

О СОСТАВЛЕНИИ МЕТОДИК УСКОРЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ

В. А. Михайлов, Ю. П. Лукьянов

Длительность исправной работы изделия определяется рядом факторов u_i (электрическими и механическими величинами, состоянием атмосферы и т. д.), совокупность которых $U = \{u_1, \dots, u_n\}$ назовем вектором состояния изделия.

Обычно компоненты u_i меняются в некотором рабочем интервале, определяемом ТУ и ТТ. Численную величину u_i , соответствующую одной из точек рабочего интервала, наиболее характерной для работы изделия, назовем номинальной u_{in} . Если все $u_i = u_{in}$, изделие работает в номинальном режиме ($U = U_n$). Если же какая-либо компонента $u_i > u_{in}$, то имеет место жесткий режим ($U > U_n$).

Основная цель испытаний на надежность заключается в установлении количественных показателей надежности в номинальных условиях. Обычно эти испытания проводятся при $U \approx U_n$, полученные результаты непосредственно распространяются на прочие изделия испытываемого типа.

Обычные испытания часто продолжаются весьма длительным промежутком времени, что является их существенным недостатком. Длительность испытаний можно значительно сократить, проводя их в жестком режиме, т. е. при $U > U_n$. Такие испытания называются ускоренными.

Полученные при ускоренных испытаниях показатели надежности, в частности, плотность распределения частоты отказов $a(t, U > U_n)$, не совпадают с $a(t, U = U_n)$. Определение $a(t, U = U_n)$ по известной функции $a(t, U > U_n)$ составляет основную задачу ускоренных испытаний. Задача эта исключительно сложна, в настоящее время она не решена даже для простейших элементов электроники и автоматики. Причина этого — весьма слабое знание физики отказов, имеющих место при тех или иных условиях в различных изделиях.

Ниже предлагается один из возможных путей решения данной задачи, основанный на сборе и анализе статистического материала.

Будем исходить из следующих допущений:

1. Тип распределения отказов изделий данного типа остается неизменным при фиксированном U .

2. Пусть имеется n групп однотипных изделий объемом m_i каждая. Тогда имеет место пропорциональность средних времен исправной работы изделий каждой группы при переменном u , т. е. выполняется соотношение

$$\left(\sum_{i=1}^{m_i} T_{i1}\right) : \left(\sum_{i=1}^{m_i} T_{i2}\right) = k_{21} \quad (m_i = m_1, m_2, \dots, m_n), \quad (1)$$

где T_{ij} — срок службы i -го изделия в j -м режиме эксплуатации.

3. Аналогичное допущение делается и для дисперсии среднего времени исправной работы.

Среднее время исправной работы $T_{ср}$ является основным параметром, характеризующим надежность изделия, и представляет собой случайную

величину, имеющую некоторое распределение с математическим ожиданием T_0 и дисперсией σ , причем

$$T_0 = T(U); \quad (2)$$

$$\sigma = \sigma(U) \quad (3)$$

Если функции (2) и (3) известны, то можно, воспользовавшись соотношением (1), распространить экспериментальные данные, полученные в каком-либо режиме, на любой другой режим, конечно, при условии, что эти режимы входят в область определения функций (2) и (3).

Однако найти функции (2) и (3) при современном уровне знаний теоретически вряд ли возможно не только для переменного U , но и для одной из его компонент u_i при прочих фиксируемых компонентах. Даже для простейших элементов при выводе теоретических зависимостей типа (2) и (3) придется делать ряд существенных допущений, искажающих физику процесса и потому приводящих к неправильным результатам. К тому же обычно не удается оценить погрешность сделанных допущений.

Отсюда неизбежно следует вывод, что для правильного проведения ускоренных испытаний следует опираться на экспериментально полученные зависимости $T(U)$, несмотря на большой объем предварительных экспериментальных работ, связанных с их получением.

Рассмотрим необходимый порядок действий при этом. Зависимости (2) и (3) в виде функций от многокомпонентного вектора получить весьма трудно и вряд ли обязательно. Правильно выбранные одна или две максимально ускоряющие отказ компоненты (назовем их определяющими) позволяют значительно снизить объем предварительных исследований и получить достаточную для целей ускоренных испытаний интенсивность отказов.

Практически на испытания следует поставить несколько групп случайно отобранных однотипных изделий возможно большего объема, причем режим испытаний отличается одной — двумя компонентами при прочих постоянных для каждой группы. Определяющие компоненты и интервал изменений выбираются в каждом конкретном случае в зависимости от физической сущности изделия. В ходе опыта для каждого U находится распределение частоты отказов и его параметры T_0 и σ с обязательным указанием доверительных интервалов при заданном уровне достоверности. Полученные данные наносятся на график в осях параметр распределения — определяющая компонента u_i , а затем находится аналитическая зависимость (2) и (3).

Таким образом, если исследуется зависимость от одного возмущающего фактора, то в ходе предварительных исследований необходимо записать одну кривую $T_0(u_{опр})$ для двух определяющих компонент — семейство кривых, для трех компонент — три семейства кривых.

Например, на рис. 1 представлена зависимость интенсивности отказов композиционных сопротивлений от температуры и коэффициента нагрузки. Эти графики следует обязательно сопровождать таблицей доверительных интервалов при различных уровнях достоверности.

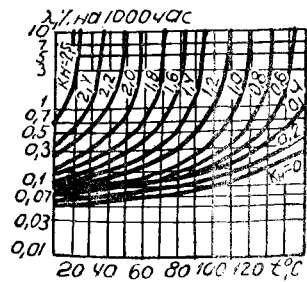


Рис. 1. Интенсивность отказов композиционных сопротивлений в различных условиях.

Ясно, что сложность и объем экспериментальных работ резко возрастают с увеличением числа определяющих компонент, однако, как указывалось, вряд ли на практике потребуются для достижения потребного ускорения интенсивности отказов одновременное воздействие более чем двух — трех компонент.

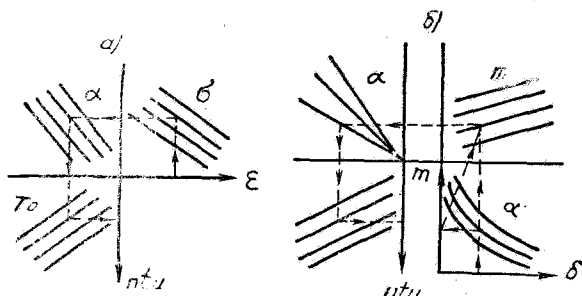


Рис. 2. Номограммы для определения объема испытаний в случае нормального (а) и экспоненциального (б) распределения частоты отказов.

относительной δ или абсолютной ϵ погрешностями, предполагаемым сроком службы T_0 изделия в режиме испытаний.

Расчет испытаний проводится по заданным α , δ (ϵ), T_0 по громоздким формулам, зависящим от типа распределения. Эти расчеты в большинстве случаев затбулированы, что дает возможность приближенного номографирования.

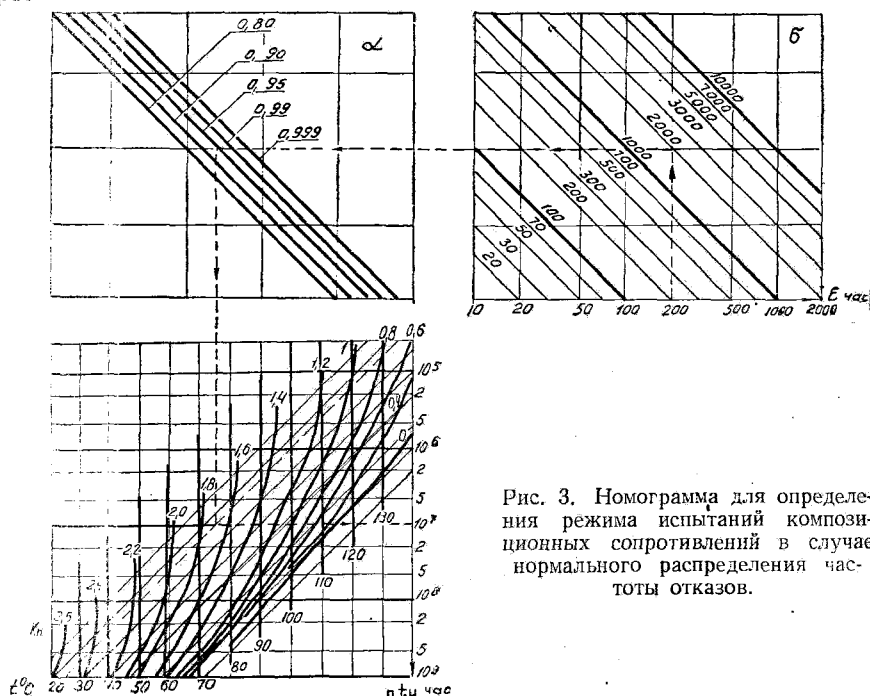


Рис. 3. Номограмма для определения режима испытаний композиционных сопротивлений в случае нормального распределения частоты отказов.

В принципе расчет для любого из типов распределения можно заномографировать с помощью составных сетчатых номограмм.

Принципиальные номограммы для нормального и экспоненциального распределений представлены на рис 2. Поскольку объем испытаний од-

нозначно определяется предполагаемым сроком службы T_0 , зависящим от U , то сетку T_0 на номограмме можно заменить сеткой вектора U .

В случае воздействия одного параметра вид номограммы не меняется, в случае воздействия двух параметров сетка T_0 заменяется бинарным полем $u_1 u_2$.

Пример такой номограммы, составленной по данным рис. 1 в предположении, что тип распределения отказов нормальный, представлен на рис. 3.

С помощью таких номограмм можно:

а) находить объем испытаний по заданным α и $\delta(\varepsilon)$ при различных режимах испытаний;

б) определять степень ускорения, достигаемую при различных режимах;

в) по опытным данным, полученным в каком-либо режиме, определить показатели надежности для других режимов.

Для этой цели следует воспользоваться вытекающей из (1) формулой

$$T_i = T_{i\text{пр}} \frac{T_{j\text{уск}}}{T_{j\text{пр}}}, \quad (4)$$

где T_i — среднее время исправной работы испытываемых изделий в i -м режиме;

$T_{i\text{пр}}$ — то же по предварительным испытаниям;

$T_{j\text{уск}}$ — среднее время исправной работы по данным ускоренных испытаний в j -м режиме;

$T_{j\text{пр}}$ — то же по предварительным испытаниям.

Аналогично находят параметр σ , а тип распределения задают, исходя из предварительных исследований.

Из (4) следует весьма простая оценка точности полученных результатов, именно, при заданном уровне достоверности α T_i находится в интервале $(T_i - \varepsilon; T_i + \varepsilon)$, где

$$\varepsilon = \varepsilon_{j\text{пр}} + \varepsilon_{i\text{пр}} + \varepsilon_{j\text{уск}}. \quad (5)$$

В формуле (5) слагаемые характеризуют величину симметричных доверительных интервалов предварительных и ускоренных испытаний, взятых при одном и том же уровне достоверности. При несимметричных доверительных интервалах погрешность результата следует оценивать отдельно справа и слева.

Из формулы (5) следует, что поскольку результаты ускоренных испытаний сравниваются с величинами, также имеющими некоторые погрешности, то для получения заданной точности сами испытания должны проводиться с более высокими показателями:

$$\varepsilon_{j\text{уск}} = \varepsilon - \varepsilon_{i\text{пр}} - \varepsilon_{j\text{пр}}. \quad (6)$$

Ясно, что всегда $\varepsilon > \varepsilon_{\text{пр}}$, поэтому функция (2) должна определяться с максимально возможной точностью.

Из приведенного следует, что ускоренные испытания разделяются на два этапа.

На первом этапе, предварительном, теоретически или экспериментально среди многочисленных компонент вектора состояния выбирается одна — две определяющих компонент $u_{\text{опр}}$, наиболее ускоряющих интенсивность отказов изделия. Проводятся испытания при некоторых заранее выбранных значениях определяющих компонент в объеме, достаточном для получения результатов с высокой точностью.

По данным испытаний строятся кривые $T_0(u_{\text{опр}})$ типа, показанного на рис. 1, определяется точность параметра T_0 при различных уровнях достоверности α и находится аналитическое выражение для функции $T_0(u_{\text{опр}})$ (желательно). Окончательным результатом первого этапа испытаний должна быть номограмма для определения режима и объема ускоренных испытаний типа, показанного на рис. 3. Следует заметить, что для составления методики ускоренных испытаний можно воспользоваться приведенными в литературе данными о частоте отказов различных изделий в зависимости от температуры, нагрузки и ряда других воздействий. В этом случае предварительный этап ускоренных испытаний заключается в соответствующей обработке литературных данных.

На втором этапе осуществляется непосредственный контроль качества той или иной партии изделий. С помощью номограммы типа, показанного на рис. 3, составленной для данного типа изделий, исходя из конкретных условий устанавливается режим и объем ускоренных испытаний, которые обеспечат требуемую точность и ускорение.

На основании проведенных в выбранном режиме испытаний определяются тип и параметры распределения в этих условиях, после чего, используя данные предварительного этапа, по формулам (4) и (5) рассчитывают параметры распределения в нормальных условиях, их точность и достоверность.

Таковы общие положения, которые могут быть приняты за основу при составлении методики ускоренных испытаний по данным предварительного сбора и анализа статистических данных.

Существенным недостатком такого подхода к проблеме ускоренных испытаний является значительный объем предварительных работ. Однако в большинстве случаев он неизбежен до тех пор, пока процессы, приводящие к отказам, не будут изучены в такой степени, что можно будет теоретически получать зависимость типа (2). Кстати говоря, изучение этих процессов также невозможно без большого количества экспериментальных работ, так что проблемы ускоренных испытаний и физики отказов должны исследоваться совместно.

Все вышеизложенное относится в равной степени как к простым элементам, так и к сложным изделиям. Однако такой подход к ускоренным испытаниям сложных изделий экономически невыгоден вследствие большой стоимости предварительных исследований. Поэтому возникает вопрос, можно ли найти теоретическую зависимость срока службы сложного изделия от условий эксплуатации по известным зависимостям (2) простых элементов, входящих в его состав.

Эту задачу можно легко решить, если исходить из допущений, которые принимаются в настоящее время при расчетах надежности, именно — считать, что составные части сложного изделия не влияют на надежность друг друга и закон распределения длительности службы элементов экспоненциальный.

В таком случае закон распределения службы всего изделия также будет экспоненциальным, параметр его $T_{\text{ср}}$ (среднее время исправной работы изделия) находится в функциональной зависимости от U .

Зависимость эту легко найти [2]. Так, например, для изделий без резервирования при указанных выше допущениях справедливо соотношение

$$T_{\text{ср}}(U) = \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{T_i(U)} \right)^{-1}. \quad (7)$$

Если сложное изделие состоит из n одинаковых работающих параллельно элементов (горячий резерв), то

$$T_{\text{ср}}(U) = H_n T_1(U), \quad (8)$$

где H_n — гармонический ряд.

В случае холодного резерва

$$T_{\text{ср}}(U) = n T_1(U). \quad (9)$$

Формулы (7) — (9) дают возможность найти функциональную зависимость $T_o(U)$ любого сложного изделия по характеристикам составляющих его элементов. Из них вытекает также нетрудный способ оценки точности получаемой функциональной зависимости, хотя заранее следует указать, что полученный доверительный интервал для T_o в случае большого n будет весьма широким.

Получив зависимость (2), далее следует поступать указанным выше способом — строить номограмму и т. д.

Предлагаемый способ планирования ускоренных испытаний сложных изделий неточен вследствие принятых допущений, однако он безусловно приемлем для контрольных испытаний, когда требуется проверить соответствие партии изделий требованиям ТТ или ТУ.

ЛИТЕРАТУРА

1. В. А. Луцкий. Расчет надежности и эффективности радиоэлектронной аппаратуры. АН УССР, 1963.
 2. Я. Б. Шор. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. Изд-во «Советское радио», М., 1962.
-