[\frac{e^{-t/T_{01}}}{e^{-t/T_0}} \right]^{n-k} = \ln \frac{p_{01}}{p_0}.$$

После несложных преобразований для принятия и отклонения проверяемой партии аппаратуры получим следующие условия:

условие принятия

$$k_1 = \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} + \gamma \frac{1}{T_0} (r-1)}{\ln \frac{1-e^{-rt/T_0}}{1-e^{-t/T_0}} + \frac{t}{T_0} (r-1)}; \quad (4.89)$$

условие отклонения

$$k_2 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha} + \gamma \frac{t}{T_0} (r-1)}{\ln \frac{1-e^{-rt/T_0}}{1-e^{-t/T_0}} + \frac{t}{T_0} (r-1)}, \quad (4.90)$$

где $\gamma = mn$ — количество периодов работы испытываемой аппаратуры длительностью t каждый (m — количество периодов работы каждого экземпляра, n — количество испытываемых экземпляров);

k — полученное количество отказов;

$$r = \frac{T_0}{T_{01}}.$$

Пример 4.9. В ТЗ задано T_0 . Для планирования испытаний принято $r = T_0/T_{01} = 3,18$; $\alpha = 0,1$; $\beta = 0,4$ и продолжительность испытаний каждого экземпляра $t/T_0 = 0,05$.

Требуется определить уровни соответствия и несоответствия аппаратуры заданным требованиям по надежности.

Решение. По формуле (4.89) находим уравнение, определяющее уровень соответствия проверяемой партии заданным требованиям:

$$k_1 = 0,09\gamma - 0,67,$$

а по формуле (4.90) находим уравнение, определяющее уровень несоответствия заданным требованиям:

$$k_2 = 0,09\gamma + 1,5.$$

Задаваясь значениями γ , определяются величины k для уровней соответствия и несоответствия аппаратуры этим требованиям. Результаты расчета приведены на рис. 4.7.

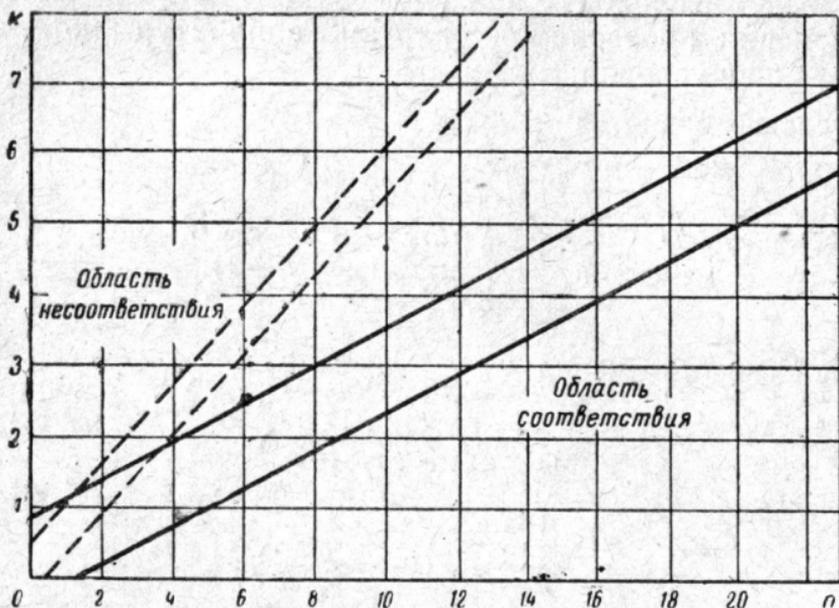


Рис. 4.7. Области соответствия и несоответствия параметров проверяемой партии аппаратуры заданным в ТЗ и ТУ требованиям:

$$\text{—} \frac{t}{T_0} = 0,1 \quad \frac{T_0}{T_{01}} = 6,9; \quad \text{---} \frac{t}{T_0} = 0,2; \quad \frac{T_0}{T_{01}} = 11,5; \quad \alpha = 0,1, \quad \beta = 0,4.$$

§ 4.5. Оценка надежности при применении усечения последовательного метода контроля

Из изложенной выше сущности последовательного анализа следует, что могут встретиться случаи длительного времени до получения требуемого количества отказов для принятия решения о соответствии или несоответствии аппаратуры заданным требованиям (рис. 4.5—4.7). Возникают трудности в принятии решения о времени прекращения испытаний. При анализе усеченной процедуры последовательных испытаний предлагается следующее правило усечения. Если после получения $k \leq k_0$ отказов решение о принятии или отклонении проверяемой партии аппаратуры принято не было, то после получения k_0 отказов испытания прекращаются и принимается одно из следующих решений:

если

$$\ln \frac{\beta}{1-\alpha} < \ln \frac{p_{n1}}{p_{n0}} \leq 0, \quad (4.91)$$

то проверяемая партия принимается ($T_{\Phi} = T_{\text{ср}}$), если

$$0 < \ln \frac{p_{n1}}{p_{n0}} < \ln \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (4.92)$$

то проверяемая партия отклоняется.

Из этих соотношений видно, что выбор величины k_0 , при которой прекращаются испытания (производится усечение), зависит от величин рисков поставщика и заказчика.

Обозначим через $\rho_0(k_0)$ вероятность получения такой выборки, которая при усеченном процессе приведет к отклонению гипотезы H_0 , в то время как неусеченный процесс приводит к принятию гипотезы H_0 . В [5] показано, что в этом случае соотношение между рисками поставщика и заказчика при обычной и усеченной последовательных процедурах будут иметь вид

$$\alpha(k_0) \leq \alpha + \rho_0(k_0), \quad (4.93)$$

$$\beta(k_0) \leq \beta + \rho_1(k_0), \quad (4.94)$$

где $\rho_1(k_0)$ — вероятность получения при гипотезе H_1 такой выборки, что усеченный процесс приведет к принятию гипотезы H_0 , тогда как неусеченный процесс приводит к ее отклонению.

Для вычисления величин $\rho_0(k_0)$ и $\rho_1(k_0)$ можно воспользоваться следующими соотношениями, вытекающими из их определения:

$$\rho_1(k_0) = G(v_4) - G(v_3),$$

$$\rho_0(k_0) = G(v_2) - G(v_1),$$

где $G(v)$ означает вероятность того, что нормально распределенная случайная величина с нулевым средним значением и единичной дисперсией принимает значение, меньшее v ; $G(v_1)$, $G(v_2)$, $G(v_3)$ и $G(v_4)$ находятся по таблицам для функций нормального распределения; величины v_1 , v_2 , v_3 , v_4 определяются из следующих соотношений:

$$v_1 = - \frac{k_0 M_1 \{z\}}{\sqrt{k_0} \sigma_1 \{z\}}, \quad v_2 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha} - k_0 M_1 \{z\}}{\sqrt{k_0} \sigma_1 \{z\}},$$

$$v_3 = \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} - k_0 M_0 \{z\}}{\sqrt{k_0} \sigma_0 \{z\}}, \quad v_4 = - \frac{k_0 M_0 \{z\}}{\sqrt{k_0} \sigma_0 \{z\}}.$$

Здесь $k_0 M_0 \{z\}$ и $k_0 M_1 \{z\}$ — математическое ожидание случайной величины $\sum_{i=1}^n \ln \frac{f(T_i | T_\Phi = T_{01})}{f(T_i | T_\Phi = T_0)}$ при выполнении гипотез H_0 и H_1 .

В [5] приведены результаты вычислений $\alpha(k_0)$, $\beta(k_0)$ для нормального распределения при $\alpha = 0,01 \div 0,05$; $\beta = 0,01 \div 0,05$.

Ниже приводятся результаты проведенных нами вычислений $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$ для экспоненциального распределения наработки на отказ

$$M_1 \{z\} = \int_0^{\infty} \ln \left\{ \left(\frac{T_0}{T_{01}} \right) \exp \left[-t \left(\frac{1}{T_{01}} - \frac{1}{T_0} \right) \right] \right\} \frac{1}{T_0} \left\{ -\frac{t}{T_0} \right\} dt,$$

$$M_0 \{z\} = \int_0^{\infty} \ln \left\{ \left(\frac{T_0}{T_{01}} \right) \exp \left[-t \left(\frac{1}{T_{01}} - \frac{1}{T_0} \right) \right] \right\} \frac{1}{T_0} \exp \left\{ -\frac{t}{T_{01}} \right\} dt.$$

После интегрирования получим

$$M_1 \{z\} = \ln \left(\frac{T_0}{T_{01}} \right) - \frac{T_0 - T_{01}}{T_{01}}, \quad (4.95)$$

$$M_0 \{z\} = \ln \left(\frac{T_{01}}{T_0} \right) - \frac{T_0 - T_{01}}{T_0},$$

$$\sigma_1^2 \{z\} = \int_0^{\infty} \left(\ln \left\{ \left(\frac{T_0}{T_{01}} \right) \exp \left[-t \left(\frac{1}{T_{01}} - \frac{t}{T_0} \right) \right] \right\} - M_1 \{z\} \right)^2 \frac{1}{T_0} \exp \left\{ -\frac{t}{T} \right\} dt, \quad (4.96)$$

откуда

$$\sigma_1 \{z\} = \frac{T_0 - T_{01}}{T_{01}}. \quad (4.97)$$

Аналогично

$$\sigma_0 \{z\} = \frac{T_0 - T_{01}}{T_0}. \quad (4.98)$$

По заданным α , β , k_0 по формулам (4.93) и (4.94) находим верхние границы рисков поставщика и заказчика $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$, соответствующие усечению на k -м отказе.

В табл. 4.4 и на рис. 4.8 приведены результаты расчета $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$ для различных уровней усечений k_0 и различных значений α и β при $T_0/T_{01}=1,5$.

Пример 4.10. Задано $\alpha=\beta=0,1$; $T_0/T_{01}=1,5$.

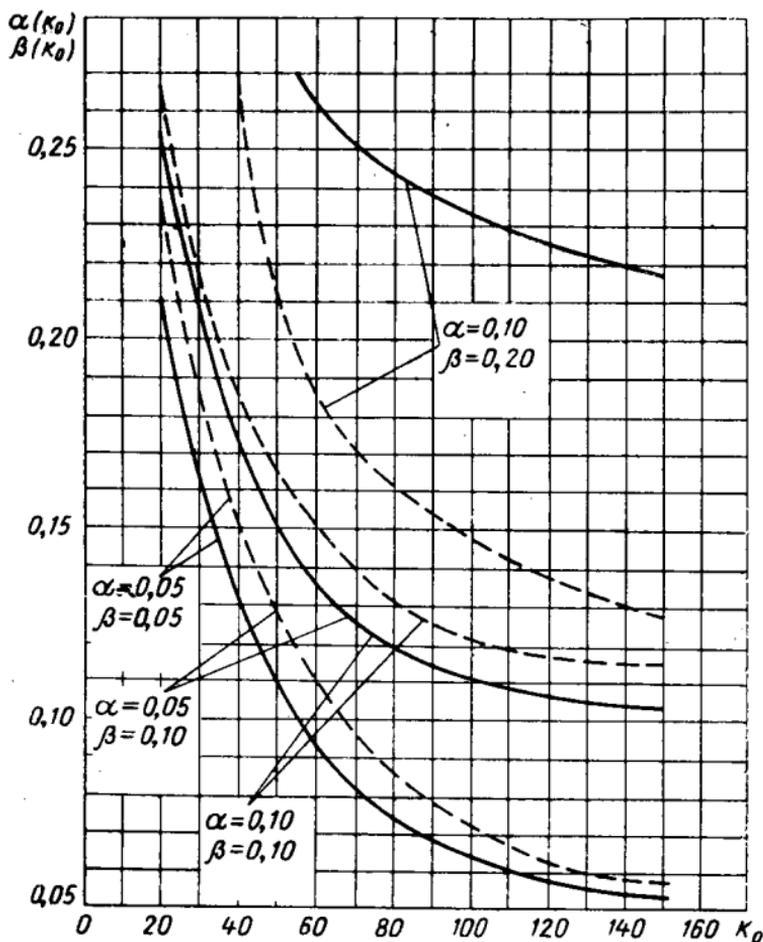


Рис. 4.8. Изменение α и β в зависимости от величины k_0 , при которой прерываются испытания.

----- $\alpha(k_0)$, - - - - $\beta(k_0)$.

Требуется определить максимально возможные значения рисков поставщика и заказчика, если усечение производится при $k_0=11$.
Решение. По приведенным выше формулам находим $v_1=1,21$; $v_2=1,9$; $v_3=2,45$; $v_4=1,41$.

По таблицам для функции нормального распределения находим, что

$$\begin{aligned} G(v_1) &= 0,887; & G(v_2) &= 0,9713; \\ G(v_3) &= 0,0714; & G(v_4) &= 0,0793. \end{aligned}$$

Зависимость максимально возможной величины рисков поставщика и потребителя от уровня усечения и величин α и β при $T_0/T_{01}=1,5$

$\alpha=\beta=0,05$			$\alpha=0,05; \beta=0,1$			$\alpha=\beta=0,1$			$\alpha=0,1; \beta=0,2$		
k_0	$\alpha(k_0)$	$\beta(k_0)$	k_0	$\alpha(k_0)$	$\beta(k_0)$	k_0	$\alpha(k_0)$	$\beta(k_0)$	k_0	$\alpha(k_0)$	$\beta(k_0)$
20	0,232	0,212	20	0,232	0,257	20	0,264	0,256	10	0,349	0,434
30	0,182	0,161	30	0,181	0,206	30	0,216	0,205	15	0,297	0,385
41	0,145	0,127	41	0,144	0,173	41	0,184	0,172	20	0,262	0,349
50	0,125	0,107	54	0,117	0,147	50	0,163	0,153	28	0,221	0,308
61	0,107	0,090	60	0,107	0,139	60	0,150	0,139	41	0,181	0,267
70	0,095	0,081	70	0,094	0,128	82	0,129	0,120	50	0,164	0,249
90	0,078	0,070	90	0,078	0,116	90	0,124	0,116	56	0,155	0,240
110	0,067	0,050	108	0,069	0,109	95	0,121	0,114	60	0,149	0,236
122	0,063	0,057	122	0,063	0,106	100	0,119	0,112	70	0,138	0,226
150	0,057	0,053	150	0,057	0,103	110	0,115	0,109	84	0,127	0,217
170	0,055	0,052	162	0,056	0,102	123	0,111	0,106			
183	0,054	0,051									

По формулам (4.91) и (4.92) получаем

$$\alpha(41) = 0,184, \quad \beta(41) = 0,172.$$

Из приведенных данных следует, что при принятии решения об усечении последовательной процедуры контроля надежности необходимо учитывать возможное увеличение рисков поставщика и заказчика. Верхние границы для величин рисков $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$ при небольших значениях k_0 могут существенно превышать расчетные значения α и β .

Опыт проведения испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность показывает, что оценку по последовательному методу целесообразно применять до тех пор, пока полученное в ходе испытаний количество отказов k (или γ) не достигнет величины k_0 (или γ_0), определенной по методу однократной выборки (по критерию Неймана — Пирсона), при заданных величинах α и β .

Если полученная при испытаниях величина $k=k_0$ (или $\gamma=\gamma_0$) будет находиться между уровнями соответствия и несоответствия при последовательном анализе, то оценка результатов испытаний производится по методу однократной выборки (§ 4.3).

Рассмотрим примеры по определению величин k_0 , γ_0 и предельной продолжительности испытаний (S_n/T_0) .

Пример 4.11. Испытаниям подвергается аппаратура многократного действия, надежность которой характеризуется величиной наработки на отказ T_0 .

Требуется определить количество отказов k_0 и продолжительность испытаний S_k/T_0 , при достижении которых должны прекращаться испытания при последовательном методе и в том случае, когда количество отказов находится между уровнями соответствия и несоответствия, если для планирования испытаний приняты величины $T_0/T_{01}=1,5$; $\alpha=\beta=0,1$.

Решение. Для этих данных по рис. 4.9 находим $k_0=41$, а по рис. 4.10 $(S_k/T_0)=33$.

После появления в аппаратуре $k_0=41$ отказов определяется величина наработки на отказ по формуле

$$T^* = S_{k_0}/k_0.$$

Если выполняется условие

$$T^* \geq \frac{T_0 \chi_{1-\alpha}^2(2k_0)}{2k_0},$$

то аппаратура соответствует заданным требованиям по надежности.

Кривые, приведенные на рис. 4.9 и 4.10, рассчитаны по формулам для однократной выборки

$$\frac{T_0}{T_{01}} = \frac{\chi_{\beta}^2(2k_0)}{\chi_{1-\alpha}^2(2k_0)},$$

$$\left(\frac{S_k}{T_0}\right) = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(2k_0)}{2},$$

где $\chi_{\beta}^2(2k_0)$ и $\chi_{1-\alpha}^2(2k_0)$ — величины χ^2 -распределения, определяемые по таблицам, приведенным в приложении 1.

Пример 4.12. Испытаниям подвергается аппаратура однократного действия. Надежность аппаратуры характеризуется величиной вероятности безотказного действия $p(t)=0,995$ в течение времени t .

Требуется определить количество периодов работы аппаратуры длительностью t_k и количество отказов k , при достижении которых должны прекращаться испытания при последовательном методе и в том случае, когда они находятся между уровнями соответствия и несоответствия, если для планирования испытаний приняты величины $q_{01}/q_0=5$, $\alpha=\beta=0,1$.

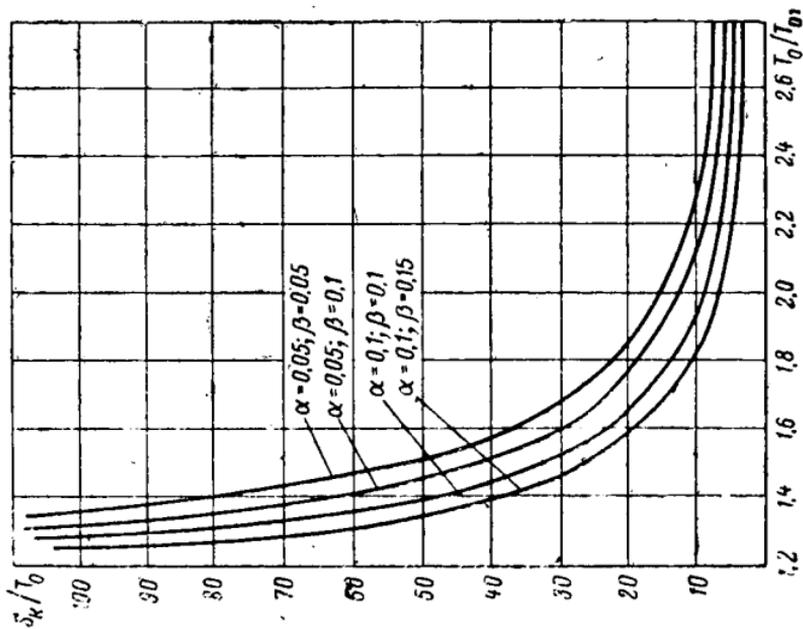


Рис. 4.10. Зависимость рекомендуемой предельной продолжительности испытаний S_k/T_0 одного экземпляра аппаратуры от отношения T_0/T_{01} при различных α и β и последовательном методе.

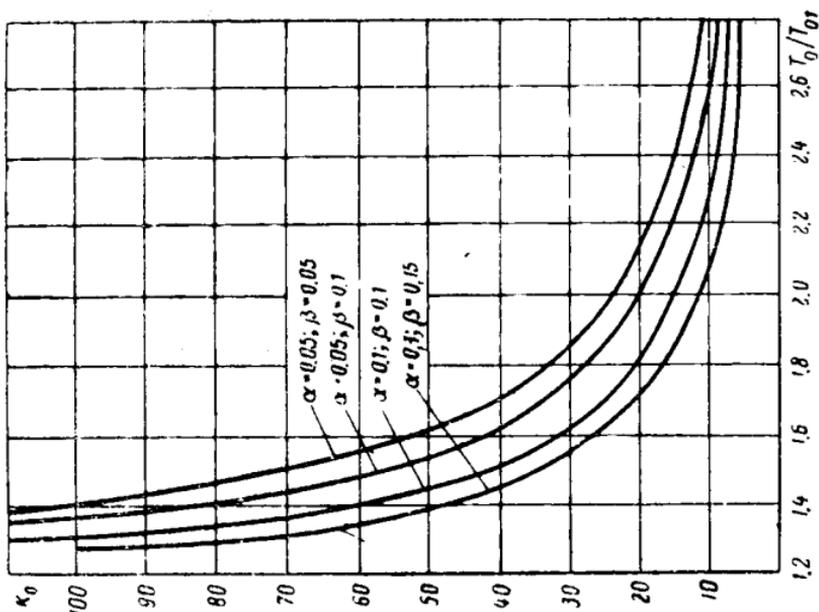


Рис. 4.9. Зависимость предельного количества отказов k_0 , которое может потребоваться при последовательном методе, от величины T_0/T_{01} при различных значениях α и β .

Решение. Из условия $q_{01}/q_0 = \frac{\chi_{\beta}^2(f)}{\chi_{1-\alpha}^2(f)}$ по таблицам χ^2 -распределения получаем, что

$$\chi_{\beta}^2(f) = 10,64; \quad \chi_{1-\alpha}^2(f) = 2,2.$$

По формуле

$$\gamma_0 = \frac{\chi_{1-\alpha}^2(f)}{2q_0} = \frac{\chi_{\beta}^2(f)}{2q_{01}}$$

находим $\gamma_0 = \frac{2,2}{2 \cdot 0,005} = 220$.

Если после испытаний аппаратуры в течение 220 периодов длительностью t будет получено не более $k=f/2-1=2$ отказов, то аппаратура соответствует заданным требованиям.

Рассмотренный метод оценки результатов испытаний после получения k_0 (или γ_0) отказов соответствует случаю применения критерия Неймана — Пирсона (однократная выборка). Поэтому полученные фактические значения рисков $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$ при оценке по k_0 отказов равны расчетным значениям α и β . Если бы после k_0 отказов оценка результатов производилась по усеченному последовательному критерию в соответствии с условиями (4.91) и (4.92), которые для экспоненциального распределения можно записать:

— для уровней соответствия аппаратуры заданным требованиям

$$\frac{S_k}{T_0} < \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \left[k_1 \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \ln \frac{\beta}{1-\alpha} \right], \quad (4.99)$$

$$\frac{S_k}{T_0} > \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} k_1 \ln \frac{T_0}{T_{01}};$$

— для уровней несоответствия

$$\frac{S_k}{T_0} < \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} k_2 \ln \frac{T_0}{T_{01}},$$

$$\frac{S_k}{T_0} > \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \left[k_2 \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \ln \frac{1-\beta}{\alpha} \right], \quad (4.100)$$

то верхние границы $\alpha(k_0)$ и $\beta(k_0)$ могли достигнуть величин, приведенных в табл. 4.4.

На рис. 4.11 приведены области соответствия и несоответствия, рассчитанные по формулам (4.99) и (4.100).

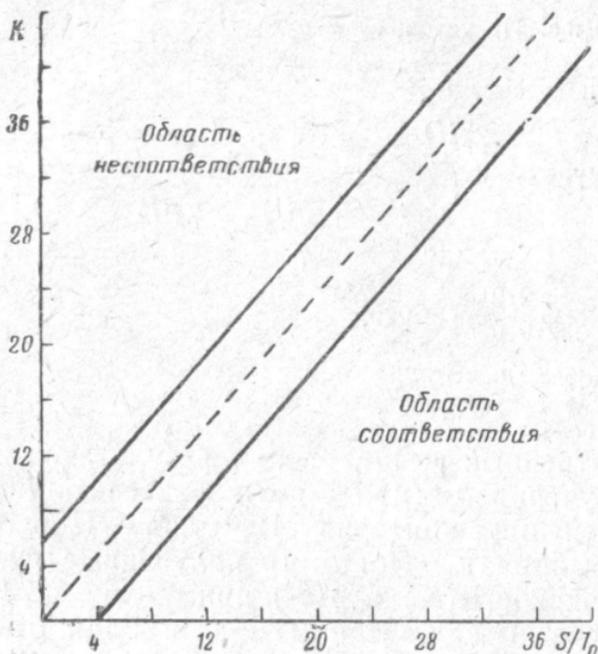


Рис. 4.11. Области соответствия и несоответствия аппаратуры заданным требованиям при оценке по усеченному последовательному анализу.

§ 4.6. Рекомендации по выбору методов оценки надежности аппаратуры

Решая вопрос о применении того или иного метода испытания аппаратуры на надежность, необходимо учитывать следующие положения:

- объем выборки, подвергаемой испытаниям;
- трудоемкость организации и проведения испытаний на надежность.

Рассмотрим объем выборок, которые потребуются для проверки аппаратуры на соответствие ТЗ (ТУ) при различных методах испытаний.

Для сравнения на рис. 4.12. приведены объемы выборок, необходимые для оценки надежности аппаратуры методами однократной выборки и последовательного анализа при различных величинах отношения q_{01}/q_0 и заданных значениях α , β и q_0 .

Ожидаемое среднее количество периодов работы аппаратуры $M\{\gamma\}$ при последовательном методе оценки результатов испытаний, которое может потребоваться для проверки надежности в зависимости от заданной ТЗ или ТУ величины q_0 , принятых значений величин α и β и отношения q_{01}/q_0 , определялось по формулам (4.34) и (4.35).

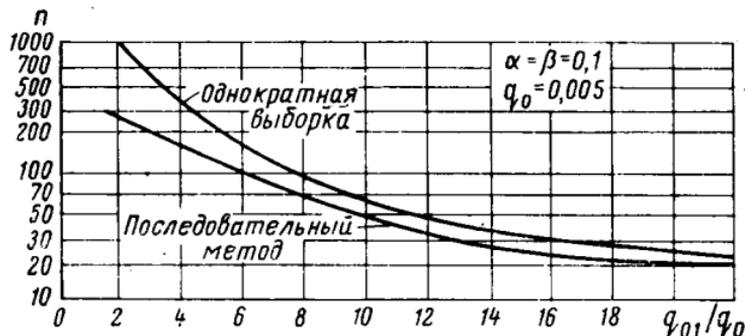


Рис. 4.12. Зависимость объема выборки от отношения q_{01}/q_0 для различных методов испытаний при $\alpha = \beta = 0,1$ и $q_0 = 0,0005$.

Для биномиального распределения знаменатель этих формул

$$M \left\{ \ln \frac{f(k_i | q_{01})}{f(k_i | q_0)} \right\} = q \ln \frac{f(1 | q_{01})}{f(1 | q_0)} + (1 - q) \ln \frac{f(0 | q_{01})}{f(0 | q_0)} =$$

$$= q \ln \frac{q_{01}}{q_0} + (1 - q) \ln \frac{1 - q_{01}}{1 - q_0}. \quad (4.101)$$

С учетом соотношения (4.101) получим:

— истинное значение вероятности отказа проверяемой партии аппаратуры $q_{\Phi} = q_0$

$$M \{ \gamma \}_{q_{\Phi} = q_0} = \frac{\alpha \ln \left(\frac{1 - \beta}{\alpha} \right) + (1 - \alpha) \ln \left(\frac{\beta}{1 - \alpha} \right)}{q_0 \ln \left(\frac{q_{01}}{q_0} \right) + (1 - q_0) \ln \left(\frac{1 - q_{01}}{1 - q_0} \right)}; \quad (4.102)$$

— истинное значение вероятности отказа $q_{\Phi} = q_{c1}$

$$M \{ \gamma \}_{q_{\Phi} = q_{c1}} = \frac{\beta \ln \left(\frac{\beta}{1 - \alpha} \right) + (1 - \beta) \ln \left(\frac{1 - \beta}{\alpha} \right)}{q_{01} \ln \left(\frac{q_{01}}{q_0} \right) + (1 - q_{01}) \ln \left(\frac{1 - q_{01}}{1 - q_0} \right)}; \quad (4.103)$$

— истинное значение вероятности отказа находится между значениями q_0 и q_{01} и равно угловому коэффициенту прямых (4.101) и (4.103)

$$q' = \frac{\ln \frac{1 - q_0}{1 - q_{01}}}{\ln \frac{q_{01}}{q_0} - \ln \frac{1 - q_{01}}{1 - q_0}},$$

$$M\{\gamma\}_{q_\Phi=q'} = \frac{\ln \frac{\beta}{1 - \alpha} \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}}{\ln \frac{q_{01}}{q_0} \ln \frac{1 - q_0}{1 - q_{01}}}. \quad (4.104)$$

Для экспоненциального распределения знаменатель формул (4.34) и (4.35) находится при помощи соотношений, определяемых для $M(\xi)$. Обозначим

$$\xi = \ln \frac{f(k_t | H_1)}{f(k_t | H_0)} = \ln \frac{1/T_{01} e^{-t/T_{01}}}{1/T_0 e^{-t/T_0}} = \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{t}{T_0} \left[\frac{T_0}{T_{01}} - 1 \right],$$

тогда по определению математического ожидания случайной величины ξ будем иметь:

для $T_\Phi = T_0$

$$M\{\xi\} = \int_0^\infty \left[\ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{t}{T_0} \left(\frac{T_0}{T_{01}} - 1 \right) \right] \frac{1}{T_0} e^{-t/T_0} dt = \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{T_0 - T_{01}}{T_0},$$

для $T_\Phi = T_{01}$

$$M\{\xi\} = \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{T_0 - T_{01}}{T_{01}}.$$

Среднее ожидаемое количество отказов $M\{k\}$ и средняя ожидаемая продолжительность испытаний S_k/T_0 в зависимости от величин T_0/T_{01} , α и β при полученных соотношениях можно определить:

для $T_\Phi = T_0$

$$M_1\{k\} = \frac{(1 - \alpha) \ln \frac{\beta}{1 - \alpha} + \alpha \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}}{\ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{T_0}{T_{01}} + 1}, \quad (4.105)$$

$$\frac{S_k}{T_0} \geq M_1\{k\} \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \ln \frac{\beta}{1 - \alpha}; \quad (4.106)$$

для $T_{\Phi} = T_{01}$

$$M_2 \{k\} = \frac{\beta \ln \frac{\beta}{1-\alpha} + (1-\beta) \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{T_0}{T_{01}} + \frac{T_{01}}{T_0} - 1}, \quad (4.107)$$

$$\frac{S_k}{T_0} \leq M \{k\} \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \ln \frac{T_0}{T_{01}} - \frac{T_{01}}{T_0 - T_{01}} \ln \frac{1-\beta}{\alpha}; \quad (4.108)$$

для $T_{01} < T_{\Phi} < T_0$, например, когда T_{Φ} равно угловому коэффициенту прямых (4.106) и (4.108), т. е. $T_{\Phi} = T'$,

$$M_3 \{k\} = - \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\left(\ln \frac{T_0}{T_{01}} \right)^2}. \quad (4.109)$$

В приведенных формулах

$$M_3 \{k\} = - \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{M \{\xi^2\}},$$

$$M \{\xi^2\} = \int_0^{\infty} \left(\ln \frac{1/T_{01} e^{-t/T_{01}}}{1/T_0 e^{-t/T_0}} \right)^2 \frac{1}{T'} e^{-t/T'} dt \approx \left(\ln \frac{T_0}{T_{01}} \right)^2.$$

Расчеты показывают, что средний объем испытаний $M\{k\}$ при последовательном методе будет иметь место в том случае, когда предъявленная на испытания партия аппаратуры имеет величины q_{Φ} и T_{Φ} , равные q' и T' соответственно.

Например, при $T_0/T_{01} = 1,5$; $\alpha = \beta = 0,1$

$$\frac{M_2 \{k\}}{M_1 \{k\}} = 1,25; \quad \frac{M_3 \{k\}}{M_1 \{k\}} = 1,5.$$

На рис. 4.13—4.15 приведены результаты расчета по приведенным выше формулам.

Рассмотрим несколько примеров по определению среднего объема испытаний при последовательном методе.

Пример 4.13. В ТЗ или ТУ задана величина $q_0 = 0,02$, приняты значения $\alpha = \beta = 0,1$ и $q_{01}/q_0 = 2,5$.

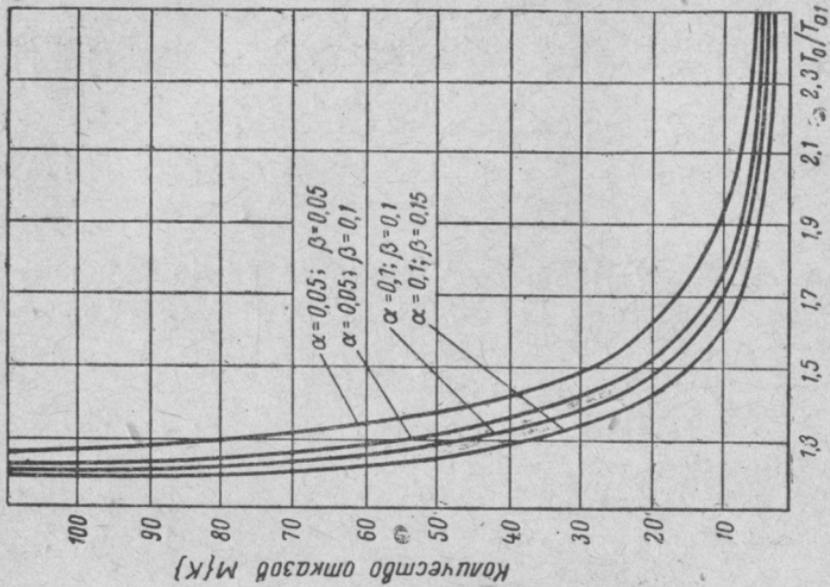


Рис. 4.14. Зависимость ожидаемого среднего числа отказов от отношения T_0/T_{01} при различных α и β .

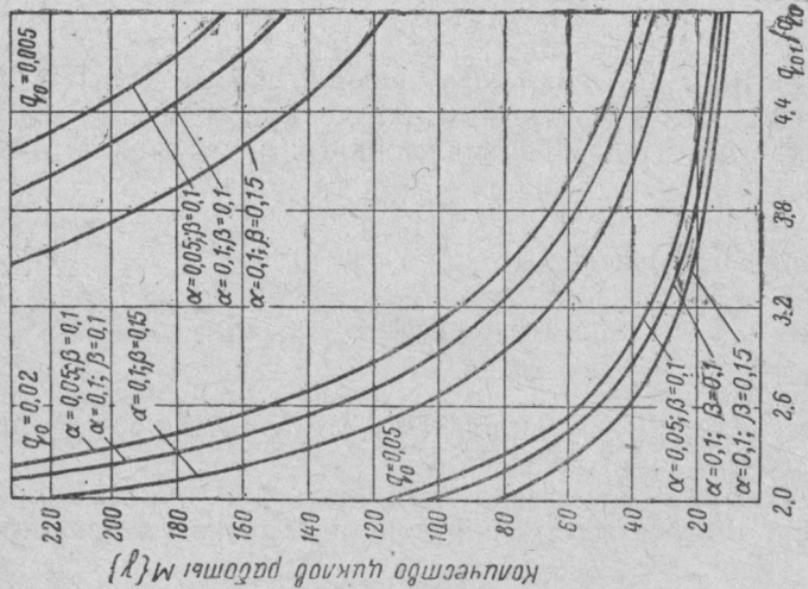


Рис. 4.13. Зависимость среднего числа циклов работы для оценки заданной в ТЗ и ТУ величины вероятности отказа от отношения q_{01}/q_0 при различных q_0 , α и β .

Требуется определить ожидаемое среднее число циклов испытаний $M\{\gamma\}$, которое может потребоваться для оценки надежности.

Решение. Пользуясь рис. 4.13, находим, что $M\{\gamma\}=145$.

Если каждый экземпляр будет испытан в течение m рабочих периодов, то в среднем для испытаний потребуется $n=145/m$ экземпляров.

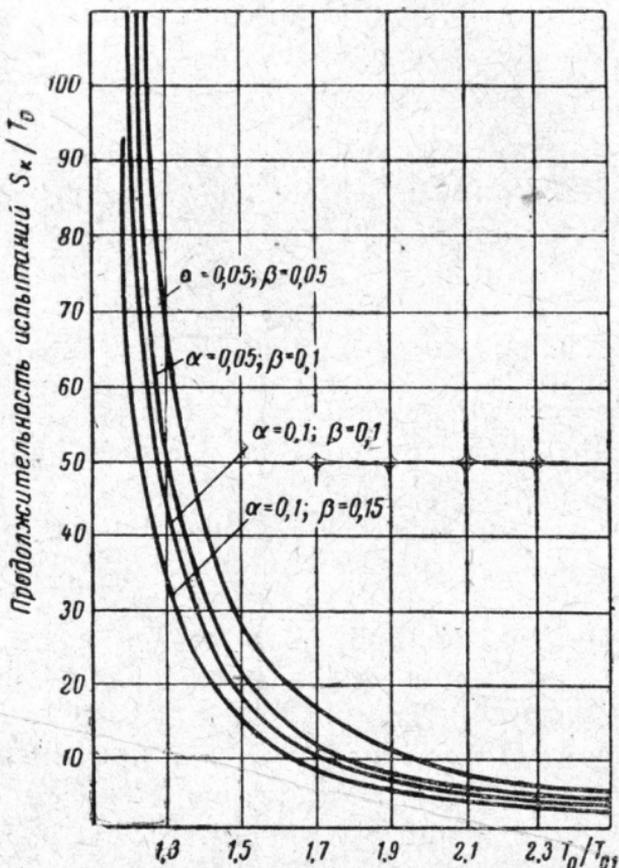


Рис. 4.15. Зависимость ожидаемой средней продолжительности испытаний от отношения T_0/T_{01} при различных α и β .

Пример 4.14. Задано $T_0/T_{01}=1,5$ и 2 при $\alpha=\beta=0,1$.

Требуется определить ожидаемую величину S_k , на которую необходимо ориентироваться при планировании испытаний.

Решение. По этим данным из рис. 4.15 находим, что при $T_0/T_{01}=1,5$ ожидаемая продолжительность испытаний $S_k \approx 20$, а при $T_0/T_{01}=2$ она равна $S_k=6,1$. Если на испытания будет установлено n экземпляров, то ожидаемая продолжительность испытаний каждого экземпляра будет равна $20T_0/n$ при $T_0/T_{01}=1,5$; $6,1/nT_0$ при $T_0/T_{01}=2$.

Число экземпляров (или периодов работы) аппаратуры, которые должны подвергаться испытаниям при

оценке надежности по методу однократной выборки, определялось по табл. 4.1 и 4.2 и по формулам (4.71), (4.78).

Из рис. 4.12 видно, что применение последовательного анализа при испытаниях значительно выгоднее применения метода однократной выборки. Особенно это четко выражено при небольших значениях отношения q_{01}/q_0 , т. е. для случая, когда заказчик не может идти на значительное увеличение допустимой вероятности отказа в принимаемых партиях. При $q_{01}/q_0=3$ выигрыш в объеме испытаний при последовательном анализе может достигать четырех раз.

Выигрыш от применения последовательного анализа особенно значителен в том случае, когда риски α и β не равны, а величины q_0 и q_{01} близки друг к другу.

Применение метода испытаний при приемочном числе отказов, равном нулю ($c=0$), как разновидности метода однократной выборки, обеспечивает проверку соответствия аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ) при минимальном объеме испытаний, но при этом отношение q_{01}/q_0 очень велико (равно 22 при $\alpha=\beta=0,1$). Это означает, что данный метод следует рекомендовать при проверке партий аппаратуры, имеющих очень малую величину вероятности отказа q_0 по сравнению с максимально допустимой q_{01} .

Из рассмотренного следует, что при оценке надежности аппаратуры на соответствие ТЗ (ТУ) самое широкое применение должен находить последовательный анализ, обеспечивающий проверку надежности аппаратуры при минимальном объеме выборки.

Метод испытаний при приемочном числе отказов в выборке, равном нулю, должен применяться в тех случаях, когда для контроля надежности не может быть выделено достаточного количества экземпляров при одновременном ограничении продолжительности испытаний каждого экземпляра и когда проверяемая аппаратура имеет достаточно высокую надежность. Анализ показывает, что этим методом оценки надежности целесообразно пользоваться при испытаниях аппаратуры однократного действия, надежность которой характеризуется величиной $p_0(t) \geq 0,99$. Наиболее простым в реализации является метод испытаний при приемочном числе отказов, равном нулю. При реализации последо-

вательного метода требуется проведение более тщательного планирования испытаний и выполнение, хотя и сравнительно несложных, вычислительных работ в ходе испытаний.

§ 4.7. Определение количественных показателей надежности аппаратуры по результатам испытаний

Для определения показателей надежности испытаниям подвергается выборка объемом n . По результатам этих испытаний методами математической статистики определяется опытное значение параметра, например, наработки на отказ $T^*_{\text{ср}}$, по которому при заданной величине доверительной вероятности $1 - \alpha$ определяется доверительный интервал для неизвестного оцениваемого параметра $T_{\text{ф}}$. Построение доверительного интервала зависит от закона распределения случайной величины, характеризующей надежность аппаратуры.

Рассмотрим примеры по определению доверительных интервалов для различных законов распределения случайных величин.

ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИСПЫТАНИЙ АППАРАТУРЫ В ЦЕЛОМ

Нормальное распределение. При обработке данных об отказах аппаратуры оценка наработки на отказ проверяемой партии $T_{\text{ф}}$ может производиться по выборочной средней ($T^*_{\text{ср}}$), определяемой из соотношения $\frac{\tilde{T}_1 + \tilde{T}_2 + \dots + \tilde{T}_n}{n}$, где $\tilde{T}_1, \tilde{T}_2, \dots, \tilde{T}_n$ — опытные значения наработки на отказ экземпляров аппаратуры, составляющих выборку.

Совокупность случайных величин $\tilde{T}_1, \tilde{T}_2, \dots, \tilde{T}_n$ распределена, как показывает опыт, по нормальному закону.

Доверительные интервалы определяются из соотношения

$$\Phi\left(U_{\alpha/2} < \frac{T^*_{\text{ср}} - T_{\text{ф}}}{\sigma_T/\sqrt{n}} < U_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha, \quad (4.110)$$

$$T^*_{\text{ср}} - U_{1-\alpha/2} \frac{\sigma_{\tilde{T}}}{\sqrt{n}} < T_{\Phi} < T^*_{\text{ср}} + U_{1-\alpha/2} \frac{\sigma_{\tilde{T}}}{\sqrt{n}}, \quad (4.111)$$

где $\sigma_{\tilde{T}}$ — среднее квадратическое отклонение наработки на отказ \tilde{T} .

Поскольку величина $\sigma_{\tilde{T}}$ на практике неизвестна, то при оценке неизвестного T_{Φ} пользуются параметром распределения Стьюдента:

$$T^*_{\text{ср}} - t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{\sigma^*_{\tilde{T}}}{\sqrt{n}} < T_{\Phi} < T^*_{\text{ср}} + t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{\sigma^*_{\tilde{T}}}{\sqrt{n}}, \quad (4.112)$$

где $t_{1-\alpha/2, n-1}$ — параметр распределения Стьюдента;

$$\sigma^*_{\tilde{T}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\tilde{T}_i - T^*_{\text{ср}})^2}{n-1}} \quad \text{— статистическое значение сред-$$

неквадратического отклонения случайной величины \tilde{T} .

Пример 4.15. По результатам испытаний 10 экземпляров аппаратуры получены следующие опытные данные о наработке на отказ для каждого экземпляра.

Номер экземпляра	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
\tilde{T} , час	100	120	130	105	110	150	110	100	125	140

Требуется определить верхний и нижний доверительные интервалы.

Решение. Статистическое значение наработки на отказ составляет

$$\tilde{T}^*_{\text{ср}} = \frac{100+120+130+105+110+150+110+100+125+140}{10} = 119 \text{ час,}$$

$$\sigma^*_{\tilde{T}} = \sqrt{\frac{2640}{9}} = 17,2 \text{ час.}$$

При доверительной вероятности $1 - \alpha = 0,9$ по приложению 17 находим $t_{0,95; 9} = 2,262$.

Таким образом, получаем

$$T_{\text{н}} = T^*_{\text{ср}} - t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{\sigma^* \tilde{T}}{\sqrt{n}} = 119 - 2,262 \frac{17,2}{3,16} = 107 \text{ час},$$

$$T_{\text{в}} = T^*_{\text{ср}} + t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{\sigma^* \tilde{T}}{\sqrt{n}} = 119 + 2,262 \frac{17,2}{3,16} = 131 \text{ час}.$$

Пример 4.16. Испытано 10 экземпляров аппаратуры многократного действия.

Получены следующие данные:

Параметры	Номер экземпляра							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Время испытаний, час	300	600	400	500	200	800	500	400
Количество отказов	3	4	3	5	2	5	4	4

Требуется определить верхний и нижний доверительные интервалы.

Решение. Находим

$$T^*_{\text{ср}} = \frac{300+600+400+500+200+800+500+400}{3+4+3+5+2+5+4+4} = 123,3 \text{ час}.$$

По приложению 2 для $1-\alpha/2=0,95$ и $k=30$ определяем:

$$T_{\text{н}} = r_2 T^*_{\text{ср}} = 0,75 \cdot 123,3 = 86,3 \text{ час};$$

$$T_{\text{в}} = r_1 T^*_{\text{ср}} = 1,39 \cdot 123,3 = 171,4 \text{ час}.$$

Экспоненциальное распределение. По этому закону распределено время безотказной работы T при простейшем потоке отказов. При этом имеет место следующее соотношение для доверительных интервалов:

$$\frac{2S_k}{\chi^2_{\alpha/2}(2k)} < T_{\Phi} < \frac{2S_k}{\chi^2_{1-\alpha/2}(2k)}, \quad (4.113)$$

где S_k — суммарная наработка аппаратуры за время испытаний;

k — количество отказов, появившихся в аппаратуре за время S_k ;

$\chi_{\alpha/2}^2(2k)$; $\chi_{1-\alpha/2}^2(2k)$ — величины, определяемые по таблицам (приложение 1) для заданной величины доверительной вероятности $1 - \alpha$ и числе степеней свободы $r = 2k$.

Доверительные интервалы по опытным данным можно также определить из соотношений:

$$\text{при } k = 0 \quad T_{\text{н}} = \frac{S_k}{r_0},$$

$$\text{при } k = 0 \quad T_{\text{н}} = \frac{S_k}{k} r_2 = r_2 T_{\text{ср}}^*,$$

$$T_{\text{в}} = \frac{S_k}{k} r_1 = r_1 T_{\text{ср}}^*,$$

где $T_{\text{н}}$, $T_{\text{в}}$ — нижний и верхний доверительные интервалы.

Коэффициенты r_0 , r_1 и r_2 приведены в приложении 2, заимствованном из работы [37].

Биномиальное распределение. Доверительные границы для q_{Γ} при доверительной вероятности $(1 - \alpha)$ можно рассчитать по формуле

$$\frac{k}{k + (\gamma - k + 1) F_{1/2\alpha}(f_1, f_2)} < q_{\Gamma} < \frac{(k + 1) F_{1/2\alpha}^*(f_1, f_2)}{\gamma - k(k + 1) F_{1/2\alpha}^*(f_1, f_2)}, \quad (4.114)$$

где $F_{1/2\alpha}(f_1, f_2)$ — величина, определяемая по таблицам F -распределения [39, табл. 12] для $f_1 = 2(\gamma - k + 1)$ и $f_2 = 2k$;

$F_{1/2\alpha}^*(f_1, f_2)$ — величина, определяемая по таблицам F -распределения для $f_1 = 2(k + 1)$ и $f_2 = 2(\alpha - k)$;

q_{Γ} — генеральная средняя.

Табулированные значения доверительных интервалов для величины q , рассчитанные по формуле (4.114), приведены в приложениях 3 и 4.

По количеству испытанных экземпляров (или периодов работы длительностью t) и полученному количеству отказов k определяется величина $\gamma - k$. По таблицам приложения 3 по этим величинам и величине доверительной вероятности $1 - \alpha$ определяются верхняя и нижняя доверительные границы для q_{Γ} .

Пример 4.17. Испытаниям было подвергнуто 15 экземпляров аппаратуры. Каждый экземпляр работал 15 периодов длительностью t каждый.

В ходе испытаний было зафиксировано 4 отказа ($k=4$).

Так как $\gamma = 15 \cdot 15 = 225$, а $k=4$, то $\gamma - k = 221$.

Требуется определить верхние и нижние доверительные интервалы.

Решение. Величину доверительной вероятности примем равной 95% ($1 - \alpha = 0,95$). По приложению 3 получаем

$$0,005 < q < 0,049.$$

Логарифмически-нормальное распределение. По этому закону часто распределено время восстановления аппаратуры.

Доверительные границы для T_B (генеральное среднее) находятся из условия [61]

$$a - t_{1-\alpha/2, k-1} \frac{b}{\sqrt{k}} < T_B < a + t_{1-\alpha/2, k-1} \frac{b}{\sqrt{k}}, \quad (4.115)$$

где k — количество восстановлений;

$$a = e^{m^*} \psi_k \left(\frac{1}{2} \sigma^{*2} \right);$$

$$b^2 = e^{2m^*} \chi_k(\sigma^{*2});$$

$$m^* = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \ln T_{Li} \quad (4.116)$$

— опытное среднее значение натурального логарифма времени восстановления;

$$\sigma^{*2} = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (\ln T_{Li} - m^*)^2 \quad (4.117)$$

— опытная дисперсия натурального логарифма времени восстановления;

T_{Bi} — значение времени восстановления в i -м наблюдении;

$t_{1-\alpha/2, k-1}$ определяется по таблицам приложения 5 по количеству восстановлений $k=r$ и величине $p_q = \alpha/2$.

Функции $\psi_k(\sigma^{*2})$ и $\chi_k(\sigma^{*2})$ определяются по таблицам приложений 6 и 7 соответственно.

При исследовании ремонтпригодности аппаратуры установлено, что величина времени простоя аппаратуры на один отказ зависит от типа отказавшего элемента. Опытные данные показывают, что отказы аппаратуры в зависимости от времени восстановления можно объединить в следующие пять групп, приведенных в табл. 4.5.

Таблица 4.5

Распределение неисправностей в ламповой аппаратуре между группами элементов [18]

Номер группы элементов	Наименование элементов в группах	Неисправность аппаратуры из-за данной группы элементов $m, \%$
1	Мощные электровакуумные приборы	25
2	Приемно-усилительные лампы, кенотроны, предохранители	35
3	Резисторы, конденсаторы, полупроводниковые приборы, припаиваемые радиолампы	20
4	Трансформаторы, электродвигатели, платы и ламповые панели	10
5	Реле, переключатели, кабели, разъемы и прочие детали	10
		$\sum_{i=1}^5 m_i = 100\%$

Пример 4.18. В ТЗ задано $T_{в0} = 100$ мин, приняты $T_{в01}/T_{в0} = 1,5$; $\alpha = \beta = 0,1$.

Требуется определить количество неисправностей, необходимое для оценки соответствия аппаратуры ТЗ в отношении времени восстановления,

Решение. Таким образом, находим

$$\begin{aligned} \ln T_{в0} &= 100 = 4,6; \\ T_{в01} &= 1,5T_{в0} = 150 \text{ мин}; \\ \ln T_{в01} &= \ln 150 = 5,01; \\ \frac{\ln T_{в01}}{\ln T_{в0}} &= \frac{5,01}{4,6} = 1,09. \end{aligned}$$

Для полученной величины отношения $\frac{\ln T_{в01}}{\ln T_{в0}}$ и принятых величин

$\alpha = \beta = 0,1$ по рис. 4.16 находим искомое количество неисправностей $k = 40$. В соответствии с табл. 4.5 определенное по рис. 4.16

количество неисправностей необходимо распределить между пятью группами элементов следующим образом:

Номер группы элементов	1	2	3	4	5
Количество неисправностей $k_i = 400 \frac{m\%}{100}$	10	14	8	4	4

Из табл. 4.5 следует, что при оценке времени восстановления аппаратуры по результатам устранения ограниченного числа отказов (неисправностей) необходимо

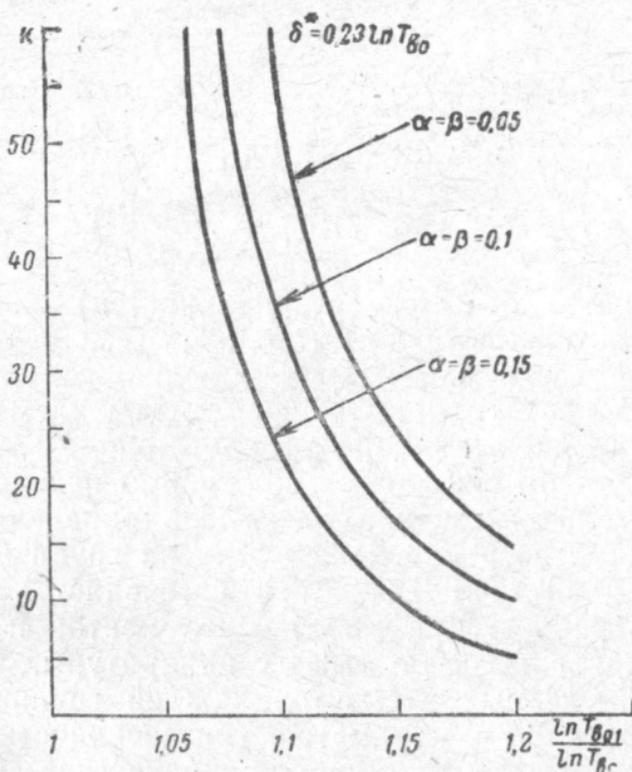


Рис. 4.16. Зависимость минимального количества отказов k , необходимых для оценки величины $T_{в0}$, от $\ln T_{в01} / \ln T_{в0}$.

учитывать фактическое распределение отказов аппаратуры между различными группами элементов. Например, если оценка времени восстановления производится по результатам устранения некоторого числа k искусст-

венно введенных неисправностей, то число k должно быть распределено между различными группами элементов в соответствии с табл. 4.5.

Математическое ожидание и дисперсия случайной величины в этом случае определяются по формулам

$$M \{\ln T_B\} = \frac{1}{\sum_{i=1}^5 m_i} [m_1 M_1 \{\ln T_B\} + \dots + m_5 M_5 \{\ln T_B\}], \quad (4.118)$$

$$D \{\ln T_B\} = \frac{1}{\sum_{i=1}^5 m_i} [(m_1 D_1 \{\ln T_B\} + \dots + m_5 D_5 \{\ln T_B\}) + m_1 M_1 \{\ln T_B\} + \dots + m_5 M_5 \{\ln T_B\}] - \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^5 m_i\right)^2} [m_1 M_1 \{\ln T_B\} + \dots + m_5 M_5 \{\ln T_B\}], \quad (4.119)$$

где m_i — число отказов (неисправностей) аппаратуры из-за элементов i -й группы ($i=1, 2, \dots, 5$).

Если подвергаемая испытаниям аппаратура по ремонтпригодности и примененным в ней элементам существенно отлична от ранее разработанной и изготавливаемой серийно, то ожидаемое количество неисправностей за счет различных групп элементов определяется непосредственно по распределению числа групп элементов в этой аппаратуре. Для этого составляется таблица, в которую заносятся все группы элементов и изделий, которые могут вызвать отказы аппаратуры. По количеству примененных элементов каждой группы, по известным значениям параметра (интенсивности) их отказов определяется ожидаемое количество неисправностей по группам в течение заданного числа часов работы.

Пример 4.19. Испытаниям подвергается наземная радиорелейная станция.

По результатам устранения $k=50$ искусственно введенных неисправностей получены данные о времени восстановления, приведенные в табл. 4.6.

Требуется определить характеристики восстанавливаемости аппаратуры, предполагая, что распределение времени восстановления

**Время, затраченное на восстановление аппаратуры
за счет различных неисправностей**

Блок	Характер неисправности и схемный номер элемента	Время ремонта, мин	lg T _p
Приемник	Обрыв в цепи накала ЭВП Л ₃	39,7	1,59867
Приемник	Обрыв в цепи накала ЭВП Л ₆	46,9	1,67077
Приемник	Короткое замыкание в ЭВП Л ₁₃	38,1	1,58122
Приемник	Обрыв в цепи узла А ₃	62,7	1,79745
Приемник	Обрыв в цепи узла А ₅	26,4	1,42181
Вычислитель	Короткое замыкание в узле Б-5	30,2	1,47959
Вычислитель	Обрыв в цепи узла Б-8	34,8	1,54184
Вычислитель	Обрыв обмотки трансформатора в узле Б-4	92,4	1,96562
Индикатор	Короткое замыкание в узле В-4	124,6	2,09563
Индикатор	Обрыв обмотки сельсина в узле В-6	448,0	2,65124
Индикатор	Разрегулировка узла В-1	12,8	1,10714
Всего		3366,6	87,36821

подчиняется логарифмически-нормальному закону распределения. Вычисления произведены при использовании десятичных логарифмов.

Решение. Среднее время восстановления

$$T_{0B} = \frac{\sum_{i=1}^k T_{B_i}}{k} = \frac{3366,6}{50} = 67,3 \text{ мин.}$$

среднее значение величины $\ln T_B$

$$m^*_{\ln T_B} = \frac{\sum_{i=1}^k \ln T_{B_i}}{k} = \frac{2,306 \cdot 86,36821}{50} - 4,1 = -0,117,$$

среднее квадратическое отклонение $\ln T_B$

$$\sigma^*_{\ln T_B} = \sqrt{\frac{\left(\sum_{i=1}^k \ln T_{B_i} - m^*_{\ln T_B} \right)^2}{k-1}} = 0,6137,$$

вспомогательные коэффициенты

$$a = e^{T^*_{B\psi} \left(\frac{\sigma^{*2}}{2} \right)}, \quad b^2 = e^{2T^*_{B\chi} (\sigma^{*2})}.$$

По таблицам 6 и 7 находим

$$\psi_{50}(0,1885) \approx 1,2156; \quad x_{50}(0,377) = 0,7;$$

$$a = 1,2156e^{-0,117} = 1,08 \text{ час};$$

$$b = \sqrt{0,7e^{-0,234}} = 0,744 \text{ час}.$$

Верхний доверительный интервал для времени восстановления при $1 - \alpha = 0,95$

$$T_{\text{вв}} = a + t_{0,95} \frac{b}{\sqrt{k}} = 1,08 + 2,0 \cdot \frac{0,744}{7} = 1,1 \text{ час}.$$

Нижний доверительный интервал для времени восстановления

$$T_{\text{вн}} = a - t_{0,95} \frac{b}{\sqrt{k}} = 1,08 - 2,0 \cdot \frac{0,744}{7} = 1,06 \text{ час}.$$

Распределение Вейбулла. Применение этого распределения не дает заметных преимуществ по сравнению с логарифмически-нормальным распределением, но учитывая, что оно находит применение при анализе надежности, приведем основные соотношения, связанные с определением доверительных интервалов для генерального среднего случайных величин, распределенных по этому закону.

Для определения показателей надежности аппаратуры, время безотказной работы которой изменяется по закону Вейбулла, должны быть известны следующие данные:

- количество испытываемых образцов аппаратуры n ;
- продолжительность испытаний T_n ;
- моменты наступления отказов T_1, T_2, \dots, T_n ;
- накопленные количества отказов k_1, k_2, \dots, k_n , соответствующие моментам времени T_1, T_2, \dots, T_n .

Сначала определяют время наступления первого отказа T_1 , для чего подсчитывают накопленное количество первых отказов k_{1i} , которые имели место за рассматриваемый интервал времени ΔT_i в n образцах аппаратуры:

$$T_1 = \frac{k_{1i} \Delta T_{i-1} + \Delta T_i}{k_i + 1},$$

где ΔT_i — интервал времени, за который впервые наблюдались отказы испытываемых образцов;

ΔT_{i-1} — интервал времени, непосредственно предшествующий интервалу ΔT_i .

Далее определяется величина

$$\frac{k_t}{n+1},$$

На вероятностной бумаге Вейбулла, которая дана на рис. 4.17 (описание см. в приложении 10), по вспомогательным шкалам наносятся точки с координатами

$$\left(T_t - T_1, \frac{k_t}{n+1} \cdot 100\% / \sigma\right);$$

Если при соединении этих точек получается прямая линия, то T_1 является действительным значением времени наступления первого отказа. Если же точки «ложатся» на вогнутую кривую, то необходимо выбрать другое значение $T < T_1$, такое, чтобы точки хорошо легли на прямую. Если имеет место слабая выпуклость кривой, то этим можно пренебречь, если — сильная выпуклость кривой, то время безотказной работы не подчиняется распределению Вейбулла.

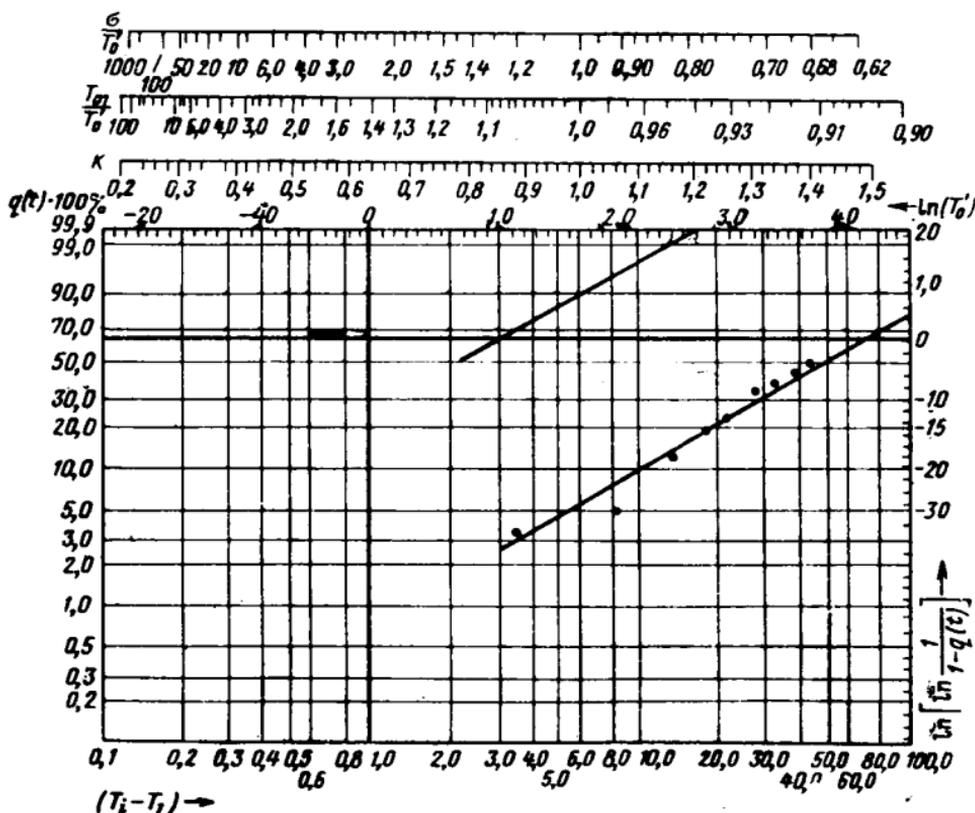


Рис. 4.17. Определение показателей надежности по вероятностной бумаге Вейбулла 1.

Далее через точку 1,0 на основной шкале вероятностной бумаги Вейбулла (рис. 4.17) проводится прямая, параллельная ранее построенной прямой при оценке T_1 , до пересечения с осью ординат. Величина отсекаемого отрезка на основной шкале и будет являться оценкой параметра k распределения Вейбулла. При незначительном угле наклона прямой следует брать отношение разности ординат двух достаточно далеко отстоящих точек этой прямой к разности их абсцисс. Оценка параметра распределения Вейбулла T'_0 производится по отрезку оси абсцисс, равному $\ln T'_0$, либо по отрезку оси ординат, равному $k \ln T'_0$, отсекаемому прямой T_1 на основных шкалах.

Более точную оценку параметров T^1 и k можно произвести при использовании метода наименьших квадратов. Для этого по таблицам натуральных логарифмов находят значения для

$$\ln \ln \frac{1}{1 - \frac{k_i}{n+1}} \text{ и } \ln(T_i - T_1).$$

Оценка для параметра k получается по формуле

$$k = \frac{m \sum_{i=1}^m \left[\ln(T_i - T_1) \ln \ln \frac{1}{1 - \frac{m_i}{n+1}} \right] - \left[\sum_{i=1}^m \ln(T_i - T_1) \right] \ln \ln \frac{1}{1 - \frac{k_i}{n+1}}}{n \sum_{i=1}^m [\ln(T_i - T_1)]^2 - \left[\sum_{i=1}^m \ln(T_i - T_1) \right]^2}$$

где m — количество интервалов ΔT_i .

Параметр распределения Вейбулла T'_0 определяется с помощью формулы

$$\ln T'_0 = \sum_{i=1}^m \ln(T_i - T_1) - \frac{1}{k} \sum_{i=1}^m \ln \ln \frac{1}{1 - \frac{k_i}{n+1}}.$$

Характеристики надежности определяются при помощи опытной прямой, построенной при оценке параметров распределения, порядок построения которой описан выше.

Для определения значения вероятности $p_0(T_i)$ безотказной работы для момента времени T_i на опытной прямой берется точка с абсциссой $T_i - T_1$. Соответствующая этой точке ордината дает значение вероятности отказа в процентах

$$q(T_i) = 1 - p_0(T_i).$$

Нижняя доверительная граница вероятности безотказной работы $p_{0н}(t)$ определяется по таблице приложения 8 в зависимости от числа испытываемых образцов, полученного числа отказов и заданного значения доверительной вероятности.

По найденному значению вероятности безотказной работы $p_0(T_i)$ по таблице приложения 9 определяется отношение

$$\frac{(T_i - T_1) \Lambda(T_i)}{k}$$

и вычисляется значение параметра потока отказов $\Lambda(T_i)$. Верхняя доверительная граница параметра потока отказов $\Lambda_{\text{макс}}(T_i)$ определяется из отношения $\frac{(T_i - T_1) \Lambda_{\text{макс}}(T_i)}{k}$ по найденному значению. Необходимое

количество образцов для испытаний и время испытаний определяются по вероятностной бумаге Вейбулла 2 (рис. 4.18) (описание см. в приложении 10).

Пример 4.20. На испытаниях в течение 500 час находилось 60 образцов аппаратуры. За это время произошло 29 отказов, распределение которых во времени может быть представлено в следующем виде:

Часы наработки	50	100	150	200	250	300	350	400	450	500
Количество отказов	0	2	1	4	5	3	5	1	3	5

Необходимо определить характеристики T_1 , T'_0 и k , характеристики надежности p_0 (200 час) и Λ (200 час) и их доверительные границы в случае, если доверительная вероятность равна 0,9.

Решение. Вычисляем значение T_1

$$T_1 = \frac{k_i T_{i-1} + T_i}{k_i + 1} = \frac{2 \cdot 50 + 100}{3} = 66 \text{ час.}$$

Далее составляется таблица вида

Промежуток времени T_i, τ	Накопленное число отказов k_i	$\frac{k_i}{n+1} \cdot 100\%$	$T_i - T_1$	$(T_i - T_1) \frac{k}{n+1} \cdot 100\%$
100	2	3,28	34	111
150	3	4,92	84	404
200	7	11,5	134	1540
250	12	19,7	184	3620
300	15	24,6	234	5750
350	20	32,8	284	9320
400	21	34,4	334	11470
450	24	39,4	384	15120
500	29	47,5	434	20060

На вероятностную бумагу Вейбулла (рис. 4.17) наносим точки с координатами $(T_i - T_1) \frac{k_i}{n+1} \cdot 100\%$.

Как видно из рисунка, точки сравнительно хорошо ложатся на прямую. Проводим прямую, наименее уклоняющуюся от построенных точек, и находим значения k и T'_0 , которые равны

$$k=1,12 \quad T'_0=79 \text{ час.}$$

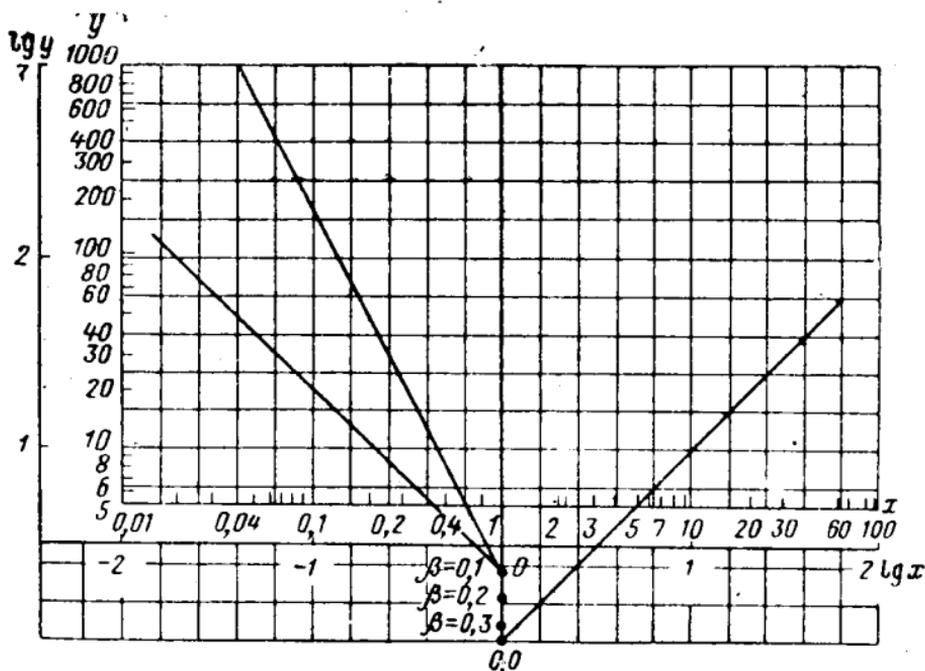


Рис. 4.18. Определение показателей надежности по вероятностной бумаге Вейбулла 2.

Вероятность безотказной работы к моменту наработки 200 час равна

$$p_0(200 \text{ час}) = 1 - q(200 \text{ час}) = 1 - 0,14 = 0,86.$$

По таблице приложения 8 находим нижнюю доверительную границу для вероятности безотказной работы: при $\gamma = 0,9$, $n = 60$, $k_n = 12$ величина $p_{0н}(200 \text{ час}) = 0,72$.

По таблице приложения 9 для значения $p_0(200 \text{ час}) = 0,86$ находим значение отношения

$$\frac{(T_i - T_1) \Lambda(T_i)}{k} = 0,105.$$

Таким образом, параметр потока отказов к моменту $T_i = 200 \text{ час}$ ($T_i - T_1 = 134 \text{ час}$)

$$\Lambda(200 \text{ час}) = \frac{1,12 \cdot 0,105}{134} = 8,65 \cdot 10^{-4} \text{ 1/час.}$$

Верхняя доверительная граница параметра потока отказов, соответствующая значению $p_{0н}(200 \text{ час}) = 0,72$, равна

$$\Lambda_{\text{макс}}(200 \text{ час}) \approx 26 \cdot 10^{-4} \text{ 1/час.}$$

Оценки, получаемые при определении доверительных интервалов, могут применяться и для проверки соответствия аппаратуры требованиям по надежности, заданным в ТЗ и ТУ. Для этого достаточно сравнить величину нижней границы доверительного интервала с заданным минимальным значением величины наработки на отказ $T_{\text{ср}}$ или с максимально допустимой величиной вероятности отказа q_{01} .

ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ АППАРАТУРЫ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИСПЫТАНИЙ СОСТАВЛЯЮЩИХ ЕЕ УСТРОЙСТВ

При организации испытаний сложной аппаратуры часто возникает необходимость оценки ее надежности по результатам испытаний составляющих устройств. Например, такая задача может возникнуть при разработке (изготовлении) сложного комплекса несколькими предприятиями при ограниченности технического ресурса отдельных устройств аппаратуры и т. п.

Биномиальное распределение. Задача по определению доверительных интервалов, в которых находятся показатели надежности аппаратуры, по результатам испытаний отдельных ее устройств решается сравнительно просто, если имеется аналитическая зависимость между надежностью аппаратуры в целом и надежностью ее

устройств. Для аппаратуры, состоящей из m последовательно (в отношении надежности) соединенных устройств, вероятность безотказного действия аппаратуры в целом будет равна

$$p_k(t) = \prod_{i=1}^m p_i(t),$$

а вероятность отказа

$$Q_k(t) = 1 - \prod_{i=1}^m [1 - q_i(t)],$$

где $p_i(t)$ и $q_i(t)$ — соответственно вероятности безотказного действия и отказа i -го устройства за время t .

Из этих формул следует, что если по результатам испытаний независимых устройств комплекса определены доверительные границы для $p_i(t)$ и $q_i(t)$, то доверительные границы для комплекса будут равны

$$\prod_{i=1}^m p_{ni}(t) < p_k(t) < \prod_{i=1}^m p_{vi}(t). \quad (4.120)$$

$$\left\{ 1 - \prod_{i=1}^m [1 - q_{ni}(t)] \right\} < Q_k(t) < \left\{ 1 - \prod_{i=1}^m [1 - q_{vi}(t)] \right\}, \quad (4.121)$$

где $p_k(t)$ и $Q_k(t)$ — неизвестные оцениваемые значения вероятности безотказной работы и вероятности отказа соответственно;

$p_{ni}(t)$, $q_{ni}(t)$ — нижние доверительные границы для вероятности безотказной работы и вероятности отказа i -го устройства соответственно;

$p_{vi}(t)$ и $q_{vi}(t)$ — верхние доверительные границы.

Доверительные границы для $p_i(t)$ и $q_i(t)$ находятся из соотношения (4.114) или по другим формулам, полученным при преобразовании этого соотношения.

Для определения доверительных границ $p_k(t)$ по результатам испытаний отдельных устройств можно также воспользоваться методами, изложенными в [21]. Через k_i обозначим количество отказов, возникших при испытаниях в i -м устройстве, через γ_i — число испытаний каждого из устройств (число испытанных устройств од-

ного типа или число циклов работы одним устройством). Всего устройств в комплексе составляет m .

При этих условиях оценкой вероятности безотказной работы комплекса будет

$$p^*_k = \prod_{i=1}^m \frac{\gamma_i - k_i}{\gamma_i}. \quad (4.122)$$

Если объем испытаний γ для всех устройств одинаковый, то

$$p^*_k = \prod_{i=1}^m \left(1 - \frac{k_i}{\gamma}\right). \quad (4.123)$$

Величина p^*_k , как видно из формул (4.122), легко определяется по результатам испытаний устройств. Для определения нижней доверительной границы для p_k можно воспользоваться графиком (рис. 4.19), заимствованным из [21], по известным γ и $k = \sum \gamma_i (1 - p^*_k)$. Если объем испытаний всех устройств одинаковый, то $k = \gamma(1 - p^*_k)$. В случае, если объем испытаний каждого из устройств различен, то в качестве γ_i принимается минимальное из γ_i . Из этих соотношений следует, что величина k — это среднее число отказов аппаратуры.

Пример 4.21. По результатам испытаний устройств получены следующие данные:

Номер устройства	1	2	3	4	5
Объем испытаний γ (количество рабочих циклов длительностью t)	41	36	37	45	32
Количество отказов k_i	2	—	1	1	—

Оценить надежность аппаратуры, состоящей из пяти устройств, выпускаемых различными предприятиями.

Решение. По этим данным легко получить

$$p^*_k = \frac{41-2}{41} \cdot \frac{36-0}{36} \cdot \frac{37-1}{37} \cdot \frac{45-1}{45} \cdot \frac{32-0}{32} = 0,906,$$

$$k = \gamma_i (1 - p^*_k) = 32 (1 - 0,906) = 3,01,$$

где γ_i — минимальный объем испытаний одного из пяти устройств.

По величинам $k=3,01$ и $\gamma_i=32$ из рис. 4.19 определяется нижняя граница доверительного интервала для p_k , равная $p_{kn} \approx 0,8$.

Сравнение полученной величины нижнего доверительного интервала $p_H=0,8$ с заданной в ТЗ величиной p_{01} позволит принять решение о соответствии или несоответствии испытанной аппаратуры заданным требованиям на надежность.

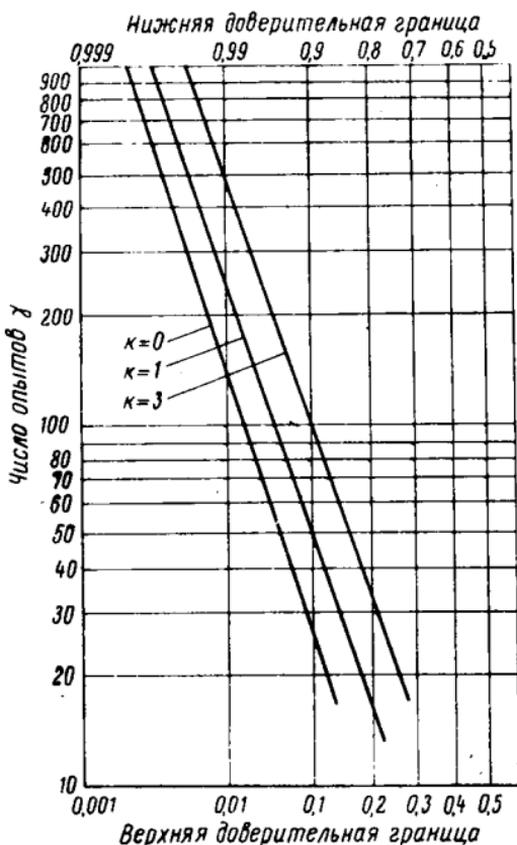


Рис. 4.19. Зависимость доверительных границ для вероятности безотказного действия от числа испытаний γ и отказов k при доверительной вероятности $1-\alpha=0,9$.

Рассмотренный метод позволяет произвести оценку надежности резервированной аппаратуры. Оценкой надежности резервированной аппаратуры будет

$$p^*_k = 1 - \prod_{i=1}^n \frac{k_i}{\gamma_i}, \quad (4.124)$$

где n — число резервных устройств.

Приведенное число отказов аппаратуры

$$k = \gamma_r (1 - p^*_{kn}), \quad (4.125)$$

где γ_r — минимальное из значений γ_i .

Зная величины γ_r и k_i , по рис. 4.19 определяется нижний доверительный интервал p^*_{kn} . Сравнивая полученное по результатам испытаний значение p^*_{kn} с заданной в ТЗ величиной p_{01} , принимается решение о соответствии (несоответствии) испытанной аппаратуры требованиям ТЗ.

Экспоненциальное распределение. При определении доверительных границ для наработки на отказ системы в целом по результатам испытаний ее устройств можно воспользоваться следующими соотношениями:

— интенсивность отказов нерезервированной аппаратуры равна сумме интенсивности отказов отдельных устройств

$$\Lambda^* = \sum_{i=1}^m \Lambda_i,$$

— случайная величина Λ распределена по нормальному закону с дисперсией [21]

$$D_{\Lambda^*} = \frac{\Lambda_1^2}{k_1} + \frac{\Lambda_2^2}{k_2} + \dots + \frac{\Lambda_m^2}{k_m}.$$

Для оценки доверительных интервалов с достаточной для практики точностью можно воспользоваться нормальным распределением, т. е.

$$\Lambda^* = u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda} < \Lambda_{\Phi} < \Lambda^* + u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda}.$$

Так как для экспоненциального распределения

$$\Lambda_{\Phi} = \frac{1}{T_{\Phi}},$$

то получим

$$\frac{T^*}{1 + u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda} T^*} < T_{\Phi} < \frac{T^*}{1 - u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda} T^*},$$

откуда

$$T_{\text{н}} = \frac{T^*}{1 + u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda} T^*}, \quad T_{\text{в}} = \frac{T^*}{1 - u_{1-\alpha/2} \sigma_{\Lambda} T^*}.$$

Доверительные границы для вероятности безотказной работы находятся по уравнениям

$$p_H(t) = \exp\{-t/T_H\},$$

$$p_B(t) = \exp\{-t/T_B\}.$$

Пример 4.22. По результатам испытаний получено

Номер устройства	Результаты испытаний		$\Lambda^*_i = \frac{k_i}{T_{ui}} \left[\frac{1}{\text{час}} \right]$
	наработка устройств T_{ui}	количество отказов k_i	
1	600	6	0,01
2	800	4	0,005
3	1000	5	0,005
4	500	2	0,004

$$\Lambda = \sum_{i=1}^4 \Lambda^*_i = 0,24$$

Оценить надежность комплекса аппаратуры по результатам испытаний входящих в него четырех последовательно соединенных устройств.

Решение.

$$\sigma^*_\Lambda = \sqrt{\frac{0,01^2}{6} + \frac{0,005^2}{4} + \frac{0,005^2}{5} + \frac{0,004^2}{2}} = 0,006 \text{ час.}$$

Доверительный интервал при 90%-ной доверительной вероятности будет

$$\frac{29,4}{1 + 1,96 \cdot 0,006 \cdot 29,4} < T_\Phi < \frac{29,4}{1 - 1,96 \cdot 0,006 \cdot 29,4},$$

откуда

$$21,7 < T_\Phi < 45,2,$$

$$p_H(t) = \exp\left\{-\frac{5}{21,7}\right\} = 0,796,$$

$$p_B(t) = \exp\left\{-\frac{5}{45,2}\right\} = 0,895.$$

При определении доверительных интервалов, в которых находится фактическое значение показателей надежности, можно воспользоваться также и последовательным критерием. Для определения доверительных ин-

тервалов в координатах $(k, S_h/T_0)$ или (k) строятся параллельные прямые

$$\frac{S_k}{T_0} \left(\frac{T_0}{T_{01}}, \alpha, \beta \right) \text{ и } k \left(\frac{q_{01}}{q_0}, \alpha, \beta \right).$$

Далее, разделив интервалы $T_0 - T_{01}$ и $q_{01} - q_0$ на участки ΔT и Δq , для каждого участка по величинам

$$\frac{q_0}{q_{01} - r\Delta q}, \alpha, \beta (r=1, 2, 3, \dots)$$

рассчитываем прямые

$$\frac{S_k}{T_0} \left(\frac{T_0}{T_0 - r\Delta T} \right) \text{ и } k \left(\frac{q_0}{q_{01} - r\Delta q} \right)$$

и наносим на графики $(k, S_h/T_0)$ и (k, γ) . В результате получаем семейство параллельных прямых.

После каждого наблюдения или группы наблюдений (после появления одного, двух и т. д. отказов) на рассчитанное семейство прямых наносится полученное количество отказов. По положению точки (k, γ) или $(k, S_h/T_0)$ определяются интервалы для q_ϕ и T_ϕ .

Для читателей не составит труда оценить достоверные интервалы по изложенному методу, опираясь на соотношения, приведенные в § 4.4.

§ 4.8. Оценка надежности при использовании априорной информации

Следует отметить, что если до начала испытаний имеется дополнительная априорная информация, позволяющая судить о количественных показателях надежности испытываемой аппаратуры, то точность апостериорных оценок показателей надежности, полученных в результате испытаний ограниченного числа экземпляров аппаратуры (например, двух-трех), в сильной степени возрастает. Такой априорной информацией могут являться данные полных расчетов надежности аппаратуры, подтвержденных лабораторными испытаниями отдельных узлов, статистические данные по эксплуатации аппаратуры, конструктивные особенности и состав эле-

ментов которой аналогичны представленной на испытания, и др.

Учет предварительной информации основывается на использовании теоремы Бейеса [42]. Предположим, что предварительный расчет надежности аппаратуры позволяет считать априорную вероятность безотказной работы n экземпляров равной $p_{0p}(t)$. Кстати, если даже нет убедительной и полной априорной информации о надежности аппаратуры, то можно при первоначальной оценке надежности принять вероятность безотказной работы равной 0,5. Действительно, если $p_{0p}(t) < 0,5$, то испытания проводить нецелесообразно. В дальнейшем необходимо найти способ для уточнения величины $p_{0p}(t)$.

Вероятность безотказной работы $p_1(t)$ данного образца аппаратуры в процессе испытаний также, вообще говоря, неизвестна. При этом значение данной вероятности принимается равным 0,5.

После проведения испытаний n экземпляров, в процессе которых отказов не было, апостериорная вероятность безотказной работы аппаратуры на основании теоремы Бейеса будет равна

$$p_n(t) = \frac{p_{0p}(t) p_{0n}(t)}{p_{0p}(t) p_{0n}(t) + q_{0p}(t) q_{0n}(t)},$$

где $p_{0n}(t)$ — вероятность безотказной работы n экземпляров аппаратуры при условии, что в процессе испытаний отказов не было (если отказов не было, то условно принимается $p_{0n}(t) = 1$);

$q_{0p}(t)$ — априорная вероятность отказа аппаратуры (если $p_{0p}(t) = 0,5$, то $q_{0p}(t) = 0,5$);

$q_{0n}(t)$ — вероятность безотказной работы n экземпляров аппаратуры при условии, что предположение о безотказной работе остальных экземпляров партии неверно.

Подсчитать величину условной вероятности $q_{0n}(t)$ нетрудно, если известна (априорно принята) вероятность безотказной работы испытываемых экземпляров аппаратуры $p_1(t)$. В этом случае $q_{0p}(t) = [p_1(t)]^n$.

На рис. 4.20 представлены кривые зависимости апостериорных вероятностей $p^n(t)$ от числа экземпляров аппаратуры, поставленных на испытания, при различных значениях априорных вероятностей $p_{0n}(t)$ и $p_1(t)$.

Анализ кривых показывает, что наличие априорной информации позволяет в ряде случаев существенно сократить объем выборки, подвергаемой испытаниям (при числе $c=0$). При этом, если априорная информация позволяет заключить о достаточно высокой надежности каждого экземпляра и испытываемой партии, то для подтверждения высокой надежности требуется испыты-

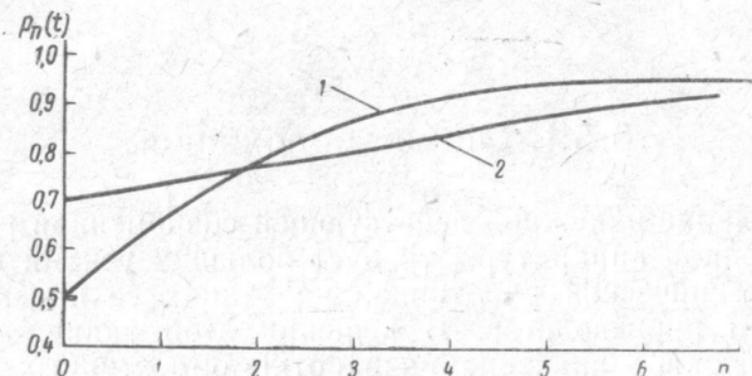


Рис. 4.20. Зависимость апостериорной вероятности безотказной работы от количества испытываемых экземпляров при известных априорных вероятностях:

1 — при $p_{0p}(t) = p_1(t) = 0,5$; 2 — при $p_{0p}(t) = 0,7$ и $p_1(t) = 0,8$.

вать большее количество экземпляров, чем в случае, когда априорная информация не позволяет предположить о высокой надежности аппаратуры. Конечно, с ростом априорных вероятностей растет величина доверительной вероятности результатов испытаний. Поэтому, например, при испытаниях только одного экземпляра результаты для более высокой вероятности $p_{0p}(t)$ оказываются более высокими, чем для более низкой вероятности. В свою очередь, если $p_1(t) > p_{0p}(t)$, то кривая зависимости $p_n(t)$ идет ниже той же кривой для случая $p_1(t) = p_{0p}(t)$. Очевидно, случай $p_1(t) < p_{0p}(t)$ смысла не имеет.

Изложенный метод оценки надежности по результатам испытаний ограниченного числа экземпляров аппаратуры при наличии априорной информации имеет недостаток — трудно сопоставить априорные вероятности, а значит, и апостериорную вероятность $p_n(t)$ заданной величине доверительной вероятности. Имеющиеся в литературе попытки [46] найти решение задачи такого сопоставления еще не позволяют получить удобные для инженерной практики методы решения.

ОЦЕНКА ТЕХНИЧЕСКОГО УРОВНЯ РАЗРАБОТАННОЙ АППАРАТУРЫ

§ 5.1. Общие положения

Создание надежной действующей современной радиоэлектронной аппаратуры требует больших усилий инженерно-технических работников на этапах ее проектирования и производства. В решении этой задачи имеет немаловажное значение разработка объективных методов и критериев оценки технического уровня разработанной конструкции в отношении перспективности и надежности примененных комплектующих изделий (элементов) и конструкционных материалов; режимов и условий применения элементов; примененных методов локальной защиты элементов и узлов аппаратуры от воздействия внешних нагрузок; примененных методов контроля функционирования и обнаружения неисправностей и т. п. Авторы считают, что оценка технического уровня разработанной аппаратуры в рассматриваемом отношении является одним из основных этапов оценки ее надежности. Выдвигая это положение, они исходят из того, что проведение приемочного контроля предъявленной на испытания продукции является не самоцелью, а средством проверки проведенных разработчиком мероприятий по обеспечению заданных требований по надежности.

При таком подходе к испытаниям на надежность оценку эффективности примененных технических решений необходимо рассматривать как один из этапов проверки обеспечения заданных требований по надежности, предшествующий этапу количественной оценки надежности аппаратуры.

Обобщение опыта эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры показывает, что низкая надежность отдель-

ных образцов обычно в значительной степени обусловлена следующими факторами:

- 1) неудовлетворительной отработкой схем для заданных условий работы аппаратуры;
- 2) применением материалов и электро-радиоэлементов, не обладающих достаточной устойчивостью к внешним условиям, для работы в которых предназначена аппаратура;
- 3) ошибками в применении электро-радиоэлементов;
- 4) недооценкой при разработке аппаратуры трудностей технического обслуживания и ремонта аппаратуры в реальных условиях;
- 5) недостаточной отработкой технических и других требований в отношении надежности;
- 6) недостаточной обоснованностью технического ресурса аппаратуры;
- 7) недооценкой (при разработке аппаратуры) эффективности всесторонних (квалификационных) испытаний блоков, узлов и приборов при воздействии комплекса факторов, действию которого подвергается аппаратура в условиях эксплуатации;
- 8) недооценкой эффективности испытаний на надежность.

Таблица 5.1

Изменение количества отказов в комплектах аппаратуры по мере ее отработки

Номера комплектов (в очередности номера отработки)	Количество отказов	Процент отказов за счет:				
		элементов	схемного решения	конструкции	производства	обслуживания
1	93	16,5	26,5	16,5	35,5	5
2	51	10	27,4	11,6	41	10
3	47	32	30	8,7	24,6	4,7
4	43	32,5	16,3	7	40	4,2
5	63	49	3,2	4,8	38,2	4,8
6	15	36,6	0	13,7	36	13,7

Для подтверждения сказанного в табл. 5.1 приведены данные об изменении количества дефектов в шести комплектах одного из типов аппаратуры по мере его отработки.

Как видно из таблицы, количество отказов после доработки образцов значительно уменьшается. При этом 5—14% отказов происходит из-за неправильного обслуживания, а остальные 86—95% обусловлены неудачными схемно-конструктивными решениями, ошибками производства и применением недостаточно надежных электро-радиоэлементов.

Эти данные еще раз подтверждают известное положение о том, что надежность аппаратуры закладывается в процессе разработки и производства.

На основе обобщения опыта эксплуатации и результатов оценки технического уровня схемных и конструктивных решений можно сформулировать следующие требования, которые должны реализовываться при разработке и изготовлении аппаратуры.

1. Аппаратура должна быть технологичной, т. е. должна разрабатываться с учетом перспективности конструкции, повторяемости узлов, конструктивной нормализации, применения стандартных модулей, микромодулей и рациональности выбора технологических процессов.

2. Должна быть обеспечена простота схемно-конструктивных решений.

3. Примененные в аппаратуре электро-радиоэлементы должны быть перспективными, высоконадежными и освоенными серийным производством.

4. Новые схемы и узлы должны разрабатываться с учетом допусков на изменение параметров элементов по срокам службы. В аппаратуре не должно быть схем, критичных к изменению параметров элементов.

5. Вновь применяемые схемы и узлы должны быть подвергнуты испытаниям при действии всего комплекса нагрузок, который будет иметь место в условиях эксплуатации.

6. Электро-радиоэлементы должны применяться в облегченных, по сравнению с техническими условиями на них, электрических режимах и должны быть достаточно защищены от воздействия внешних условий.

7. В аппаратуре должно применяться резервирование функционально важных и недостаточно надежных элементов (узлов).

8. Должно быть ограничено применение: непаянных контактов в межблочных соединениях; механических пе-

реключателей, разъемов и реле без резервирования; реле для коммутации цепей малых напряжений и цепей, содержащих индуктивную нагрузку; моточных изделий с диаметром провода меньше 0,1 мм.

9. Должна быть обеспечена защита схем от перегрузок, возникающих при переходных процессах.

10. В процессе разработки должен производиться расчет надежности узлов, блоков и в целом аппаратуры с учетом зависимости интенсивности отказов элементов от электрического режима работы и воздействия внешних условий.

Кроме того, при разработке аппаратуры должен проводиться ряд организационных мероприятий. К этим мероприятиям, оказывающим существенное влияние на надежность, относятся следующие.

1. Разработка технических и других требований и контроль за их выполнением в процессе разработки аппаратуры. Наибольшее препятствие нормальному ходу разработки оказывают изменения пунктов технических и других требований, вносимых иногда без достаточного обоснования. Надежность аппаратуры часто снижается из-за желания разработать ее универсальной для всех условий применения.

2. Контроль качества и надежности элементов при разработке и серийном производстве аппаратуры. В целях исключения случаев попадания дефектных элементов при комплектации аппаратуры ее изготовитель организует так называемый входной контроль, при котором бракуется некоторая часть поступивших электро-радио-элементов.

Это мероприятие обеспечивает некоторое повышение надежности аппаратуры, если методы проверки элементов при входном контроле и применяемая для его осуществления контрольно-измерительная аппаратура удовлетворяют ТУ на изготовление элементов.

3. Организация обратной информации о качестве и надежности аппаратуры в условиях эксплуатации. Эффективность этой работы можно оценить данными о росте надежности аппаратуры в процессе производства. Опыт показывает, что надежность образцов первых партий серийного производства значительно ниже по сравнению с партиями, поступившими в эксплуатацию спустя два-три года. Это повышение надежности достигается за

счет устранения выявленных в ходе эксплуатации ненадежных узлов и недостатков в схемных решениях.

4. Организация тесной связи между разработчиками аппаратуры и предприятиями-изготовителями. Основная идея этой связи состоит в том, чтобы опыт, накопленный разработчиком, не утрачивался при передаче аппаратуры на серийное производство. Особенно это важно в отношении мероприятий по повышению надежности и ремонтпригодности аппаратуры.

§ 5.2. Оценка технического уровня конструкции аппаратуры

КРИТЕРИИ ДЛЯ ОЦЕНКИ ТЕХНИЧЕСКОГО УРОВНЯ

Для количественной характеристики технического уровня разработанной аппаратуры, по нашему мнению, целесообразно ввести ряд критериев [25].

Коэффициент преемственности

$$k_{\text{п.}} = \frac{N_0}{N},$$

где N_0 — количество электро-радиоэлементов и узлов, использованных в конкретной разработке из числа входящих в другие ранее разработанные данным предприятием образцы;

N — общее количество элементов и узлов, примененных в конкретной аппаратуре.

Чем выше коэффициент $k_{\text{п.}}$, тем выше технический уровень разработанной конструкции.

Коэффициент повторяемости

$$k_{\text{пов}} = \frac{N}{N_{\text{пов}}},$$

где $N_{\text{пов}}$ — количество примененных в разработке типов элементов и узлов.

Чем больше $k_{\text{пов}}$, тем технологичнее конструкция.

Коэффициент рационального применения материалов

$$k_{\text{т}} = \frac{N}{N_{\text{т}}},$$

где $N_{\text{т}}$ — количество примененных в конструкции типов-размеров и марок материалов.

Коэффициент k_T устанавливает степень многообразия применяемых в конструкции типоразмеров и марок материалов. Более технологична конструкция с большим значением коэффициента k_T .

Коэффициент нормализации

$$k_{\text{нор}} = \frac{N_{\text{нор}}}{N},$$

где $N_{\text{нор}}$ — количество примененных в конкретном изделии нормализованных и стандартных, освоенных в серийном производстве и разрешенных к применению элементов.

Коэффициент правильности применения элементов

$$k_{\text{пр}} = N_{\text{пр}}/N,$$

где $N_{\text{пр}}$ — количество примененных элементов, имеющих коэффициент нагрузки меньше или равным рекомендуемому значению.

Кроме рассмотренных показателей для характеристики технического уровня конструкции целесообразно использовать коэффициент применения модулей и микромодулей

$$k_M = \frac{N_M}{N'},$$

где N_M — количество модулей и микромодулей, примененных в конкретном изделии;

N' — общее количество примененных функциональных узлов.

Рассмотренные критерии позволяют при необходимости произвести объективную оценку технического уровня разработанной аппаратуры.

ОЦЕНКА ПРАВИЛЬНОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ ЭЛЕКТРО-РАДИОЭЛЕМЕНТОВ В АППАРАТУРЕ

Надежность радиоэлектронной аппаратуры в значительной степени определяется режимами и условиями применения электро-радиоэлементов. Основными вопросами при оценке правильности применения элементов

в аппаратуре являются: рассмотрение перспективности и надежности элементов; проверка режимов их работы; оценка взаимно заменяемости и проверка принятых мер защиты элементов от воздействия внешних условий.

ОЦЕНКА ПЕРСПЕКТИВНОСТИ И НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕКТРО-РАДИОЭЛЕМЕНТОВ

Элементы, примененные в новых разработках аппаратуры, должны отвечать следующим основным требованиям:

— номенклатура примененных элементов должна быть минимальной (в аппаратуре не должны применяться элементы различных типов, близкие по своим параметрам);

— по своим параметрам и характеристикам элементы должны соответствовать требованиям по условиям эксплуатации аппаратуры или должны быть близкими к ним (по долговечности, по сохранности, по механическим и климатическим воздействиям). Если имеется несоответствие, то разработчиком аппаратуры должны быть приняты меры по локальной защите элементов от воздействия внешних условий;

— должны быть, как правило, освоены в серийном производстве, проверены на надежность;

— не должны применяться группы и типономиналы элементов, имеющие низкую надежность.

Нецелесообразно применение в высоконадежной аппаратуре следующих групп элементов:

— резисторов выше номиналов 100 *ком* 0,125 и 0,25 *вт*; 220 *ком* 0,5 *вт*; 680 *ком* 1 *вт*; 4,7 *Мом* 2 *вт*. Надежность более высоких номиналов снижается из-за меньшей толщины проводящего слоя;

— проволочных резисторов с диаметром проволоки ниже 0,04 *мм* на номиналы 2,2; 2,7; 4,3; 5,1; 6,2; 10; 13; 20; 36; 43 *ком* при мощностях рассеивания 7,5; 10; 15; 20; 25; 30; 40; 50; 100 *вт* соответственно;

— проволочных точных резисторов ПТМ-0,5 (9 *ком*), ПТМН-1,0 (40 *ком*), ПТЭ-0,5 (36 *ком*), ПТЭ-1 (0—400 *ком*), ПТЭ-2 (160 *ком*);

— однослойных металлобумажных и слюдяных конденсаторов, имеющих меньшую надежность по сравнению с многослойными.

Применяемые модули, микромодули, микросхемы и твердые схемы должны быть освоены в серийном производстве, испытаны на надежность и стабильность работы в течение установленного на них срока службы.

Элементы должны применяться по своему прямому функциональному назначению, указанному в технических условиях на них. Всякое отклонение от ТУ должно согласовываться с изготовителем элементов.

Во вновь разрабатываемой аппаратуре должны применяться электро-радиоэлементы в соответствии с ограничительными перечнями. Выполнение этого требования позволяет непрерывно сокращать номенклатуру электро-радиоэлементов, исключать из применения и снимать с производства устаревшие и ненадежные типы изделий и уменьшать «вес» в аппаратуре комплектующих изделий децентрализованного производства.

ВЫБОР И ОЦЕНКА РЕЖИМОВ РАБОТЫ ЭЛЕМЕНТОВ

При проектировании надежно действующей аппаратуры должно уделяться большое внимание облегчению режимов работы элементов.

Основное требование, которое должно обеспечиваться при применении элементов, состоит в том, чтобы ни одно из электрических или других видов воздействия, оговоренных в качестве допустимых значений в ТУ, не превышалось в наихудших условиях эксплуатации: при наибольших и наименьших питающих напряжениях и сигналах, указанных в ТУ на аппаратуру; при крайних положениях органов регулировок и настройки аппаратуры; при наиболее неблагоприятном сочетании выходных параметров узлов и блоков; при максимально возможных изменениях внешних условий, в том числе и механических нагрузок. По ТУ на элементы допускается работа их в аппаратуре, если не более чем один их параметр достигает предельно допустимой величины.

Для обеспечения высокой надежности необходимо выполнение следующих требований по использованию элементов.

Элементы в схемах должны использоваться таким образом, чтобы параметры и свойства, которые не контролируются или не нормализуются по ТУ, не оказыва-

ли существенного влияния на надежность работы схемы. Подбор элементов к схемам не допускается. Это требование гарантирует возможность ремонта аппаратуры в условиях эксплуатации при ограниченном запасном комплекте элементов. В связи с этим требованием применение заводами-изготовителями аппаратуры входного контроля элементов не должно быть связано с подбором их к схемам.

Конструкция аппаратуры должна позволять удобную замену сменных элементов, функциональных узлов (субпанелей), модулей и микромодулей.

В табл. 5.2 приведены рекомендуемые уровни (верхняя граница) нагрузки элементов по электрическим режимам и температуре.

Для обеспечения надежной работы комплектующих изделий необходимо соблюдение также следующих требований.

Электровакуумные приборы. Суммарный разброс напряжения накала ламп с оксидным катодом за счет колебания напряжения сети и производственных допусков на разброс напряжений накальных трансформаторов не должен быть более $-8 \div +5\%$ относительно номинального, указанного в ТУ на лампу. При больших изменениях может иметь место интенсивное испарение свободного бария и преждевременный отказ лампы. При работе ламп в импульсном режиме рекомендуется производить снижение накала на 10% , что уменьшает скорость образования промежуточного слоя на катоде. Для повышения надежности приемно-усилительных ламп широкое применение находят теплоотводящие экраны и искусственный обдув ламп. Держатели лампы с гибкими выводами должны плотно охватывать как можно большую поверхность колбы лампы и припаиваться к теплоотводу. Применение теплоотводящих экранов обеспечивает значительное снижение температуры колбы и этим уменьшает газоотделение стекла и электродов. При использовании ламп в аппаратуре, подвергаемой механическим воздействиям, следует ориентировать их таким образом, чтобы оси ламп совпадали с направлением воздействующих ускорений.

Надежность работы полупроводниковых приборов определяется в основном температурным режимом. Нецелесообразно использовать германиевые транзисторы

Рекомендуемая нагрузка комплектующих изделий

Группа элементов	Параметр	Коэффициент нагрузки	
Приемно-усилительные лампы	$U_{зд}$	0,6 — 0,8	
	$U_{н}$	0,97	
	$I_{кат}$	0,1 — 0,7	
	P	0,5	
	$t_{колбы}^{\circ}$	0,7	
Полупроводниковые приборы: транзисторы	U_k	0,7	
	t_k°	50° С 90° С	
	P	$\frac{1}{2} \left(\frac{t_{макс}^{\circ} - t_{окр}^{\circ}}{R} \right)$	
	I_k	0,8 — 0,5	
	$U_{обр}$	0,5	
	диоды	$P_{=}$	0,4
		$U_{имп}$	$\leq TU$
		$P_{=} + P_{имп}$	$\frac{P_p}{0,3} + \frac{P_{р имп}}{0,03}$
	Резисторы: постоянные непроволочные	$U_{=}$	0,8
		$t^{\circ} C$	0,5
	мощные постоянные проволочные	P	0,5
		$U_{=} + U_{имп}$	0,8
	прецизионные постоянные проволочные	P	0,5
$P_{имп}$		0,1	
переменные	$P_{р=} + \frac{P_{р имп}}{0,1}$	0,5	
	$U_{=}$	0,8	

Группа элементов	Параметр	Коэффициент нагрузки	
переменные проволочные	$U = + U_{\text{имп}}$	0,8	
	P	0,5	
	U	0,8	
Конденсаторы:	металлобумажные	U	0,6
		U_{\sim}	$\leq 400 \sqrt{\frac{P_{\text{реакт}}}{f_c}}$
	керамические	$U_{=}$	0,4
		U_{\sim}	$\leq 410 \sqrt{\frac{P_{\text{реакт}}}{f_c}}$
	слодяные	$U = + U_{\text{имп}}$	0,4
		$U_{=}$	0,5
		U_{\sim}	$\leq 410 \sqrt{\frac{P_{\text{реакт}}}{f_c}}$
	пленочные	$U_{=} + U_{\sim}$	0,5
		$U_{=}$	0,5
		$U_{=} + U_{\sim}$	0,5
	электролитические	$U_{=}$	0,8
		$U_{=} + U_{\sim}$	0,3 — 0,8

Обозначения:

$U_{\text{н}}$ — напряжение накала; $U_{\text{эл}}$ — напряжение на электродах;
 $I_{\text{кат}}$ — ток катода; P — мощность рассеяния электродами;
 для электроравакуумных приборов

$$P = P_{\text{н}} + P_{\text{а}} + P_{\text{д}},$$

т. е. составляет сумму мощностей в цепи накала и рассеиваемых на аноде и сетках;
 для транзисторов

$$P = \frac{P_{\text{вкл}}\tau_{\text{вкл}} + P_{\text{выкл}}\tau_{\text{выкл}} + P_{\text{ст}}\tau_{\text{ст}}}{\tau_{\text{вкл}} + \tau_{\text{выкл}} + \tau_{\text{ст}}},$$

где $P_{\text{вкл}}$, $P_{\text{выкл}}$ — мощность рассеяния при включении и выключении за время включения ($\tau_{\text{вкл}}$) и выключения ($\tau_{\text{выкл}}$) соответственно; $P_{\text{ст}}$ — мощность рассеяния при нахождении транзистора во включенном состоянии ($\tau_{\text{ст}}$); $t_{\text{колбы}}$ — температура колбы, °C; $I_{\text{к}}$ — ток коллектора; $U_{\text{имп}}$, $P_{\text{имп}}$ — импульсное напряжение и импульсная мощность соответственно; U_{\sim} — переменная составляющая напряжения; $U_{=}$ — постоянная составляющая напряжения.

при температуре корпуса более 50°C , а кремниевые — более 90°C .

Для снижения температуры перехода мощные транзисторы должны крепиться к специальным теплоотводам. Контакт транзистора с теплоотводом должен быть надежным. При выборе типа транзистора необходимо учитывать возможное изменение параметров в течение срока службы.

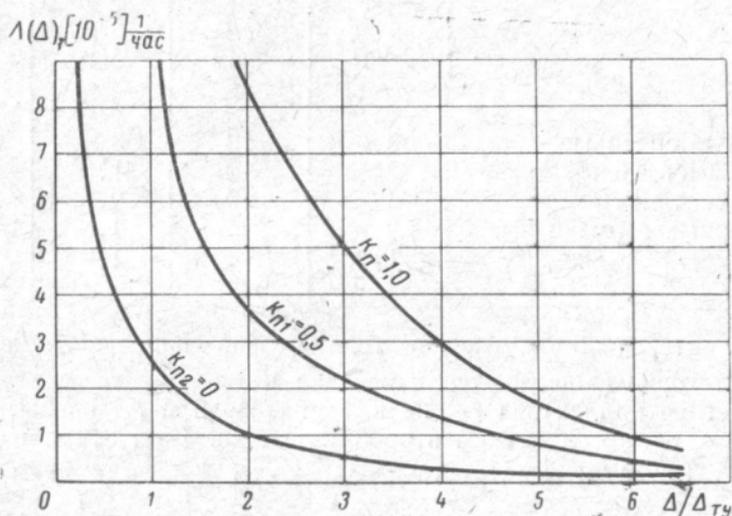


Рис. 5.1. Зависимость интенсивности отказов радиоламп от допусков на изменение их параметров (Δ/Δ_{Ty}).

Зависимость интенсивности отказов транзисторов от допусков на изменение параметров приведена в табл. 5.3, а радиоламп — на рис. 5.1.

Радиодетали. Надежность работы конденсаторов определяется электрическим режимом и температурой. Срок службы конденсаторов изменяется приблизительно в 2 раза при изменении температуры на каждые 10 — 15°C и обратно пропорционален 5 — 9 степени приложенного напряжения.

В табл. 5.4 приведены данные, характеризующие зависимость срока службы различных групп конденсаторов от температуры.

Для обеспечения надежной работы электролитических конденсаторов в цепях с переменной составляющей необходимо, чтобы сумма амплитуд постоянного напря-

Ориентировочные данные о влиянии на надежность транзисторов допусков на изменение их параметров

Вид транзисторов	Отношение $\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0II}}$ и $\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0III}}$ при температуре окружающей среды 20° С			
	$P_K/P_{KH} = 0,25$		$P_K/P_{KH} = 0,75$	
	$\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0II}}$	$\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0III}}$	$\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0II}}$	$\frac{\Delta_{0I}}{\Delta_{0III}}$
Германиевые сплавные	3,6	10	3	7
Кремниевые сплавные	2	10	1,5	6
Кремниевые тянутые	4	20	2,5	12,5
Диффузионные германиевые	2	25	1,6	6
Кремниевые диффузионные	1,2	4	1,2	2,5

Δ_{0I} — интенсивность отказов транзисторов при работе в схемах первой категории (допускается изменение коэффициента усиления β и обратного тока коллектора I_{K0} на величины $\Delta\beta$ и ΔI_{K0} , равные нормам ТУ); Δ_{0II} — то же, для схем второй категории (допустимо изменение $\Delta\beta = 1,2\Delta\beta$ ТУ, $\Delta I_{K0} = 2\Delta I_{K0}$ ТУ); Δ_{0III} — то же, для схем третьей категории.

жения и переменной составляющей были не более 0,8 и не менее $0,3U_{ном}$.

Надежность работы резисторов определяется окружающей температурой и рассеиваемой мощностью. Поэтому допустимая величина коэффициента нагрузки, как видно из табл. 5.2, значительно меньше единицы.

Надежность проволочных резисторов в значительной

Таблица 5.4

Изменение срока службы конденсаторов от температуры

Группа конденсаторов	Температурный коэффициент ускорения	Увеличение температуры, °С
Бумажные	2,2	10
Металлобумажные	1,7	10
Керамические	2	8—20
Электролитические	1,4—2,4	10

степени определяется диаметром провода. Резисторы с диаметром провода 0,04 мм и тоньше имеют интенсивность отказов примерно в 10 раз выше интенсивности отказов резисторов с диаметром провода 0,05 мм и выше. Чтобы не ухудшить температурный режим резисторов и конденсаторов, не рекомендуется защита их от механических нагрузок с помощью помещения в изоляционные трубки. Под трубкой аккумулируется влага. При установке рядом нескольких резисторов, рассеивающих значительную мощность, рекомендуемую величину допустимой мощности рассеивания, приведенную в табл. 5.2, целесообразно уменьшить еще на 30%. Интенсивность отказов непроволочных переменных резисторов приблизительно в 3—6 раз выше, чем постоянных. Для улучшения теплоотвода рекомендуется крепить резисторы на металлическом шасси или специальном теплоотводе.

Таблица 5.5

Распределение отказавших электро-радиоэлементов по видам дефектов

Группа элементов	Доля данного вида дефекта		
	короткие замыкания	обрывы	ухудшение параметров
Приемно-усилительные лампы	0,1	0,4	0,5
Транзисторы	0,1	0,4	0,5
Диоды (полупроводниковые)	0,15	0,35	0,5
Резисторы	0,1	0,8	0,1
Конденсаторы двухслойные	0,1	0,8	0,1
Конденсаторы однослойные и электролитические	0,85	0,05	0,1
Электрические машины	0,3	0,7	
Шаговые искатели	0,1	0,9	
Разъемы	0,05	0,95	
Коммутирующие изделия	0,8	0,2	
Трансформаторы	0,5	0,5	
Электропровода, кабели	0,3	0,7	

При резервировании конденсаторов, резисторов и других комплектующих изделий следует учитывать распределение их отказов по причинам и видам дефектов (табл. 5.5).

Как видно из таблицы, до 80% отказов однослойных конденсаторов связаны с их пробоями, а двухслойных —

с обрывами. Следовательно, для повышения надежности схем необходимо однослойные конденсаторы соединять последовательно, а двухслойные параллельно. Отказы резисторов в основном обусловлены обрывами и перегораниями (до 75% всех отказов). Поэтому для повышения надежности схем резисторы целесообразно включать параллельно.

Рассмотренные выше особенности, связанные с влиянием режимов и условий работы электро- радиоэлементов, необходимо учитывать при разработке аппаратуры и применении комплектующих изделий. Для контроля за правильностью применения комплектующих изделий и исключения ошибок в применении при разработке аппаратуры составляются карты рабочих режимов. Для примера в приложениях 10—15 иллюстрируются формы карт рабочих режимов для полупроводниковых приборов, приемно-усилительных и генераторных ламп, резисторов, конденсаторов, реле и электрических машин. Карты рабочих режимов составляются разработчиком аппаратуры.

Там, где составлению карт рабочих режимов уделяется достаточное внимание, удается практически исключить ненадежные схемные позиции, на долю которых в отдельных случаях приходилось более 40% всех отказов при эксплуатации.

Практические методы проверки электрических и тепловых режимов работы элементов изложены в специальных руководствах и поэтому здесь не рассматриваются.

ПРОВЕРКА ВЗАИМОЗАМЕНЯЕМОСТИ ЭЛЕКТРО- РАДИО- ЭЛЕМЕНТОВ В АППАРАТУРЕ

Взаимозаменяемость электро-радиоэлементов, узлов (модулей, микромодулей) и блоков (субпанелей) имеет важное значение при оценке технического уровня тех классов аппаратуры, восстановление которых производится в условиях эксплуатации при наличии ограниченного запасного комплекта элементов. Взаимозаменяемость должна проверяться при разработке аппаратуры и контролироваться при сдаче разработки заказчику.

Идея проверки взаимозаменяемости состоит в оценке работоспособности схемы с учетом возможных измене-

ний параметров комплектующих изделий под воздействием окружающей среды, питающих напряжений и взаимного влияния схем. Отсюда следует, что если при разработке схем они подвергались граничным испытаниям, то не имеет смысла проверять взаимозаменяемость элементов в этих схемах.

Из сказанного следует, что точная оценка взаимозаменяемости может быть получена только на основе статистических методов. Ниже приводятся основные положения проверки взаимозаменяемости, основанные на этих методах.

Расчетный метод. Взаимозаменяемость в разработанной схеме будет обеспечена, если требуемые от нее выходные параметры будут получены при любой возможной комбинации изменения параметров элементов (при различных сочетаниях действия дестабилизирующих факторов). Для решения этой задачи можно воспользоваться или аналитическими методами, зная зависимость между изменением параметров элементов и выходными параметрами схем, или методом статистических испытаний (Монте-Карло), зная законы распределения параметров элементов как функцию дестабилизирующих факторов и времени работы.

Экспериментальные методы основаны на проверке изменения выходных параметров схемы при изменении параметров элементов в заданных пределах и по своей сущности представляют метод граничных испытаний. Ниже приводятся отдельные примеры, иллюстрирующие применение экспериментальных методов.

1. Оценка взаимозаменяемости элементов в схеме производится путем установки в нее элементов с различным уровнем параметров.

Решение этой задачи начинается с определения элементов и их параметров, от изменения которых зависит стабильность схемы. Экспериментально определяется допустимое изменение выходных параметров схемы. Дальнейшая работа заключается в подборе элементов с различными уровнями определяющих параметров, установке их в схему и измерении выходных параметров схемы (y) при возможных изменениях параметров элементов (x) в процессе эксплуатации в наиболее трудных условиях.

По результатам измерений строится поле корреляции

в координатах x, y . Для иллюстрации на рис. 5.2 приведено поле корреляции, характеризующее изменение коэффициента усиления каскада при изменении крутизны характеристики анодного тока лампы типа 6Ж1П. По этим данным выносится решение об устойчивости работы схемы при изменении крутизны характеристики в установленных пределах. При принятии такого решения необходимо оценить, что полученная зависимость

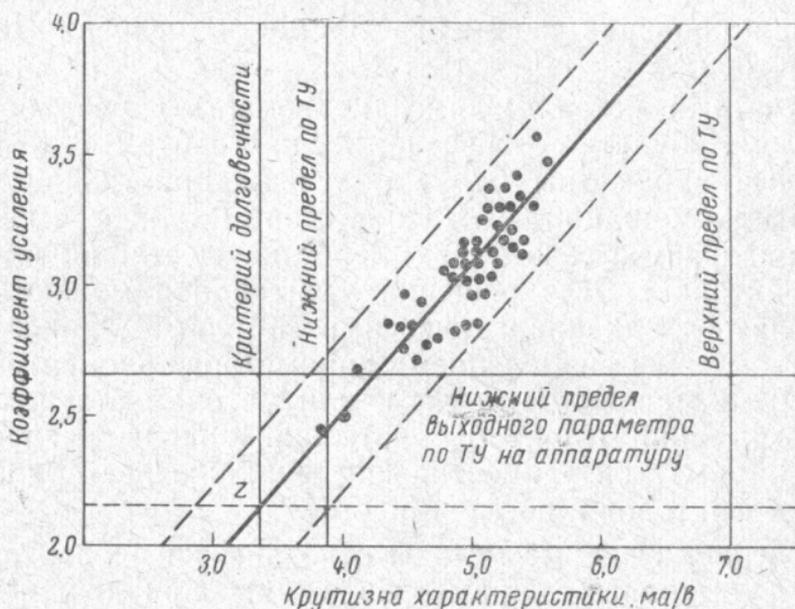


Рис. 5.2. К оценке взаимозаменяемости ламп типа 6Ж1П в схеме усилителя низкой частоты.

между параметрами не является случайной. Это осуществляется посредством оценки корреляционной связи между x и y , т. е. определения среднего значения y по x , которую обозначим \bar{I}_y , и тесноты связи между y и x . Решение этой задачи рассмотрим на результатах обработки экспериментальных данных, приведенных на рис. 5.2 и в табл. 5.6.

Как видно из рис. 5.2, можно ожидать, что корреляционная связь между S и K линейная, т. е.

$$K = a_x + b. \quad (5.1)$$

Коэффициенты a и b находятся с помощью метода наименьших квадратов, согласно которому

$$a = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n S_i K_i}{n} - m^*_S m^*_K}{\frac{\sum_{i=1}^n S_i^2}{n} - (m^*_S)^2}, \quad (5.2)$$

$$b = m^*_K - a m^*_S, \quad (5.3)$$

где

$$m^*_S = \frac{\sum_{i=1}^n S_i}{n}; \quad m^*_K = \frac{\sum_{i=1}^n K_i}{n}.$$

Таблица 5.6

Результаты проверки взаимозаменяемости лампы типа 6Ж11 в каскаде усилителя

Номер лампы	Крутизна S , ма/в	Коэффициент усиления схемы K	Номер лампы	Крутизна S , ма/в	Коэффициент усиления схемы K
1	5,2	3,1	26	4,6	2,8
2	4,7	3,0	27	4,2	2,7
3	5,4	3,4	28	5,7	3,4
4	5,2	3,0	29	5,6	3,2
5	4,6	2,9	30	5,6	3,3
6	5,5	3,4	31	4,9	2,8
7	5,2	3,1	32	4,7	2,9
8	5,2	3,0	33	5,8	3,5
9	5,4	3,1	34	5,2	3,1
10	5,5	3,4	35	5,6	3,2
11	5,2	2,9	36	5,1	2,9
12	5,0	3,1	37	4,7	3,0
13	5,1	3,0	38	5,3	3,1
14	5,3	3,4	39	5,2	3,0
15	4,7	2,7	40	5,75	3,6
16	4,9	3,1	41	5,6	3,5
17	5,6	3,3	42	5,7	3,4
18	5,6	3,2	43	5,3	3,3
19	5,4	3,3	44	5,2	3,1
20	5,5	3,1	45	5,3	3,2
21	5,3	3,1	46	5,4	3,1
22	5,6	3,4	47	5,2	3,1
23	4,8	2,9	48	5,6	3,3
24	4,8	2,8	49	5,4	3,2
25	5,0	3,0			

Корреляционный момент случайных величин S и K имеет вид

$$R_{SK} = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - m^*_S)^2 (K_i - m^*_K)}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n S_i K_i}{n} - m^*_S m^*_K. \quad (5.4)$$

Дисперсия случайных величин S и K

$$D_S = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - m^*_S)^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n S_i^2}{n} - (m^*_S)^2, \quad (5.5)$$

$$D_K = \frac{\sum_{i=1}^n (K_i - m^*_K)^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n K_i^2}{n} - (m^*_K)^2. \quad (5.6)$$

Коэффициент корреляции

$$r_{SK} = \frac{R_{SK}}{\sigma_S \sigma_K}, \quad (5.7)$$

где σ_S и σ_K — средние квадратические отклонения величин S и K .

Для оценки достоверности полученного значения коэффициента корреляции воспользуемся оценкой достоверности появления величины F , связанной простым соотношением с коэффициентом корреляции

$$F = \frac{(n-2)r^2}{1-r^2_{SK}}. \quad (5.8)$$

Если полученная по экспериментальным данным величина F^* превышает значения, указанные в табл. 5.7 для величины $F = f(n-2, 1-\alpha)$, то достоверность определения r_{SK} не ниже заданной $(1-\alpha)$, где α — уровень значимости. Если полученное значение F^* меньше табличного, то коэффициент r_{SK} определен с недостаточной достоверностью. В этом случае необходимо или дополнительно произвести измерение коэффициента усиления схемы при установке в нее еще нескольких ламп, или же сменить комплект ламп и произвести новую серию испытаний.

**Определение достоверности полученного
значения коэффициента корреляции**

$n-2$	Достоверность появления F			$n-2$	Достоверность появления F		
	0,95	0,99	0,999		0,95	0,99	0,999
1	161,45	4052,2	405284,0	18	4,414	8,285	15,38
2	18,513	98,503	998,5	19	4,381	8,185	15,08
3	10,128	34,116	167,5	20	4,351	8,096	14,82
4	7,709	21,198	74,14	21	4,325	8,017	14,59
5	6,608	16,258	47,04	22	4,301	7,945	14,38
6	5,987	13,745	35,51	23	4,279	7,881	14,19
7	5,591	12,246	29,22	24	4,260	7,823	14,03
8	5,318	11,259	25,42	25	4,242	7,770	13,88
9	5,117	10,561	22,86	26	4,225	7,721	13,74
10	4,965	10,044	21,04	27	4,210	7,677	13,61
11	4,844	9,646	19,69	28	4,196	7,636	13,50
12	4,747	9,330	18,64	29	4,183	7,598	13,39
13	4,667	9,074	17,81	30	4,171	7,563	13,29
14	4,600	8,862	17,14	40	4,085	7,314	12,61
15	4,543	8,683	16,59	60	4,001	7,077	11,97
16	4,494	8,531	16,12	120	3,920	6,851	11,38
17	4,451	8,400	15,72	∞	3,841	6,635	10,83

Пример 5.1. По экспериментальным данным, приведенным в табл. 5.6, определить численные значения рассмотренных выше параметров.

Решение.

$$m^*_S = \frac{\sum_{i=1}^{50} S_i}{50} = \frac{262,06}{50} = 5,24,$$

$$m^*_K = \frac{\sum_{i=1}^{50} K_i}{50} = \frac{158,37}{50} = 3,17.$$

Для обработки по начальным моментам переносим начало координат в близкую к средней точку

$$S_0 = 5; \quad K_0 = 3.$$

Из условий $S' = S - S_0$ и $K' = K - K_0$ составляется новая таблица, аналогичная табл. 5.6, значений S' и K' (например, для лампы № 1: $S' = 5,15 - 5 = 0,15$; $K' = 3,1 - 3,0 = 0,1$ и т. д. для всех других ламп).

Определяем моменты для величин S' и K' :

$$m^*_{S'} = \frac{\sum_{i=1}^n S'_i}{n} = \frac{12,06}{50} = 0,241;$$

$$m^*_{K'} = \frac{\sum_{i=1}^n K'_i}{n} = \frac{7,45}{50} = 0,149;$$

$$\frac{\sum_{i=1}^n S'_i K'_i}{n} = \frac{5,11}{50} = 0,102;$$

$$\sigma^*_{S'} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (S'_i)^2}{n} - (m^*_{S'})^2} = \sqrt{0,18 - 0,0576} = 0,35;$$

$$\sigma^*_{K'} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (K'_i)^2}{n} - (m^*_{K'})^2} = \sqrt{0,066 - 0,022} = 0,21;$$

$$R^*_{SK} = \frac{\sum_{i=1}^n S'_i K'_i}{n} - m^*_{S'} m^*_{K'} = 0,102 - 0,036 = 0,066;$$

$$D^*_S = \frac{\sum_{i=1}^n (S'_i)^2}{n} - (m^*_{S'})^2 = 0,18 - 0,0576 = 0,1224;$$

$$D^*_K = \frac{\sum_{i=1}^n (K'_i)^2}{n} - (m^*_{K'})^2 = 0,066 - 0,0225 = 0,0435;$$

$$r^*_{SK} = \frac{R^*_{SK}}{\sigma^*_{S'} \sigma^*_{K'}} = \frac{0,066}{0,35 \cdot 0,21} = 0,897;$$

$$F^* = \frac{(n-2) r^*_{SK}}{1 - r^*_{SK}{}^2} = \frac{48 \cdot 0,897}{1 - 0,897^2} = 388.$$

Экспериментально полученное значение F^* больше табличного значения F_{48} при доверительной вероятности больше 0,999 (табл. 5.7),

что говорит о высокой достоверности полученного значения коэффициента корреляции.

Уравнение экспериментально полученной прямой, связывающее K и S , имеет вид

$$K = m^* K = \frac{R^* S K}{D^* S} (S - m^* S). \quad (5.9)$$

После подстановки получим

$$K = 0,54S + 0,019.$$

Задаваясь величиной доверительной вероятности, определяем границы полосы значений K . Примем в качестве верхней и нижней доверительных границ значения

$$K^*_{\text{в}} = 0,54S + 0,019 + 2\sigma^* K,$$

$$K^*_{\text{н}} = 0,54S + 0,019 - 2\sigma^* K.$$

После подстановки получим

$$K^*_{\text{в}} = 0,54S + 0,019 + 0,416 = 0,54S + 0,435,$$

$$K^*_{\text{н}} = 0,54S + 0,019 - 0,416 = 0,54S - 0,397.$$

Эти границы наносятся на рис. 5.2 (линии 2 и 3 соответственно). Как видно из рисунка, для полной взаимозаменяемости ламп необходимо нижний предел коэффициента усиления установить равным 2,25 (точка z пересечения линии оценочного уравнения с уровнем критерия долговечности).

Из изложенного следует, что для оценки взаимозаменяемости элементов с помощью данного метода необходимо иметь значительное количество элементов с максимально возможными отклонениями определяющих параметров от норм ТУ. Однако эти отклонения не должны превышать критерий долговечности.

2. Оценка взаимозаменяемости элементов в схеме производится путем искусственного ухудшения их параметров.

Для реализации метода искусственного ухудшения параметров не требуется подбора элементов с различными уровнями параметров. В большинстве случаев эта задача решается или путем изменения величин питающих напряжений и окружающей температуры, или подключения дополнительных элементов (параллельно или последовательно). Например, для электровакуумных приборов в большинстве случаев требуемое ухудшение параметров может быть получено путем уменьшения напряжения накала. Имея данные об изменении определяющего параметра лампы в зависимости от изменения напряжения накала (эту зависимость, если она не при-

ведена в справочниках на ЭВП, легко определить до установки элемента в схему), производят изменение напряжений накала, подводимого к схеме, и фиксируют уровни выходного параметра схемы. По результатам измерения строится график, аналогичный рис. 5.2. Оценка результатов проверки взаимозаменяемости производится теми же методами, которые приведены в примере 5.1.

Из рассмотренных примеров следует, что оценка взаимозаменяемости элементов в схемах является не простой процедурой и поэтому должна решаться в ходе макетирования схем каскадов (модулей, микромодулей), узлов и блоков. На этапе сдачи разработки потребителю должны рассматриваться лишь полученные разработчиком материалы по отработке схем.

§ 5.3. Оценка результатов расчета аппаратуры на надежность

Исходными данными для расчета надежности радиоэлектронной аппаратуры являются:

- принципиальная схема аппаратуры с указанием перечня типов комплектующих изделий;
- логическая схема надежности аппаратуры;
- электрические режимы и условия работы элементов;
- уровни интенсивности отказов элементов в зависимости от режимов и условий работы;
- законы распределения параметров элементов по времени эксплуатации;
- принятый способ резервирования (если система с резервированием);
- предполагаемая система контроля функционирования аппаратуры и индикации неисправностей;
- ожидаемая величина времени восстановления и ее обоснование (для аппаратуры с восстановлением, в том числе и резервированной с восстановлением).

Основными трудностями, которые возникают при проведении расчета аппаратуры на надежность, а следовательно, и при оценке результатов такого расчета, является определение уровней интенсивностей отказов

элементов. При выборе уровней интенсивностей отказов часто допускаются следующие ошибки:

1) за исходный уровень интенсивности (параметра потока) отказов принимают данные, полученные из эксплуатации;

2) за исходный уровень испытаний комплектующих изделий на долговечность принимают данные в номинальном режиме.

Ошибки в первом случае связаны с тем, что данные эксплуатации характеризуют средние значения интенсивности отказов при одновременном воздействии окружающих аппаратуру условий и средней электрической нагрузке большинства групп элементов, равной значениям, указанным в табл. 5.2, а не в номинальном режиме.

Ошибки во втором случае связаны с тем, что критерии годности элементов (уровни параметров) при испытаниях на долговечность отличны от уровней параметров, при которых обеспечивается нормальная работа схем. Указанные ошибки в использовании исходных данных приводят к серьезным отклонениям рассчитанных уровней надежности от фактических (как в меньшую, так и в большую сторону).

Данные об интенсивности отказов, полученные из эксплуатации, можно использовать для расчета надежности вновь разрабатываемой аппаратуры с учетом того, что:

— условия работы разрабатываемой и эксплуатируемой аппаратуры аналогичны;

— применяемые системы контроля функционирования и обнаружения неисправностей разрабатываемой и эксплуатируемой аппаратуры близки по объему и качеству снимаемой информации;

— методы обслуживания аппаратуры аналогичны.

При выполнении этих условий полученные из эксплуатации уровни интенсивностей отказов без каких-либо уточнений могут применяться для расчета надежности вновь разрабатываемой аппаратуры (при этом предполагается, что в разрабатываемой и серийно-выпускаемой аппаратуре применяются одни и те же или близкие по надежности типы элементов). Если во вновь разрабатываемой аппаратуре применяются более совершенные методы технического обслуживания и обеспечиваются более легкие режимы работы изделий, то полученная

из эксплуатации величина интенсивности отказов должна корректироваться. При этом расчетная величина интенсивности отказов должна быть снижена по сравнению с величиной, полученной из эксплуатации.

Уровень снижения величины интенсивности отказов определяется следующим образом. При работе аппаратуры различают две составляющие интенсивности отказов элементов:

— составляющая интенсивности непрогнозируемых при проверках аппаратуры отказов (перегорание нити накала ламп, пробой конденсаторов, обрывы и перегорание резисторов, ухудшение неконтролируемых параметров комплектующих изделий) λ_1 ;

— составляющая интенсивности прогнозируемых при проверках отказов (ухудшение контролируемых параметров ламп) λ_2 .

Суммарная интенсивность отказов

$$\lambda = \lambda_1 + \lambda_2.$$

Если применяемые методы обслуживания разрабатываемой аппаратуры обеспечивают исключение отказов аппаратуры за счет изменения контролируемых параметров, то при расчете надежности следует учитывать только величину λ_1 . При этом величина λ_1 должна быть уменьшена с учетом облегчения режимов и улучшения системы профилактики (увеличения числа контролируемых параметров комплектующих изделий).

По литературным данным известно, что соотношение между λ_1 и λ_2 равно

$$k_{n1} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} = 0,25 \div 0,5. \quad (5.10)$$

Пример 5.2. Предположим, что по данным об отказах при работе и проверке аппаратуры получена величина интенсивности (параметра потока) отказов приемно-усилительных ламп $\lambda = 5 \cdot 10^{-5}$ 1/час. Требуется определить расчетную величину интенсивности отказов приемно-усилительных ламп для вновь разрабатываемой аппаратуры, если система обслуживания и режимы работы ламп во вновь разрабатываемой и эксплуатируемой аппаратуре аналогичны.

Решение. С помощью соотношения (5.10) находим расчетное значение

$$\lambda_p = \lambda \cdot k_1 = 5 \cdot 10^{-5} \cdot 0,25 = 1,25 \cdot 10^{-5} \frac{1}{\text{час}}.$$

При использовании для расчета надежности аппаратуры данных об интенсивности отказов элементов λ_n , полученных по результатам испытаний в режиме ТУ на долговечность или длительную работу, необходимо учитывать:

— коэффициент допусков на изменение параметров элементов в схеме ($K_d = \Delta/\Delta_{ТУ}$, где $\Delta = \theta_{си} - \theta_p$, $\Delta_{ТУ} = \theta_{си} - \theta_{Кд}$, $\theta_{си}$, $\theta_{Кд}$, θ_p — величины параметров элементов, установленные в качестве критериев при сдаточных испытаниях, при испытаниях на долговечность и при работе в схеме соответственно);

— коэффициент условий ($K_y = \lambda_{ТУ}/\lambda_p$, где $\lambda_{ТУ}$ — интенсивность отказов элементов в режиме ТУ, т. е. при коэффициенте нагрузки $K_n = 1$; λ_p — интенсивность отказов элементов при работе в схеме);

— коэффициент влияния схемы (K_c).

Например, при работе транзисторов в схеме, нормально функционирующей при изменении его коэффициента усиления β по сравнению с ТУ в два раза

$$\left(\frac{\beta_{си} - \beta_p}{\beta_{си}\beta_{Кд}} = \frac{\Delta}{\Delta_{ТУ}} = 2 \right) \text{ и коэффициенте нагрузки } K_n = 0,5, \text{ коэффициент допусков } K_d, \text{ как видно из рис. 5.1, будет равен 2,6. Коэффициент условий}$$

коэффициенте нагрузки $K_n = 0,5$, коэффициент допусков K_d , как видно из рис. 5.1, будет равен 2,6. Коэффициент условий

$$K_y = \frac{8,2}{3,8} = 2,1.$$

Величина коэффициента влияния схемы зависит от вида аппаратуры и ее устройств (передающее, приемное и т. п.). Например, для бортовой аппаратуры характеристика влияния схемы приведена в табл. 5.3

Пример 5.3. Пусть интенсивность отказов транзисторов в испытательном режиме $\lambda_n = 3 \cdot 10^{-5}$ 1/час, коэффициент допусков $K_d = 2,6$, коэффициент условий $K_y = 2,1$, коэффициент $K_c = 2$ и коэффициент профилактики $K_n = 0,25$. Требуется определить расчетное значение λ_p интенсивности отказов транзисторов при работе в наземной аппаратуре.

Решение. По формуле

$$\lambda_p = \lambda_n \cdot \frac{1}{K_d} \cdot \frac{1}{K_y} \cdot K_c \cdot K_n = 3 \cdot 10^{-5} \cdot \frac{1}{2,6} \cdot \frac{1}{2,1} \cdot 2 \cdot 0,25 = 1,9 \cdot 10^{-5} \frac{1}{\text{час}}.$$

Если температурный режим работы транзисторов в схеме отличен от испытательного, то полученное λ_p следует умножить на коэффициент температуры K_T , который, как правило, больше единицы.

Заключительным этапом оценки технического уровня расчета аппаратуры на надежность является сравнение расчетных данных с материалами испытаний. При сравнении важно оценить эквивалентность условий испыта-

ний с условиями, принятыми при расчете (если условия не эквивалентны, то должен быть введен поправочный коэффициент условий). Важно также выяснить принятые при испытаниях определения отказа и неисправности. Особенно это важно при оценке надежности резервированной аппаратуры. От того, как в этом случае определяется отказ, в значительной степени зависит величина среднего времени безотказной работы. Например, при испытаниях одного сложного комплекса резервированной аппаратуры было зарегистрировано 63 отказа. После тщательного анализа логической схемы надежности и схемы функционирования аппаратуры было уточнено понятие отказа и к отказам было отнесено только 3 случая нарушения работоспособности из 63. Нетрудно понять, насколько при этом изменились (в лучшую сторону) количественные значения показателей надежности.

ОРГАНИЗАЦИЯ ИСПЫТАНИЙ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ НА НАДЕЖНОСТЬ

§ 6.1. Общие сведения

Испытания на надежность радиоэлектронной аппаратуры занимают важное место в общем комплексе испытаний на всех этапах разработки и серийного производства аппаратуры. Рассмотрим возможные варианты схем организации испытаний на надежность аппаратуры опытного и серийного производства.

Предварительная оценка надежности при эскизном и техническом проектировании. На этом этапе отдел (лаборатория) надежности предприятия самостоятельно или совместно с отделами (лабораториями) главного конструктора производит предварительное распределение заданных в ТЗ требований по надежности между отдельными устройствами и приборами разрабатываемой аппаратуры. В лабораториях разработчика производится распределение полученных требований по надежности устройства между отдельными узлами и блоками [18, 36]. Разработчики блоков и узлов с учетом полученных требований по надежности производят соответствующий выбор элементов (в отношении надежности) и разрабатывают логическую схему надежности узлов и блоков. Заметим, что процесс разработки логической схемы надежности начинается с выполнения предварительного расчета надежности. Особенностью этого расчета является невозможность полного учета влияния режимов и условий работы элементов на их надежность. Поэтому получаемые при его проведении результаты являются ориентировочными.

В процессе разработки путем проведения специальных испытаний на надежность элементов и узлов, а также определения режимов и условий их работы произво-

дится уточнение интенсивности отказов элементов и на этой основе производится полный расчет аппаратуры на надежность. Основные положения оценки расчета аппаратуры на надежность изложены в гл. 5.

Описание методов расчета аппаратуры на надежность выходит за пределы данной работы.

Испытания макетов на различные виды воздействий. Испытания макетов имеют целью отработку конструкции и схемы с учетом предельных требований к механической устойчивости, к климатическим условиям и другим видам воздействий. Уровень воздействующих факторов при этих испытаниях определяется назначением аппаратуры в соответствии с методикой, изложенной в гл. 3.

Испытания опытных образцов. При испытаниях опытных образцов могут решаться следующие задачи.

1. **Определение надежности разработанных образцов.** Испытания на этом этапе проводятся по программе разработчика, согласованной с представителем заказчика. В программе указывается место проведения испытаний и их продолжительность. Испытания могут проводиться как в лабораторных условиях, так и на объекте, для которого предназначена аппаратура (на летательном аппарате, корабле, автомашине и т. д.). На этом этапе производится инструментальная проверка режимов применения элементов в соответствии с положениями, изложенными в предыдущей главе. По результатам этих испытаний принимается решение о предъявлении разработанной аппаратуры на совместные испытания и разрабатывается план мероприятий по подготовке образцов к этим испытаниям.

2. **Оценка соответствия разработанных образцов требованиям по надежности.** В этом случае по результатам всесторонних испытаний образцов в условиях, максимально приближенных к условиям эксплуатации, производится оценка соответствия их надежности требованиям ТЗ.

Состав всесторонних испытаний, условия их проведения и продолжительность определяются программой испытаний.

3. **Оценка надежности аппаратуры серийного производства.** К аппаратуре серийного производства в зависимости от уровня отработан-

ности конструкции и периода освоения может относиться аппаратура опытной серии и аппаратура серийного массового производства.

На всех этапах серийного производства организуется контроль показателей надежности путем обработки результатов испытаний аппаратуры непосредственно на заводе-изготовителе и результатов ее эксплуатации у потребителя.

Испытания аппаратуры на заводе-изготовителе обычно подразделяются на сдаточные и контрольные.

Сдаточным испытаниям подвергается каждый экземпляр аппаратуры. Эти испытания не могут быть длительными и проверяемые образцы не подвергаются действию тех нагрузок, которые приводят к уменьшению технического ресурса аппаратуры.

Контрольные испытания проводятся через определенные периоды времени с целью всесторонней проверки выпускаемой аппаратуры на соответствие требованиям технических условий. Этим испытаниям подвергается некоторая выборка образцов, отобранных из партии аппаратуры, изготовленной за определенный период. В программе контрольных испытаний предусматривается количественная оценка надежности аппаратуры на соответствие ТУ.

§ 6.2. Формулировка требований к надежности аппаратуры в техническом задании и технических условиях

От правильности задания в ТЗ и ТУ требований по надежности аппаратуры в значительной степени зависит объем и продолжительность испытаний на надежность.

ЗАДАНИЕ ТРЕБОВАНИЙ ПО НАДЕЖНОСТИ НА ОПЫТНЫЕ ОБРАЗЦЫ

Количественные показатели надежности целесообразно разделить на оперативные и технические. К оперативным показателям относятся вероятность безотказной работы аппаратуры $p(t)$, коэффициент готовности (K_T)

и требуемое время безотказной работы t . К техническим показателям надежности относятся наработка на отказ ($T_{\text{ср}}$) и среднее время восстановления аппаратуры ($T_{\text{в}}$).

Оперативные и технические показатели надежности должны задаваться в ТЗ на разработку аппаратуры в зависимости от ее назначения.

Аппаратура первой группы. Как уже говорилось, к этой группе относится аппаратура многократного действия, которая в любой случайно заданный момент времени должна безотказно работать с заданной вероятностью в течение определенного промежутка времени. Оперативными показателями надежности для аппаратуры этой группы по ее назначению можно принять коэффициент готовности K'_r и вероятность безотказной работы $p(t)$ в течение времени t . В качестве технических показателей целесообразно принять значения $T_{\text{ср}}$ и $T_{\text{в}}$.

Аппаратура второй группы. К этой группе относится аппаратура, рассчитанная на длительную непрерывную или периодическую работу (требуемое время непрерывного действия исчисляется несколькими сотнями и тысячами часов). Восстановление аппаратуры этой группы либо вообще невозможно, либо возможно в специальных условиях. Поэтому коэффициент готовности, определенный из соотношения

$$K_r = \frac{T_{\text{ср}}}{T_{\text{ср}} + T_{\text{в}}},$$

для аппаратуры второй группы не имеет смысла, так как в любом случае $T_{\text{в}} \ll T_{\text{ср}}$ и $K_r \approx 1$.

Для аппаратуры этой группы в качестве оперативных показателей надежности целесообразно принять величину вероятности безотказного действия в течение времени t . В качестве технического показателя надежности принимается наработка на отказ.

Аппаратура третьей группы. К этой группе относится аппаратура однократного действия. В качестве оперативного показателя надежности этой аппаратуры целесообразно также принять величины K_r и $p(t)$, а в качестве технических показателей наработку на отказ $T_{\text{ср}}$ (для нерезервированной аппаратуры) и среднее время наработки до отказа $T_{0\text{ср}}$ (для резервированной аппаратуры).

При составлении ТЗ заказчик определяет минимально допустимые величины показателей надежности, которые должна иметь аппаратура (T_{01}, p_{01}); для среднего времени восстановления T_B задается максимально допустимая величина T_{B01} . Если разработанные образцы будут иметь показатели надежности не ниже заданных, то они должны приниматься заказчиком. Это положение при его реализации осложняется вследствие того, что оценка соответствия опытных образцов требованиям ТЗ по надежности производится по результатам испытаний небольшого количества экземпляров (одного или нескольких) в течение ограниченного времени. Отмеченная особенность испытаний опытных образцов приводит к тому, что получаемые оценки являются выборочными. При выборочных оценках (без учета априорной информации) условие приемки $T_{cp}^* > T_{01}$ может привести к тому, что до 50% партий, имеющих фактическую величину наработки на отказ $T_{cp} > T_{01}$, не будут приниматься, и около 50% партий, имеющих $T_{\phi} < T_0$, будут приниматься. Соотношения между T_0 и T_{01} зависят, как было показано в гл. 4, от объема выборки, допустимого числа отказов и от рисков поставщика и заказчика.

В ряде случаев для опытных образцов рекомендуется задавать требования по надежности в виде одного уровня, ниже которого заказчик считает продукцию неприемлемой. В качестве обоснования этого положения выдвигается отсутствие информации о надежности опытных образцов. По нашему мнению, указанное обоснование является недостаточным по следующим причинам.

1. Заказчику безразлично, с какой точностью будет произведена оценка соответствия разработанных образцов заданным требованиям. Поэтому при отработке ТЗ должны быть запланированы испытания на надежность (определено количество экземпляров и продолжительность испытаний).

2. Не для всех видов аппаратуры на этапе опытной серии могут проводиться испытания на надежность.

С учетом сказанного при отработке ТЗ рекомендуется предусматривать требуемый уровень надежности и желаемую точность оценки, метод проверки показателей надежности, количество разрабатываемых опытных образцов, место и условия испытаний на надежность.

Запись требований по надежности в соответствующем разделе ТЗ можно рекомендовать в следующем виде.

Требуемая величина вероятности безотказной работы в течение времени, равном $t_{бр}$, должна быть p_0 . Нарabотка на отказ $T_{ср}$ [час]. Среднее время восстановления $T_{в}$ [час].

Расчет аппаратуры на заданную надежность должен быть представлен на этапе защиты технического проекта.

Испытания на надежность должны производиться в лабораторных условиях. Оценку результатов испытаний производить по последовательному методу. Точность оценки $T_0/T_{01}=1,5$ при рисках поставщика и заказчика $\alpha=\beta=0,1$.

На испытания должно быть предъявлено n образцов.

Приведенный пример формы записи требований по надежности отражает интересы поставщика и заказчика. Расчет надежности аппаратуры должен производиться, исходя из величин p_0 и T_0 . Если разработанная аппаратура будет иметь эти показатели, то она будет сдана с риском не более α . Заказчик аппаратуры должен отчетливо представлять, что с риском β он может принять разработанную аппаратуру, если она будет иметь фактическую наработку на отказ $T_{01}=T_0/1,5$. Существенно отметить, что принятие опытных образцов аппаратуры с $T_{ф}=T_{01}$ более опасно не для заказчика, а для разработчика, так как в ходе серийного производства будут иметь место частые случаи забракования партий.

ЗАДАНИЕ ТРЕБОВАНИЙ ПО НАДЕЖНОСТИ В ТЕХНИЧЕСКИХ УСЛОВИЯХ НА СЕРИЙНУЮ АППАРАТУРУ

Особенностью серийной аппаратуры в рассматриваемом отношении является наличие информации о надежности опытных образцов и образцов опытной серии. Поэтому вопросы планирования испытаний на надежность на этом этапе производства осуществляются сравнительно проще, чем на этапе разработки. Однозначно определяется понятие «объем партии». Если при определении объема выборки при испытаниях опытных об-

разцов под партией понимается количество экземпляров опытной серии, то при серийном производстве понимается количество экземпляров, изготовленное в период между испытаниями на надежность.

Запись требований по надежности в ТУ на серийную аппаратуру рекомендуется представлять в том же виде, как и на опытные образцы.

§ 6.3. Основные вопросы организации испытаний аппаратуры на надежность

Успех в проведении испытаний на надежность во многом зависит от их организации. Под организацией в данном случае понимается решение вопросов технологии испытаний (выбор метода испытаний; подготовка образцов к испытаниям; выбор условий и места проведения испытаний; подготовка испытательного оборудования; обслуживание аппаратуры в ходе испытаний; оценка результатов).

ПОДГОТОВКА ОБРАЗЦОВ К ИСПЫТАНИЯМ НА НАДЕЖНОСТЬ

Образцы опытного производства. Образцы опытного производства, предназначенные для испытаний на надежность, перед установкой на испытания должны быть проверены на соответствие ТЗ по электрическим параметрам.

Перед началом испытаний на надежность образцы опытного производства должны подвергаться предварительной приработке, продолжительность которой зависит от уровня нагрузок, действующих на аппаратуру в период приработки. Экспериментальные данные показывают, что продолжительность периода приработки существенно сокращается с повышением уровня воздействующих нагрузок. Методика определения продолжительности периода приработки аппаратуры изложена в гл. 2.

Проведение приработочных испытаний каждого образца (экземпляра) аппаратуры перед началом испытаний обеспечивает необходимую однородность их в отношении надежности.

Обобщение опыта эксплуатации показывает, что в течение приработочного периода выявляются ошибки производства, низкое качество отдельных элементов, недостаточная защита элементов от действия различных дестабилизирующих факторов (температура, механические нагрузки, нестабильность питающих напряжений и т. п.).

Образцы серийного производства. Испытаниям на надежность подвергаются образцы, отобранные в случайном порядке из числа образцов, прошедших приемно-сдаточные испытания за время между периодическими испытаниями. Отбор образцов на испытания производится заказчиком в присутствии представителя главного контролера качества на предприятии. Отобранные для испытаний образцы должны пройти предварительную приработку в течение времени, указанного для образцов опытного производства. Проведение приработки образцов серийного производства перед испытаниями на надежность должно предусматриваться в том случае, если каждый поставляемый заказчику экземпляр аппаратуры проходит указанную приработку. Особенно это важно для аппаратуры, рассчитанной на непродолжительную работу (бортовая ракетная аппаратура, отдельные виды самолетной, корабельной и специальной наземной аппаратуры).

ОБ УСЛОВИЯХ И РЕЖИМАХ ИСПЫТАНИЙ

Испытания по определению соответствия аппаратуры ТЗ и ТУ по надежности могут проводиться или в лабораторных условиях, или на объекте, для которого она предназначена (на автомашине, корабле, летательном аппарате).

Условия работы аппаратуры на объекте определяют его назначением. При определении лабораторных условий испытаний аппаратуры одинаково опасным является необоснованное облегчение или ужесточение испытательных режимов по сравнению с эксплуатационными. При согласовании условий и режимов испытаний заказчик проявляет тенденцию к заданию более тяжелых, а поставщик — более легких условий испытаний. В результате устанавливаются некоторые компромиссные

условия, которые с некоторым приближением характеризуют реальные условия эксплуатации.

Независимо от указанных тенденций существует ряд общих требований, с учетом которых должны устанавливаться режимы и условия лабораторных испытаний. Уровни нагрузок, воздействующих на аппаратуру при испытаниях на надежность, должны соответствовать наиболее вероятным уровням, имеющим место при эксплуатации. Эти уровни значительно ниже предельных, задаваемых для проверки конструкции.

Предельные уровни нагрузок в процессе эксплуатации встречаются сравнительно редко. Однако конструкция аппаратуры должна рассчитываться исходя из этих уровней. Проверка аппаратуры на устойчивость к воздействию предельных уровней нагрузок производится при специальных испытаниях (например, проверка защиты аппаратуры от электрических перегрузок и коротких замыканий; испытания на устойчивость к механическим и климатическим воздействиям), которые не входят в программу испытаний по проверке соответствия аппаратуры количественным требованиям по надежности.

При организации испытаний на надежность в лабораторных условиях важное значение имеет определение оптимального распределения воздействующих нагрузок. Особенно это важно тогда, когда имеется возможность осуществить одновременное воздействие всего комплекса нагрузок.

Анализ распределения отказов аппаратуры и ее элементов показывает, что если нельзя осуществить одновременное воздействие всего комплекса нагрузок, то раздельное их действие целесообразно воспроизводить в следующей последовательности: механические нагрузки (вибрации и удары); положительная температура; влажность; отрицательная температура; пониженное давление и работа аппаратуры в нормальных условиях. При такой последовательности действие перечисленных факторов проявляется более полно. В самом деле, появившиеся при механических воздействиях незначительные дефекты в узлах аппаратуры после циклического воздействия на них влаги и пониженной температуры могут привести к серьезным дефектам. В условиях эксплуатации самолетной и автомобильной аппаратуры

указанная последовательность воздействия нагрузок встречается очень часто в зимний период.

Продолжительность и уровень нагрузок при каждом виде воздействий зависит от назначения аппаратуры и указывается в ТЗ или ТУ.

В целях приближения лабораторных условий к реальным и облегчения их проведения суммарную продолжительность испытаний каждого экземпляра рекомендуется разделить на три равных цикла. В течение каждого цикла аппаратура должна подвергаться всем видам воз-

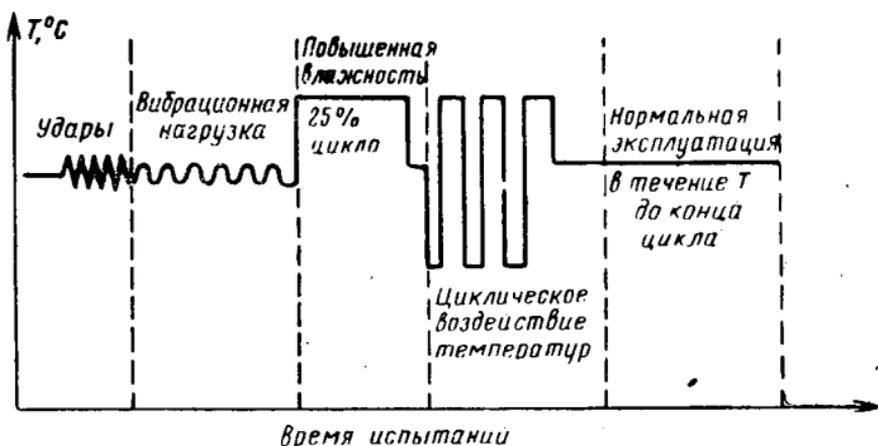


Рис. 6.1. Рекомендуемое распределение нагрузок при лабораторных испытаниях аппаратуры летательных аппаратов.

действий в течение $\frac{1}{3}$ времени для каждого вида нагрузок (в дальнейшем изложении эти циклы будем называть основными).

На рис. 6.1 в качестве примера приведен один из вариантов возможной последовательности распределения нагрузок при лабораторных испытаниях на надежность аппаратуры летательных аппаратов.

Характер нагрузок, действию которых должна подвергаться аппаратура при испытаниях на надежность в лабораторных условиях, зависит от ее назначения. Например, при испытаниях наземной стационарной аппаратуры определяющим фактором будет являться повышенная положительная температура. Действие этой температуры не должно быть непрерывным в течение всего периода испытаний. В ТЗ и ТУ оговаривается максимальная продолжительность непрерывной работы аппаратуры и это должно соблюдаться в ходе испыта-

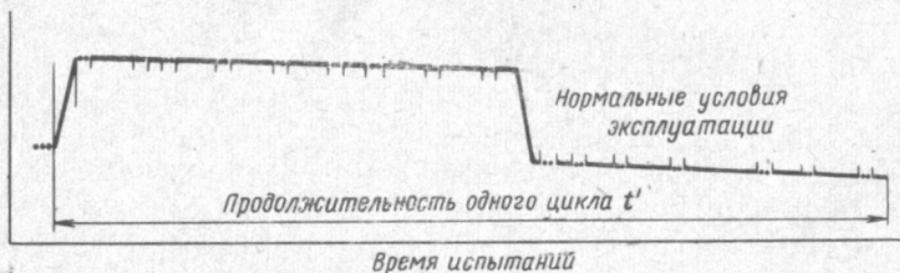
ний. Повышенная положительная температура должна действовать в течение времени, которое характерно при эксплуатации аппаратуры. Например, если рассматривать работу аппаратуры в районах с сухим климатом, то продолжительность (без перерыва) действия высокой положительной температуры может составить 12—16 час. При испытаниях аппаратуры летательных аппаратов важным является воспроизведение циклического действия температуры (положительной и отрицательной) и механических нагрузок, характеризующих периоды взлета (старта), полета по назначению и посадки.

Для автомобильной аппаратуры и аппаратуры, размещенной на легких кораблях, существенным является воспроизведение механических нагрузок и положительной температуры. Для всех видов аппаратуры, как было указано выше, важным является имитация включений и выключений с частотой, соответствующей реальным условиям эксплуатации.

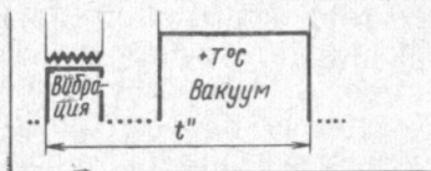
В гл. 4 было показано, что при испытаниях на надежность, исходя из эргодичности потока отказов, возможна замена выбора по множеству выбором по времени, т. е. можно уменьшать количество испытываемых экземпляров при соответствующем увеличении продолжительности испытаний.

Реализация этого условия для аппаратуры многократного действия не встречает трудностей, если суммарная продолжительность механических воздействий, которым подвергается каждый экземпляр аппаратуры, не превышает допустимой продолжительности, определенной из прочностных свойств материалов и конструкций. Значительно сложнее решается вопрос применительно к аппаратуре однократного действия. Оценка надежности этой аппаратуры, по нашему мнению, должна производиться в двух режимах: в режиме старта и в режиме полета (непосредственного выполнения задачи). Режим старта характеризуется работой аппаратуры в условиях носителя (корабля, самолета, автомобиля, стартовой площадки). В этом режиме аппаратура подвергается частому включению. Поэтому и при испытаниях на надежность каждый экземпляр выборки также может включаться несколько раз, если суммарная нагрузка и число включений не превышают технического ресурса аппаратуры. Замена количества испытываемых

экземпляров временем их испытаний возможна и при работе аппаратуры в режиме полета. Экспериментально установлено, что при работе каждого экземпляра аппаратуры в течение нескольких десятков циклов, имитирующих режим полета (по условиям и по продолжительности), не наблюдается отказов, связанных с усталостными свойствами элементов, материалов и узлов аппаратуры. Это положение хорошо подтверждается



а)



б)

Рис. 6.2. Возможное распределение нагрузок при лабораторных испытаниях бортовой аппаратуры:

а — в режиме старта; б — в режиме полета; — включено; ... выключено.

данными эксплуатации отдельных видов самолетной аппаратуры, условия работы которой в значительной степени приближаются к условиям работы бортовой ракетной аппаратуры.

На рис. 6.2 в качестве примера приведен возможный вариант распределения нагрузок при лабораторных испытаниях бортовой аппаратуры.

ПЛАНИРОВАНИЕ ИСПЫТАНИЙ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ НА НАДЕЖНОСТЬ

Радиоэлектронная аппаратура как объект испытаний имеет ряд особенностей: высокую сложность, значительную стоимость и сравнительно небольшое количество

экземпляров, изготавливаемых в течение квартала, полугодия, года. Эти особенности приводят к тому, что для испытаний, как правило, не может выделяться большого количества экземпляров. Поэтому основное требование, которое предъявляется к выбранному плану испытаний на надежность, заключается в получении заданной точности оценок при минимальном объеме испытаний.

Метод последовательных испытаний. В зависимости от критериев, принятых для оценки надежности аппаратуры, исходными данными для планирования испытаний на надежность являются:

T_{01} — минимально допустимая наработка на отказ;

T_0 — приемлемое значение наработки на отказ, исходя из которого производится расчет аппаратуры на надежность;

α и β — риски поставщика и заказчика соответственно.

Если в качестве показателей надежности принята вероятность безотказной работы аппаратуры в течение заданного времени, то исходными данными для планирования будут:

$p_{01}(t)$ — минимально-допустимая вероятность безотказного действия аппаратуры в течение времени t ;

$q_0(t)$ — приемлемое значение величины вероятности отказа, исходя из которого производится расчет аппаратуры на надежность;

α и β — риски поставщика и заказчика соответственно.

По заданным в ТЗ (ТУ) величинам показателей надежности и значениям рисков определяется объем испытаний.

В табл. 6.1 в качестве примера приведены данные расчета ожидаемого объема испытаний при оценке результатов по последовательному критерию (расчет производится по формулам, рассмотренным в § 4.4 и 4.6).

Как видно из таблицы, рекомендуемое для испытаний количество экземпляров определено с учетом сложности аппаратуры*.

Метод однократной выборки при числе отказов $c=0$. В качестве критериев оценки надежности аппаратуры

* Под сложностью аппаратуры в рассматриваемом случае понимается примененное в ней число электро-радиоэлементов.

Планируемый объем испытаний при оценке надежности по последовательному методу

Группа аппаратуры (по назначению)	Сложность (количество элементов)	Планируемая продолжительность испытаний	Количество экземпляров	Показатели	Минимальная продолжительность испытаний
1	Более 4000	$\frac{20 T_0}{n}$	1—2	$\alpha = \beta = 0,1$ $T_0/T_{01} = 1,5$	$7 T_0$
	1000—4000	$\frac{20 T_0}{n}$	4—6	$T_0/T_{01} = 1,5$	$7 T_0$
	Менее 1000	$\frac{20 T_0}{n}$	6—10	$T_0/T_{01} = 1,5$	$7 T_0$
2	Независимо от сложности	$0,05 T_0$	2—5	$q_0 = 0,05$ $q_{01}/q_0 = 3$ $\alpha = \beta = 0,1$	t
3	Независимо от сложности	$\frac{60 t}{n}$	Не менее 5	$q_0 = 0,01$ $q_{01}/q_0 = 5$ $\alpha = \beta = 0,1$	$\frac{20 t}{n}$

t — требуемое время безотказной работы аппаратуры.

в рассматриваемом случае принимаются величины $p_0(t)$ и $p_{01}(t)$ или $q_0(t)$ и $q_{01}(t)$.

По заданным в ТЗ (ТУ) значениям показателей надежности определяется объем испытаний. В табл. 6.2 в качестве примера приведены объемы выборок (в зависимости от объема партий и величин рисков), рассчитанные по формулам, приведенным в § 4.2.

При определении объема выборки (испытаний) для оценки надежности опытных образцов, по нашему мнению, можно исходить из предположения, что опытные образцы представляют случайную выборку из партий аппаратуры, которая будет изготовлена по разработанной технологии опытного производства. Это допущение основывается на следующих технических предпосылках:

— электро-радиоэлементы, применяемые для изготовления опытных образцов, по качеству и надежности практически не будут отличаться от электроэлементов для опытной партии;

— опытные образцы, предъявляемые для испытаний, должны изготавливаться по технологии, разработанной

**Планируемый объем испытаний в случае оценки
надежности при числе отказов $c = 0$**

q_{01}	Количество периодов (γ_n) испытаний длительностью каждый (t' или t'')								
	20	30	100	500	>1000	20	30	1000	
	$\beta = 0,1$					$\beta = 0,2$			
0,01	—	30	90	185	206	—	30	149	
0,05	18	23	37	49	43	16	20	32	
0,1	14	16	21	23	23	11	12	15	
0,15	10	12	14	14	14	8	9	10	
0,2	8	9	10	11	11	6	7	8	
	$q_{01}/q_0 = 22$					$q_{01}/q_0 = 15,3$			

для опытной партии серийного производства (одновременно со сдачей образцов сдается и технология их изготовления).

Используя данные, приведенные в табл. 6.1 и 6.2, в большинстве случаев представляется возможным сравнительно просто определить требуемый объем выборки (испытаний).

ОЦЕНКА РЕЗУЛЬТАТОВ ИСПЫТАНИЙ

Методика оценки результатов испытаний зависит от примененного метода испытаний аппаратуры на надежность.

Последовательный метод. Для облегчения планирования испытания при последовательном методе целесообразно проводить тремя последовательными циклами. Например, если общая продолжительность испытаний на один экземпляр аппаратуры равна $20 T_0$ (при $\alpha = \beta = 0,1$ и $T_0/T_{01} = 1,5$), то продолжительность одного цикла будет равна

$$\frac{20T_0}{3} \approx 7T_0.$$

С учетом сделанных замечаний методика оценки результатов испытаний при последовательном методе бу-

дет состоять в следующем. По результатам испытаний аппаратуры в течение первого основного цикла определяется число отказов (k^*), которое наносится на графики зависимости $k=f(t/T_0)$, приведенные в § 4.4. Если точка с координатами $(k^*, t/T_0)$ попадает в область соответствия, то аппаратура принимается. Если эта точка попадает в область несоответствия, то аппаратура возвращается на доработку. Если указанная точка попадает в область неопределенности, то испытания продолжаются в течение второго основного цикла, по результатам которого производится оценка, аналогичная рассмотренной выше. Если после второго цикла также нельзя принять решение о соответствии или несоответствии аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ) по надежности, проводятся испытания в течение третьего основного цикла. Если и после третьего цикла не может быть принято положительного (или отрицательного) решения, то испытания продолжаются до появления k_0 отказов (например, $k=42$ при $\alpha=\beta=0,1$, $T_0/T_{01}=1,5$) или наработки, равной $33 T_0$ (при $\alpha=\beta=0,1$ и $T_0/T_{01}=1,5$ величина $k_0=33$).

Если k_0 отказов появилось при наработке, меньшей $33 T_0$, то аппаратура не соответствует требованиям ТЗ (ТУ). Если при наработке появилось меньше чем k_0 отказов, то аппаратура соответствует предъявленным требованиям. Для случая $T_0/T_{01}=2$ и $\alpha=\beta=0,1$ продолжительность одного основного цикла равна $3 T_0$, т. е. в 2,3 раза меньше, чем при $T_0/T_{01}=1,5$.

Метод однократной выборки при приемочном числе отказов $c=0$. Если после испытаний аппаратуры в течение числа периодов, равного величинам, приведенным в табл. 6.2, не возникнет ни одного отказа, то аппаратура принимается. Если за это время появится хотя бы один отказ, то аппаратура возвращается на доработку.

Метод оценки по доверительным интервалам. При однократной выборке по результатам испытаний определяется опытное значение наработки на отказ $T^*_{\text{ср}}$. Если полученная величина $T^*_{\text{ср}}$ больше нижней границы доверительного интервала, то аппаратура принимается, если меньше — аппаратура возвращается на доработку.

ОРГАНИЗАЦИЯ ОБСЛУЖИВАНИЯ АППАРАТУРЫ В ПРОЦЕССЕ ИСПЫТАНИЙ

Испытания по определению количественных показателей надежности проводятся в зависимости от назначения аппаратуры после выполнения следующих испытаний:

- 1) проверки режимов работы и условий применения элементов аппаратуры;
- 2) электрических испытаний изоляции;
- 3) испытаний на устойчивость к механическим и климатическим воздействиям;
- 4) испытаний на прочность к воздействиям механических нагрузок.

При проведении испытаний обслуживающий персонал должен строго обеспечивать следующие правила:

— периодическое включение и выключение аппаратуры;

— осуществление рабочих операций (в соответствии с инструкцией по эксплуатации и особенностями применения аппаратуры);

— изменение питающих напряжений в пределах норм, указанных в ТУ (при этом время работы аппаратуры при напряжениях, отличных от номинальных, должно составлять 25% от общего времени испытаний);

— периодическое измерение основных параметров аппаратуры;

— конкретный порядок проведения испытаний, учитывающий специфику испытываемой аппаратуры.

Обслуживание аппаратуры при проведении испытаний по определению количественных показателей надежности осуществляется бригадами, прошедшими предварительную подготовку на предприятии, которое разработало аппаратуру.

При проведении испытаний обслуживающий персонал производит профилактические осмотры, замену комплектующих изделий и регулировку аппаратуры в строгом соответствии с инструкцией по эксплуатации. В случае обнаружения в ходе испытаний недостатков инструкции по эксплуатации разработчик должен произвести необходимые уточнения. Мелкие неисправности, возникающие в процессе испытаний, устраняются бригадой, проводящей испытания при участии представителей

организации-изготовителя. Серьезные неисправности устраняются организацией-изготовителем при участии бригады, проводящей испытания.

Если испытания и обслуживание аппаратуры проводятся в соответствии с инструкцией по эксплуатации, то представители организации-изготовителя не должны вмешиваться в действия бригады, испытывающей аппаратуру.

Основными рабочими документами при проведении испытаний на надежность являются:

- программа испытаний на соответствие техническим требованиям (для опытных образцов);
- технические условия на изготовление и приемку (для серийных образцов);
- нормализационные документы, определяющие нормы воздействия нагрузочных и возмущающих факторов;
- перечень испытательного оборудования и контрольно-измерительной аппаратуры;
- перечень элементов, разрешенных к применению в аппаратуре определенного назначения;
- общая методика проведения испытаний на надежность;
- методика оценки режимов и условий работы комплектующих аппаратуру элементов;
- форма учета отказов и неисправностей для конкретных испытаний;
- порядок подсчета и анализа отказов аппаратуры при испытаниях на надежность.

По результатам испытаний составляется протокол, в котором отражаются: данные о надежности испытанных образцов; подробный анализ выявленных в процессе испытаний дефектов и рекомендации о доработке ненадежных узлов; данные о составе запасного имущества; качество эксплуатационной и технической документации.

В процессе испытаний должен производиться учет времени работы и простоев аппаратуры. Кроме того, должен вестись журнал, в котором фиксируются замечания персонала, проводящего испытания. Время наработки образцов аппаратуры при оценке количественных показателей надежности отсчитывается с момента начала испытаний.

Запись результатов испытаний должна содержать следующие сведения:

- наработку образца аппаратуры до испытаний на надежность;
- общую наработку за время испытаний;
- наработку при различных видах климатического и механического воздействия;
- на каком часе работы и при каком виде испытания произошел отказ;
- анализ причины отказа;
- время, затраченное на отыскание и устранение неисправности (желательно отдельно);
- число включений и выключений испытываемого образца.

Для повышения точности оценки результатов испытаний учет времени работы аппаратуры целесообразно вести с помощью самопишущего прибора. Самописец должен быть включен в цепь питания объекта. В процессе и по окончании испытаний проводится анализ результатов и оценка соответствия испытываемой аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ).

КЛАССИФИКАЦИЯ И УЧЕТ ОТКАЗОВ ПРИ ИСПЫТАНИЯХ НА НАДЕЖНОСТЬ

Правильный учет отказов в процессе испытаний аппаратуры на надежность имеет очень большое значение, так как определение количественных показателей надежности производится по числу отказов, имевших место в процессе испытаний.

Для того чтобы правильно определить количественные характеристики надежности, следует разделять отказы на независимые, когда отказ одного элемента (одной детали) не вызывает отказа других элементов, и зависимые отказы, когда отказ одного элемента влечет за собой отказ ряда других взаимодействующих элементов.

Такое подразделение отказов позволяет более объективно определять основные количественные характеристики надежности: групповой отказ рассматривается как один отказ. Независимые отказы должны учитываться каждый в отдельности, даже если они зафиксированы

одновременно. Особое внимание необходимо уделять анализу отказов с точки зрения причины их появления. Отказы, возникшие вследствие явного конструктивного или производственного дефекта и устраненные уже в процессе испытаний, не будут являться характерными для последующих образцов аппаратуры, поэтому их не следует учитывать при определении наработки на отказ. Не должны учитываться также отказы, возникшие в результате неправильной эксплуатации или нарушения режима испытаний, и отказы, возникшие в процессе испытаний на различные виды воздействий, если они носят систематический характер и возникают по причине несоответствия аппаратуры тому или иному виду и уровню воздействия. В этом случае регистрируется факт несоответствия аппаратуры ТУ на определенный вид воздействия. Все несистематические отказы, возникшие при испытаниях при любом виде воздействия, непременно должны учитываться.

Обнаруженные в процессе испытаний дефекты следует рассматривать на предмет того, могут ли они привести к отказу аппаратуры во время ее нормальной работы при эксплуатации (или увеличат время на подготовку аппаратуры к применению).

Таким образом, при анализе результатов испытаний отказы целесообразно классифицировать следующим образом:

а) отказы, вызванные схемно-конструктивными недостатками (неправильный режим применения элементов, критичность параметров аппаратуры к изменению параметров элементов и т.д.);

б) отказы, вызванные производственными недостатками (ошибки монтажа, применение некачественных материалов, нарушение технологии сборки и т.д.);

в) отказы, вызванные нарушением инструкции по эксплуатации;

г) отказы, вызванные применением ненадежных элементов.

При оценке количественных показателей надежности по результатам испытаний учитываются все отказы, возникшие за время испытаний (в том числе и при проведении профилактических работ и проверок), за исключением указанных выше случаев.

В приложениях 16 и 17 приведены рекомендуемые формы учета времени наработки аппаратуры и возникающих отказов в процессе испытаний.

§ 6.4. Разработка программы испытаний аппаратуры на надежность

В зависимости от этапа производства аппаратуры программа испытаний разрабатывается поставщиком аппаратуры или комиссией, назначенной для проведения испытаний. Независимо от вида аппаратуры и места проведения испытаний программа должна содержать следующие разделы: цель испытаний; характеристику объекта испытаний; планируемую продолжительность или объем испытаний; методику испытаний; оформление результатов.

Рассмотрим примеры возможных программ по организации испытаний различных видов аппаратуры.

ПРОГРАММА ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ КОРАБЕЛЬНОЙ АППАРАТУРЫ

I. Общие положения

1. Настоящая программа испытаний аппаратуры (указывается тип) составлена на основании ТЗ и нормалей, определяющих методы и условия испытаний корабельной аппаратуры на надежность.

2. Испытания проводятся в m этапов.

II. Цель испытаний

3. Испытания проводятся для оценки соответствия аппаратуры (указывается тип) требованиям ТЗ по надежности по следующей программе:

— аппаратура испытывается в лабораторных условиях с отдельным (последовательным) воздействием климатических и механических нагрузок в выключенном состоянии;

— проверяется функционирование аппаратуры (во включенном состоянии) на установке (указывается тип установки) в нормальных климатических условиях и при непрерывной (или периодической) работе (t_1 [час] работы и t_2 [час] перерыва);

— работа аппаратуры в каждом цикле проверяется при колебаниях напряжения питания (указываются пределы изменения питающих напряжений);

— измеряются выходные параметры отдельных узлов и аппаратуры в целом на соответствие техническим данным (в конце каждого цикла).

III. Объект испытаний

4. Испытаниям подвергается аппаратура (указывается тип) в количестве n экземпляров.

IV. Планируемая продолжительность испытаний

5. Продолжительность испытаний $T_{\text{и}}$ определяется как сумма времени приработки аппаратуры $T_{\text{пр}}$, времени работы аппаратуры при испытаниях по определению соответствия ее требованиям ТЗ по надежности $T_{\text{р}}$ и времени перерывов в работе при испытаниях.

Продолжительность приработки $T_{\text{пр}} = \dots$ час.

Время испытаний $T_{\text{р}}$ каждого экземпляра аппаратуры для заданных величин $\alpha = \beta = 0,1$ и $T_0/T_{01} = 1,5$. При двух экземплярах испытываемой аппаратуры и при $T_0 = 100$ час, $T_{\text{р}} = 1000$ час.

$$T_{\text{р}} = \frac{20T_0}{2} = 10T_0.$$

Продолжительность перерыва в работе $T_{\text{п}} = \dots$ час.

Суммарная продолжительность испытаний каждого экземпляра составит

$$T_{\text{и}} = T_{\text{пр}} + T_{\text{р}} + T_{\text{п}} \text{ [час]}.$$

V. Методика испытаний

6. Испытания аппаратуры планируются осуществлять в три цикла продолжительностью $T_{\text{и}}/3 = \dots$ час каждый. Применяется последовательный метод контроля.

Последовательность каждого вида испытаний в течение цикла приведена в табл. 6.3.

Испытания на вибрацию проводятся в рабочем состоянии аппаратуры. Блоки и узлы закрепляются на плат-

**Последовательность и время воздействий
нагрузок при испытаниях на надежность**

Время приработки, час	Время одного цикла, час					
	при вибрации	при повышенной влажности	при повышенной температуре	при повышенном питающем напряжении	при пониженном питающем напряжении	при нормальных условиях работы аппаратуры
...

форме стенда на амортизаторах. Вибрация осуществляется в некотором диапазоне частот $f_1—f_2$ одним из следующих способов: на стенде с однокомпонентной вибрацией при положении аппаратуры под углом θ_1 ко всем координатным осям; на стенде с однокомпонентной вибрацией при положении аппаратуры под углом θ_2 к двум координатным осям (на ребро); на стенде с однокомпонентной вертикальной или горизонтальной вибрацией поочередно в трех взаимно перпендикулярных положениях испытываемой аппаратуры.

Уровень ускорений и частот приведен в ТУ.

Повышенная влажность. Испытания аппаратуры производятся в камере (тип камеры) в течение t [час] в рабочем состоянии. Температура в камере повышается до $T^\circ\text{C}$ (и относительная влажность до $h\%$). Данный режим поддерживается в течение t [час]. После окончания испытаний на влажность температура и влажность снижаются до нормальных условий, в которых выдерживается аппаратура в течение t [час], после чего проверяется функционирование аппаратуры.

Испытания при работе аппаратуры в нормальных условиях. Испытания проводятся на стенде (тип стенда). После контроля функционирования аппарата включается для проверки на безотказность действия в следующем режиме: t [час] непрерывной работы, t [час] перерыв и т. д.

Профилактические осмотры проводятся после t часов испытаний.

Учет времени работы аппаратуры при испытаниях производится по форме 1 (см. приложение 16). Учет и

анализ отказов и неисправностей производится по форме 2 (см. приложение 17).

Отказом считается такое состояние аппаратуры, при котором она полностью теряет способность выполнять заданные функции или когда любой ее определяющий параметр находится за пределами установленных допусков, оговоренных в ТЗ. Неисправностью считается такое состояние аппаратуры, при котором затрудняется ее эксплуатация, но основные параметры находятся в пределах допусков.

7. При анализе отказов их следует разделять на следующие группы:

— отказы, вызванные схемно-конструктивными недостатками;

— отказы, вызванные производственными недостатками;

— отказы, вызванные ошибками обслуживания.

VI. Оценка результатов испытаний

8. По результатам испытаний первого цикла определяется количество отказов аппаратуры (k^*). По графику зависимости $k=f(t/T_0)$ для $\alpha=\beta=0,1$ и $T_0/T_{01}=1,5$ принимается решение о соответствии (несоответствии) аппаратуры требованиям ТЗ по надежности или о продолжении испытаний.

Если после первого цикла принято решение о продолжении испытаний, то указанная оценка производится снова после окончания второго цикла.

Если и после второго цикла принято решение о продолжении испытаний, то указанная оценка повторяется и после окончания испытаний в третьем цикле.

VII. Организация испытаний

9. Испытания по приработке аппаратуры проводятся силами организации-разработчика.

Испытания на безотказность действия ведутся бригадой операторов, прошедших специальное обучение.

При возникновении отказа или неисправности бригадой операторов совместно с разработчиками устанавливается причина отказа (неисправности). Решение о продолжении (прекращении) испытаний принимается комиссией, проводящей приемку аппаратуры.

Ремонт отказавших узлов и блоков производится силами предприятия-разработчика.

VIII. Оформление результатов испытаний

По окончании испытаний составляется протокол, в котором излагаются результаты испытаний и выводы о соответствии аппаратуры требованиям ТЗ.

Рассмотренный вариант программы испытаний является сравнительно полным. В нем нашли отражение все вопросы планирования и организации испытаний. Во многих случаях можно ограничиться сокращенным вариантом программы испытаний. Сокращенный вариант программы рассмотрим на примере планирования испытаний бортовой аппаратуры летательных аппаратов.

ПРОГРАММА ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ КОРАБЕЛЬНОЙ АППАРАТУРЫ

I. Цель испытаний

1. Испытания проводятся с целью определения количественных показателей надежности аппаратуры в соответствии с ТЗ (ТУ).

II. Объект испытаний

2. Испытаниям подвергнуть два экземпляра аппаратуры. Испытания проводит предприятие совместно с представителем заказчика.

III. Объем и последовательность испытаний

3. Испытания по определению количественных показателей надежности проводятся в лабораторных условиях на изделиях, прошедших испытания по программе специальных испытаний, в следующей последовательности: ударные нагрузки; вибрационные нагрузки; повышенная влажность; циклическое воздействие температуры.

В процессе испытаний производится учет времени работы аппаратуры и учет отказов по формам 1 и 2 (см. приложения 16 и 17).

Испытания проводятся в три цикла при следующих воздействиях (на одно изделие): ударных и вибрационных нагрузках, в повышенной влажности и циклическом воздействии температур.

IV. Методика испытаний

4. Испытания на воздействие ударных нагрузок проводить в соответствии с пунктом l_1 ТУ.

Частота ударов F уд/мин, ускорение g , длительность ударного импульса τ сек. Режим работы аппаратуры t_1 [мин] в выключенном состоянии, t_2 [мин] при поданном напряжении.

После испытания проверить аппаратуру на соответствие ТУ.

5. Испытания на воздействие вибрационных нагрузок в диапазоне частот проводить в соответствии с пунктом l_2 ТУ. Вибрацию производить на фиксированных частотах f_1, f_2, \dots, f_n с амплитудой a [мм] по t [мин] на каждой частоте.

Режим работы: t_1 [мин] без питания; t_2 [мин] под напряжением на частотах вибраций f_1, f_2, \dots, f_n с нагрузкой по t_3 [мин] на каждой частоте.

Режим работы: t_1 [мин] без питания; t_2 [мин] под напряжением. При работе с включенным электропитанием проверять изделия на соответствие ТУ.

6. Сопротивление изоляции проверять мегомметром на U [в.]. Сопротивление изоляции должно быть не менее R [Мом].

7. После воздействия на аппаратуру климатических факторов и выдержки в нормальных климатических условиях в течение t [час] проверить изделия на соответствие пункта l_3 ТУ.

8. Испытания на циклическое воздействие температур проводить по пункту l_4 программы. Испытания проводятся в течение m циклов.

Состав цикла: время выдержки в камере холода t_1 [час] в нерабочем состоянии; t_2 [мин] при поданном напряжении; время выдержки в термобарокамере t_3 [час] в нерабочем состоянии; t_4 [мин] при поданном напряжении U в.

Во время испытаний проводить проверки на соответствие ТУ.

Время переноса аппаратуры из камеры холода в камеру тепла и обратно должно быть не более t мин. По окончании испытаний аппаратура выдерживается в нормальных климатических условиях t [час]. После выдержки произвести проверку аппаратуры на соответствие ТУ.

Температура воздуха не должна отличаться от температуры в камере более чем на $\pm T^\circ \text{C}$.

9. Испытания на воздействие повышенной влажности проводить в соответствии с ТУ. Продолжительность испытаний час. После час выдержки аппаратуры в камере начинается очередной цикл испытаний. Число циклов составляет m_1 , при следующем режиме работы аппаратуры: t_1 [час] в выключенном состоянии; t_2 [мин] при поданном напряжении.

По окончании испытаний, не вынимая аппаратуры из камеры влажности, производить проверку электрической прочности и сопротивления изоляции на соответствие ТУ.

Проверку электрической прочности изоляции проводить при испытательном напряжении:

- цепей переменного тока U [в], f [гц];
- цепей постоянного тока U_1 [в], f [гц].

10. Испытания в нормальных климатических условиях проводить: весь первый цикл — при номинальных напряжениях; второй цикл — при номинальных напряжениях t_1 , при повышенных напряжениях t_2 , соответствующих ТУ, третий цикл — при номинальных напряжениях t_3 , при пониженных напряжениях t_4 , соответствующих ТУ.

В конце испытаний аппаратуру проверить на соответствие ТУ.

V. Оценка и оформление результатов испытаний

11. По результатам испытаний первого цикла определяется количество отказов аппаратуры (k^*). По графику, приведенному в пункте l_5 ТУ, по числу k^* принимается решение о соответствии или несоответствии аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ) или о продолжении испытаний.

VI. Организация испытаний

12. Испытания организуются в соответствии с пунктом l_6 ТУ.

VII. Оформление результатов испытаний

13. По окончании испытаний поставщик совместно с представителем заказчика составляет протокол, в котором излагаются результаты испытаний и выводы о соответствии аппаратуры требованиям ТЗ (ТУ).

Приведенные примеры по составлению программ испытаний, по нашему мнению, будут полезными при разработке программ испытаний конкретных образцов аппаратуры.

§ 6.5. Экономические вопросы испытаний аппаратуры на надежность

Существенную экономию в затратах труда, материалов, средств и времени можно получить путем рационального выбора программы испытаний на надежность и системы обслуживания аппаратуры в процессе испытаний. Для подсчета экономии при выборе той или иной программы испытаний и упрощении обслуживания в процессе испытаний можно использовать методику, предложенную в [29].

Сущность этой методики состоит в том, что основные предложения по рациональному проведению испытаний и внесению в их процессе изменений в конструкцию аппаратуры сводятся в таблицы. Затем подсчитывается экономия от реализации этих предложений.

Каждый из показателей производства и испытаний — затраты средств труда, времени, обслуживающего персонала и т. д. — оценивается на стадии макетных испытаний опытного или серийного образца. Далее может быть подсчитана экономия от внедрения рекомендаций по рациональному проведению испытаний. Таким образом еще до окончательной разработки аппаратуры каждая рекомендация по проведению испытаний может быть экономически оценена как для заказчика, так и для поставщика.

Основные данные для оценки рекомендаций по проведению испытаний аппаратуры сводятся в табл. 6.4.

Заполнение таблицы и соответствующий подсчет позволяют определять сравнительные достоинства той или иной программы испытаний, совершенство системы обслуживания, экономические показатели.

Эти данные относятся как к поставщику, так и к заказчику.

В колонке 1 дается краткое описание рекомендации по изменению проведения испытаний или изменений, вносимых в образец для повышения надежности и улучшения обслуживания в процессе испытаний. Каждая рекомендация записывается отдельно.

В колонке 2 записывается количество поставляемых заказчику на испытания образцов аппаратуры. Затем учитывается количество изменений в программе испытаний или предполагаемых изменений в образцах аппаратуры. Перемножение цифр, стоящих во второй и третьей колонках, позволяет характеризовать суммарный выигрыш или потери при выполнении рассматриваемой программы испытаний и изменений конструкции аппаратуры.

Данные, записанные в колонки 4—9, используются для определения суммарной экономии или потерь поставщика, которые получаются от внедрения данных рекомендаций по проведению испытаний. Любое увеличение времени на изменение конструкции образца или изменение программы испытаний является однократным. Выигрыш или потери в процессе производства испытаний повторяются в соответствии с числом рекомендаций за время всей программы испытаний. Экономия в количестве человеко-часов в процессе производства и испытаний одного вида повторяется и равна количеству выпущенных или испытанных образцов.

В колонке 7 записывается стоимость проведения испытания до принятия рекомендаций, а в колонке 8 — стоимость проведения испытаний после внедрения рекомендаций. Суммарная экономия или убытки, являющиеся результатом внесения изменений в аппаратуру или программу испытаний, записываются в числителе для каждого отдельного образца в колонку 10, в знаменателе — общее суммарное изменение стоимости испытаний всех выпущенных образцов.

Учет экономии средств при изменениях

Аппаратура	Количество		Поставщик					
			человеко-часы			затраты средств		
	Рекомендации	Образцов	Изменений в программе испытаний и образце	Первоначальные	Предлагаемые	Суммарные	Первоначальные	Предлагаемые
1	2	3	4	5	6	7	8	9

В колонках 10—19 содержатся данные, позволяющие заказчику сделать выбор программы испытаний и количества испытуемых образцов. Суммарные экономия или потери заказчика при испытаниях аппаратуры являются функцией ее надежности, правильности выбора программы испытаний, наработки аппаратуры в процессе испытаний, количества образцов.

Общий экономический эффект от внедрения рекомендаций, выраженный в человеко-часах, стоимости и связанный с количеством пунктов программы испытаний или количеством плановых проверок и профилактических работ может быть подсчитан путем умножения цифр, стоящих в колонках 2, 3 и 10 (или 13), на результирующее изменение человеко-часов (стоимости и т. д.) для одного образца.

Общий эффект от внедрения отдельной рекомендации по изменению сроков на проведение плановой профилактики в результате конструктивной доработки получается путем перемножения цифр, стоящих в колонках 2, 3, 13 и 15.

Испытания на надежность связаны с накоплением статистических данных. Необходимо решить вопрос о выборе такого количества образцов аппаратуры для испытаний, при котором их стоимость будет минимальной. Ожидаемая скорость испытаний может быть найдена по формуле

в программе испытаний и образцах

Заказчик									
количество испытаний		количество проверок		человеко-часы			затраты средств		
Действительных	Плановых	Действительных	Плановых	Первоначальные	Предлагаемые	Суммарные	Первоначальные	Предлагаемые	Суммарные
10	11	12	13	14	15	16	17	18	19

$$C_{\text{и}} = C_1 n + C_{1\text{и}} n T_{\text{и}} + C_{\text{пр}} m_{\text{пр}} + C_2, \quad (6.1)$$

где C_1 — стоимость одного образца аппаратуры;
 $C_{1\text{и}}$ — стоимость испытания одного образца в единицу времени;
 n — количество испытываемых образцов;
 $T_{\text{и}}$ — продолжительность испытаний;
 $C_{\text{пр}}$ — стоимость каждой проверки при испытаниях;
 $m_{\text{пр}}$ — количество проверок;
 C_2 — первоначальная стоимость организации испытаний.

При испытаниях n образцов, при числе отказов n_j во время испытаний среднее время продолжительности испытаний может быть определено по формуле

$$T_{\text{и ср}} \approx T_{\text{ср}} \ln \frac{n + 0,5}{n - n_j + 0,5}. \quad (6.2)$$

Среднее количество проверок (при экспоненциальном законе распределения времени между проверками) до появления n_j отказов находится по формуле

$$m_{\text{пр ср}} = \frac{n_j}{1 - \exp(-t_{\text{пр}}/T_{\text{ср}})}, \quad (6.3)$$

где $t_{\text{пр}}$ — интервал времени между изменениями параметров аппаратуры в процессе испытаний.

Подставляя выражения (6.2) и (6.3) в формулу (6.1), получаем

$$C_n = C_1 n + \left[T_{cp} \ln \left(\frac{n + 0,5}{n - n_j + 0,5} \right) \right] C_{1n} n + \\ + \left[\frac{n_j}{1 - \exp(-t_{np}/T_{cp})} \right] C_{np} + C_2. \quad (6.4)$$

Пусть проводятся испытания на надежность, причем к аппаратуре предъявляется требование $T_{cp} = 4000$ час, $\alpha = \beta = 0,01$, $T_{01}/T_{cp} = 0,2$.

Как видно, на испытания предъявляется высоконадежная аппаратура, риски поставщика и заказчика установлены весьма малые. В процессе испытаний проверка образцов проводится один раз через 100 час. Величина $t_{np} = 100$ час. Стоимость образца составляет 2 денежные единицы, а стоимость его испытаний в течение одной проверки соответственно равна

$$C_{1n} = 0,1 \frac{\text{денежных единиц}}{\text{образец} \cdot \text{час}}, C_{np} = 0,5 \frac{\text{денежных единиц}}{\text{одну проверку}}.$$

Стоимость организации испытаний C_2 определяется по табл. 6.5 и зависит от числа испытываемых образцов.

Таблица 6.5

**Стоимость организации
испытаний на надежность**

Количество образцов	Стоимость в денежных единицах
1	100
5	150
10	200
15	225
20	250
50	250

Так как величина $t_{np} C_{np}$ постоянна, то при определении минимальной стоимости ею можно пренебречь. Для определения $C_{n \text{ мин}}$ необходимо найти минимальное значение выражения

$$C_{n \text{ мин}} = 2n + 4000 \ln \left(\frac{n + 0,5}{n - n_j + 0,5} \right) + C_2. \quad (6.5)$$

Необходимое количество отказов для принятия решения по испытаниям находится из условия решения уравнения

$$\frac{T_{01}}{T_0} \leq \frac{\chi_{1-\alpha}^2(2n_j)}{\chi_{\beta}^2(2n_j)}.$$

Следовательно,

$$\frac{T_{01}}{T_{отр}} = \frac{1}{5} \leq \frac{\chi_{0,99}^2(2n_j)}{\chi_{0,01}^2(2n_j)}.$$

Этому уравнению соответствует $n_j=8$, которое находится из таблиц распределения χ^2 .

Подставляя различные значения n в формулу (6.5), получаем зависимость стоимости испытаний от числа испытываемых образцов:

n	10	50	100	150	200	500
C_n мин	5860	910	690	745	813	1315

В данном примере наибольшая экономическая эффективность проведения испытаний на надежность достигается при числе испытываемых образцов не менее 50.

В настоящее время производить планирование испытаний на надежность без учета вопросов экономики становится все более и более трудным.

Значение верхнего p -процентного предела χ^2 в зависимости от вероятности p ($\chi^2 > \chi_p^2$)
и степеней свободы f

f	p													
	0,99	0,98	0,95	0,90	0,80	0,70	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
2	0,020	0,040	0,103	0,211	0,446	0,713	1,386	2,41	3,22	4,60	5,99	7,82	9,21	13,82
4	0,297	0,429	0,711	1,064	1,649	2,20	3,36	4,88	5,99	7,78	9,49	11,67	13,28	18,46
6	0,872	1,134	1,635	2,20	3,07	3,83	5,35	7,23	8,56	10,64	12,59	15,03	16,81	22,50
8	1,646	2,03	2,73	3,49	4,59	5,53	7,34	9,52	11,03	13,38	15,51	18,17	20,10	26,10
10	2,56	3,06	3,94	4,86	6,18	7,27	9,34	11,78	13,44	15,99	18,31	21,20	23,20	29,60
12	3,57	4,18	5,23	6,30	7,81	9,03	11,34	14,01	15,81	18,55	21,00	24,10	26,20	32,90
14	4,66	5,37	6,57	7,79	9,47	10,82	13,34	16,22	18,15	21,10	23,70	26,90	29,10	36,10
16	5,81	6,61	7,96	9,31	11,15	12,62	15,34	18,42	20,50	23,50	26,30	29,60	32,00	39,30
18	7,02	7,91	9,39	10,86	12,86	14,44	17,34	20,60	22,80	26,00	28,90	32,30	34,80	42,30
20	8,26	9,24	10,85	12,44	14,58	16,27	19,34	22,80	25,00	28,40	31,40	35,00	37,60	45,30
22	9,54	10,60	12,34	14,04	16,31	18,10	21,30	24,90	27,30	30,80	33,90	37,70	40,30	48,30
24	10,86	11,99	13,85	15,66	18,06	19,94	23,30	27,10	29,60	33,20	36,40	40,30	43,00	51,20
26	12,20	13,41	15,38	17,29	19,82	21,80	25,30	29,20	31,80	35,60	38,90	42,90	45,60	54,10
28	13,56	14,85	16,93	18,94	21,60	23,60	27,30	31,40	34,00	37,90	41,30	45,40	48,30	56,90
30	14,95	16,31	18,49	20,60	23,40	25,50	29,30	33,50	36,20	40,30	43,80	47,96	50,90	59,70
32	15,74	17,35	19,85	22,18	25,21	27,53	31,50	35,79	38,55	42,51	45,86	49,90	52,74	60,83
34	17,17	18,85	21,45	23,88	27,01	28,42	33,50	37,93	40,77	44,84	48,32	52,43	55,31	63,62
36	18,61	20,35	23,05	25,56	28,81	31,29	35,50	40,05	42,97	47,14	50,70	54,92	57,89	66,33
38	20,04	21,85	24,64	27,23	30,58	33,13	37,50	42,14	45,13	49,40	53,05	57,35	60,39	69,03
40	21,52	23,40	26,22	28,96	32,40	35,03	39,50	44,28	47,34	51,72	55,44	59,84	62,95	71,76
42	22,99	24,92	27,90	30,60	34,20	36,90	41,50	46,37	49,50	53,98	57,98	62,28	65,44	74,42
44	24,50	26,50	29,57	32,40	36,04	38,81	43,50	48,51	51,72	56,29	60,17	64,75	67,98	77,63

86 276

Продолжение прилож. 1

f	p													
	0,99	0,98	0,95	0,90	0,80	0,70	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
46	25,99	28,01	31,21	34,12	34,85	40,68	45,50	50,60	53,87	58,54	62,50	67,17	70,45	79,76
48	27,53	29,85	32,89	35,70	39,66	42,78	47,50	52,94	56,08	60,90	65,20	69,62	72,97	82,69
50	29,03	31,21	34,53	36,59	41,50	44,46	49,95	54,81	58,21	63,06	67,50	72,00	75,40	85,02
52	30,58	32,85	35,21	39,24	43,34	46,37	51,50	56,93	60,39	65,32	69,50	74,42	77,88	87,92
54	32,08	34,36	37,85	41,04	45,13	48,26	53,50	58,97	62,50	67,51	71,76	76,76	80,27	90,18
56	33,70	36,04	39,61	42,88	47,05	50,20	55,50	61,16	64,75	69,85	74,18	79,26	82,82	92,89
58	35,20	37,59	41,23	44,56	48,81	52,02	57,50	63,17	66,82	72,00	76,38	81,54	85,15	95,36
60	36,82	39,25	42,97	46,37	50,70	53,98	59,50	65,32	69,03	74,30	78,95	83,98	87,65	98,00
62	38,37	40,86	44,65	48,12	52,53	55,86	61,50	67,40	71,16	76,51	81,03	85,33	90,05	100,59
64	39,96	42,51	46,37	49,90	54,39	57,78	63,50	69,40	73,30	78,75	83,34	88,71	92,48	103,11
66	41,59	44,65	48,12	51,72	56,29	59,73	65,50	71,64	75,52	81,03	86,00	91,13	94,95	105,71
68	43,15	45,79	49,80	53,46	58,11	61,61	67,50	73,69	77,63	83,21	87,92	93,44	98,00	108,19
70	44,75	47,48	51,51	55,23	59,95	63,51	69,50	75,77	79,76	85,41	90,18	95,78	99,69	110,71
72	46,37	49,11	53,25	56,82	62,95	65,44	71,50	77,88	81,92	87,65	92,48	98,14	102,10	113,25
74	47,92	50,70	54,92	58,76	63,62	67,28	73,50	79,88	83,98	89,78	94,67	100,40	104,40	115,67
76	49,60	52,43	56,71	60,61	65,55	69,27	75,50	82,05	86,20	92,07	97,02	102,82	106,87	118,27
78	51,21	54,08	58,43	62,39	67,40	71,16	77,50	84,11	88,31	94,26	99,27	105,13	109,23	120,75
80	52,84	55,76	60,17	64,19	69,27	73,85	79,50	86,50	90,45	96,60	101,53	107,46	111,60	123,20
82	54,50	57,46	61,94	66,01	71,16	75,03	81,50	88,31	92,62	98,70	103,83	109,82	114,01	125,70
84	56,08	59,08	63,62	67,75	72,97	76,78	83,50	90,32	94,67	100,82	106,00	112,05	116,28	128,10
86	57,78	60,72	65,44	69,62	74,91	78,88	85,50	92,48	96,89	103,11	108,60	114,46	118,74	130,70
88	59,41	62,50	67,17	71,40	76,75	80,77	87,50	94,53	98,98	105,27	110,56	116,74	121,06	133,10
90	61,50	64,19	68,92	73,20	78,63	82,68	89,50	96,61	101,11	107,46	112,30	119,04	123,40	135,60
92	62,72	65,90	70,68	75,03	80,52	84,63	91,50	98,70	103,25	109,17	115,07	121,37	125,77	138,10
94	64,30	67,51	72,36	76,75	82,31	86,46	93,50	100,68	105,27	111,75	117,20	123,56	128,80	140,40

f	p													
	0,99	0,98	0,95	0,90	0,80	0,70	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
96	66,01	69,27	74,40	78,63	84,24	88,45	95,50	102,82	107,40	114,01	119,51	125,93	130,41	142,90
98	67,63	70,93	76,20	80,39	86,07	90,32	97,50	104,84	109,52	116,13	121,68	128,16	133,50	145,30
100	69,39	72,72	77,75	82,31	88,05	92,35	99,50	107,02	111,75	118,43	124,03	130,58	135,80	142,90
110	77,75	81,28	86,60	91,40	97,44	101,96	109,50	117,35	122,31	129,29	135,14	141,96	146,72	160,00
120	86,20	89,97	95,50	100,54	106,87	111,60	119,50	127,68	132,85	140,12	146,00	153,30	158,24	172,00
130	94,67	98,56	104,40	108,67	116,28	119,66	129,50	137,95	143,36	150,83	157,68	164,53	169,65	183,90
140	103,25	107,31	113,40	118,89	125,77	132,52	139,50	148,27	153,83	162,64	168,18	175,78	181,07	195,80
150	111,90	114,61	122,46	128,16	135,30	140,62	149,50	158,60	164,35	172,42	179,17	187,02	192,47	207,60
160	118,59	124,98	131,35	137,45	144,84	150,34	159,50	168,91	174,85	183,17	190,13	198,21	203,82	219,40
170	129,29	133,83	140,62	146,72	154,35	160,03	169,50	179,36	185,28	193,85	202,00	209,31	215,08	231,10
180	138,11	142,81	149,82	151,12	163,99	169,83	179,50	189,54	195,82	204,83	211,90	220,50	226,42	242,80
190	146,89	151,73	158,96	165,44	173,55	179,55	189,50	199,80	206,25	215,28	222,82	231,56	237,62	254,40
200	155,59	160,57	168,00	174,00	182,98	189,15	199,50	209,92	216,53	225,78	233,50	242,44	248,65	265,80
210	164,53	169,65	177,29	184,13	192,67	199,00	209,50	220,29	227,06	236,53	244,43	253,58	259,92	277,50
220	173,35	178,61	186,44	193,46	202,24	208,69	219,50	230,48	237,40	247,09	255,16	264,50	270,96	288,96
230	182,22	187,60	195,63	202,81	211,77	218,41	229,50	240,68	247,76	257,65	265,88	275,42	282,04	300,37
240	191,30	198,96	205,03	212,39	221,55	228,34	239,50	251,11	258,33	268,43	276,83	286,56	293,31	310,26
250	200,20	205,84	214,25	221,76	231,13	238,06	249,50	261,29	268,66	278,95	287,52	297,44	304,31	323,30

Примечание. Под $\chi_p^2(f)$ понимается $\chi_{1-\alpha}^2(f)$ или $\chi_p^2(f)$ для расчетов при последовательном методе и методе однократной выборки. При методе интервалов под $\chi_p^2(f)$ понимается $\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(f)$ и $\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(f)$

Приложение 2

Коэффициенты для определения доверительных границ в случае распределения Пуассона

R	1- $\alpha/2$					
	0,999	0,990	0,975	0,950	0,900	0,800
1	1000	100	40	19,5	9,50	4,48
2	44,0	13,5	8,26	5,63	3,77	2,42
3	15,7	6,88	4,84	3,66	2,73	1,95
4	9,33	4,85	3,67	2,93	2,29	1,74
5	6,76	3,91	3,08	2,54	2,05	1,62
6	5,43	3,36	2,73	2,29	1,90	1,54
8	4,06	2,75	2,31	2,01	1,72	1,43
10	3,38	2,42	2,08	1,83	1,61	1,37
15	2,59	2,01	1,78	1,62	1,46	1,28
20	2,23	1,81	1,64	1,51	1,37	1,24
25	2,02	1,68	1,55	1,44	1,33	1,21
30	1,89	1,60	1,48	1,39	1,29	1,18
40	1,72	1,50	1,40	1,32	1,24	1,16
50	1,61	1,43	1,35	1,28	1,21	1,14
60	1,56	1,38	1,31	1,25	1,19	1,12

0	Значения коэффициента γ_2									
	6,91	4,60	3,69	3,00	2,30	1,61	0,99	0,90	0,75	0,60
1	0,11	0,15	0,18	0,21	0,26	0,33	0,41	0,48	0,54	0,60
2	0,18	0,24	0,28	0,32	0,38	0,47	0,54	0,61	0,67	0,73
3	0,23	0,30	0,34	0,39	0,45	0,55	0,62	0,69	0,75	0,81
4	0,27	0,35	0,39	0,44	0,50	0,60	0,67	0,74	0,80	0,86
5	0,30	0,38	0,43	0,48	0,54	0,63	0,70	0,77	0,83	0,89
6	0,33	0,41	0,46	0,51	0,57	0,66	0,73	0,79	0,85	0,91
8	0,38	0,46	0,51	0,55	0,62	0,70	0,77	0,83	0,89	0,95
10	0,41	0,50	0,54	0,59	0,65	0,73	0,79	0,85	0,91	0,97
15	0,48	0,56	0,60	0,65	0,70	0,78	0,84	0,90	0,96	1,02
20	0,53	0,60	0,65	0,69	0,74	0,81	0,87	0,93	0,99	1,05
25	0,56	0,64	0,68	0,72	0,76	0,83	0,89	0,95	1,01	1,07
30	0,59	0,66	0,70	0,74	0,78	0,84	0,90	0,96	1,02	1,08
40	0,63	0,70	0,73	0,77	0,81	0,87	0,93	0,99	1,05	1,11
50	0,66	0,73	0,76	0,79	0,83	0,88	0,94	1,00	1,06	1,12
60	0,69	0,75	0,78	0,81	0,84	0,89	0,95	1,01	1,07	1,13

95-процентные доверительные интервалы при биномиальном распределении

k	$\gamma - k$													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
0	— —	0,975 0,000	0,842 0,000	0,708 0,000	0,602 0,000	0,522 0,000	0,459 0,000	0,410 0,000	0,369 0,000	0,336 0,000	0,308 0,000	0,285 0,000	0,265 0,000	0,247 0,000
1	1,000 0,025	0,987 0,013	0,906 0,008	0,806 0,006	0,716 0,005	0,641 0,004	0,579 0,004	0,527 0,003	0,483 0,003	0,445 0,003	0,413 0,002	0,385 0,002	0,360 0,002	0,339 0,002
2	1,000 0,158	0,992 0,094	0,932 0,068	0,853 0,053	0,777 0,043	0,710 0,037	0,651 0,032	0,600 0,028	0,556 0,025	0,518 0,023	0,484 0,021	0,454 0,019	0,428 0,018	0,405 0,017
3	1,000 0,292	0,994 0,194	0,947 0,147	0,882 0,118	0,816 0,099	0,755 0,085	0,701 0,075	0,652 0,067	0,610 0,060	0,572 0,055	0,538 0,050	0,508 0,047	0,481 0,043	0,456 0,040
4	1,000 0,398	0,995 0,284	0,957 0,223	0,901 0,184	0,843 0,157	0,788 0,137	0,738 0,122	0,692 0,109	0,651 0,099	0,614 0,091	0,581 0,084	0,551 0,078	0,524 0,073	0,499 0,068
5	1,000 0,478	0,996 0,359	0,963 0,290	0,915 0,245	0,863 0,212	0,813 0,187	0,766 0,167	0,723 0,151	0,684 0,139	0,649 0,128	0,616 0,118	0,587 0,110	0,560 0,103	0,535 0,097
6	1,000 0,541	0,996 0,421	0,968 0,349	0,925 0,299	0,878 0,262	0,833 0,234	0,789 0,211	0,749 0,192	0,711 0,177	0,677 0,163	0,646 0,152	0,617 0,142	0,590 0,133	0,565 0,126
7	1,000 0,590	0,997 0,473	0,972 0,400	0,933 0,348	0,891 0,308	0,849 0,277	0,808 0,251	0,770 0,230	0,734 0,213	0,701 0,198	0,671 0,184	0,643 0,173	0,616 0,163	0,592 0,154
8	1,000 0,631	0,997 0,517	0,975 0,444	0,940 0,390	0,901 0,349	0,861 0,316	0,823 0,289	0,787 0,266	0,753 0,247	0,722 0,230	0,692 0,215	0,665 0,203	0,639 0,191	0,616 0,181
9	1,000 0,664	0,997 0,555	0,977 0,482	0,945 0,428	0,909 0,386	0,872 0,351	0,837 0,323	0,802 0,299	0,770 0,278	0,740 0,260	0,711 0,244	0,685 0,231	0,660 0,218	0,636 0,207

Продолжение прилож. 3

k	$\gamma - k$													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
10	1,000 0,692	0,998 0,587	0,979 0,516	0,950 0,462	0,916 0,419	0,882 0,384	0,848 0,354	0,816 0,329	0,785 0,308	0,756 0,289	0,728 0,272	0,702 0,257	0,678 0,244	0,655 0,232
11	1,000 0,715	0,998 0,615	0,981 0,546	0,953 0,492	0,922 0,449	0,890 0,413	0,858 0,383	0,827 0,357	0,797 0,335	0,769 0,315	0,743 0,298	0,718 0,282	0,694 0,268	0,672 0,256
12	1,000 0,735	0,998 0,640	0,982 0,572	0,957 0,519	0,927 0,476	0,897 0,440	0,867 0,410	0,837 0,384	0,809 0,361	0,782 0,340	0,756 0,322	0,732 0,306	0,709 0,291	0,687 0,278
13	1,000 0,753	0,998 0,661	0,983 0,595	0,960 0,544	0,932 0,501	0,903 0,465	0,874 0,435	0,846 0,408	0,819 0,384	0,793 0,364	0,768 0,345	0,744 0,349	0,722 0,313	0,701 0,299
14	1,000 0,768	0,998 0,681	0,984 0,617	0,962 0,566	0,936 0,524	0,909 0,488	0,881 0,457	0,854 0,430	0,828 0,407	0,803 0,385	0,779 0,366	0,756 0,349	0,734 0,334	0,713 0,320
15	1,000 0,782	0,998 0,698	0,985 0,636	0,964 0,586	0,939 0,544	0,913 0,509	0,887 0,478	0,861 0,451	0,836 0,427	0,812 0,406	0,789 0,386	0,766 0,369	0,745 0,353	0,725 0,339
16	1,000 0,794	0,999 0,713	0,986 0,653	0,966 0,604	0,943 0,563	0,918 0,529	0,893 0,498	0,868 0,471	0,844 0,447	0,820 0,425	0,798 0,405	0,776 0,388	0,755 0,372	0,736 0,357
17	1,000 0,805	0,999 0,727	0,987 0,669	0,968 0,621	0,946 0,581	0,922 0,547	0,898 0,516	0,874 0,488	0,851 0,465	0,828 0,443	0,806 0,423	0,785 0,406	0,765 0,389	0,755 0,374
18	1,000 0,815	0,999 0,740	0,988 0,683	0,970 0,637	0,948 0,597	0,925 0,564	0,902 0,533	0,879 0,506	0,857 0,482	0,835 0,460	0,814 0,440	0,793 0,422	0,773 0,406	0,755 0,391
19	1,000 0,824	0,999 0,751	0,988 0,696	0,971 0,651	0,950 0,612	0,929 0,579	0,906 0,549	0,884 0,522	0,862 0,498	0,841 0,476	0,821 0,456	0,801 0,439	0,782 0,422	0,763 0,408
20	1,000 0,832	0,999 0,762	0,989 0,708	0,972 0,664	0,953 0,626	0,932 0,593	0,910 0,564	0,889 0,537	0,868 0,513	0,847 0,492	0,827 0,472	0,808 0,454	0,789 0,437	0,771 0,421

k	γ-k													
	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
0	0,232 0,000	0,218 0,000	0,206 0,000	0,195 0,000	0,185 0,000	0,176 0,000	0,168 0,000	0,161 0,000	0,154 0,000	0,148 0,000	0,142 0,000	0,137 0,000	0,132 0,000	0,127 0,000
1	0,319 0,002	0,302 0,002	0,287 0,001	0,273 0,001	0,260 0,001	0,249 0,001	0,238 0,001	0,228 0,001	0,219 0,001	0,211 0,001	0,203 0,001	0,196 0,001	0,190 0,001	0,184 0,001
2	0,383 0,016	0,364 0,015	0,347 0,014	0,331 0,013	0,317 0,012	0,304 0,012	0,292 0,011	0,280 0,010	0,270 0,010	0,260 0,010	0,251 0,009	0,243 0,009	0,235 0,009	0,228 0,008
3	0,434 0,038	0,414 0,036	0,396 0,034	0,379 0,032	0,363 0,030	0,349 0,029	0,336 0,028	0,324 0,027	0,312 0,025	0,301 0,024	0,292 0,024	0,282 0,023	0,274 0,022	0,265 0,021
4	0,476 0,064	0,456 0,061	0,437 0,057	0,419 0,054	0,403 0,052	0,388 0,050	0,374 0,047	0,360 0,045	0,349 0,044	0,338 0,042	0,327 0,040	0,317 0,039	0,307 0,038	0,298 0,036
5	0,512 0,091	0,491 0,087	0,471 0,082	0,453 0,078	0,436 0,075	0,421 0,071	0,407 0,068	0,393 0,066	0,381 0,063	0,369 0,061	0,358 0,058	0,347 0,056	0,337 0,055	0,328 0,053
6	0,543 0,119	0,522 0,113	0,502 0,107	0,484 1,102	0,467 0,098	0,451 0,094	0,436 0,090	0,423 0,086	0,410 0,083	0,397 0,080	0,386 0,077	0,375 0,075	0,364 0,072	0,355 0,070
7	0,570 0,146	0,549 0,139	0,529 0,132	0,512 0,126	0,494 0,121	0,478 0,116	0,463 0,111	0,449 0,107	0,435 0,103	0,423 0,099	0,411 0,096	0,400 0,093	0,389 0,090	0,379 0,087
8	0,593 0,172	0,573 0,164	0,553 0,156	0,535 0,149	0,518 0,143	0,502 0,138	0,487 0,132	0,472 0,126	0,459 0,123	0,446 0,119	0,434 0,115	0,423 0,111	0,412 0,107	0,401 0,104
9	0,615 0,197	0,594 0,188	0,575 0,180	0,557 0,172	0,540 0,165	0,524 0,159	0,508 0,153	0,494 0,147	0,481 1,142	0,467 0,138	0,455 0,133	0,444 0,129	0,433 0,125	0,422 0,121

k	γ-k													
	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
10	0,634 0,221	0,614 0,211	0,595 0,202	0,577 0,194	0,560 0,186	0,544 0,179	0,528 0,173	0,514 0,167	0,500 0,161	0,487 0,156	0,475 0,151	0,463 0,146	0,452 0,142	0,441 0,138
11	0,651 0,244	0,631 0,234	0,612 0,224	0,594 0,215	0,578 0,207	0,561 0,199	0,546 0,192	0,532 0,186	0,519 0,180	0,505 0,174	0,493 0,169	0,481 0,164	0,470 0,159	0,459 0,154
12	0,666 0,266	0,647 0,255	0,628 0,245	0,611 0,235	0,594 0,227	0,578 0,218	0,563 0,211	0,549 0,204	0,535 0,197	0,522 0,191	0,510 0,186	0,498 0,180	0,487 0,175	0,476 0,170
13	0,680 0,287	0,661 0,275	0,643 0,264	0,626 0,255	0,609 0,245	0,594 0,237	0,579 0,229	0,564 0,222	0,551 0,215	0,538 0,208	0,525 0,202	0,513 0,196	0,503 0,191	0,491 0,186
14	0,694 0,306	0,675 0,295	0,657 0,283	0,640 0,273	0,624 0,264	0,608 0,255	0,593 0,247	0,579 0,239	0,566 0,232	0,552 0,225	0,540 0,218	0,528 0,212	0,517 0,206	0,506 0,201
15	0,705 0,325	0,687 0,313	0,669 0,302	0,653 0,291	0,637 0,281	0,621 0,272	0,607 0,263	0,592 0,255	0,579 0,248	0,566 0,240	0,554 0,234	0,542 0,227	0,531 0,221	0,520 0,216
16	0,717 0,343	0,698 0,331	0,681 0,319	0,665 0,308	0,649 0,298	0,634 0,288	0,619 0,280	0,605 0,271	0,592 0,263	0,579 0,255	0,567 0,249	0,555 0,242	0,544 0,236	0,533 0,230
17	0,727 0,360	0,709 0,347	0,692 0,335	0,676 0,324	0,660 0,314	0,645 0,304	0,631 0,295	0,617 0,286	0,604 0,278	0,591 0,270	0,579 0,263	0,567 0,256	0,556 0,250	0,545 0,244
18	0,736 0,376	0,719 0,363	0,702 0,351	0,686 0,340	0,671 0,329	0,656 0,319	0,642 0,310	0,628 0,301	0,615 0,293	0,602 0,285	0,590 0,277	0,579 0,270	0,568 0,264	0,557 0,257
19	0,745 0,392	0,728 0,379	0,712 0,366	0,696 0,355	0,681 0,344	0,666 0,334	0,652 0,324	0,639 0,315	0,626 0,307	0,613 0,298	0,601 0,291	0,590 0,284	0,578 0,277	0,568 0,270
20	0,753 0,407	0,737 0,393	0,720 0,381	0,705 0,369	0,690 0,358	0,676 0,348	0,662 0,338	0,649 0,329	0,636 0,320	0,623 0,312	0,612 0,304	0,600 0,296	0,589 0,289	0,578 0,283

k	γ - k												
	28	29	30	35	40	45	50	60	80	100	200	500	
0	0,123	0,119	0,116	0,100	0,088	0,079	0,071	0,060	0,045	0,036	0,018	0,007	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1	0,178	0,172	0,167	0,145	0,129	0,115	0,104	0,088	0,067	0,054	0,027	0,011	0,000
	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,221	0,215	0,208	0,182	0,162	0,145	0,132	0,112	0,085	0,069	0,035	0,014	0,000
	0,008	0,008	0,008	0,007	0,006	0,005	0,005	0,004	0,003	0,002	0,001	0,000	0,000
3	0,257	0,250	0,243	0,214	0,191	0,172	0,157	0,133	0,102	0,083	0,043	0,017	0,000
	0,020	0,020	0,019	0,017	0,015	0,013	0,012	0,010	0,008	0,006	0,003	0,001	0,000
4	0,290	0,282	0,275	0,242	0,217	0,196	0,179	0,152	0,118	0,096	0,049	0,020	0,000
	0,035	0,034	0,033	0,029	0,025	0,023	0,021	0,017	0,013	0,011	0,005	0,002	0,000
5	0,319	0,311	0,303	0,268	0,241	0,218	0,200	0,170	0,132	0,108	0,056	0,023	0,000
	0,051	0,050	0,048	0,042	0,037	0,033	0,030	0,025	0,019	0,016	0,008	0,003	0,000
6	0,345	0,336	0,328	0,292	0,263	0,239	0,219	0,187	0,145	0,119	0,062	0,026	0,000
	0,068	0,066	0,064	0,056	0,049	0,044	0,040	0,034	0,026	0,021	0,011	0,004	0,000
7	0,369	0,360	0,351	0,314	0,283	0,258	0,237	0,203	0,158	0,130	0,068	0,028	0,000
	0,084	0,082	0,080	0,070	0,062	0,056	0,051	0,043	0,033	0,027	0,014	0,005	0,000
8	0,391	0,382	0,373	0,334	0,302	0,276	0,254	0,218	0,171	0,141	0,074	0,031	0,000
	0,101	0,098	0,096	0,084	0,075	0,067	0,061	0,052	0,040	0,033	0,017	0,007	0,000
9	0,412	0,402	0,393	0,353	0,321	0,293	0,270	0,233	0,184	0,151	0,080	0,033	0,000
	0,118	0,114	0,111	0,098	0,088	0,079	0,072	0,061	0,047	0,038	0,020	0,008	0,000

k	γ - k												
	28	29	30	35	40	45	50	60	80	100	200	500	
10	0,431	0,421	0,412	0,372	0,338	0,310	0,286	0,248	0,196	0,162	0,086	0,036	0,000
	0,134	0,130	0,127	0,112	0,100	0,091	0,083	0,071	0,055	0,045	0,023	0,009	0,000
11	0,449	0,439	0,429	0,388	0,354	0,325	0,300	0,260	0,207	0,171	0,091	0,038	0,000
	0,150	0,146	0,142	0,126	0,113	0,102	0,094	0,080	0,062	0,051	0,026	0,011	0,000
12	0,465	0,455	0,446	0,404	0,369	0,339	0,314	0,273	0,217	0,180	0,097	0,040	0,000
	0,166	0,161	0,157	0,140	0,125	0,114	0,104	0,089	0,069	0,057	0,030	0,012	0,000
13	0,481	0,471	0,461	0,419	0,384	0,353	0,327	0,285	0,227	0,189	0,102	0,043	0,000
	0,181	0,176	0,172	0,153	0,138	0,125	0,115	0,098	0,077	0,063	0,033	0,014	0,000
14	0,496	0,485	0,476	0,433	0,398	0,367	0,340	0,297	0,237	0,198	0,107	0,045	0,000
	0,196	0,191	0,186	0,166	0,150	0,136	0,125	0,107	0,084	0,069	0,036	0,015	0,000
15	0,509	0,499	0,490	0,446	0,410	0,379	0,352	0,308	0,247	0,206	0,112	0,047	0,000
	0,210	0,205	0,200	0,179	0,162	0,147	0,135	0,116	0,091	0,075	0,039	0,016	0,000
16	0,522	0,512	0,520	0,459	0,422	0,391	0,364	0,319	0,256	0,214	0,117	0,050	0,000
	0,224	0,219	0,214	0,191	0,173	0,158	0,146	0,126	0,099	0,081	0,043	0,018	0,000
17	0,535	0,524	0,515	0,471	0,434	0,402	0,375	0,330	0,266	0,222	0,122	0,052	0,000
	0,238	0,232	0,227	0,203	0,185	0,169	0,156	0,134	0,106	0,087	0,046	0,019	0,000
18	0,547	0,536	0,527	0,483	0,445	0,413	0,386	0,340	0,274	0,230	0,127	0,054	0,000
	0,251	0,245	0,240	0,215	0,196	0,179	0,165	0,143	0,113	0,093	0,050	0,021	0,000
19	0,557	0,547	0,538	0,494	0,456	0,424	0,396	0,350	0,283	0,238	0,132	0,056	0,000
	0,264	0,258	0,252	0,227	0,207	0,189	0,175	0,152	0,120	0,099	0,053	0,022	0,000
20	0,568	0,558	0,548	0,504	0,467	0,434	0,406	0,359	0,292	0,245	0,137	0,059	0,000
	0,276	0,270	0,264	0,238	0,217	0,199	0,184	0,160	0,126	0,105	0,057	0,024	0,000

90-процентные доверительные интервалы при биномиальном распределении

k	$\gamma - k$							
	1	2	3	4	5	6	7	8
0	0,95 0	0,78 0	0,63 0	0,53 0	0,45 0	0,39 0	0,35 0	0,31 0
1	0,97 0,025	0,86 0,017	0,75 0,013	0,66 0,010	0,58 0,0085	0,52 0,0073	0,47 0,0064	0,43 0,0057
2	0,98 0,16	0,90 0,098	0,81 0,077	0,73 0,063	0,66 0,058	0,60 0,046	0,56 0,042	0,51 0,037
3	0,99 0,25	0,92 0,19	0,85 0,15	0,78 0,13	0,71 0,11	0,65 0,098	0,61 0,087	0,56 0,079
4	0,94 0,34	0,94 0,27	0,87 0,23	0,81 0,19	0,75 0,17	0,70 0,15	0,65 0,14	0,61 0,12
5	0,99 0,42	0,95 0,34	0,89 0,29	0,83 0,25	0,77 0,22	0,73 0,20	0,65 0,18	0,65 0,17
6	0,99 0,45	0,95 0,40	0,90 0,37	0,89 0,30	0,80 0,27	0,75 0,25	0,71 0,22	0,68 0,20
7	0,99 0,53	0,96 0,45	0,92 0,39	0,87 0,36	0,82 0,35	0,78 0,31	0,74 0,26	0,70 0,24
8	0,99 0,57	0,96 0,50	0,92 0,44	0,88 0,39	0,83 0,36	0,79 0,33	0,76 0,33	0,72 0,28
9	0,99 0,61	0,97 0,53	0,93 0,47	0,89 0,43	0,85 0,39	0,81 0,36	0,77 0,33	0,74 0,31
10	0,99 0,64	0,97 0,57	0,94 0,56	0,90 0,44	0,86 0,42	0,82 0,39	0,79 0,37	0,76 0,34

Продолжение прилож. 4

k	$\gamma - k$							
	9	10	11	12	13	14	15	15
0	0,28 0	0,26 0	0,24 0	0,22 0	0,21 0	0,19 0	0,18 0	0,17 0
1	0,39 0,0057	0,36 0,0047	0,34 0,0043	0,32 0,0039	0,30 0,0037	0,28 0,0034	0,26 0,0032	0,25 0,0030
2	0,47 0,033	0,44 0,030	0,41 0,028	0,39 0,026	0,36 0,024	0,34 0,023	0,32 0,021	0,31 0,020
3	0,52 0,072	0,50 0,066	0,47 0,067	0,44 0,057	0,42 0,053	0,39 0,050	0,37 0,047	0,36 0,044
4	0,56 0,11	0,54 0,10	0,51 0,097	0,48 0,091	0,46 0,085	0,44 0,080	0,42 0,075	0,40 0,071
5	0,61 0,15	0,58 0,14	0,55 0,13	0,52 0,12	0,50 0,12	0,48 0,11	0,46 0,10	0,44 0,099
6	0,64 0,19	0,61 0,18	0,58 0,17	0,56 0,16	0,53 0,15	0,51 0,14	0,49 0,13	0,48 0,13
7	0,67 0,23	0,64 0,21	0,61 0,20	0,58 0,19	0,56 0,18	0,54 0,17	0,52 0,16	0,50 0,16
8	0,69 0,26	0,66 0,24	0,63 0,23	0,61 0,22	0,58 0,21	0,56 0,20	0,54 0,19	0,52 0,18
9	0,71 0,29	0,68 0,27	0,66 0,26	0,63 0,24	0,60 0,23	0,58 0,22	0,56 0,21	0,55 0,20
10	0,73 0,32	0,70 0,30	0,67 0,29	0,65 0,27	0,63 0,26	0,60 0,25	0,58 0,24	0,57 0,23

k	γ - k							
	17	18	19	20	21	22	23	24
0	0,16 0	0,15 0	0,15 0	0,14 0	0,13 0	0,13 0	0,12 0	0,12 0
1	0,24 0,0028	0,23 0,0027	0,21 0,0026	0,20 0,0024	0,20 0,0023	0,19 0,0022	0,18 0,0021	0,18 0,0020
2	0,30 0,019	0,28 0,018	0,27 0,017	0,26 0,016	0,25 0,016	0,24 0,015	0,23 0,014	0,22 0,014
3	0,34 0,042	0,33 0,040	0,31 0,038	0,30 0,036	0,29 0,035	0,28 0,033	0,27 0,033	0,26 0,031
4	0,39 0,068	0,37 0,064	0,35 0,062	0,34 0,061	0,33 0,056	0,32 0,054	0,31 0,052	0,30 0,050
5	0,42 0,095	0,40 0,090	0,39 0,086	0,38 0,082	0,36 0,079	0,35 0,075	0,34 0,073	0,33 0,070
6	0,45 0,12	0,43 0,11	0,42 0,11	0,41 0,10	0,39 0,10	0,38 0,098	0,37 0,094	0,36 0,091
7	0,48 0,15	0,47 0,14	0,45 0,13	0,44 0,13	0,42 0,12	0,41 0,12	0,39 0,11	0,38 0,11
8	0,51 0,17	0,49 0,16	0,47 0,16	0,46 0,15	0,45 0,15	0,43 0,14	0,42 0,14	0,41 0,13
9	0,53 0,19	0,51 0,19	0,49 0,18	0,48 0,17	0,47 0,17	0,45 0,16	0,44 0,16	0,42 0,15
10	0,55 0,22	0,53 0,21	0,51 0,20	0,50 0,19	0,48 0,19	0,47 0,18	0,46 0,17	0,45 0,17

k	γ - k						
	25	26	27	28	29	30	32
0	0,11 0	0,11 0	0,11 0	0,10 0	0,10 0	0,10 0	0,09 0
1	0,17 0,002	0,16 0,0019	0,16 0,0018	0,15 0,0018	0,15 0,0017	0,14 0,0017	0,13 0,0016
2	0,22 0,013	0,21 0,013	0,20 0,012	0,19 0,012	0,19 0,012	0,18 0,011	0,17 0,0106
3	0,25 0,030	0,25 0,029	0,24 0,028	0,23 0,027	0,22 0,026	0,22 0,025	0,21 0,022
4	0,29 0,049	0,29 0,047	0,27 0,045	0,26 0,043	0,26 0,042	0,25 0,041	0,24 0,038
5	0,32 0,068	0,31 0,066	0,30 0,064	0,29 0,062	0,28 0,060	0,28 0,059	0,25 0,055
6	0,35 0,090	0,34 0,085	0,33 0,082	0,32 0,080	0,31 0,077	0,30 0,075	0,29 0,071
7	0,37 0,11	0,36 0,10	0,35 0,10	0,34 0,098	0,33 0,096	0,32 0,094	0,31 0,088
8	0,40 0,13	0,39 0,12	0,38 0,12	0,37 0,12	0,36 0,11	0,35 0,11	0,33 0,10
9	0,42 0,15	0,41 0,14	0,40 0,14	0,39 0,13	0,38 0,13	0,37 0,13	0,35 0,12
10	0,44 0,16	0,43 0,16	0,42 0,15	0,41 0,15	0,40 0,15	0,39 0,14	0,37 0,13

k	$\gamma - k$							
	35	37	40	42	45	47	50	52
0	0,08 0	0,08 0	0,073 0	0,07 0	0,07 0	0,06 0	0,06 0	0,05 0
1	0,13 0,0014	0,12 0,0014	0,11 0,0013	0,11 0,0012	0,099 0,0011	0,096 0,0011	0,091 0,001	0,087 0,001
2	0,16 0,0098	0,15 0,0091	0,14 0,0086	0,14 0,0081	0,13 0,0075	0,12 0,0073	0,12 0,0072	0,11 0,0067
3	0,19 0,022	0,18 0,02	0,17 0,019	0,16 0,018	0,15 0,017	0,15 0,017	0,14 0,016	0,14 0,015
4	0,22 0,034	0,21 0,033	0,20 0,032	0,19 0,030	0,18 0,028	0,17 0,027	0,16 0,026	0,16 0,025
5	0,250 0,052	0,240 0,047	0,22 0,044	0,21 0,043	0,20 0,040	0,19 0,039	0,18 0,037	0,18 0,035
6	0,27 0,066	0,26 0,062	0,24 0,058	0,23 0,056	0,22 0,052	0,21 0,050	0,20 0,048	0,20 0,046
7	0,29 0,081	0,28 0,078	0,26 0,072	0,25 0,069	0,24 0,065	0,23 0,062	0,22 0,060	0,21 0,058
8	0,31 0,096	0,30 0,092	0,28 0,085	0,27 0,082	0,26 0,078	0,25 0,075	0,24 0,071	0,23 0,068
9	0,33 0,11	0,32 0,11	0,30 0,099	0,29 0,095	0,27 0,090	0,26 0,086	0,25 0,082	0,25 0,080
10	0,35 0,13	0,34 0,12	0,32 0,11	0,31 0,11	0,29 0,10	0,28 0,098	0,27 0,093	0,26 0,091

k	$\gamma - k$						
	55	57	60	65	70	75	80
0	0,05 0	0,05 0	0,05 0	0,04 0	0,04 0	0,04 0	0,04 0
1	0,083 0,00092	0,079 0,00088	0,075 0,00084	0,069 0,00078	0,064 0,00072	0,060 0,00067	0,057 0,00063
2	0,11 0,0063	0,10 0,0061	0,098 0,0058	0,091 0,0053	0,085 0,005	0,079 0,0046	0,076 0,0044
3	0,13 0,014	0,12 0,014	0,12 0,013	0,11 0,012	0,10 0,011	0,096 0,0106	0,091 0,0099
4	0,15 0,024	0,14 0,023	0,14 0,022	0,13 0,020	0,12 0,019	0,11 0,018	0,11 0,017
5	0,17 0,033	0,16 0,033	0,16 0,032	0,14 0,029	0,13 0,027	0,12 0,025	0,12 0,024
6	0,19 0,044	0,18 0,042	0,17 0,041	0,16 0,038	0,15 0,035	0,14 0,033	0,13 0,031
7	0,20 0,054	0,19 0,053	0,19 0,050	0,17 0,047	0,16 0,044	0,15 0,041	0,15 0,039
8	0,22 0,065	0,21 0,063	0,20 0,060	0,19 0,055	0,18 0,052	0,17 0,048	0,16 0,046
9	0,23 0,075	0,23 0,073	0,22 0,070	0,20 0,065	0,19 0,061	0,18 0,057	0,17 0,054
10	0,25 0,086	0,24 0,084	0,23 0,081	0,22 0,075	0,20 0,070	0,19 0,066	0,18 0,062

k	γ - k							
	85	90	95	100	120	140	160	180
0	0,03 0	0,03 0	0,03 0	0,03 0	0,02 0	0,02 0	0,018 0	0,016 0
1	0,052 0,0006	0,051 0,00056	0,049 0,00054	0,046 0,00051	0,038 0,00042	0,035 0,00036	0,029 0,00032	0,026 0,00028
2	0,071 0,0041	0,067 0,0039	0,064 0,0036	0,061 0,0032	0,057 0,0029	0,044 0,0025	0,039 0,0022	0,035 0,002
3	0,087 0,0094	0,083 0,0088	0,080 0,0084	0,070 0,0080	0,06 0,0067	0,05 0,0057	0,05 0,0050	0,04 0,0045
4	0,10 0,016	0,096 0,014	0,091 0,014	0,087 0,013	0,073 0,011	0,064 0,0095	0,056 0,0083	0,050 0,0074
5	0,11 0,022	0,11 0,021	0,10 0,020	0,098 0,019	0,083 0,016	0,072 0,014	0,063 0,012	0,057 0,011
6	0,13 0,029	0,12 0,028	0,11 0,026	0,11 0,026	0,093 0,021	0,081 0,018	0,071 0,016	0,061 0,014
7	0,14 0,038	0,13 0,035	0,12 0,033	0,12 0,032	0,11 0,026	0,089 0,022	0,079 0,020	0,071 0,018
8	0,15 0,044	0,14 0,041	0,14 0,039	0,13 0,037	0,11 0,031	0,096 0,030	0,085 0,024	0,076 0,021

k	γ - k						
	200	250	300	350	400	450	500
0	0,015 0	0,012 0	0,01 0	0,008 0	0,007 0	0,007 0	0,006 0
1	0,023 0,00026	0,019 0,0002	0,016 0,00017	0,013 0,00015	0,012 0,00013	0,011 0,00011	0,0095 0,0001
2	0,031 0,0015	0,025 0,0014	0,021 0,0012	0,018 0,001	0,016 0,00089	0,014 0,00077	0,013 0,00071
3	0,04 0,0040	0,03 0,0032	0,03 0,0027	0,02 0,0023	0,02 0,0020	0,02 0,0010	0,02 0,0002
4	0,045 0,0062	0,043 0,0055	0,031 0,0045	0,026 0,0038	0,023 0,0034	0,021 0,0030	0,019 0,0029
5	0,051 0,0096	0,041 0,0077	0,035 0,0065	0,030 0,0055	0,026 0,0048	0,023 0,0043	0,021 0,0039
6	0,058 0,012	0,047 0,010	0,039 0,0086	0,034 0,0074	0,029 0,0065	0,027 0,0058	0,023 0,0052
7	0,064 0,016	0,052 0,013	0,043 0,012	0,037 0,009	0,033 0,0080	0,029 0,0071	0,026 0,0065
8	0,069 0,019	0,056 0,015	0,047 0,013	0,041 0,011	0,036 0,0097	0,032 0,0080	0,020 0,0077

Критические значения распределения

r	Уровень значимости $p_q = \frac{1}{2^\alpha}$						
	0,50	0,25	0,10	0,05	0,025	0,01	0,005
1	1,00000	2,4142	6,3138	12,7060	25,4520	63,6570	127,3900
2	0,81650	1,6036	2,9200	4,3027	6,2053	9,9248	14,0890
3	0,76489	1,4226	2,3534	3,1725	4,1825	5,8409	7,4500
4	0,74070	1,3444	2,1318	2,7761	3,4954	4,6041	5,5976
5	0,72669	1,3009	2,0150	2,5706	3,1634	4,0321	4,7739
6	0,71756	1,2733	1,9432	2,4469	2,9687	3,7074	4,3168
7	0,71114	1,2543	1,8946	2,3646	2,8412	3,4995	4,0298
8	0,70639	1,2403	1,8595	2,3060	2,7515	3,3554	3,8325
9	0,70272	1,2297	1,8331	2,2622	2,6850	3,2498	3,6897
10	0,69981	1,2213	1,8125	2,2281	2,6338	3,1693	3,5814
11	0,69745	1,2145	1,7959	2,2010	2,5931	3,1058	3,4966
12	0,69548	1,2089	1,7823	2,1788	2,5600	3,0545	3,4284
13	0,69384	1,2041	1,7709	2,1604	2,5326	3,0123	3,3725
14	0,69242	1,2001	1,7613	2,1448	2,5096	2,9768	3,3257
15	0,69120	1,1967	1,7530	2,1315	2,4899	2,9467	3,2860
16	0,69013	1,1937	1,7459	2,1199	2,4729	2,9208	3,2520
17	0,68919	1,1910	1,7396	2,1098	2,4581	2,8982	3,2225
18	0,68837	1,1887	1,7341	2,1009	2,4450	2,8784	3,1966
19	0,68763	1,1866	1,7291	2,0930	2,4334	2,8609	3,1737
20	0,68696	1,1848	1,7247	2,0860	2,4231	2,8453	3,1534
21	0,68635	1,1831	1,7207	2,0796	2,4138	2,8314	3,1352
22	0,68580	1,1816	1,7171	2,0739	2,4055	2,8188	3,1188
23	0,68531	1,1802	1,7139	2,0687	2,3979	2,8073	3,1040
24	0,68485	1,1789	1,7109	2,0639	2,3910	2,7969	3,0905
25	0,68443	1,1777	1,7081	2,0595	2,3846	2,7874	3,0782
26	0,68405	1,1766	1,7056	2,0555	2,3788	2,7787	3,0669
27	0,68370	1,1757	1,7033	2,0518	2,3734	2,7707	3,0565
28	0,68335	1,1748	1,7011	2,0484	2,3685	2,7633	3,0469
29	0,68304	1,1739	1,6991	2,0452	2,3638	2,7564	3,0380
30	0,68276	1,1731	1,6978	2,0423	2,3596	2,7500	3,0298
40	0,68066	1,1673	1,6839	2,0211	2,3289	2,7045	2,9712
60	0,67862	1,1616	1,6707	2,0003	2,2991	2,6603	2,9146
120	0,67656	1,1559	1,6577	1,9799	2,2699	2,6174	2,8599
∞	0,67449	1,1503	1,6449	1,9600	2,2414	2,5758	2,8070

Таблица функции $\psi_k \left(\frac{\sigma^2}{2} \right)$

$\frac{\sigma^2}{2}$	k									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
0,05	1,0458	1,0485	1,0494	1,0499	1,0502	1,0504	1,0505	1,0506	1,0507	1,0507
0,10	1,0934	1,0992	1,1012	1,1022	1,1028	1,1032	1,1034	1,1037	1,1038	1,1040
0,15	1,1427	1,1521	1,1553	1,1569	1,1579	1,1585	1,1590	1,1593	1,1596	1,1598
0,20	1,1938	1,2072	1,2118	1,2142	1,2156	1,2166	1,2173	1,2178	1,2182	1,2185
0,25	1,2468	1,2648	1,2710	1,2742	1,2761	1,2774	1,2784	1,2791	1,2800	1,2800
0,30	1,3018	1,3248	1,3329	1,3370	1,3395	1,3412	1,3424	1,3434	1,3441	1,3446
0,35	1,3587	1,3874	1,3976	1,4028	1,4060	1,4081	1,4097	1,4108	1,4117	1,4124
0,40	1,4177	1,4527	1,4652	1,4716	1,4756	1,4782	1,4801	1,4816	1,4827	1,4836
0,45	1,4783	1,5207	1,5359	0,5437	1,5485	1,5517	1,5540	1,5558	1,5571	1,5582
0,50	1,5421	1,5917	1,6097	1,6191	1,6248	1,6287	1,6315	1,6336	1,6352	1,6366
0,55	1,6076	1,6657	1,6869	1,6980	1,7048	1,7094	1,7127	1,7152	1,7172	1,7188
0,60	1,6754	1,7428	1,7676	1,7806	1,7886	1,7940	1,7979	1,8008	1,8031	1,8050
0,65	1,7457	1,8231	1,8519	1,8670	1,8763	1,8826	1,8871	1,8906	1,8933	1,8955
0,70	1,8184	1,9068	1,9399	1,9573	1,9681	1,9754	1,9807	1,9847	1,9879	1,9904
0,75	1,8936	1,9940	2,0319	2,0519	2,0643	2,0727	2,0788	2,0834	2,0870	2,0900
0,80	1,9714	2,0848	2,1279	2,1508	2,1650	2,1746	2,1816	2,1869	2,1911	2,1944
0,85	2,0519	2,1794	2,2283	2,2542	2,2703	2,2813	2,2893	2,2954	2,3001	2,3040
0,90	2,1352	2,2779	2,3330	2,3624	2,3807	2,3932	2,4022	2,4091	2,4145	2,4189
0,95	2,2214	2,3804	2,4424	2,4755	2,4962	2,5103	2,5206	2,5284	2,5345	2,5395
1,00	2,3104	2,4872	2,5565	2,5938	2,6170	2,6330	2,6445	2,6534	2,6603	2,6659

$\frac{\sigma^2}{2}$	k									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
1,05	2,4025	2,5984	2,6757	2,7174	2,7435	2,7614	2,7745	2,7844	2,7922	2,7965
1,10	2,4977	2,7141	2,8002	2,8467	2,8759	2,8959	2,9106	2,9217	2,9305	2,9376
1,15	2,5961	2,8345	2,9300	2,9818	3,0144	3,0368	3,0532	3,0656	3,0755	3,0834
1,20	2,6978	2,9597	3,0655	3,1231	3,1594	3,1843	3,2026	3,2165	3,2275	3,2363
1,25	2,8028	3,0901	3,2069	3,2707	3,3110	3,3388	3,3591	3,3746	3,3868	3,3967
1,30	2,9114	3,2257	3,3544	3,4250	3,4696	3,5005	3,5230	3,5403	3,5539	3,5649
1,35	3,0235	3,3668	3,5084	3,5862	3,6356	3,6697	3,6947	3,7139	3,7290	3,7412
1,40	3,1393	3,5135	3,6689	3,7547	3,8092	3,8469	3,8746	3,8958	3,9125	3,9260
1,45	3,2589	3,6661	3,8364	3,9307	3,9908	4,0324	4,0630	4,0864	4,1049	4,1199
1,50	3,3824	3,8247	4,0111	4,1146	4,1807	4,2266	4,2603	4,2861	4,3065	4,3231
1,55	3,5099	3,9897	4,1933	4,3068	4,3793	4,4297	4,4669	4,4953	4,5178	4,5361
1,60	3,6415	4,1612	4,3832	4,5074	4,5870	4,6424	4,6832	4,7145	4,7393	4,7594
1,65	3,7774	4,3394	4,5813	4,7171	4,8042	4,8649	4,9097	4,9441	4,9714	4,9935
1,70	3,9176	4,5247	4,7878	4,9360	5,0313	5,0978	5,1469	5,1847	5,2146	5,2389
1,75	4,0623	4,7173	5,0031	5,1646	5,2687	5,3415	5,3953	5,4366	5,4694	5,4961
1,80	4,2116	4,9174	5,2275	5,4034	5,5170	5,5965	5,6553	5,7005	5,7365	5,7657
1,85	4,3657	5,1253	5,4614	4,6527	5,7764	5,8632	5,9275	5,9770	6,0163	6,0482
1,90	4,5246	5,3413	5,7052	5,9129	6,0477	6,1423	6,2124	6,2665	6,3094	6,3444
1,95	4,6885	5,5657	5,9592	6,1847	6,3312	6,4342	6,5107	6,5696	6,6165	6,6547
2,00	4,8575	5,7988	6,2239	6,4684	6,6276	6,7396	6,8229	6,8871	6,9383	6,9800

$\frac{\sigma^2}{2}$	k									
	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200
0,05	1,0508	1,0508	1,0508	1,0509	1,0509	1,0509	1,0509	1,0510	1,0510	1,0510
0,10	1,1041	1,1042	1,1042	1,1043	1,1044	1,1044	1,1045	1,1045	1,1045	1,1046
0,15	1,1600	1,1602	1,1603	1,1604	1,1605	1,1606	1,1607	1,1607	1,1608	1,1608
0,20	1,2188	1,2190	1,2192	1,2193	1,2195	1,2196	1,2197	1,2198	1,2199	1,2199
0,25	1,2804	1,2807	1,2810	1,2812	1,2814	1,2815	1,2817	1,2818	1,2819	1,2820
0,30	1,3451	1,3455	1,3458	1,3461	1,3464	1,3466	1,3468	1,3470	1,3471	1,3472
0,35	1,4130	1,4135	1,4140	1,4143	1,4146	1,4149	1,4152	1,4154	1,4156	1,4157
0,40	1,4843	1,4849	1,4855	1,4859	1,4863	1,4866	1,4870	1,4872	1,4875	1,4877
0,45	1,5591	1,5599	1,5605	1,5611	1,5616	1,5620	1,5623	1,5627	1,5630	1,5632
0,50	1,6377	1,6386	1,6393	1,6400	1,6406	1,6411	1,6415	1,6419	1,6423	1,6426
0,55	1,7201	1,7211	1,7221	1,7228	1,7235	1,7241	1,7247	1,7251	1,7256	1,7259
0,60	1,8065	1,8078	1,8089	1,8098	1,8106	1,8113	1,8120	1,8125	1,8130	1,8135
0,65	1,8973	1,8988	1,9000	1,9011	1,9021	1,9029	1,9036	1,9043	1,9049	1,9054
0,70	1,9925	1,9942	1,9957	1,9969	1,9980	1,9990	1,9999	2,0006	2,0013	2,0019
0,75	2,0924	2,0944	2,0961	2,0975	2,0988	2,0999	2,1009	2,1018	2,1026	2,1033
0,80	2,1972	2,1995	2,2014	2,2031	2,2046	2,2059	2,2070	2,2080	2,2089	2,2098
0,85	2,3071	2,3098	2,3120	2,3139	2,3156	2,3171	2,3184	2,3196	2,3206	2,3215
0,90	2,4225	2,4255	2,4281	2,4303	2,4322	2,4339	2,4353	2,4367	2,4379	2,4389
0,95	2,5435	2,5469	2,5498	2,5523	2,5545	2,5564	2,5581	2,5596	2,5610	2,5622
1,00	2,6705	2,6744	2,6776	2,6805	2,6829	2,6851	2,6870	2,6887	2,6902	2,6916

σ^2	k									
	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200
1,05	2,8037	2,8080	2,8117	2,8149	2,8177	2,8201	2,8223	2,8242	2,8259	2,8275
1,10	2,9434	2,9483	2,9525	2,9560	2,9592	2,9619	2,9643	2,9665	2,9684	2,9702
1,15	3,0899	3,0954	3,1001	3,1041	3,1076	3,1107	3,1134	3,1159	3,1180	3,1200
1,20	3,2436	3,2498	3,2550	3,2595	3,2634	3,2669	3,2699	3,2726	3,2751	3,2773
1,25	3,4049	3,4117	3,4175	3,4226	3,4270	3,4308	3,4342	3,4372	3,4400	3,4424
1,30	3,5739	3,5816	3,5881	3,5937	3,5986	3,6028	3,6066	3,6100	3,6131	3,6158
1,35	3,7513	3,7597	3,7670	3,7732	3,7786	3,7834	3,7876	3,7914	3,7948	3,7978
1,40	3,9372	3,9466	3,9547	3,9616	3,9676	3,9729	3,9776	3,9818	3,9855	3,9889
1,45	4,1323	4,1427	4,1515	4,1592	4,1659	4,1718	4,1770	4,1816	4,1858	4,1895
1,50	4,3368	4,3483	4,3581	4,3666	4,3739	4,3804	4,3862	4,3913	4,3959	4,4001
1,55	4,5512	4,5639	4,5748	4,5841	4,5923	4,5994	4,6058	4,6115	4,6166	4,6212
1,60	4,7761	4,7901	4,8020	4,8123	4,8213	4,8293	4,8363	4,8425	4,8482	4,8532
1,65	5,0118	5,0272	5,0404	5,0518	5,0617	5,0704	5,0781	5,0850	5,0912	5,0968
1,70	5,2590	5,2760	5,2904	5,3029	5,3138	5,3234	5,3320	5,3396	5,3464	5,3525
1,75	5,5182	5,5368	5,5527	5,5664	5,5784	5,5890	5,5983	5,6067	5,6142	5,6209
1,80	5,7899	5,8103	5,8278	5,8428	5,8560	5,8675	5,8778	5,8870	5,8952	5,9027
1,85	6,0748	6,0971	6,1162	6,1327	6,1471	6,1598	6,1711	6,1812	6,1902	6,1984
1,90	6,3734	6,3978	6,4188	6,4368	6,4526	6,4665	6,4789	6,4899	6,4998	6,5087
1,95	6,6864	6,7132	6,7360	6,7558	6,7731	6,7883	6,8018	6,8138	6,8247	6,8345
2,00	7,0146	7,0438	7,0687	7,0903	7,1092	7,1258	7,1406	7,1538	7,1657	7,1764

Таблица функции $\chi_k(\sigma^2)$

σ^2	k									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
0,05	0,0527	0,0533	0,0535	0,0536	0,0536	0,0537	0,0537	0,0537	0,0537	0,0538
0,10	0,1112	0,1135	0,1143	0,1148	0,1151	0,1152	0,1154	0,1155	0,1156	0,1156
0,15	0,1757	0,1812	0,1833	0,1844	0,1851	0,1856	0,1859	0,1862	0,1864	0,1865
0,20	0,2468	0,2573	0,2613	0,2634	0,2648	0,2657	0,2663	0,2668	0,2672	0,2675
0,25	0,3249	0,3423	0,3491	0,3527	0,3550	0,3565	0,3577	0,3585	0,3592	0,3597
0,30	0,4105	0,4372	0,4477	0,4534	0,4569	0,4594	0,4611	0,4625	0,4635	0,4644
0,35	0,5041	0,5428	0,5582	0,5666	0,5718	0,5754	0,5780	0,5800	0,5816	0,5828
0,40	0,6063	0,6599	0,6817	0,6935	0,7010	0,7061	0,7098	0,7127	0,7149	0,7167
0,45	0,7176	0,7897	0,8194	0,8356	0,8459	0,8529	0,8581	0,8620	0,8651	0,8676
0,50	0,8386	0,9332	0,9726	0,9943	1,0081	1,0176	1,0245	1,0298	1,0340	1,0374
0,55	0,9699	1,0916	1,1429	1,1713	1,1894	1,2019	1,2111	1,2181	1,2236	1,2281
0,60	1,1123	1,2660	1,3317	1,3683	1,3917	1,4079	1,4198	1,4289	1,4362	1,4420
0,65	1,2664	1,4579	1,5408	1,5873	1,6170	1,6378	1,6530	1,6647	1,6740	1,6815
0,70	1,4329	1,6687	1,7720	1,8303	1,8678	1,8939	1,9132	1,9281	1,9398	1,9494
0,75	1,6128	1,8999	2,0273	2,0996	2,1463	2,1790	2,2032	2,2218	2,2365	2,2485
0,80	1,8067	2,1531	2,3088	2,3978	2,4554	2,4959	2,5259	2,5490	2,5675	2,5822
0,85	2,0155	2,4301	2,6189	2,7274	2,7981	2,8477	2,8846	2,9131	2,9357	2,9541
0,90	2,2402	2,7329	2,9600	3,0915	3,1774	3,2386	3,2830	3,3178	3,3455	3,3681
0,95	2,4817	3,0634	3,3350	3,4932	3,5969	3,6703	3,7250	3,7633	3,8010	3,8285
1,00	2,7410	3,4239	3,7467	3,9359	4,0605	4,1489	4,2149	4,2660	4,3068	4,3401

σ^2	k									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
1,05	3,12	3,80	4,20	4,40	4,60	4,70	4,80	4,82	4,90	4,90
1,10	3,40	4,38	4,72	5,00	5,20	5,27	5,40	5,41	5,50	5,51
1,15	3,70	4,90	5,30	5,60	5,80	5,90	6,00	6,10	6,12	6,25
1,20	4,05	5,50	5,90	6,21	6,48	6,60	6,70	6,83	6,93	7,00
1,25	4,34	6,12	6,56	6,91	7,15	7,41	7,54	7,69	7,78	7,87
1,30	4,73	6,85	7,30	7,70	7,95	8,30	8,45	8,60	8,70	8,80
1,35	5,18	7,64	8,10	8,53	8,80	9,30	9,50	9,60	9,70	9,90
1,40	5,60	8,46	8,92	9,48	9,82	10,38	10,60	10,80	10,85	11,10
1,45	6,10	9,30	9,85	10,50	10,90	11,50	11,80	12,00	12,10	12,30
1,50	6,58	10,27	10,83	11,62	12,15	12,69	12,99	13,31	13,51	13,71
1,55	7,20	11,20	12,20	13,10	13,78	14,50	14,80	15,00	15,25	15,60
1,60	7,90	12,27	13,60	14,70	15,60	16,50	16,80	17,20	17,48	18,00
1,65	8,70	13,30	15,00	16,35	17,40	18,60	19,00	19,65	20,00	20,50
1,70	9,50	14,40	16,50	18,10	19,40	20,80	21,30	22,20	22,75	23,25
1,75	10,30	15,50	17,92	19,90	21,40	23,10	23,85	24,95	25,65	26,10
1,80	11,10	16,60	19,60	21,85	23,40	25,40	26,10	27,40	28,20	28,80
1,85	11,90	17,70	21,40	23,83	25,55	27,70	28,60	30,00	30,70	31,40
1,90	12,65	18,80	23,40	26,00	27,70	30,00	31,10	32,30	33,15	33,90
1,95	13,50	19,90	25,43	28,20	30,05	32,30	33,45	34,70	35,50	36,30
2,00	14,29	21,99	27,54	30,32	32,37	34,49	35,74	36,99	37,85	38,70

σ^2	k									
	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200
0,05	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538	0,0538
0,10	0,1157	0,1157	0,1158	0,1158	0,1158	0,1158	0,1159	0,1159	0,1159	0,1159
0,15	0,1867	0,1868	0,1869	0,1870	0,1870	0,1871	0,1871	0,1872	0,1872	0,1873
0,20	0,2680	0,2680	0,2682	0,2683	0,2685	0,2686	0,2687	0,2688	0,2689	0,2690
0,25	0,3601	0,3605	0,3608	0,3611	0,3613	0,3615	0,3617	0,3619	0,3620	0,3622
0,30	0,4651	0,4656	0,4661	0,4666	0,4669	0,4673	0,4675	0,4678	0,4680	0,4682
0,35	0,5839	0,5848	0,5855	0,5861	0,5861	0,5872	0,5876	0,5880	0,5883	0,5887
0,40	0,7182	0,7194	0,7205	0,7214	0,7222	0,7229	0,7235	0,7241	0,7246	0,7250
0,45	0,8697	0,8714	0,8729	0,8742	0,8753	0,8762	0,8771	0,8779	0,8786	0,8792
0,50	0,0402	1,0425	1,0445	1,0463	1,0478	1,0491	1,0503	1,0513	1,0522	1,0531
0,55	1,2318	1,2349	1,2376	1,2399	1,2419	1,2437	1,2452	1,2466	1,2478	1,2490
0,60	1,4468	1,4509	1,4544	1,4574	1,4600	1,4623	1,4643	1,4661	1,4678	1,4692
0,65	1,6877	1,6930	1,6974	1,7013	1,7046	1,7076	1,7102	1,7126	1,7147	1,7166
0,70	1,9573	1,9639	1,9696	1,9745	1,9788	1,9825	1,9859	1,9888	1,9915	1,9939
0,75	2,2584	2,2668	2,2739	2,2801	2,2855	2,2902	2,2944	2,2982	2,3016	2,3046
0,80	2,5946	2,6050	2,6139	2,6216	2,6284	2,6343	2,6395	2,6442	2,6484	2,6522
0,85	2,9694	2,9823	2,9933	3,0028	3,0112	3,0185	3,0250	3,0308	3,0360	3,0408
0,90	3,3868	3,4027	3,4162	3,4279	3,4382	3,4472	3,4552	3,4624	3,4688	3,4746
0,95	3,8514	3,8707	3,8872	3,9015	3,9140	3,9251	3,9348	3,9436	3,9515	3,9586
1,00	4,3678	4,3913	4,4113	4,4287	4,4439	4,4573	4,4692	4,4798	4,4894	4,4981

z	k									
	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200
1,05	4,91	4,92	4,93	4,95	4,98	5,00	5,00	5,08	5,10	5,12
1,10	5,52	5,60	5,61	5,66	5,70	5,71	5,72	5,80	5,85	5,86
1,15	6,27	6,30	6,32	6,38	6,43	6,45	6,45	6,50	6,60	6,62
1,20	7,10	7,12	7,13	7,18	7,25	7,26	7,27	7,28	7,30	7,35
1,25	7,93	7,99	8,04	8,08	8,12	8,15	8,18	8,21	8,25	8,27
1,30	8,97	8,98	8,99	9,10	9,12	9,18	9,20	9,20	9,21	9,25
1,35	10,08	10,10	10,12	10,17	10,20	10,22	10,25	10,27	10,30	10,40
1,40	11,25	11,28	11,29	11,42	11,48	11,55	11,56	11,60	11,65	11,70
1,45	12,50	12,57	12,58	12,75	12,80	12,88	12,90	12,99	13,05	13,12
1,50	13,85	14,05	14,09	14,19	14,29	14,36	14,42	14,48	14,55	14,62
1,55	15,85	15,95	16,10	16,20	16,21	16,22	16,23	16,25	16,28	16,30
1,60	18,20	18,35	18,50	18,70	18,78	18,80	18,81	18,83	18,84	18,85
1,65	20,80	21,00	21,20	21,45	21,50	21,52	21,54	21,56	21,58	21,60
1,70	23,62	23,85	24,10	24,40	24,55	24,60	24,70	24,87	24,95	25,00
1,75	26,50	26,90	27,15	27,50	27,75	27,90	28,00	28,15	28,30	28,50
1,80	29,25	29,70	29,90	30,30	30,71	31,10	31,20	31,35	31,40	31,46
1,85	31,85	32,30	32,60	33,07	33,60	34,20	34,25	34,30	34,35	34,50
1,90	34,40	34,90	35,22	35,65	36,42	36,80	36,90	37,00	37,20	37,20
1,95	36,90	37,40	35,85	38,30	39,00	39,60	39,60	39,65	39,80	40,00
2,00	39,29	39,89	40,35	40,81	41,15	41,15	41,79	42,08	42,37	42,66

1. Значения вероятности $\rho_{0n}(t)$ для $\gamma = 0,9$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
5	0,6310														
6	0,6813														
7	0,7179	0,5394													
8	0,7499	0,5881													
9	0,7743	0,6276	0,5008												
10	0,7945	0,6601	0,5436												
12	0,8254	0,7125	0,6104	0,5173											
14	0,8484	0,7493	0,6602	0,5782	0,5003										
16	0,8660	0,7778	0,6987	0,6255	0,5558										
18	0,8799	0,8005	0,7243	0,6633	0,6002	0,5394									
20	0,8913	0,8191	0,7552	0,6941	0,6366	0,5810	0,5271								
25	0,9121	0,8529	0,8004	0,7511	0,7039	0,6852	0,6138	0,5702	0,5273						
30	0,9261	0,8765	0,8321	0,7908	0,7511	0,7127	0,6736	0,6364	0,6000	0,5642	0,5288				
35	0,9863	0,8933	0,8548	0,8187	0,7540	0,7503	0,7174	0,6852	0,6533	0,6221	0,5917	0,5307			
40	0,9441	0,9062	0,8723	0,8405	0,8089	0,7804	0,7514	0,7230	0,6941	0,6665	0,6392	0,5865	0,5326		
45	0,9501	0,9162	0,8859	0,8574	0,8299	0,8082	0,7772	0,7516	0,7263	0,7015	0,6770	0,6287	0,5822	0,5345	
50	0,9550	0,9244	0,8970	0,8712	0,8463	0,8228	0,7987	0,7756	0,7530	0,7299	0,7075	0,6638	0,6207	0,5782	0,5364
55	0,9590	0,9811	0,9051	0,8825	0,8598	0,8378	0,8162	0,7950	0,7743	0,7533	0,7330	0,6929	0,6533	0,6144	0,5762
60	0,9623	0,9867	0,9137	0,8920	0,8711	0,8508	0,8310	0,8115	0,7824	0,7730	0,7542	0,7173	0,6808	0,6450	0,6006

$\gamma = 0,9$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
65	0,9652	0,9415	0,9208	0,9001	0,8807	0,8613	0,8435	0,8253	0,8074	0,7898	0,7724	0,7381	0,7043	0,6709	0,6381
70	0,9676	0,9455	0,9257	0,9070	0,8890	0,8714	0,8543	0,8374	0,8207	0,8043	0,7880	0,7561	0,7245	0,6934	0,6628
75	0,9698	0,9491	0,9306	0,9131	0,8962	0,8798	0,8637	0,8479	0,8323	0,8169	0,8017	0,7717	0,7421	0,7130	0,6843
80	0,9716	0,9522	0,9348	0,9184	0,9025	0,8871	0,8720	0,8571	0,8424	0,8280	0,8137	0,7855	0,7477	0,7802	0,7033
85	0,9733	0,9550	0,9386	0,9231	0,9081	0,8936	0,8793	0,8653	0,8514	0,8378	0,8243	0,7977	0,7714	0,7455	0,7200
90	0,9747	0,9575	0,9419	0,9279	0,9131	0,8998	0,8859	0,8726	0,8585	0,8466	0,8338	0,8086	0,7837	0,7592	0,7350
95	0,9760	0,9597	0,9449	0,9310	0,9176	0,9045	0,8917	0,8791	0,8667	0,8544	0,8423	0,8184	0,7947	0,7714	0,7485
100	0,9773	0,9617	0,9476	0,9344	0,9216	0,9092	0,8970	0,8850	0,8732	0,8615	0,8499	0,8272	0,8047	0,7825	0,7607
120	0,9810	0,9680	0,9563	0,9452	0,9345	0,9241	0,9139	0,9038	0,8939	0,8841	0,8744	0,8553	0,8364	0,8178	0,7995
140	0,9887	0,9725	0,9644	0,9529	0,9437	0,9347	0,9260	0,9173	0,9088	0,9003	0,8920	0,8756	0,8593	0,8433	0,8274
160	0,9857	0,9759	0,9671	0,9597	0,9507	0,9428	0,9351	0,9275	0,9100	0,9126	0,9053	0,8903	0,8766	0,8625	0,8486
180	0,9873	0,9786	0,9707	0,9633	0,9561	0,9491	0,9422	0,9355	0,9288	0,9222	0,9157	0,9028	0,8900	0,8775	0,8651
200	0,9885	0,9807	0,9736	0,9669	0,9604	0,9541	0,9479	0,9418	0,9358	0,9299	0,9240	0,9124	0,9009	0,8895	0,8783
250	0,9908	0,9845	0,9789	0,9735	0,9683	0,9632	0,9583	0,9533	0,9485	0,9437	0,9390	0,9297	0,9205	0,9113	0,9024
300	0,9924	0,9871	0,9824	0,9779	0,9735	0,9693	0,9652	0,9611	0,9570	0,9530	0,9499	0,9413	0,9336	0,9260	0,9184
400	0,9943	0,9903	0,9868	0,9834	0,9801	0,9769	0,9738	0,9707	0,9677	0,9647	0,9617	0,9559	0,9500	0,9443	0,9387
500	0,9954	0,9922	0,9894	0,9867	0,9841	0,9815	0,9790	0,9766	0,9741	0,9717	0,9693	0,9646	0,9600	0,9554	0,9509
700	0,9967	0,9945	0,9924	0,9905	0,9886	0,9868	0,9801	0,9832	0,9815	0,9798	0,9780	0,9747	0,9717	0,9681	0,9648
1000	0,9977	0,9961	0,9947	0,9933	0,9920	0,9907	0,9895	0,9883	0,9870	0,9858	0,9846	0,9823	0,9799	0,9776	0,9753

129-17

2. Значения вероятности $p_{0n}(T)$ для $\gamma = 0,8$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
5	0,7248	0,6567													
6	0,7647	0,6720													
7	0,7946	0,6256													
8	0,8178	0,6672	0,5318												
9	0,8363	0,7006	0,5780												
10	0,8510	0,7277	0,6159	0,5101											
12	0,8745	0,7696	0,8743	0,5840											
14	0,8913	0,8003	0,7174	0,6380	0,5624										
16	0,9042	0,8238	0,7508	0,6304	0,6129	0,5470									
18	0,9144	0,8424	0,7764	0,7136	0,6528	0,5936	0,5355								
20	0,9226	0,8574	0,7976	0,7406	0,6854	0,6315	0,5786	0,5266							
25	0,9376	0,8848	0,8363	0,7900	0,7450	0,7011	0,6580	0,6156	0,5736	0,5322					
30	0,9478	0,9034	0,8626	0,8236	0,7857	0,7486	0,7122	0,6764	0,6409	0,6058	0,5711	0,5024			
35	0,9550	0,9168	0,8816	0,8479	0,8152	0,7831	0,7516	0,7205	0,6898	0,6594	0,6293	0,5697	0,5110		
40	0,9606	0,9270	0,8960	0,8663	0,8375	0,8093	0,7815	0,7541	0,7270	0,7002	0,6736	0,6210	0,5691	0,5175	
45	0,9649	0,9359	0,9073	0,8808	0,8550	0,8298	0,8050	0,7805	0,7563	0,7323	0,7085	0,6614	0,6149	0,5586	0,5230
50	0,9683	0,9413	0,9163	0,8924	0,8391	0,8163	0,8239	0,8018	0,7798	0,7581	0,7366	0,6940	0,6519	0,6100	0,5685
55	0,9712	0,9465	0,9238	0,9020	0,8807	0,8600	0,8395	0,8193	0,7993	0,7794	0,7598	0,7208	0,6824	0,6441	0,6063

$\gamma = 0,8$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
60	0,9735	0,9509	0,9300	0,9100	0,8905	0,8713	0,8525	0,8339	0,8155	0,7973	0,7792	0,7434	0,7080	0,6727	0,6379
65	0,9755	0,9546	0,9353	0,9168	0,8987	0,8810	0,8536	0,8464	0,8294	0,8125	0,7957	0,7625	0,7297	0,6971	0,6648
70	0,9773	0,9577	0,9399	0,9226	0,9058	0,8894	0,8731	0,8571	0,8413	0,8255	0,8099	0,7790	0,7485	0,7180	0,6880
75	0,9788	0,9606	0,9438	0,9277	0,9120	0,8966	0,8814	0,8664	0,8516	0,8369	0,8223	0,7984	0,7648	0,7363	0,7068
80	0,9801	0,9630	0,9473	0,9321	0,9174	0,9029	0,8887	0,8746	0,8607	0,8469	0,8332	0,8060	0,7792	0,7524	0,7259
90	0,9823	0,9671	0,9539	0,9396	0,9264	0,9136	0,9009	0,8883	0,8759	0,8636	0,8513	0,8271	0,8031	0,7792	0,7555
100	0,9840	0,9704	0,9577	0,9455	0,9337	0,9221	0,9106	0,8993	0,8881	0,8770	0,8659	0,8441	0,8224	0,8008	0,7795
120	0,9867	0,9753	0,9647	0,9545	0,9448	0,9349	0,9253	0,9159	0,9065	0,8972	0,8880	0,8696	0,8515	0,8334	0,8156
140	0,9883	0,9788	0,9697	0,9610	0,9525	0,9441	0,9359	0,9277	0,9197	0,9117	0,9038	0,8880	0,8724	0,8569	0,8415
160	0,9900	0,9814	0,9734	0,9658	0,9588	0,9510	0,9438	0,9367	0,9296	0,9226	0,9156	0,9018	0,8882	0,8745	0,8610
180	0,9911	0,9835	0,9764	0,9696	0,9629	0,9564	0,9500	0,9437	0,9374	0,9311	0,9249	0,9126	0,9004	0,8883	0,8763
200	0,9920	0,9855	0,9787	0,9726	0,9666	0,9608	0,9550	0,9492	0,9436	0,9380	0,9324	0,9213	0,9103	0,8993	0,8885
250	0,9936	0,9881	0,9830	0,9781	0,9733	0,9686	0,9639	0,9593	0,9548	0,9503	0,9458	0,9369	0,9281	0,9193	0,9106
300	0,9946	0,9901	0,9858	0,9817	0,9777	0,9733	0,9699	0,9661	0,9623	0,9585	0,9548	0,9474	0,9400	0,9327	0,9254
400	0,9960	0,9925	0,9893	0,9863	0,9833	0,9803	0,9774	0,9745	0,9717	0,9688	0,9660	0,9604	0,9549	0,9494	0,9439
500	0,9968	0,9940	0,9915	0,9890	0,9866	0,9842	0,9819	0,9796	0,9773	0,9750	0,9728	0,9683	0,9639	0,9595	0,9551
700	0,9977	0,9957	0,9939	0,9921	0,9904	0,9887	0,9871	0,9854	0,9838	0,9822	0,9806	0,9774	0,9742	0,9710	0,9679
1000	0,9983	0,9970	0,9957	0,9945	0,9933	0,9921	0,9909	0,9898	0,9886	0,9875	0,9864	0,9841	0,9820	0,9797	0,9775

3. Значения вероятности $p_{он}(T)$ для $\gamma = 0,7$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
5	0,7860	0,5736													
6	0,8182	0,6370													
7	0,8420	0,6840	0,5369												
8	0,8603	0,7203	0,5895												
9	0,8748	0,7491	0,6814	0,5181											
10	0,8866	0,7725	0,6655	0,5624											
12	0,9045	0,8882	0,7177	0,6303	0,5450										
14	0,9175	0,8343	0,7558	0,6800	0,6059										
16	0,9275	0,8541	0,7849	0,7179	0,6543	0,5880	0,5844								
18	0,9353	0,8697	0,8078	0,7478	0,6891	0,6313	0,5743	0,5180							
20	0,9416	0,8823	0,8262	0,7719	0,7188	0,6664	0,6148	0,5636	0,5130						
25	0,9530	0,9052	0,8599	0,8160	0,7730	0,7306	0,6887	0,6472	0,6061	0,5653	0,5247				
30	0,9607	0,9205	0,8826	0,8458	0,8096	0,7740	0,7388	0,7039	0,6693	0,6349	0,6008	0,5830			
35	0,9662	0,9317	0,8990	0,8673	0,8361	0,8054	0,7750	0,7449	0,7151	0,6854	0,6559	0,5973	0,5892		
40	0,9703	0,9401	0,9114	0,8835	0,8561	0,8291	0,8024	0,7760	0,7497	0,7236	0,6976	0,6460	0,5949	0,5440	
45	0,9736	0,9467	0,9211	0,8962	0,8718	0,8477	0,8239	0,8003	0,7768	0,7585	0,7303	0,6842	0,6411	0,5931	0,5484
50	0,9762	0,9519	0,9288	0,9064	0,8844	0,8626	0,8411	0,8198	0,7986	0,7776	0,7556	0,7150	0,6737	0,6327	0,5922
55	0,9783	0,9562	0,9352	0,9148	0,8947	0,8749	0,8553	0,8359	0,8166	0,7974	0,7783	0,7403	0,7027	0,6652	0,6283
60	0,9801	0,9598	0,9405	0,9218	0,9033	0,8852	0,8672	0,8493	0,8316	0,8139	0,7964	0,7616	0,7269	0,6944	0,6585

$\gamma = 0,7$

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	18
65	0,9816	0,9629	0,9451	0,9277	0,9107	0,8939	0,8772	0,8607	0,8443	0,8280	0,8117	0,7795	0,7414	0,7156	0,6842
70	0,9829	0,9655	0,9489	0,9328	0,9170	0,9013	0,8858	0,8705	0,8552	0,8400	0,8250	0,7949	0,7651	0,7355	0,7063
75	0,9841	0,9678	0,9528	0,9372	0,9224	0,9079	0,8934	0,8790	0,8647	0,8505	0,8364	0,8084	0,7805	0,7528	0,7255
80	0,9851	0,9698	0,9553	0,9411	0,9272	0,9135	0,8999	0,8865	0,8731	0,8597	0,8465	0,8202	0,7940	0,7680	0,7423
85	0,9859	0,9715	0,9579	0,9446	0,9315	0,9185	0,9057	0,8930	0,8804	0,8679	0,8554	0,8306	0,8059	0,7814	0,7572
90	0,9867	0,9731	0,9602	0,9476	0,9352	0,9230	0,9109	0,8989	0,8870	0,8751	0,8633	0,8399	0,8165	0,7933	0,7705
95	0,9874	0,9745	0,9623	0,9503	0,9386	0,9270	0,9156	0,9042	0,8928	0,8816	0,8704	0,8482	0,8261	0,8040	0,7824
100	0,9880	0,9758	0,9641	0,9528	0,9406	0,9305	0,9197	0,9099	0,8982	0,8875	0,8768	0,8557	0,8346	0,8137	0,7982
120	0,9900	0,9798	0,9701	0,9306	0,9618	0,9421	0,9330	0,9240	0,9150	0,9030	0,8991	0,8795	0,8619	0,8444	0,8272
140	0,9914	0,9827	0,9743	0,9662	0,9582	0,9503	0,9425	0,9347	0,9270	0,9173	0,9117	0,8965	0,8814	0,8654	0,8516
160	0,9925	0,9848	0,9775	0,9704	0,9634	0,9565	0,9496	0,9428	0,9361	0,9294	0,9227	0,9093	0,8961	0,8829	0,8700
180	0,9933	0,9865	0,9800	0,9737	0,9674	0,9613	0,9552	0,9492	0,9432	0,9372	0,9312	0,9193	0,9076	0,8958	0,8843
200	0,9940	0,9878	0,9820	0,9763	0,9707	0,9651	0,9597	0,9542	0,9488	0,9434	0,9380	0,9274	0,9168	0,9062	0,8958
250	0,9952	0,9903	0,9856	0,9810	0,9765	0,9741	0,9677	0,9633	0,9590	0,9547	0,9504	0,9417	0,9333	0,9243	0,9165
300	0,9960	0,9919	0,9880	0,9842	0,9804	0,9767	0,9731	0,9694	0,9658	0,9622	0,9586	0,9515	0,9444	0,9373	0,9303
400	0,9970	0,9939	0,9910	0,9881	0,9853	0,9825	0,9798	0,9770	0,9743	0,9716	0,9689	0,9636	0,9582	0,9529	0,9477
500	0,9976	0,9951	0,9928	0,9905	0,9882	0,9860	0,9838	0,9816	0,9794	0,9773	0,9751	0,9708	0,9666	0,9623	0,9581
700	0,9980	0,9965	0,9948	0,9932	0,9916	0,9900	0,9884	0,9869	0,9853	0,9888	0,9822	0,9791	0,9761	0,9731	0,9701
1000	0,9988	0,9976	0,9954	0,9952	0,9941	0,9930	0,9919	0,9908	0,9897	0,9886	0,9875	0,9854	0,9833	0,9808	0,9790

Значение вероятности $p_0(t)$

$\frac{(T_i - T_1) \Delta (T_i)}{k}$	0	1	2	3	4
0,00	1,0000	0,9900	0,9802	0,9704	0,9608
0,10	0,9048	0,8958	0,8869	0,8781	0,8694
0,20	0,8187	0,8106	0,8025	0,7945	0,7866
0,30	0,7408	0,7334	0,7261	0,7189	0,7118
0,40	0,6703	0,6637	0,6570	0,6505	0,6440
0,50	0,6065	0,6005	0,5945	0,5886	0,5827
0,60	0,5488	0,5434	0,5379	0,5326	0,5273
0,70	0,4966	0,4916	0,4868	0,4819	0,4771
0,80	0,4493	0,4449	0,4404	0,4360	0,4317
0,90	0,4066	0,4025	0,3985	0,3946	0,3906
1,00	0,3679	0,3642	0,3606	0,3570	0,3535
1,20	0,3012	0,2982	0,2952	0,2923	0,2894
1,30	0,2725	0,2698	0,2671	0,2645	0,2618
1,40	0,2466	0,2441	0,2417	0,2393	0,2369
1,50	0,2231	0,2209	0,2187	0,2165	0,2144
1,60	0,2019	0,1999	0,1979	0,1959	0,1940
1,70	0,1827	0,1809	0,1791	0,1773	0,1755
1,80	0,1653	0,1637	0,1620	0,1604	0,1588
1,90	0,1496	0,1481	0,1466	0,1451	0,1437
2,00	0,1353	0,1340	0,1340	0,1327	0,1313
2,10	0,1225	0,1212	0,1200	0,1188	0,1177
2,20	0,1108	0,1097	0,1086	0,1075	0,1065
2,30	0,1002	0,0992	0,0982	0,0978	0,0963
2,40	0,0907	0,0898	0,0882	0,0880	0,0871
2,50	0,0820	0,0812	0,0804	0,0796	0,0788
2,60	0,0742	0,0735	0,0728	0,0720	0,0713
2,70	0,0672	0,0665	0,0658	0,0652	0,0645
2,80	0,0608	0,0602	0,0596	0,0590	0,0584
2,90	0,0550	0,0544	0,0539	0,0534	0,0528
3,00	0,0497	0,0492	0,0488	0,0483	0,0478
3,10	0,0450	0,0446	0,0441	0,0437	0,0432
3,20	0,0407	0,0403	0,0399	0,0395	0,0391
3,30	0,0368	0,0365	0,0361	0,0357	0,0354
3,40	0,0333	0,0330	0,0327	0,0323	0,0320
3,50	0,0302	0,0299	0,0296	0,0293	0,0290
3,60	0,0273	0,0270	0,0267	0,0265	0,0262
3,70	0,0247	0,0244	0,0242	0,0239	0,0237
3,80	0,0223	0,0221	0,0219	0,0217	0,0214
3,90	0,0202	0,0200	0,0198	0,0196	0,0194

5	6	7	8	9
0,9512	0,9418	0,9324	0,9231	0,9139
0,8607	0,8521	0,8437	0,8353	0,8270
0,7788	0,7711	0,7634	0,7558	0,7483
0,7047	0,6970	0,6907	0,6839	0,6771
0,6376	0,6313	0,6250	0,6188	0,6126
0,5769	0,5712	0,5655	0,5599	0,5543
0,5220	0,5169	0,5117	0,5066	0,5016
0,4724	0,4677	0,4630	0,4584	0,4538
0,4274	0,4232	0,4190	0,4148	0,4107
0,3867	0,3829	0,3791	0,3753	0,3716
0,3499	0,3465	0,3430	0,3396	0,3362
0,2865	0,2837	0,2808	0,2780	0,2753
0,2592	0,2567	0,2541	0,2516	0,2491
0,2346	0,2322	0,2299	0,2276	0,2254
0,2122	0,2100	0,2080	0,2060	0,2039
0,1920	0,1901	0,1882	0,1864	0,1845
0,1738	0,1720	0,1703	0,1686	0,1670
0,1572	0,1557	0,1541	0,1526	0,1511
0,1423	0,1409	0,1395	0,1381	0,1367
0,1300	0,1275	0,1262	0,1249	0,1207
0,1165	0,1153	0,1142	0,1130	0,1119
0,1056	0,1044	0,1033	0,1023	0,1013
0,0953	0,0944	0,0934	0,0925	0,0916
0,0862	0,0854	0,0845	0,0837	0,0829
0,0780	0,0773	0,0765	0,0757	0,0750
0,0706	0,0699	0,0692	0,0685	0,0678
0,0639	0,0632	0,0626	0,0620	0,0614
0,0578	0,0572	0,0567	0,0563	0,0555
0,0523	0,0518	0,0513	0,0507	0,0502
0,0473	0,0468	0,0464	0,0459	0,0455
0,0428	0,0424	0,0420	0,0415	0,0411
0,0387	0,0383	0,0380	0,0376	0,0372
0,0350	0,0347	0,0343	0,0340	0,0337
0,0317	0,0314	0,0311	0,0308	0,0305
0,0287	0,0283	0,0281	0,0278	0,0276
0,0259	0,0257	0,0254	0,0252	0,0249
0,0235	0,0232	0,0230	0,0222	0,0226
0,0212	0,0210	0,0208	0,0206	0,0204
0,0192	0,0190	0,0188	0,0186	0,0185

Примечание. По первому вертикальному столбцу таблицы даются десятые доли значения $\left(\frac{(T_i - T_1) \Lambda(T_i)}{k} \right)$, а по первой горизонтальной строке — тысячные и меньшие доли. Например, для вероятности, равной 0,6, значение $\left(\frac{(T_i - T_1) \Lambda(T_i)}{k} \right) = 0,501$.

Вероятностная бумага Вейбулла (рис. 4.17 и 4.18)

Вероятностная бумага построена с учетом того, что после двойного логарифмирования выражения интегрального закона распределения Вейбулла получаем

$$\ln \left[\ln \frac{1}{1 - q(t)} \right] = k \ln t - k \ln T'_0,$$

где k и T'_0 — параметры распределения Вейбулла.

Это уравнение можно представить в виде уравнения прямой

$$y = ax + b,$$

где $a = k$, $b = -k \ln T'_0$.

Вероятностная бумага имеет шкалы: верхняя и правая являются основными равномерными шкалами, по которым откладываются значения $\ln(T_0)$ и $\ln \left[\ln \frac{1}{1 - q(t)} \right]$; нижняя и левая являются вспомогательными шкалами, по которым откладываются значения $T_i - T_1$ и $q(t) \cdot 100\%$.

К бумаге приложены номограммы, по которым определяется отношение T_{cp}/T'_0 и σ/T'_0 , соответствующие значениям k .

Для малых значений $k = 0,2 - 1,5$ сверху даны дополнительные номограммы.

После двойного логарифмирования закона Вейбулла в виде

$$p_0(t) = e^{-n \left(\frac{t}{T'_0} \right)^k} \quad \text{по различным основаниям получаем}$$

$$\lg n = -k \lg \left(\frac{t}{T'_0} \right) + \lg [-\ln p_0(t)].$$

Это есть уравнение прямой с угловым коэффициентом k и свободным членом $\lg [-\ln p_0(t)]$.

Необходимое количество образцов для испытания по определению минимального значения времени безотказной работы определяется по формуле

$$\lg n = -k \lg \frac{t_n - T_{01}}{T'_0} + \lg [-\ln p_q(t)],$$

где t_n — время испытаний.

На оси ординат бумаги Вейбулла (рис. 4.18) нанесены точки, соответствующие значениям риска заказчика $\beta = [1 - p_0(t)]$ с координатами 0; $\lg (-\ln \beta)$.

При оценке надежности по двум значениям T_{01} (нижняя граница) и T_{cp} (заданное значение) используется система уравнений

$$\lg n = 1 - k \lg \frac{t_n - T_{01}}{T'_0} + \lg [-\ln \beta],$$

$$\lg n = -k \lg \frac{t_n - T_{cp}}{T'_0} + \lg [-\ln(1 - \alpha)].$$

После почленного вычитания имеем

$$k \lg \frac{t_{и} - T_{01}}{t_{и} - T_{ср}} = \lg \frac{\lg \beta}{\lg (1 - \alpha)}. \quad (*)$$

На бумаге по шкале $\lg x$ откладывается отношение $\lg \frac{t_{и} - T_{01}}{t_{и} - T_{ср}}$,

а по шкале $\lg y$ — отношение $\lg \frac{\lg \beta}{\lg (1 - \alpha)}$.

Уравнение (*) определяет точку пересечения двух прямых, из которых одна проходит через начало координат с угловым коэффициентом k , а другая параллельна оси абсцисс на высоте

$$\lg \frac{\lg \beta}{\lg (1 - \alpha)}.$$

По точке пересечения определяются отношение $\frac{t_{и} - T_{01}}{t_{и} - T_{ср}}$ и необходимое время испытаний $t_{и}$.

ФОРМА

карт электрических и тепловых режимов транзисторов в блоке

Тип	Номер схемы	Выполняемая функция	Схема включения	Температура*, °С	Сопротивление эмиттер-база постоянному току, ом	Напряжение на электродах, в						Ток коллектора, ма		Ток эмиттера, ма		Мощность рассеяния коллектора**, вт	Лительность импультса, мксек	Связанность	Заключение о соответствия режимов ТУ		
						коллектор—эмиттер	эмиттер—база		коллектор—база		постоянный	переменный (имп.)	постоянный	переменный (имп.)	постоянный					переменный (имп.)	
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	по ТУ	фактический	по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая		

* Температура окружающей среды для маломощных триодов или корпуса для мощных триодов.
 ** При использовании транзистора с общей базой указывается суммарная мощность на выходе и входе прибора.

ФОРМА

карт максимальных электрических и тепловых режимов резисторов в блоке

Номер п/п.	Номер схемы	Тип	ГОСТ, ТУ	Максимальная температура окружающей среды, °С		Мощность рассеяния, Вт			Коэффициент нагрузки фактически допустимый	Напряжение, в				Заключение о соответствии режима ТУ
				по ТУ	фактическое	номинальная	предельно допустимая по ТУ при максимальной температуре	фактическая		постоянное		импульсное или переменное (амплитуда)		
										по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое	

Приложение 13

ФОРМА

карт максимальных электрических и тепловых режимов конденсаторов в блоке

Номер п/п.	Номер схемы	Тип	ГОСТ, ТУ	Максимальная температура окружающей среды, °С		Напряжение, в				Заключение о соответствии режима ТУ	Примечание
				по ТУ	фактическая	постоянное		импульсное или переменное			
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое		

ФОРМА

карт электрических, тепловых режимов и условий применения работы электродвигателей, двигателей-генераторов и тахогенераторов в блоке

Номер п/п.	Номер схемы	Тип	ГОСТ, ТУ	Максимальная температура окружающей среды, °С		Напряжение амплитудное, в				Ток первичной обмотки (эф. знач.)		Частота питающего напряжения, ец		Влажность, %	Вибропрочность	Вибростойчивость	Ударные нагрузки	Высотность, мм рт. ст.	Заключение о соответствии режимов ТУ	
				по ТУ	фактическая	на первичной обмотке		на вторичной обмотке		по ТУ	фактический	по ТУ	фактическая							
						по ТУ	фактическое	по ТУ	фактическое											

ФОРМА

карт электрических и тепловых режимов и условий применения работы реле, контакторов в блоке

Номер п/п.	Номер схемы	Тип	ГОСТ, ТУ	Максимальная температура окружающей среды, °С		Контакты				Обмотка				Влажность, %	Вибропрочность	Вибростойчивость	Ударные нагрузки	Высотность, мм рт. ст.	Заключение о соответствии режима ТУ	
				по ТУ	фактическая	Разрывная мощность контактов, вт		Максимальный коммутируемый ток, а	Напряжение, коммутируемое контактами, в	Частота срабатывания, кец	Рабочий ток, а	Напряжение, в								
						на постоянном токе	на переменном токе						по ТУ							фактический

ФОРМА 1

Формы учета времени работы, отказов и неисправностей аппаратуры в процессе испытаний

Учет времени работы аппаратуры в процессе испытаний

Дата и время		Комплекс воздействующих факторов	Продолжительность аппаратуры при воздействии различных факторов с момента включения	Общая наработка аппаратуры с начала испытания, час	Причина выключения	Подпись дежурного
включено	выключено					

ФОРМА 2

Учет отказов и неисправностей аппаратуры в процессе испытаний

Номер п/п.	Дата и время обнаружения		Время работы аппаратуры с момента включения до отказа	Нарботка аппаратуры с начала испытаний до момента обнаружения отказа и неисправности	Внешнее проявление отказа и неисправности	Вид воздействия на аппаратуру, при котором произошел отказ и неисправность	Схемный номер отказавшего элемента или наименование и обозначение на схеме	Тип отказавшего элемента	Условия выявления отказа (неисправности)		Причина отказа (неисправности) по данным обслуживающего персонала	Заключение комиссии о причинах отказа (неисправности)	Время, затраченное на			Примечание
	отказа	неисправности							при работе	при осмотре			обнаружение отказавшего элемента	устранение отказа (неисправности)	принятые меры по устранению отказа (неисправности)	

Значения α -процентных пределов $t_{\frac{\alpha}{2}, k}$ в зависимости
от степеней свободы и от вероятности α для
распределения Стьюдента

$k = n - 1$	$\alpha, \%$				
	10,0	5,0	1,0	0,5	0,1
1	6,314	12,706	63,657	127,3	636,6
2	2,920	4,303	9,925	14,089	31,600
3	2,353	3,182	5,841	7,453	12,922
4	2,132	2,776	4,604	5,597	8,610
5	2,015	2,571	4,032	4,773	6,869
6	1,943	2,447	3,707	4,317	5,959
7	1,895	2,365	3,499	4,029	5,408
8	1,860	2,306	3,355	3,833	5,041
9	1,833	2,262	3,250	3,690	4,781
10	1,812	2,228	3,169	3,581	4,587
12	1,782	2,179	3,055	3,428	4,318
14	1,761	2,145	2,977	3,326	4,140
16	1,746	2,120	2,921	3,252	4,015
18	1,734	2,110	2,878	3,193	3,922
20	1,725	2,086	2,845	3,153	3,849
22	1,717	2,074	2,819	3,119	3,792
24	1,711	2,064	2,797	3,092	3,745
26	1,706	2,056	2,779	3,067	3,704
28	1,701	2,048	2,763	3,047	3,674
30	1,697	2,042	2,750	3,030	3,646
∞	1,645	1,960	2,576	2,807	3,291

Литература

1. Надежность в технике. Термины. ГОСТ-13377-67. Комитет стандартов, мер и измерительных приборов при Совете Министров СССР, 1968.
2. Астафьев А. В. Окружающая среда и надежность радиотехнической аппаратуры. Изд-во «Энергия», 1965.
3. Базовский И. Надежность (теория и практика). Пер. с англ., под ред. Б. Р. Левина. Изд-во «Мир», 1965.
4. Бусленко Н. П. Математическое моделирование производственных процессов. Изд-во «Наука», 1964.
5. Вальд А. Последовательный анализ. Физматгиз, 1960.
6. Васильев Б. В., Козлов Б. А., Ткаченко Л. Г. Надежность и эффективность радиоэлектронных устройств. Изд-во «Советское радио», 1964.
7. Вентцель Е. С. Теория вероятности. Физматгиз, 1962.
8. «Вопросы надежности радиоэлектронной аппаратуры». Пер. с англ., под ред. И. И. Морозова. Изд-во «Советское радио», 1959.
9. Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности. Изд-во «Наука», 1965.
10. Даммер А., Гриффин Б. Испытание радиоэлектронной аппаратуры и материалов на воздействие климатических и механических условий. Пер. с англ., под ред. Б. Е. Бердичевского. Изд-во «Энергия», 1965.
11. Дружинин Г. В. Надежность устройств автоматики. Изд-во «Энергия», 1964.
12. Дунин-Барковский И. В. и Смирнов Н. В. Краткий курс математической статистики для технических приложений. Физматгиз, 1959.
13. Елифанов А. Д. Надежность автоматических систем. Изд-во «Машиностроение», 1964.
14. Калабро С. Р. Принципы и практические вопросы надежности. Пер. с англ., под ред. Д. Ю. Панова. Изд-во «Машиностроение», 1966.
15. Кордонский Х. Б. Приложения теории вероятности в инженерном деле. Физматгиз, 1963.
16. Коуден Д. Статистические методы контроля качества. Пер. с англ., под ред. Б. Р. Левина. Физматгиз, 1961.
17. «Кибернетику — на службу коммунизму», т. 2. Сб. статей под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко. Изд-во «Энергия», 1964.
18. Кузнецов В. А. Основные вопросы надежности радиоэлектронной аппаратуры. Изд-во «Энергия», 1965.

19. Козлов Б. А., Ушаков И. А. Краткий справочник по расчету надежности радиоэлектронной аппаратуры. Изд-во «Советское радио», 1966.
20. Кутай А. К., Кордонский Х. Б. Анализ точности и контроль качества в машиностроении. Машгиз, 1953.
21. Ллойд Д., Липов М. Надежность. Пер. с англ., под ред. Н. П. Бусленко. Изд-во «Советское радио», 1964.
22. Маликов И. М., Половко А. М., Романов Н. А., Чукарев П. А. Основы теории и расчета надежности. Судпромгиз, 1960.
23. «Метод статистических испытаний (метод Монте — Карло)». Под ред. Ю. А. Шрейдера. Физматгиз, 1962.
24. Нечипоренко В. И. Структурный анализ и методы построения надежных систем. Изд-во «Советское радио», 1968.
25. Павлыченко А. Д., Сафронов Г. Д., Однодушнов А. В., Протасов А. И., Голобокий И. Р. Надежность радиоэлектронной аппаратуры. Под общ. ред. А. С. Груничева. Изд-во «Советское радио», 1963.
26. Перроте А. И., Карташев Г. Д., Цветаев К. Н. Основы ускоренных испытаний радиоэлементов на надежность. Изд-во «Советское радио», 1968.
27. Половко А. М. Основы теории надежности. Изд-во «Наука», 1964.
28. Герцбах И. Б., Кордонский Х. Б. Модели отказов. Под ред. Б. В. Гнеденко. Изд-во «Советское радио», 1966.
29. «Ремонтопригодность радиоэлектронной аппаратуры». Пер. с англ., под ред. О. Ф. Пославского. Изд-во «Советское радио», 1964.
30. Коган Б. Я. Электронные моделирующие устройства и их применение для исследования систем автоматического регулирования. Физматгиз, 1963.
31. Седякин Н. М. Элементы теории случайных импульсных потоков. Изд-во «Советское радио», 1965.
32. Дружинин Г. В. Статистическая теория износа и разрегулирования аппаратуры. Изд. ВВИА им. Н. Е. Жуковского, 1961.
33. Хальд А. Математическая статистика с техническими приложениями. Изд-во иностранной литературы, 1956.
34. Хевиленд Р. Инженерная надежность и расчет на долговечность. Пер. с англ. Изд-во «Энергия», 1966.
35. Хинчин А. Я. Работы по теории массового обслуживания. Под ред. Б. В. Гнеденко. Физматгиз, 1963.
36. Шишонок Н. А., Репкин В. Ф., Барвинский Л. Л. Основы теории надежности и эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры. Под ред. Н. А. Шишонка. Изд-во «Советское радио», 1964.
37. Шор Я. Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. Изд-во «Советское радио», 1962.
38. Ястремский Б. С. Некоторые вопросы математической статистики. Госстатиздат, 1961.
39. Янко Я. Математико-статистические таблицы. Гостехиздат, 1961.
40. Беляев Ю. К. Построение нижней доверительной границы для вероятности безотказной работы системы по результатам испытаний ее компонент. В сб. «О надежности сложных технических

- систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
41. Беляев Ю. К., Ушаков И. А. Оптимальные границы для контрольных допусков. В сб. «О надежности сложных технических систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
 42. Босс Р. Статистические основы контрольно-выборочных испытаний. «Вопросы ракетной техники», 1966, № 6 (138).
 43. Голикевич Т. А. Оценка надежности сложных технических систем в процессе их производства. В сб. «О надежности сложных технических систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
 44. Дракин И. И. Метод экономического анализа надежности авиационных деталей и систем. «Авиационная техника», 1962, № 3.
 45. Фрейзон И. Р. Метод математического моделирования для анализа надежности систем управления. Изд-во «Электричество», 1962, № 1.
 46. Лукьященко В. И., Терпиловский А. Н. Об учете предварительной информации при оценке надежности сложных технических систем. В сб. «О надежности сложных технических систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
 47. Длин А. М. Статистический контроль и анализ надежности массовых изделий радиоэлектронной промышленности. «Радиоэлектроника», 1960, № 3.
 48. Половко А. М., Чукреев П. А. Об ускоренном испытании надежности электроэлементов технических систем. «Известия АН СССР», ОТН, Энергетика и автоматика, 1959, № 2.
 49. Серенсен С. В., Козлов Л. А. Испытания на усталость при варьирующих нагрузках. «Заводская лаборатория», 1953, № 3.
 50. Дружинин Г. В. Метод получения экспериментальных данных о надежности технических устройств. В сб. «Кибернетику — на службу коммунизму». Сб. статей под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко. Изд-во «Энергия», 1964.
 51. Смолицкий Х. Л., Чукреев П. А. Об одной количественной характеристике надежности. «Радиотехника», 1960, № 8.
 52. Сотсков Б. С. Физика отказов и определение интенсивности отказов. В сб. «О надежности сложных технических систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
 53. Трейер В. Н. Закон распределения случайных величин для расчета надежности изнашивающихся элементов машин. Доклады АН БССР, 1964, т. 8, № 1.
 54. Цветаев К. Н. К вопросу о достоверности сокращенных испытаний. В сб. «О надежности сложных технических систем». Под ред. А. И. Берга, Н. Г. Бруевича, Б. В. Гнеденко, Т. А. Голикевича. Изд-во «Советское радио», 1966.
 55. Burnett T. L. Truncation of Sequential Life Tests. «Proc. 8-th Nat. Symp. on Reliability and Quality Control in Electronics», New York, 1962.

56. Kao J. H. K. Graphical Estimation of Muxed Weibull Parameters in Life-Testing of Electron Tubes. «Technometrics», 1959, № 4.
57. Procassini A., Romano A. Use of the Weibull Distribution Function in the Analysis of Multivariate Life Test Resuts. «Western Electronic Showand Conv.», 1961, № 8.
58. Romig H. G. Accelerated Life Tests. «Nondestruct. Testung», 1957, v. 15, № 4.
59. Epstein B. Testing of hipotheses. «Wayne State Univ. Techn. Report», 1958, № 3.
60. Price H. W. A Reliability Economic Decirion Method. «Proc. 6-th Nat. Symp. on Reliability and Quality Control in Electronics», New York, 1960.
61. Aitchison J., Brown J. The lognormal distribution, New York, 1957.
62. Proceedings of AJS Derospace Systems Reliability Simposium, 1962.
63. Proceedings of the 11-th National Simjosium on Reliability, 1966.
64. Avation Week, № 10, 1960.

АЛФАВИТНЫЙ УКАЗАТЕЛЬ

- Аппаратура** восстанавливаемая 6
 — высокой надежности 180
 — летательных аппаратов 210
 — многократного действия 6, 75
 — невозстанавливаемая 6
 — однократного действия 6, 76
 —, организация испытаний на надежность 201
 —, организация обслуживания в процессе испытаний 217
 —, проверка взаимозаменяемости 188
 —, расчет надежности 196
 —, требования при ее разработке 176
Арениуса закон 92
Безотказность 5
Бейес 172
Беляев Ю. К. 6
Вальд А. 107, 109
Вейбулл 161, 162, 163
Вейбулла вероятностная бумага 269
Вероятность безотказной работы 12, 17, 172
 — — —, влияние циклического режима 82
 — восстановления аппаратуры за заданное время 21
 — нормального функционирования аппаратуры 17
Внезапные отказы 9
Внешние воздействия на аппаратуру военного назначения 74
Временной коэффициент 95
Время безотказной работы автомобильной аппаратуры 33
 — восстановления аппаратуры 58, 159
Выбор и оценка режимов работы элементов 181
Выборка 99
Выборочная средняя 99
Выборочный приемочный контроль (ВПК) 111
Дефекты 8
Диагностика работоспособности элементов 9
Доверительные вероятности 100
 — интервалы 100
Долговечность 6
Зависимость апостериорной вероятности безотказной работы от количества испытываемых образцов 173
 — интенсивности отказов ламп от времени испытаний 30
 — коэффициента γ от числа включений k 82
 — надежности аппаратуры от числа включений 81
 — максимально возможной величины рисков поставщика и потребителя от уровней усечения 140
 — объема выборки от q_{01}/q_0 145
Зависимость ожидаемого среднего числа отказов от T_0/T_{01} 148
 — отказов радиоламп от допусков на изменение их параметров 185
 — параметра потока отказов от суммарного числа циклов включений и суммарного времени нахождения аппаратуры в рабочем состоянии 84

- — — от числа включений 85
- предельного количества отказов от величины T_0/T_{01} 142
- рекомендуемой предельной продолжительности испытаний от величины T_0/T_{01} 142
- среднего числа циклов работы для оценки вероятности отказа от q_{01}/q_0 148
- средней продолжительности испытаний от T_0/T_{01} 149

Изменение количества отказов в комплектах аппаратуры по мере ее отработки 175

Интенсивность восстановления 22

- отказов 13

Изменение срока службы конденсаторов от температуры 186

Испытание на надежность 232

- натурные 64
- ускоренные 65
- при повышенной влажности 223
- при работе аппаратуры в нормальных условиях 223
- , экономические вопросы 228

Колмогоров А. Н. 40

Контроль надежности методом однократной выборки 115, 125

- — — последовательного анализа 130

Коэффициент готовности 16

- — для восстанавливаемой аппаратуры 20
- повторяемости 178
- подобия 96
- правильности применения элементов 179
- преемственности 178
- применения модулей 179
- снижения эффективности аппаратуры 27
- рационального применения материалов 178
- нормализации 179

Критерий Неймана — Пирсона 101, 140, 143

Критическая область 101
Критерий оценки технического уровня аппаратуры 178

Метод однократной выборки 213, 216

- оценки по доверительным интервалам 216

- последовательных испытаний 213

Модальный интервал 67

Мода непрерывного распределения 67

Нагрузочный коэффициент 95

Надежность 5

- , влияние повторно-кратковременного режима 81

- , влияние условий испытаний 64, 74

- , общий закон 14

- полупроводниковых приборов 182

- , рекомендации по выбору методов оценки 144

- , терминология 5

- транзисторов 186

- , экспоненциальный закон 15

Наработка на отказ 17

Неисправность 8

- второстепенная 8

Нейман 101, 102, 107, 140

Номограмма для определения вероятности приемки партии 118

Нормальное распределение 127

Нормированное отклонение выборочной средней 99

Объем выборки 99, 116, 123

Объем партии 97

Оперативная характеристика контроля величины наработки на отказ 114

- — при оценке надежности 112, 113

Отказы 31, 56

- внезапные 9

- зависимые 10

- , интенсивность 13

- при испытаниях на надежность 219

- независимые 10

- полные 11

- постепенные 9

- , причины возникновения 11
- , частичные 11
- , частота 13
- Оценка взаимозаменяемости 189
- Оценка надежности аппаратуры 116, 151
 - — при использовании априорной информации 171
 - — невосстанавливаемых образцов 12
 - — по последовательному методу 214
 - — при применении усечения последовательного метода контроля 136
 - — резервированной аппаратуры 168
 - — при различных законах распределения 130
 - — — при числе отказов, равном нулю 121
 - — при эскизном и техническом проектировании 201
 - перспективности и надежности элементов 180
- Оценка показателей надежности по результатам испытаний составляющих ее устройств 165
 - правильности применения элементов 179
 - технического уровня аппаратуры 174
- Параметр потока восстановления 25
- Параметр потока отказов 17
- Партия 97
- Период «доводки» 38
- Период приработки аппаратуры 33
- Пирсон 101, 102, 107, 140
- Показатели безотказности 12, 17
 - —, их определение 161—165
 - —, надежности 17, 26, 27
 - —, статистическая оценка 97
 - —, ремонтпригодности 20
- Поправочный коэффициент для оценки влияния условий работы элементов на их надежность 87
- Потоки отказов 14, 29
 - —, влияние включений и выключений 78
 - —, влияние интенсивности режима эксплуатации 85
 - —, влияние теплового режима, климатических и механических нагрузок 86
 - —, графическое представление 15
 - —, моделирование 65
 - —, проверка ординарности 54
 - —, проверка стационарности 40—42
 - —, проверка эффекта последствия 46
 - —, эргодичность 54
- Примеры определения доверительных интервалов 152, 153, 155
 - —, интенсивности отказов 198
 - —, количества неисправностей 156
 - —, максимально возможного риска поставщика и заказчика 139
 - —, нормированной корреляционной функции 43
 - —, объема выборки 105, 117, 120, 124
 - —, объема партии 98
 - —, среднего числа отказов 79
 - —, среднего числа циклов испытаний для оценки надежности 149
 - —, суммарного времени при планировании испытаний 149
 - —, температуры, при которой должны производиться испытания аппаратуры на надежность 68
 - —, уровня соответствия аппаратуры заданным требованиям 132—136
 - —, характеристик восстанавливаемости аппаратуры 158
 - —, оценки надежности 167, 170

Программы испытаний аппаратуры на надежность 221, 225

Работоспособность 5

Распределение биномиальное 154, 165

— Вейбулла 160

— генераторных и модуляторных ламп в аппаратуре в зависимости от электрической нагрузки 89

— коммутационных и установочных элементов в аппаратуре в зависимости от коэффициента электрической нагрузки 88

— нормальное 151

— отказов аппаратуры по времени эксплуатации 32

— полупроводниковых приборов в аппаратуре в зависимости от коэффициентов электрической нагрузки 88

— экспоненциальное 125, 153, 169

— логарифмически - нормальное 155

— неисправностей в ламповой аппаратуре между группами элементов 156

— отказавших электро-радио-элементов по видам дефектов 187

Ресурс 6

Среднее время восстановления аппаратуры 24, 25

— — продолжительности испытаний 231

Средняя наработка до отказа 15

Срок службы 6

Таблица α -процентных пределов $t_{\frac{\alpha}{2}, k}$ 279

Таблица верхнего p -процентного предела χ^2 в зависимости от вероятности p 234

— доверительных интервалов при биномиальном распределении 238

— значений вероятности $p_{0и}(T)$ 261, 263, 265

— коэффициентов для определения доверительных границ 237

— критических значений распределений 252

— определения достоверности полученного коэффициента корреляции 193

— распределения температуры, действующей на аппаратуру 68

— рекомендуемых нагрузок комплектующих изделий 183

— функции $\Psi_k\left(\frac{\alpha^2}{z}\right)$ 253

Ускоренные испытания аппаратуры на надежность 94

Форма карт режимов конденсаторов в блоке 273

— — транзисторов в блоке 271

— — резисторов в блоке 272

— — и условий применения работы реле, контакторов в блоке 275

— учета времени работы отказов и неисправностей аппаратуры в процессе испытаний 276

— — отказов и неисправностей аппаратуры в процессе испытаний 277

Характеристики потоков отказов 29

Частота восстановления 21

— отказов 13

Эксплуатация аппаратуры в различных районах земного шара 66

Экспоненциальное распределение 125, 153

Экспоненциальный закон восстановления 23

Эрланга распределение 62

ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие	3
Глава 1. Количественные характеристики надежности радиоэлектронной аппаратуры	5
§ 1.1. Основные понятия и термины	5
§ 1.2. Показатели надежности невосстанавливаемой радиоэлектронной аппаратуры первого типа	12
§ 1.3. Показатели надежности восстанавливаемой радиоэлектронной аппаратуры первого типа	17
§ 1.4. Показатели надежности радиоэлектронной аппаратуры второго типа	27
Глава 2. Характеристики потоков отказов радиоэлектронной аппаратуры	29
§ 2.1. Закономерности, характеризующие реальные потоки отказов радиоэлектронной аппаратуры	29
§ 2.2. Определение продолжительности периода приработки аппаратуры (t_0)	33
§ 2.3. Оценка близости реальных потоков отказов к модели простейшего потока	39
§ 2.4. Эргодичность потока отказов радиоэлектронной аппаратуры	54
§ 2.5. Распределение случайной величины, характеризующей время восстановления аппаратуры	58
Глава 3. Характеристика влияния условий испытаний аппаратуры на надежность	64
§ 3.1. Общие сведения	64
§ 3.2. Методика определения уровней воздействующих нагрузок	65
§ 3.3. Влияние условий испытаний аппаратуры на надежность	74
§ 3.4. Возможности ускоренных испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность	94
Глава 4. Статистическая оценка показателей надежности радиоэлектронной аппаратуры	97
§ 4.1. Общие сведения	97
§ 4.2. Контроль надежности методом однократной выборки для случая, когда показателем оценки является вероятность безотказной работы $p(t)$ или вероятность отказа $q(t)$	115
§ 4.3. Контроль надежности методом однократной выборки для случая, когда показателем оценки является наработка на отказ	125
§ 4.4. Контроль надежности аппаратуры методом последовательного анализа	130
§ 4.5. Оценка надежности при применении усечения последовательного метода контроля	136
	287

§ 4.6. Рекомендации по выбору методов оценки надежности аппаратуры	144
§ 4.7. Определение количественных показателей надежности аппаратуры по результатам испытаний	151
§ 4.8. Оценка надежности при использовании априорной информации	171
Глава 5. Оценка технического уровня разработанной аппаратуры	174
§ 5.1. Общие положения	174
§ 5.2. Оценка технического уровня конструкции аппаратуры	178
§ 5.3. Оценка результатов расчета аппаратуры на надежность	196
Глава 6. Организация испытаний радиоэлектронной аппаратуры на надежность	201
§ 6.1. Общие сведения	201
§ 6.2. Формулировка требований к надежности аппаратуры в техническом задании и технических условиях	203
§ 6.3. Основные вопросы организации испытаний аппаратуры на надежность	207
§ 6.4. Разработка программы испытаний аппаратуры на надежность	221
§ 6.5. Экономические вопросы испытаний аппаратуры на надежность	228
Приложения	234
Литература	279
Алфавитный указатель	283

ГРУНИЧЕВ АЛЕКСАНДР СТЕПАНОВИЧ
 КУЗНЕЦОВ ВЕНИАМИН АЛЕКСЕЕВИЧ
 ШИПОВ ЕВГЕНИЙ ВЛАДИМИРОВИЧ

Испытания радиоэлектронной аппаратуры на надежность

Редактор А. А. Александрова
 Художественный редактор В. Т. Сидоренко
 Технический редактор З. Н. Ратникова
 Корректоры Н. М. Белякова, Н. В. Панкина

Сдано в набор 12/III 1969 г. Подписано в печ. 11/VIII 1969 г. Т-12401
 Формат 84×108/32 Бумага типографская № 3
 Объем 15,12 усл. п. л. Уч. изд. л. 14,146 Тираж 22 000 экз.

Зак. 2115
 Издательство „Советское радио“, Москва Главпочтамт. п/я. 693
 Цена 87 коп.

Московская типография № 10 Главполиграфпрома
 Комитета по печати при Совете Министров СССР.
 Шлюзовая наб., 10.