

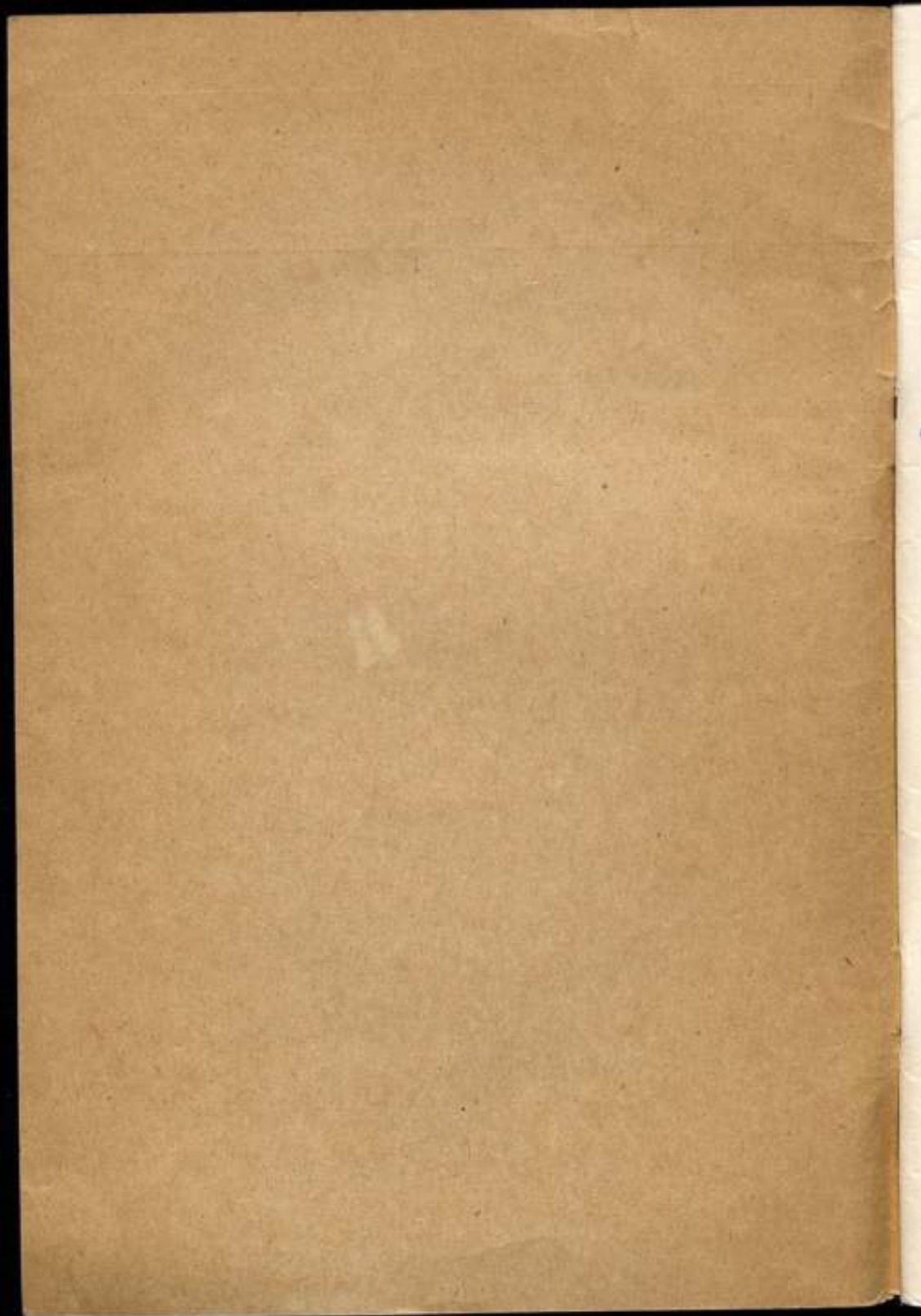
**ВСЕСОЮЗНЫЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ  
ИНСТИТУТ МЕТРОЛОГИИ  
И.М. Д.И. МЕНДЕЛЕЕВА**

**ИССЛЕДОВАНИЯ  
НАДЕЖНОСТИ  
ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ  
ИЗМЕРЕНИЙ**

**ТРУДЫ МЕТРОЛОГИЧЕСКИХ ИНСТИТУТОВ СССР**

Выпуск 127 (127)





ВСЕСОЮЗНЫЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ  
МЕТРОЛОГИИ им. Д. И. МЕНДЕЛЕЕВА

ИССЛЕДОВАНИЯ  
НАДЕЖНОСТИ  
ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ  
ИЗМЕРЕНИЙ

ТРУДЫ МЕТРОЛОГИЧЕСКИХ ИНСТИТУТОВ СССР

Выпуск 127 (187)

Под редакцией проф. И. М. МАЛИКОВА



«ЭНЕРГИЯ»  
ЛЕНИНГРАДСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
1971

m 15203 g

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ

В. О. Арутюнов (председатель), Н. Н. Александрова (секретарь), С. В. Горбачевич, А. Н. Гордов, П. Н. Горюнов, Е. Ф. Долгинский, А. И. Карташев, Л. К. Каяк, И. И. Киренков, Д. К. Коллеров, П. П. Кремлевский, И. Н. Кротков, В. Л. Лассан, Б. Н. Олейник (зам. председателя) Л. К. Пеккер, Т. В. Рождественская, А. М. Федоров, Е. Н. Чечурина, К. П. Широков, Е. Г. Шрамков, М. Ф. Юдин.

*Ответственный редактор*

*доктор технических наук, профессор*

**В. О. АРУТЮНОВ**

## ПРЕДИСЛОВИЕ

Сборник посвящен результатам работ метрологических институтов по надежности измерительной техники и является первой публикацией в этой области.

Практическое значение решения проблемы надежности общезвестно. Вряд ли можно назвать в области техники проблему, которая по важности и многосторонности могла бы сравниться с проблемой повышения уровня надежности, долговечности и качества промышленной продукции. Не случайно она находится в центре внимания ученых и инженеров всех технически развитых стран мира. В настоящее время нет ни одной отрасли промышленности, прогресс которой не зависел бы от надежности применяемых технических средств.

Обеспечение высоких показателей промышленных изделий является в нашей стране задачей первостепенной государственной важности. Проблема надежности включает весьма широкий круг теоретических, практических и организационных вопросов.

В области научных исследований прежде всего необходимо разработать количественные оценки надежности и долговечности приборов и машин, позволяющие определить надежность конкретных промышленных изделий. Чрезвычайно актуальной задачей является разработка методов испытания изделий на надежность, в особенности методов ускоренных испытаний элементов и блоков измерительных устройств. Создание методов неразрушающего контроля материалов и изделий обеспечит выпуск более качественной продукции. Очень важным является изучение физической сущности отказов изделий в зависимости от условий эксплуатации и влияния различных факторов. Большое практическое значение имеют исследования способов повышения надежности аппаратуры, в частности, разработка и создание надежных элементов.

В области проектирования приборов и систем важной задачей является обоснование требований к надежности проектируемой аппаратуры, учитывающих разнообразные факторы, такие как эффективность использования аппаратуры, экономические последствия отказа, реальные условия эксплуатации, конструктивные и технологические возможности приборов и устройств, инженерно-психологические условия и др. В связи с этим большое значение имеет создание новых комплексных методов расчета и конструирования аппаратуры, учитывающих режимы работы элементов, механические и климатические воздействия, влияние тепловых полей и т. д.

В области производства большое практическое значение имеет разработка технологии, обеспечивающей стабильность параметров изготавливаемых изделий. Не менее важной является и экономическая сторона проблемы надежности как в части разработки методов оценки фактической долговечности машин и приборов и установления гарантийных сроков, так и в части разработки стимулирования предприятий при выпуске изделий высокого качества и надежности. Решение указанных проблем невозможно без обеспечения

единства мер и измерений в стране, повышения точности и достоверности их показаний.

В связи с этим Комитет стандартов, мер и измерительных приборов при Совете Министров СССР в настоящее время координирует работы по обеспечению высокого качества, надежности и долговечности изделий, выпускаемых промышленностью Советского Союза. Метрологические институты Комитета включились в работу по обеспечению надежности промышленных изделий. В настоящем тематическом сборнике освещены некоторые результаты этой работы и затронут широкий круг вопросов, относящихся к методам работы служб надежности. Сборник открывается статьями, освещающими методы расчета и анализа надежности различных устройств. Существенный интерес представляют исследования методов расчета надежности ремонтируемых устройств, учитывающих особенности их применения и имеющих большое практическое значение.

В ряде работ рассмотрены вопросы оптимизации, являющиеся в настоящий момент наиболее перспективными при разработке и эксплуатации приборов. Следует отметить применение теории динамического программирования к задачам надежности измерительных приборов и разработку методов загрузки электроэлементов, обеспечивающих возможность создания высоконадежных изделий, оптимальных и по другим техническим параметрам. Несколько работ посвящено повышению надежности измерительных устройств и приборов, что важно при разработке высоконадежной электронизмерительной техники. Отдельные статьи касаются организации поверки приборов, сбора информации о надежности образцовых средств измерения, а также содержат обзор методов расчета надежности изделий по постепенным отказам, имеющих особое значение для измерительной техники и при проведении метрологических исследований.

Сборник рассчитан на широкий круг специалистов, работающих в области надежности в приборостроительной и радиотехнической промышленности.

*Редактор*

### К РАСЧЕТУ НАДЕЖНОСТИ РЕМОНТИРУЕМЫХ УСТРОЙСТВ АВТОНОМНЫХ ОБЪЕКТОВ

Обычно при анализе надежности ремонтируемых устройств используются результаты, полученные в математической дисциплине — теории восстановления [1]. Однако математические модели, рассматриваемые теорией восстановления, основаны на предположении о возможности выполнения неограниченного числа ремонтов устройства и, следовательно, не учитывают реальных условий выполнения ремонта устройства, устанавливаемых на автономных объектах. На таких объектах, как правило, имеется определенный комплект запасных блоков и элементов, поэтому число ремонтов этих устройств в течение времени функционирования объекта ограничено наличием в данном комплекте тех или иных блоков и элементов.

В связи с этим часто приходится рассматривать математические модели надежности, в которых возможное количество ремонтов ограничено некоторым фиксированным числом  $n$ . Очевидно, что такие модели являются наиболее общими из всех известных, так как  $n = 0$  соответствует наличию неремонтируемых устройств, а  $n = \infty$  — наличию устройств с неограниченным количеством ремонтов.

#### Определение коэффициента готовности

Рассмотрим два случая, представляющие наибольший интерес для практики — произвольные и показательные законы распределения наработки и времени ремонта.

#### А. Произвольные законы распределения наработки и времени ремонта

Рассматриваемый случай представляет собой распространение результатов теории восстановления [1] на произвольное конечное число ремонтов. Рассмотрим сначала процесс с мгновенным ремонтом.

Пусть  $L_r(t)$  — функция распределения наработки до  $r$ -го отказа, а  $N_t$  — число ремонтов в интервале  $(0, t)$ .

Если  $n = \infty$ , то  $P\{N_t = r\} = L_r(t) - L_{r+1}(t)$  для любого значения  $r$ .

При конечном  $n$

$$P\{N_t = r\} = \begin{cases} L_r(t) - L_{r+1}(t), & r < n \\ L_n(t), & r = n \\ 0 & r > n. \end{cases} \quad (1)$$

Следовательно, функция восстановления, равная математическому ожиданию числа ремонтов, может быть найдена по формуле

$$H_n(t) = \sum_{r=0}^{\infty} rP\{N_t = r\} = \sum_{r=1}^n L_r(t), \quad (2)$$

а плотность восстановления — по формуле

$$h_n(t) = H'_n(t) = \sum_{r=1}^n I_r(t), \quad (3)$$

где индекс  $n$  означает, что допустимое число ремонтов равно  $n-1$ , а  $I_r(t) = L'_r(t)$ .

Изображение по Лапласу функции  $h_n(t)$  можно найти по формуле

$$h_n^*(s) = \sum_{r=1}^{\infty} I_r^*(s) = \sum_{r=n+1}^{\infty} I_r^*(s) = h_n^* [1 - [j^*(s)]^n], \quad (4)$$

где  $j^*(s)$  — изображение плотности распределения наработки  $f(t)$ ;  $h^*(s) = \frac{f^*(s)}{1 - f^*(s)}$  — изображение плотности восстановления при  $n = \infty$ .

Используя формулу (4), легко показать, что для рассматриваемого случая интегральное уравнение теории восстановления будет иметь вид

$$h_n(t) = f(t) - I_{n+1}(t) + \int_0^t h_n(t-u) f(u) du. \quad (5)$$

Теперь рассмотрим процесс с конечным временем ремонта.

Пусть  $f_1(t)$  и  $f_2(t)$  — плотности распределения наработки и времени восстановления, а  $H_{1n}(t)$  и  $H_{2n}(t)$  — функции восстановления моментов наступления отказов и восстановлений.

Согласно работе [1] и с учетом формулы (4)

$$\left. \begin{aligned} H_{1n}^*(s) &= \frac{f_1^*(s)}{s [1 - f_1^*(s) f_2^*(s)]} [1 - (f_1^*(s) f_2^*(s))^n] \\ H_{2(n-1)}^*(s) &= \frac{f_1^*(s) f_2^*(s)}{s [1 - f_1^*(s) f_2^*(s)]} [1 - (f_1^*(s) f_2^*(s))^{n-1}] \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

Если событие  $A_r(t)$  ( $r = 1, 2, \dots, n$ ) заключается в том, что после возникновения  $r$ -го отказа устройство в момент  $t$  находится в неисправном состоянии, то вероятность этого события составит

$$P\{A_r(t)\} = \begin{cases} L_{1r}(t) - L_{2r}(t), & r < n \\ L_{1n}(t), & r = n. \end{cases}$$

Очевидно, что значение коэффициента готовности  $k_{r_n}(t)$  — вероятности того, что в момент  $t$  устройство находится в исправном состоянии, можно найти по формуле

$$k_{r_n}(t) = 1 - \sum_{r=1}^n P\{A_r(t)\},$$

или с учетом выражения (2)

$$k_{r_n}(t) = 1 - H_{1n}(t) + H_{2(n-1)}(t). \quad (7)$$



Подставив в формулу (7) значения  $H_{1n}^*(s)$  и  $H_{2(n-1)}^*(s)$  и произведя необходимые сокращения, получим

$$k_{r_n}^*(s) = \frac{[1 - f_1^*(s)] [1 - (f_1^*(s) f_2^*(s))^n]}{s [1 - f_1^*(s) f_2^*(s)]},$$

следовательно,

$$k_{r_n}^*(s) = k_r^*(s) [1 - (f_1^*(s) f_2^*(s))^n], \quad (8)$$

где  $k_r(t)$  — коэффициент готовности устройства при  $n = \infty$ .  
Так как

$$\frac{1 - (f_1^*(s) f_2^*(s))^n}{1 - f_1^*(s) f_2^*(s)} = 1 + h_{2(n-1)}^*(s),$$

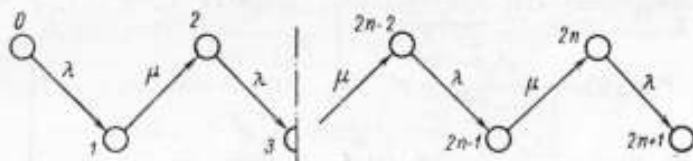


Рис. 1. Граф состояний системы [к выводу формулы (17)]

то

$$k_{r_n}^*(s) = \frac{1}{s} (1 - f_1^*(s)) (1 - h_{2(n-1)}^*(s)).$$

Отсюда

$$k_{r_n}(t) = P_0(t) + \int_0^t h_{2(n-1)}(t-u) P_0(u) du, \quad (9)$$

где  $P_0(t)$  — вероятность безотказной работы устройства в течение промежутка времени  $[0, t]$ .

Уравнения (8) и (9) можно использовать для определения коэффициента готовности устройства при произвольных законах распределения наработки и времени ремонта.

#### Б. Показательные законы распределения наработки и времени ремонта

Обозначим:  $\lambda$  — интенсивность отказов устройства,  $\mu$  — интенсивность ремонта,  $n$  — допустимое число ремонтов (рис. 1).

Назовем состоянием  $2k$  ( $k = 0, 1, \dots, n$ ) исправное состояние устройства после наступления  $k$ -го восстановления, а состоянием  $2k+1$  —  $(k+1)$ -й отказ устройства (состояние  $2n+1$  является поглощающим).

Пусть  $P_i(t)$  — вероятность того, что в момент  $t$  устройство находится в состоянии  $i$ .

Очевидно, что

$$k_{r_n}(t) = \sum_{k=0}^n P_{2k}(t). \quad (10)$$

Система дифференциальных уравнений относительно вероятностей  $P_i(t)$  имеет вид

$$\left. \begin{aligned} P_0'(t) &= -\lambda P_0(t) \\ P_1'(t) &= \lambda P_0(t) - \mu P_1(t) \\ &\dots \dots \dots \\ P_{2k}'(t) &= -\lambda P_{2k}(t) + \mu P_{2k-1}(t) \\ P_{2k+1}'(t) &= \lambda P_{2k}(t) - \mu P_{2k+1}(t) \quad k = 1, 2, \dots, n-1. \\ &\dots \dots \dots \\ P_{2n}'(t) &= -\lambda P_{2n}(t) + \mu P_{2n-1}(t) \\ P_{2n-1}'(t) &= \lambda P_{2n}(t) \end{aligned} \right\} \quad (11)$$

Решая систему (11) при начальных условиях  $P_0(0) = 1$ ,  $P_i(0) = 0$  ( $i = 1, 2, \dots, 2n+1$ ), получим

$$\left. \begin{aligned} P_{2k-1}(t) &= \frac{\lambda^k \mu^{k-1}}{(\mu - \lambda)^{2k-1}} e^{-\lambda t} R_{2k-1}(x) \quad (k = 0, 1, \dots, n) \\ P_{2k}(t) &= \frac{\lambda^k \mu^k}{(\mu - \lambda)^{2k}} e^{-\lambda t} R_{2k}(x) \quad (k = 0, 1, \dots, n), \\ P_{2n+1}(t) &= \int_0^t \lambda P_{2n}(t) dt \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

где  $x = (\mu - \lambda)t$ , а  $R_{2k-1}(x)$  и  $R_{2k}(x)$  определяются рекуррентными соотношениями

$$\left. \begin{aligned} R_0(x) &= 1 \\ R_{2k-1}(x) &= \int_0^x e^{-x} R_{2(k-1)}(x) dx \\ R_{2k}(x) &= \int_0^x e^{-x} R_{2k-1}(x) dx. \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

Используя тождество [2]  $\sum_{i=0}^m C_{r+i}^r = C_{r+m-1}^{r+1}$ ,

где  $C_m^r = \frac{m!}{r!(m-r)!}$ , методом математической индукции можно доказать, что

$$\left. \begin{aligned} P_{2k-1}(x) &= (-1)^{k-1} \left[ \sum_{j=0}^{k-1} C_{2(k-1)-j}^{k-1} \frac{x^j}{j!} - \right. \\ &\left. - e^x \sum_{j=0}^{k-1} (-1)^j C_{2(k-1)-j}^{k-1} \frac{x^j}{j!} \right], \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

$$R_{2k}(x) = (-1)^k \left[ \sum_{j=0}^k (-1)^j C_{2k-1-j}^{k-1} \frac{x^j}{j!} - e^{-x} \sum_{j=0}^{k-1} C_{2k-1-j}^k \frac{x^j}{j!} \right], \quad (k=0, 1, \dots, n).$$

Следовательно,

$$P_{2k-1}(t) = (-1)^k \frac{\lambda^k \mu^{k-1}}{(\mu - \lambda)^{2k-1}} \left[ e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{k-1} C_{2(k-1)-j}^{k-1} \frac{(\mu - \lambda)^j t^j}{j!} - e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{k-1} (-1)^j C_{2(k-1)-j}^{k-1} \frac{(\mu - \lambda)^j t^j}{j!} \right]; \quad (15)$$

$$P_{2k}(t) = (-1)^{k+1} \frac{\lambda^k \mu^k}{(\mu - \lambda)^{2k}} \left[ e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{k-1} C_{2k-1-j}^k \frac{(\mu - \lambda)^j t^j}{j!} - e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^k (-1)^j C_{2k-1-j}^{k-1} \frac{(\mu - \lambda)^j t^j}{j!} \right]. \quad (16)$$

Подставив  $P_{2k}(t)$  в формулу (10) и изменив порядок суммирования, после необходимых преобразований, найдем

$$k_{r_n}(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^n F(j, n, q) \left( \frac{\lambda \mu}{\mu - \lambda} \right)^j \frac{t^j}{j!} + e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j F(j+2, n+1, q) \frac{(\lambda \mu)^{j+1}}{(\mu - \lambda)^{j+2}} \cdot \frac{t^j}{j!}, \quad (17)$$

где

$$F(j, m, q) = \sum_{s=0}^{m-j} (-1)^s C_{2s-1+j}^s q^s; \\ q = \frac{\lambda \mu}{(\mu - \lambda)^2}.$$

Покажем, что  $k_r(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} k_{r_n}(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\mu + \lambda} e^{-(\mu + \lambda)t}$ .

При  $n \rightarrow \infty$  выражение (17) примет вид

$$k_r(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{\infty} F(j, q) \left( \frac{\lambda \mu}{\mu - \lambda} \right)^j \frac{t^j}{j!} + e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j F(j+2, q) \frac{(\lambda \mu)^{j+1}}{(\mu - \lambda)^{j+2}} \cdot \frac{t^j}{j!}, \quad (18)$$

причем  $F(j, q) = \lim_{m \rightarrow \infty} F(j, m, q) = \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s C_{2s-1+j}^s q^s$  удовлетворяет рекуррентному соотношению

$$F(j+2, q) = -\frac{1}{q} F(j+1, q) + \frac{1}{q} F(j, q). \quad (19)$$

Действительно, так как [2]

$$C_{2s-1+j}^{s-1} = C_{2s+j}^s - C_{2s-1+j}^s,$$

то

$$\begin{aligned} F(j+2, q) &= \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s C_{2s+1+j}^s q^s = -\frac{1}{q} \sum_{s=1}^{\infty} (-1)^s C_{2s-1+j}^{s-1} q^s = \\ &= -\frac{1}{q} \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s [C_{2s+j}^s - C_{2s-1+j}^s] q^s = -\frac{1}{q} F(j+1, q) + \frac{1}{q} F(j, q). \end{aligned}$$

Так как, согласно теории рекуррентных соотношений, корнями уравнения (19) являются корни характеристического уравнения

$$\begin{aligned} r^2 &= -\frac{1}{q} r + \frac{1}{q} = -\frac{(\mu - \lambda)^2}{\mu\lambda} r + \frac{(\mu - \lambda)^2}{\mu\lambda}, \\ r_1 &= \frac{\mu - \lambda}{\mu}, \quad r_2 = \frac{\lambda - \mu}{\lambda}, \end{aligned}$$

общее решение уравнения (19) имеет вид

$$F(j, q) = C_1 \left( \frac{\mu - \lambda}{\mu} \right)^j + C_2 \left( \frac{\lambda - \mu}{\lambda} \right)^j. \quad (20)$$

При определении постоянных  $C_1$  и  $C_2$  следует учесть, что согласно работе [2]

$$F(1, q) = \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s C_{2s}^s q^s = (1+4q)^{-\frac{1}{2}} = \frac{\mu - \lambda}{\mu + \lambda}.$$

Кроме того, для  $s = 1, 2, \dots$

$$C_{2s-1}^s = \frac{1}{2} C_{2s}^s,$$

откуда

$$F(0, q) = \frac{1}{2} [1 + F(1, q)] = \frac{\mu}{\mu + \lambda}.$$

Полагая в выражении (20)  $j = 0$  и  $j = 1$ , получим

$$\left. \begin{aligned} C_1 + C_2 &= \frac{\mu}{\mu + \lambda} \\ C_1 \frac{\mu - \lambda}{\mu} + C_2 \frac{\lambda - \mu}{\lambda} &= \frac{\mu - \lambda}{\mu + \lambda} \end{aligned} \right\}$$

Следовательно,

$$C_1 = \frac{\mu}{\mu + \lambda}, \quad C_2 = 0$$

и

$$F(i, q) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} \left( \frac{\mu - \lambda}{\mu} \right)^i. \quad (21)$$

Подставив величину  $F(i, q)$  из формулы (21) в формулу (18), найдем

$$k_r(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^j}{j!} + \frac{\lambda}{\mu + \lambda} e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \frac{(\lambda t)^j}{j!} =$$

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

Таким образом, предельное значение  $k_{r,n}(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  соответствует известному выражению для коэффициента готовности.

Содержание п. Б является развитием результата, полученного В. Б. Голевским и В. П. Грабовецким.

#### Определение вероятности безотказной работы некоторых типов дублированных устройств

Результаты, полученные в п. Б, можно использовать при расчете надежности устройства с более сложными, чем исследованная выше, схемами функционирования. В качестве примера рассмотрим несколько схем функционирования дублированных устройств.

Имеются два устройства (рис. 2) — основное и резервное, причем резервное используется только тогда, когда основное неисправно. Основному устройству придается  $n$  запасных блоков. Интенсивность отказов основного и резервного устройств соответственно  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$ , интенсивность ремонта основного устройства —  $\mu$ . Отказ устройства, наступающий при отказе резервного устройства, является поглощающим состоянием.

Система дифференциальных уравнений относительно вероятностей состояний рассматриваемой системы имеет вид:

$$\left. \begin{aligned} P'_{00}(t) &= -\lambda_1 P_{00}(t) \\ P'_{10}(t) &= \lambda_1 P_{10}(t) - (\lambda_2 + \mu) P_{10}(t) \\ P'_{20}(t) &= \lambda_2 P_{10}(t) \\ &\dots \dots \dots \\ P'_{0k}(t) &= -\lambda_1 P_{0k}(t) + \mu P_{1(k-1)}(t) \\ P'_{1k}(t) &= \lambda_1 P_{0k}(t) - (\lambda_2 + \mu) P_{1k}(t) \\ P'_{2k}(t) &= \lambda_2 P_{1k}(t) \quad k = 1, 2, \dots, n-1. \\ &\dots \dots \dots \\ P'_{0n}(t) &= -\lambda_1 P_{0n}(t) + \mu P_{1(n-1)}(t) \\ P'_{1n}(t) &= \lambda_1 P_{0n}(t) - \lambda_2 P_{1n}(t) \\ P'_{2n}(t) &= \lambda_2 P_{1n}(t) \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

Решая эту систему при начальных условиях  $P_{00}(0) = 1$ ,  $P_{0k}(0) = 0$  ( $k = 1, \dots, n$ ) и  $P_{1k}(0) = P_{2k}(0) = 0$  ( $k = 0, 1, \dots, n$ ), по аналогии с рассмотренной выше получим

$$P_{0k}(t) = \frac{\lambda_1^k \mu^k}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^{2k}} e^{-(\mu + \lambda_2)t} R_{2k}(x) \quad (k = 0, 1, \dots, n);$$

$$P_{1k}(t) = \frac{\lambda_1^{k+1} \mu^k}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^{2k-1}} e^{-(\mu + \lambda_2)t} R_{2k+1}(x) \quad (k = 0, 1, \dots, n-1); \quad (23)$$

$$P_{1n}(t) = \frac{\lambda_1^{n+1} \mu^n}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^{2n+1}} e^{-\lambda_1 t} \int_0^t e^{(\lambda_1 - \lambda_2) \tau} R_{2n} [(\mu + \lambda_2 - \lambda_1) \tau] d\tau;$$

$$P_{2k}(t) = \lambda_2 \int_0^t P_{1k}(\tau) d\tau \quad (k = 0, 1, \dots, n),$$

где  $R_{2k}(x)$ ,  $R_{2k+1}(x)$  определяются формулами (14) и  $x = (\mu + \lambda_2 - \lambda_1)t$ .

Вероятность безотказной работы системы в промежутке времени  $[0, t)$  можно найти по формуле

$$P_n(t) = \sum_{k=0}^n [P_{0k}(t) + P_{1k}(t)] = S_n(t) + P_{1n}(t), \quad (24)$$

где

$$S_n(t) = \sum_{k=0}^n P_{0k}(t) + \sum_{k=0}^{n-1} P_{1k}(t).$$

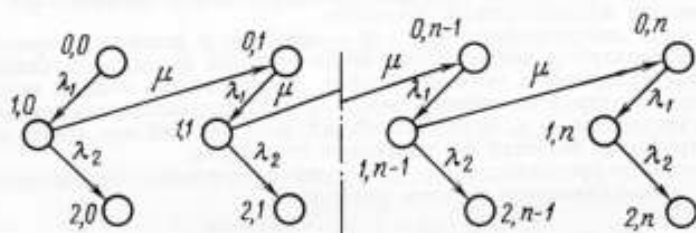


Рис. 2. Граф состояний дублированного устройства при обремененном резерве

После необходимых преобразований получим

$$S_n(t) = e^{-\lambda_1 t} \sum_{j=0}^n \left[ F(j-1, n-1, q) - \frac{\lambda_1(\lambda_1 - \lambda_2)}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^2} F(j+1, n, q) \right] \times \\ \times \left( \frac{\lambda_1 \mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^j \frac{t^j}{j!} - e^{-(\mu + \lambda_2)t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j \left[ \frac{\lambda_1 \mu}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^2} F(j+3, n+1, q) - \right. \\ \left. - \frac{\lambda_1 - \lambda_2}{\mu} F(j+1, n, q) \right] \frac{(\lambda_1 t)^{j+1}}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^{j+2}} \frac{t^j}{j!}, \quad (25)$$

где  $q = \frac{\lambda_1 \mu}{(\mu + \lambda_2 - \lambda_1)^2}$ .

При  $\lambda_1 \neq \lambda_2$

$$P_{1n}(t) = \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} \right)^{n+1} \left\{ e^{-\lambda_1 t} - \left( \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^{n+1} e^{-(\mu + \lambda_2)t} \sum_{j=0}^{n-1} G_{n-j} \right\} \times$$

$$\left( n+1, \frac{\mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right) \frac{(\mu t)^j}{j!} - \left( \frac{\mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^n \times \\ \times e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^n G_{n+1-j} \left( n, \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right) \frac{(\lambda_1 - \lambda_2)^j t^j}{j!} \Bigg\},$$

при  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$

$$P_{1n}(t) = \left( -\frac{\lambda}{\mu} \right)^{n+1} \left[ e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{n+1} (-1)^j C_{2n-j}^{n-1} \frac{(\mu t)^j}{j!} - \right. \\ \left. - e^{-(\mu+\lambda)t} \sum_{j=0}^{n-1} C_{2n-j}^{n-1} \frac{(\mu t)^j}{j!} \right], \quad (26)$$

где  $C_l(m, r) = \sum_{s=0}^{l-1} C_{m-1}^s r^s$  является суммой  $l$  первых членов разложения по степеням  $r$  выражения  $(1-r)^{-m}$  [2].

Если  $\lambda_1, \lambda_2 < \mu$ , то для  $t < 1/\lambda_1$  можно предложить следующие оценки  $S_n(t)$  и  $P_{1n}(t)$

$$S_n(t) = e^{-\lambda_1 t} \left[ \left( 1 + \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\mu^2} \right) \sum_{j=0}^n \left( \frac{\lambda_1 \mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^j \frac{t^j}{j!} - \right. \\ \left. - \frac{\lambda_1^2 t}{\mu} \sum_{j=0}^{n-1} \left( \frac{\lambda_1 \mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^j \frac{t^j}{j!} \right] - \\ - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\mu^2} e^{-(\mu+\lambda_2)t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j \left( \frac{\lambda_1 \mu}{\mu + \lambda_2 - \lambda_1} \right)^j \frac{t^j}{j!} + O\left(\frac{\lambda^2}{\mu^2}\right) \quad (27)$$

и

$$P_{1n}(t) = \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} \right)^{n+1} \left[ e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_2 t} \sum_{j=0}^n \frac{(\lambda_1 - \lambda_2)^j t^j}{j!} \right] + \\ + \Delta_n(t) + O\left(\frac{\lambda^2}{\mu^2}\right), \quad (28)$$

где

$$\Delta_n(t) = e^{-\lambda_1 t} \left\{ \frac{(n+1)(n-2)}{2} \left( \frac{\lambda_1}{\mu} \right)^2 \frac{(\lambda_1 t)^{n-1}}{(n-1)!} - \right. \\ \left. - \left[ (n+1) \frac{\lambda_1}{\mu} + \frac{(n+1)n}{2} \cdot \frac{\lambda_1(\lambda_1 - \lambda_2)}{\mu^2} \right] \frac{(\lambda_1 t)^n}{n!} \right\};$$

$O\left(\frac{\lambda^2}{\mu^2}\right)$  — величина малая по сравнению с  $\frac{\lambda^2}{\mu^2}$  ( $\lambda = \max \lambda_i$ ).

Используя определение функции  $G_I(m, t)$ , легко показать, что при любом значении  $t$  имеем  $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{In}(t) = 0$ . При  $n \rightarrow \infty$  формулу (27) можно записать

$$S(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} S_n(t) = 1 - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\mu} t + \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\mu^2} [1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}] + o\left(\frac{t^2}{\mu^2}\right). \quad (29)$$

Выражение (29) можно получить и непосредственно, решая систему дифференциальных уравнений 3-го порядка, составленную для данной системы при неограниченном количестве ремонтов.

В частном случае дублированной системы, состоящей из однотипных устройств, вероятность безотказной работы также можно определить по формулам (24) — (29). Если принять, что  $\lambda_2$  — интенсивность отказов устройства в рабочем режиме, а  $\lambda_1 - \lambda_2 > 0$  — интенсивности отказов устройства в резерве, то получим случай облегченного резерва. Рассмотрим случаи нагруженного и ненагруженного дублирования.

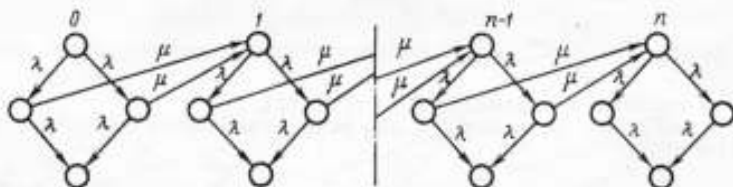


Рис. 3. Граф состояний дублированного устройства при нагруженном резерве.

Система (рис. 3) состоит из двух одинаковых непрерывно работающих подсистем, дублирующих друг друга, и  $n$  запасных блоков к ним. Интенсивности отказов и ремонтов каждой подсистемы равны соответственно  $\lambda$  и  $\mu$ .

Отказ системы, наступающий при отказе обеих подсистем, является поглощающим состоянием.

Для количества запасных блоков  $n = 1, 2, 3$  эта задача была решена в работе [3].

Дифференциальные уравнения относительно вероятностей состояний рассматриваемой системы являются частным случаем уравнений (22) при  $\lambda_1 = 2\lambda$ ,  $\lambda_2 = \lambda$ . Вероятность безотказной работы системы в промежутке времени  $[0, t]$  может быть найдена по формуле (24), причем величины  $S_n(t)$  и  $P_{In}(t)$  определяются формулами

$$\begin{aligned} S_n(t) = & e^{-2\lambda t} \sum_{j=0}^n \left[ F(j-1, n-1, \frac{2\lambda\mu}{(\mu-\lambda)^2}) - \right. \\ & \left. - \frac{2\lambda^2}{(\mu-\lambda)^2} F(j+1, n, \frac{2\lambda\mu}{(\mu-\lambda)^2}) \left( \frac{2\lambda\mu}{\mu-\lambda} \right)^j \frac{t^j}{j!} - \right. \\ & \left. - e^{-(\lambda+\lambda_1)t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j \left[ \frac{2\lambda\mu}{(\mu-\lambda)^2} F(j+3, n+1, \frac{2\lambda\mu}{(\mu-\lambda)^2}) - \right. \right. \\ & \left. \left. - \frac{\lambda}{\mu} F(j+1, n, \frac{2\lambda\mu}{(\mu-\lambda)^2}) \right] \frac{(2\lambda\mu)^{j+1}}{(\mu-\lambda)^{j+2}} \frac{t^j}{j!} \right] \end{aligned} \quad (30)$$



$$P_{1n}(t) = 2^{n-1} \left\{ e^{-\lambda t} - \left( \frac{-\lambda}{\mu - \lambda} \right)^{n+1} \sum_{j=0}^{n-1} G_{n-j} \left( n+1, \frac{\mu}{\mu - \lambda} \right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} - \right. \\ \left. - \left( \frac{\lambda}{\mu - \lambda} \right)^n e^{-2\lambda t} \sum_{j=0}^n G_{n+1-j} \left( n, \frac{-\lambda}{\mu - \lambda} \right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} \right\}. \quad (31)$$

Система (рис. 4) состоит из двух подсистем и  $n$  запасных блоков к ним. Интенсивности отказов и восстановлений каждой подсистемы равны соответственно  $\lambda$  и  $\mu$ . В начальный момент включается первая подсистема, а вторая находится в режиме ненагруженного резерва. После отказа включается

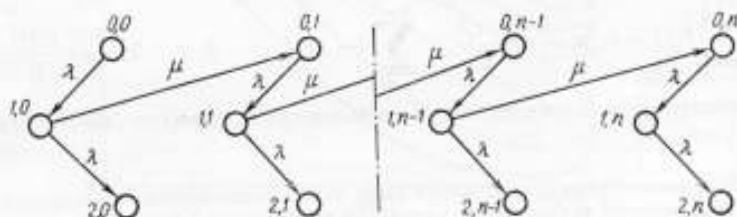


Рис. 4. Граф состояний дублированного устройства при ненагруженном резерве.

вторая подсистема, а первая ремонтируется и переводится в резерв. Отказ системы, наступающий при отказе обеих подсистем, является поглощающим состоянием. Эта задача решена в работе [3] для  $n = 1, 2, 3$ .

Вероятность безотказной работы в промежутке времени  $[0, t)$  можно найти по формулам (24) — (26) при  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$ . Так как

$$S_n(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^n F \left( j-1, n-1, \frac{\lambda}{\mu} \right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} - \\ - \left( \frac{\lambda}{\mu} \right)^2 e^{-(\mu+\lambda)t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j F \left( j+3, n-1, \frac{\lambda}{\mu} \right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} \quad (32)$$

$$P_{1n}(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{n+1} \frac{(\lambda t)^j}{j!} \sum_{s=n+1-j}^{n+1-j} (-1)^s \left( \frac{\lambda}{\mu} \right)^s C_{2s-2+j}^s - \\ - \left( \frac{\lambda}{\mu} \right)^2 e^{-(\mu+\lambda)t} \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j \frac{(\lambda t)^j}{j!} \sum_{s=n-1-j}^{n-1-j} (-1)^s \left( \frac{\lambda}{\mu} \right)^s C_{2s+2+j}^s. \quad (33)$$

$$P_n(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{n+1} F\left(j-1, n, \frac{\lambda}{\mu}\right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} - \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^2 e^{-(\mu+\lambda)t} \sum_{j=0}^{n-1} F\left(j+3, n+2, \frac{\lambda}{\mu}\right) \frac{(\lambda t)^j}{j!}. \quad (34)$$

При  $\lambda < \mu$  хорошие результаты дает приближенная формула

$$P_n(t) = e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{n+1} F\left(j-1, n, \frac{\lambda}{\mu}\right) \frac{(\lambda t)^j}{j!}. \quad (35)$$

Так как

$$\sum_{j=0}^{n+1} F\left(j-1, n, \frac{\lambda}{\mu}\right) \frac{(\lambda t)^j}{j!} > \sum_{j=0}^{n-1} (-1)^j F\left(j+3, n+2, \frac{\lambda}{\mu}\right) \frac{(\lambda t)^j}{j!},$$

то относительная погрешность при использовании формулы (35) не превышает  $\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^2 e^{-\lambda t}$ .

Полученные результаты могут быть использованы при инженерных расчетах надежности технических устройств автономных объектов, а также для определения необходимого количества запасных блоков при заданной надежности устройства.

*Пример.* Следует определить вероятность безотказной работы дублированной системы с ненагруженным резервом, если время автономного функционирования объекта  $t = 100$  ч, интенсивность отказов подсистемы  $\lambda = 0,05$  ч<sup>-1</sup>, интенсивность ремонтов  $\mu = 0,5$  ч<sup>-1</sup>, а количество запасных блоков  $n = 0, 1, 2, \dots, 6$ .

Расчеты можно произвести по формуле (35), так как уже при  $t = 3$  ч имеем  $\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^2 e^{-\lambda t} < 0,003$ .

Тогда

$$\begin{aligned} P_0(t) &= [1 + (\lambda t)] e^{-\lambda t}; \\ P_1(t) &= \left[1,01 + 0,9(\lambda t) + \frac{(\lambda t)^2}{2!}\right] e^{-\lambda t}; \\ P_2(t) &= \left[1,006 + 0,93(\lambda t) + 0,8 \frac{(\lambda t)^2}{2!} + \frac{(\lambda t)^3}{3!}\right] e^{-\lambda t}; \\ P_3(t) &= \left[1,0075 + 0,92(\lambda t) + 0,86 \frac{(\lambda t)^2}{2!} + 0,7 \frac{(\lambda t)^3}{3!} + \frac{(\lambda t)^4}{4!}\right] e^{-\lambda t}; \\ P_4(t) &= \left[1,0069 + 0,9235(\lambda t) + 0,84 \frac{(\lambda t)^2}{2!} + 0,8 \frac{(\lambda t)^3}{3!} + 0,6 \frac{(\lambda t)^4}{4!} + \frac{(\lambda t)^5}{5!}\right] e^{-\lambda t}; \\ P_5(t) &= \left[1,0071 + 0,9224(\lambda t) + 0,847 \frac{(\lambda t)^2}{2!} + 0,765 \frac{(\lambda t)^3}{3!} + 0,75 \frac{(\lambda t)^4}{4!} + 0,5 \frac{(\lambda t)^5}{5!} + \frac{(\lambda t)^6}{6!}\right] e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

$$P_n(t) = \left[ 1,0071 + 0,9227 (\lambda t) + 0,8445 \frac{(\lambda t)^2}{2!} + 0,778 \frac{(\lambda t)^3}{3!} + \right. \\ \left. + 0,694 \frac{(\lambda t)^4}{4!} + 0,71 \frac{(\lambda t)^5}{5!} + 0,4 \frac{(\lambda t)^6}{6!} + \frac{(\lambda t)^7}{7!} \right] e^{-\lambda t}.$$

В таблице приведены значения вероятности безотказной работы  $P_n(t)$  при различных  $n$  и  $t$  (рис. 5).

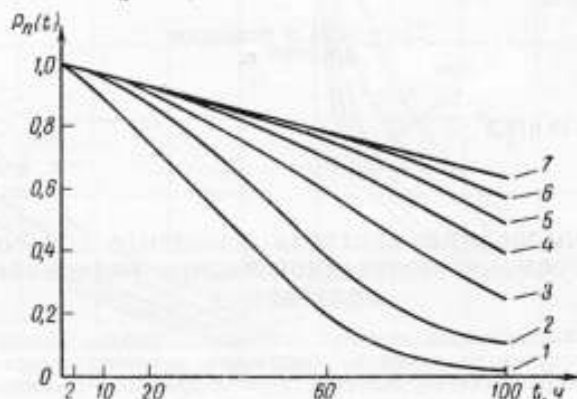
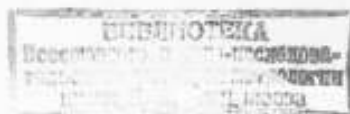


Рис. 5. Графики вероятностей безотказной работы дублированной системы при ненагруженном резерве и  $n$ , равном

0 (кривая 1), 1 (кривая 2), 2 (кривая 3), 3 (кривая 4), 4 (кривая 5), 5 (кривая 6) и 6 (кривая 7).

Вероятность безотказной работы  $P_n(t)$  дублированной системы с ненагруженным резервом при  $\lambda = 0,05 \text{ ч}^{-1}$ ,  $\mu = 0,5 \text{ ч}^{-1}$

Количество запасных блоков	Продолжительность работы системы, ч					
	0	2	10	20	60	100
0	1,0	0,9953	0,9097	0,7358	0,1992	0,0404
1	1,0	0,9986	0,9613	0,8866	0,3780	0,1214
2	1,0	0,9986	0,9655	0,9208	0,5933	0,2462
3	1,0	0,9986	0,9657	0,9256	0,7074	0,3857
4	1,0	0,9986	0,9657	0,9260	0,7547	0,5043
5	1,0	0,9986	0,9657	0,9260	0,7736	0,5748
6	1,0	0,9986	0,9657	0,9260	0,7781	0,6269



## ЛИТЕРАТУРА

1. Кокс Д., Смит В. Теория восстановления. «Советское радио», 1967.
2. Виленкин Н. Я. Комбинаторика. «Наука», 1969.
3. Грабовецкий В. П. Надежность резервированных групп с учетом запасных блоков. Сб. «Кибернетика на службу коммунизму», т. 2, «Энергия», 1964.

Поступила в редакцию  
3.9.1969 г.

УДК 621.37/39.019.3

Е. Я. РОЗЕНКВИТ  
ВНИИФТРИ

### К ИСПОЛЬЗОВАНИЮ КРИТЕРИЯ СТЬЮДЕНТА ДЛЯ ОЦЕНКИ СРЕДНЕГО ВРЕМЕНИ БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ

Обычно распределение времени безотказной работы радиоэлектронной аппаратуры описывают одним из следующих законов: нормальным, Вейбулла, логарифмически-нормальным,  $\gamma$ -распределением (экспоненциальный закон является частным случаем распределения Вейбулла и  $\gamma$ -распределения [1]). В большинстве случаев при оценке среднего времени безотказной работы  $T_{\text{ср}}$  опытных образцов и первых серийных изделий исследователи не располагают сведениями о законе распределения, так как это требует длительных и дорогостоящих исследований. Поэтому исходя из общих рассуждений о характере потока отказов, обычно выбирают либо экспоненциальную (внезапные отказы без учета старения), либо нормальную модель (постепенные отказы, внезапные отказы с учетом старения). Среди перечисленных законов распределения экспоненциальный дает наименьшую доверительную границу для  $T_{\text{ср}}$ \*. Так, например, если время выхода аппаратуры из строя подчинено усеченному нормальному закону с коэффициентом вариации 1/3 и величиной моды, равной примерно утроенному стандартному отклонению, а  $T_{\text{ср}}$  определяется по экспоненциальной модели и объем выборки равен четырем, то нижний доверительный интервал ( $T_{\text{ср}}^* - T_{\text{ср.и}}$ ) увеличивается в два раза.

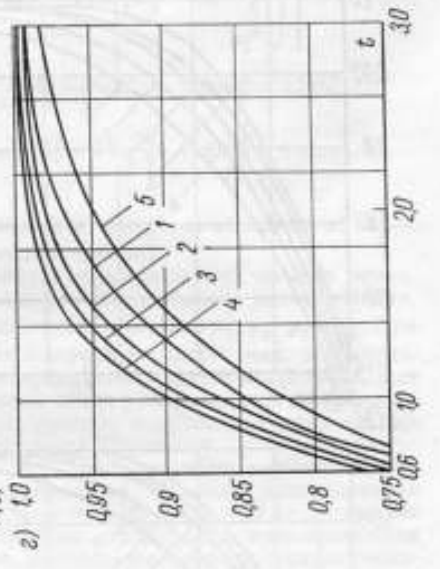
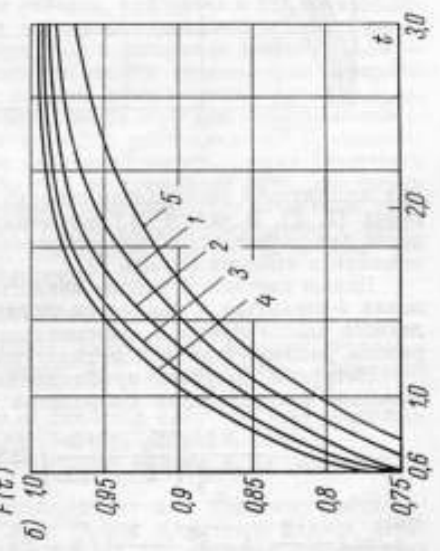
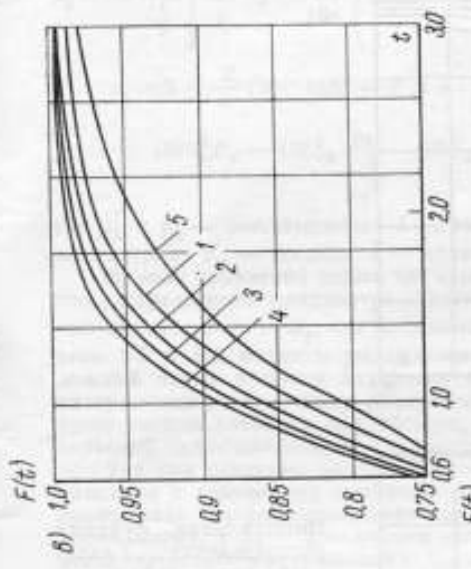
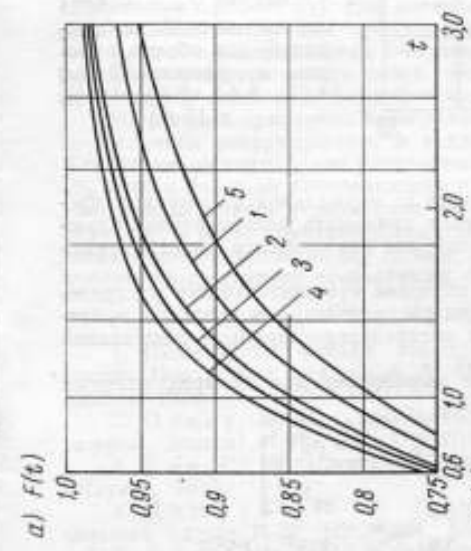
При использовании нормальной модели отказов (точнее, усеченного нормального закона, у которого среднее значение превышает  $2,5\sigma$ ) и при неизвестной дисперсии, для оценки применяют распределение Стьюдента, описывающее распределение  $t$ -параметра для выборок из нормальной совокупности. При этом доверительные границы  $T_{\text{ср}}$  строятся следующим образом:

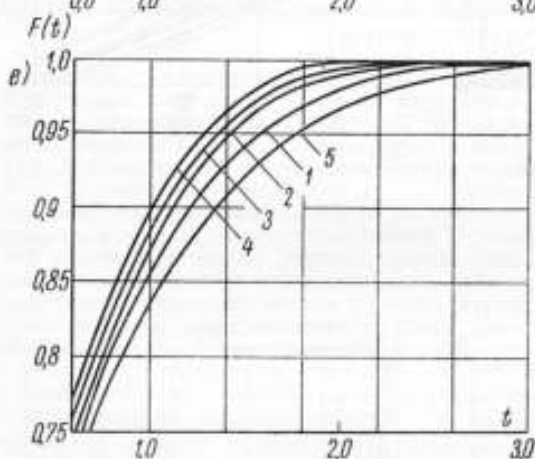
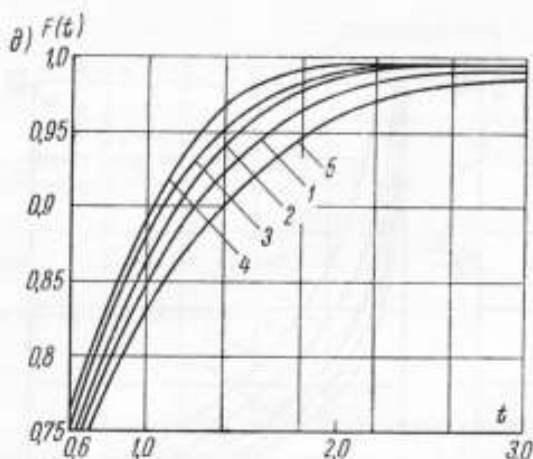
$$T_{\text{ср}}^* - t_{\gamma, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}} < T_{\text{ср}} < T_{\text{ср}}^* + t_{\gamma, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}},$$

где  $T_{\text{ср}}^*$  и  $S$  — соответственно выборочные среднее и стандартное отклонения,  $n$  — объем выборки;  $t_{\gamma, n-1}$  —  $\gamma$ -процентная квантиль распределения Стьюдента с  $n - 1$  степенями свободы.

Если же нормальный закон не имеет места, то распределение Стьюдента также приводит к некоторой ошибке. В ряде работ отмечается хорошая устойчивость распределения  $t$ -параметра при отклонении закона распределе-

\* Максимальную асимметрию законов принимаем равной двум, что справедливо для приборов, прошедших технологическую приработку.





Интегральная функция распределения  $t$ -параметра для логарифмически-нормального распределения с асимметрией  $S_k$ , равной 0,5; 1; 1,5; 2 (кривые 1—4), а также функция распределения Стюдента  $S_{n-1}$  с  $n-1$  степенями свободы (кривая 5) для объема выборки  $n$ , равного 3 (а) 4 (б), 5 (в), 6 (г), 10 (д) и 15 (е)

ния исследуемой генеральной совокупности от нормальной в известных пределах [2, 3]. В работе [1] рекомендуется применять распределение Стюдента для любых исходных распределений, «за исключением очень остроко-нечных», и выборки больше 10.

Целью настоящей работы явилось изучение чувствительности распределения  $t$ -параметра к изменению функции распределения в пределах приведенного класса функций, описывающих распределение времени безотказной работы радиоэлектронной аппаратуры.

Нетрудно получить приближенные выражения для четырех главных моментов распределения  $t$ -параметра [2].

$$\mu_1 = -\frac{1}{n^2} \left[ \frac{S_k}{2} + \frac{3}{16n} \left( 22S_k + 5S_k E_x - \frac{\mu_3}{\mu_2^2} \right) \right] + \dots;$$

$$\mu_2 = 1 + \frac{2}{n} \left( 1 + S_k^2 + \frac{2}{n^2} \right) \left( 3 - E_x - 3S_k \frac{\mu_3}{\mu_2^2} + 30S_k^2 + 6S_k^2 E \right) + \dots;$$

$$\begin{aligned} \mu_3' &= -\frac{1}{n^{\frac{1}{2}}} \left[ \frac{7}{2} S_k + \frac{1}{16n} \left( 870S_k^3 + 210S_k^3 - 105S_k E_x - 66 \frac{\mu_5}{\mu_2^{\frac{5}{2}}} \right) \right] + \dots, \\ \mu_4' &= 3 - \frac{2}{n} (9 + 14S_k^2 - E_x) + \frac{1}{n^2} (42 - 240S_k + 1400S_k^2 + 120S_k^4 + \\ &+ 168S_k^2 E_x - 132S_k \frac{\mu_5}{\mu_2^{\frac{5}{2}}} - 90E_x - 6E_x^2 + 24 \frac{\mu_5}{\mu_2^{\frac{5}{2}}} + 4 \frac{\mu_6}{\mu_2^3}) + \dots; \end{aligned}$$

где  $\mu_k$  и  $\mu_k$  — соответственно  $k$ -е главный и центральный моменты;  $S_k$  — асимметрия;  $E_x$  — эксцесс;  $n$  — количество выборок.

Из этих уравнений видно, что основную роль для первых четырех моментов распределения  $t$ -параметра играет асимметрия исходного распределения, так как чем больше  $S_k$ , тем больше абсолютное значение  $\mu_1, \mu_2, \mu_3$  и  $\mu_4$ . При этом 1-й и 3-й моменты распределения  $t$ -параметра имеют знак, противоположный знаку эксцесса исходного распределения. Другими словами, для интересующих нас законов распределений закон распределения  $t$ -параметра будет смещен влево по оси абсцисс, и участок в области отрицательных значений будет длиннее, чем у распределения Стьюдента.

Так как основные моменты распределения  $t$ -параметра наиболее чувствительны к асимметрии исходного распределения, функцию распределения исследовали при различных значениях  $S_k$  — от 0 до 2 ( $S_k = 0$  соответствует нормальному, а  $S_k = 2$  — экспоненциальному закону), при этом применяли метод статистических испытаний. Числа, распределенные по логарифмически-нормальному закону, получали из нормально распределенных, которые в свою очередь моделировали по стандартной программе № 6 [4].

Числа, распределенные по закону Вейбулла, получали из чисел, равномерно распределенных в интервале 0,1. Последние моделировали по стандартной программе № 1 [4].

Случайные числа, имеющие  $\gamma$ -распределение, моделировали по методу, описанному в работе [5]. Как показали расчеты, при одних и тех же коэффициентах асимметрии для приведенных исходных совокупностей интегральные функции распределения  $t$ -параметра  $F(t)$  в интервале значений 0,75 — 0,95 отличаются между собой менее чем на 3% (именно этот интервал представляет наибольший интерес при нижней доверительной границе  $T_{cp}$ ).

На рисунке приведены интегральные функции  $F(t)$  для логарифмически-нормального распределения, а также функция распределения Стьюдента. Как видно, максимальное расхождение квантилей распределения Стьюдента ( $S_k = 0$ ) и функции распределения с  $S_k = 2$  не превышает 40%. Это позволяет рекомендовать усредненные значения квантилей. При этом если даже будут иметь место исходные совокупности с функциями распределения, имеющими крайние значения  $S_k$  (0 или 2), погрешность не превысит 20%, что вполне удовлетворяет требованиям практики.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Инженерные методы исследования надежности радиоэлектронных систем. Пер. с англ. под ред. А. М. Половко, А. Г. Варжапетяна. «Советское радио», 1968.
2. Geary R. C. Distribution of Students ratio for non — normal samples. Journal of the Royal Statistical Society, Suppl. 3, 1936.
3. Рао С. Р. Линейные статистические методы и их применения. «Наука», 1968.
4. Ляшенко В. Ф. Программирование для цифровых вычислительных машин М-20, БЭСМ-3М, БЭСМ-4, М-220. «Советское радио», 1967.
5. Бусленко Н. И., Шрейдер Ю. А. Метод статистических испытаний (Монте-Карло) и его реализация на цифровых вычислительных машинах. Физматгиз, 1961.

## ЧАСТОТНЫЙ МЕТОД АНАЛИЗА НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМ

Предлагаемый метод позволяет определить среднюю частоту отказов, предельные значения среднего времени между отказами и среднего времени восстановления системы. Для этого необходимо сделать следующие допущения:

- 1) время исправной работы и время восстановления элементов системы распределены по экспоненциальному закону;
- 2) в любой момент времени каждый элемент может находиться в исправном или неисправном состоянии;
- 3) переходы элементов из одного состояния в другое происходят мгновенно.

Метод может быть применен для анализа надежности сложных измерительных систем и комплексов, состоящих из блоков, которые содержат достаточно большое число деталей. Распределение времени безотказной работы блоков системы, являющееся композицией распределений отдельных узлов этих блоков, во многих практических приложениях может быть с достаточной точностью аппроксимировано экспоненциальным законом. Допущение об экспоненциальном распределении времени восстановления элементов в данном случае является необоснованным, однако оно может быть справедливо для других систем, например, для вычислительных машин.

Пусть система состоит из  $m$  элементов. В любой момент функционирования системы ее элементы можно разделить на группы: исправные, число которых равно  $a$ , и неисправные, число которых равно  $b$ , т. е.  $m = a + b$ .

Будем называть состоянием системы событие, заключающееся в исправной работе  $a$  элементов и в отказе  $b$  элементов. Состояние системы обозначим  $S_i$ , где  $i$  — номер состояния.

Система, также как и ее элементы, может быть исправной или неисправной. Разделим все множество  $z$  возможных состояний системы на два непересекающихся подмножества: исправных  $x$  и неисправных  $y$ , т. е.  $z = x + y$ .

В процессе функционирования системы наблюдаются следующие случайные переходы: от состояния к состоянию в каждом из подмножеств, а также из одного подмножества в другое. Время пребывания системы в подмножестве  $x$  представляет собой время исправной (безотказной) работы (или время между отказами), а в подмножестве  $y$  — время ремонта.

Рассмотрим некоторые исходные положения. В пределах принятых допущений систему можно описать простой однородной цепью Маркова с конечным числом состояний. Каждое состояние  $s_i$  может быть охарактеризовано предельной вероятностью  $\lambda_i$ , а каждая пара состояний интенсивностью  $h_{ij}$  перехода от  $s_i$  к  $s_j$  и от  $s_j$  к  $s_i$ . Среднее время  $t_{ii}$  пребывания системы в состоянии при условии вхождения в него определяется следующим образом [1, 2]

$$t_{ii} = -\frac{1}{h_{ii}} \quad (1)$$

где

$$h_{ii} = -\sum_{\substack{s_j \neq i \\ s_j \in z}} h_{ij} \quad (2)$$

Введем понятие частоты  $v_i$  вхождения системы в состояние  $s_i$  (или среднее число вхождений в единицу времени). Число вхождений в состояние  $s_i$  за достаточно большой промежуток времени  $t$  составит в среднем  $v_i t$ , а среднее время пребывания в  $s_i$  будет  $v_i t_{ii}$ . Очевидно, что это время равно  $\lambda_i t$ , поскольку  $\lambda_i$  является средним относительным временем пребывания си-



стемы в состоянии  $s_i$ . Из равенства этих времен следует, что

$$\pi_i = \nu_i t_{ii}. \quad (3)$$

Частота  $\nu_{ij}$  перехода от  $s_i$  к  $s_j$  определяется частотой  $\nu_i$  и вероятностью того, что система перейдет в  $s_j$ , когда она покинет состояние  $s_i$ . Эту вероятность можно назвать вероятностью прохождения и определить уравнением [2]

$$P_{ij} = -\frac{h_{ij}}{h_{ii}} = t_{ij} h_{ij}, \quad (s_i \neq s_j). \quad (4)$$

Тогда

$$\nu_{ij} = \nu_i P_{ij} = \frac{\pi_i P_{ij}}{t_{ii}} = \pi_i h_{ij}, \quad (s_i \neq s_j) \quad (5)$$

и

$$\nu_{ii} = \sum_{\substack{s_j \in z \\ s_j \neq s_i}} \nu_{ij}. \quad (6)$$

Легко убедиться, что при  $s_i = s_j$  выражение (5) также соблюдается. Чтобы записать его в матричной форме, используем  $N = \|\nu_{ij}\|$  — матрицу частот;  $H = \|h_{ij}\|$  — матрицу интенсивностей и  $\Pi_{dg}$  — матрицу, диагональные элементы которой равны соответствующим предельным вероятностям, а остальные нулю, т. е.

$$\Pi_{dg} = \|\overset{\rightarrow}{\xi} \overset{\rightarrow}{z}\| dg, \quad (7)$$

где  $\overset{\rightarrow}{\xi}$  — вектор-столбец, все элементы которого равны единице;  $\overset{\rightarrow}{z}$  — вектор-строка предельных вероятностей  $\pi_i$ . Соотношения (5) примут вид

$$N = \Pi_{dg} H. \quad (8)$$

Представим матрицы  $N$  и  $\Pi_{dg}$  в виде четырех подматриц в соответствии с разделением множества  $z$  на подмножества  $x$  и  $y$  и произведем умножение, исходя из формулы (8)

$$\begin{vmatrix} N_{xx} & N_{xy} \\ N_{yx} & N_{yy} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Pi_{d g x x} H_{x x} & \Pi_{d g x x} H_{x y} \\ \Pi_{d g y y} H_{y x} & \Pi_{d g y y} H_{y y} \end{vmatrix} \quad (9)$$

Отсюда вытекают соотношения

$$N_{xy} = \Pi_{d g x x} H_{xy} \quad (10)$$

и

$$N_{yx} = \Pi_{d g y y} H_{yx}. \quad (11)$$

Частота  $\nu_{xy}$  переходов из подмножества  $x$  в подмножество  $y$  определяется суммой частот этих переходов, т. е.

$$\nu_{xy} = \sum_{s_i \in x} \sum_{s_j \in y} \nu_{ij} = \sum_{\substack{s_i \in x \\ s_j \in y}} \nu_{ij}, \quad (12)$$

или в матричном виде

$$\overset{\rightarrow}{\nu}_{xy} = \overset{\rightarrow}{\eta} N_{xy} \overset{\downarrow}{z} = \overset{\rightarrow}{\eta} \Pi_{d g x x} H_{xy} \overset{\downarrow}{z}, \quad (13)$$

где  $\overset{\rightarrow}{\eta}$  — вектор-строка, все элементы которой равны единице. Здесь

$$\overset{\rightarrow}{\eta} \Pi_{d g x x} = \overset{\rightarrow}{\pi}_x, \quad (14)$$

где  $\overset{\rightarrow}{\pi}_x$  — часть вектора  $\overset{\rightarrow}{\pi}$  предельных вероятностей, соответствующая подмножеству  $x$ .

Аналогичные выражения можно записать для частоты

$$\nu_{yx} = \vec{\gamma}_1 N_{yx} \vec{\xi} = \vec{\gamma}_1 \Pi_{dgyy} H_{yx} \vec{\xi}; \quad (15)$$

$$\vec{\gamma}_1 \Pi_{dgyy} = \vec{\pi}_y, \quad (16)$$

где  $\vec{\pi}_y$  — часть вектора  $\vec{\pi}$ , соответствующая подмножеству  $y$ .  
Покажем, что  $\nu_{xy} = \nu_{yx}$ . Из выражения (2) следует, что

$$H_{xx} \vec{\xi} + H_{xy} \vec{\xi} = 0$$

или

$$H_{xy} \vec{\xi} = -H_{xx} \vec{\xi}. \quad (17)$$

Подставив последнее выражение в формулу (13), получим

$$\nu_{xy} = -\vec{\gamma}_1 \Pi_{dgyx} H_{xx} \vec{\xi}. \quad (18)$$

Используя соотношения [1]

$$\vec{\pi}_x H_{xy} = -\vec{\pi}_y H_{yx}, \quad (19)$$

$$\vec{\pi}_y H_{yx} = -\vec{\pi}_x H_{xx} \quad (20)$$

и подставив уравнение (20) в (18), получим

$$\nu_{xy} = \vec{\pi}_y H_{yx} \vec{\xi} = \vec{\gamma}_1 \Pi_{dgyy} H_{yx} \vec{\xi}. \quad (21)$$

Очевидно, что

$$\nu_{xy} = \nu_{yx}. \quad (22)$$

Таким образом, с учетом выражений (19), (20) и (22) имеем

$$\nu = \nu_{xy} = \nu_{yx} = \vec{\pi}_x H_{xy} \vec{\xi} = \vec{\pi}_y H_{yx} \vec{\xi} = -\vec{\pi}_x H_{xx} \vec{\xi} = -\vec{\pi}_y H_{yy} \vec{\xi}. \quad (23)$$

Последнее выражение легко интерпретируется: частота перехода из  $x$  в  $y$  равна частоте обратного перехода, так как после каждого вхождения в  $x$  следует вхождение в  $y$ , и наоборот.

$\nu_{xy}$  является частотой цикла, представляющего собой пребывание системы в  $x$  и следующее за ним пребывание в  $y$ . Среднее время  $T$  цикла в стационарном режиме равно

$$T = \theta + \tau, \quad (24)$$

где  $\theta$  — среднее время пребывания в подмножестве  $x$ , или среднее время безотказной работы системы;  $\tau$  — среднее время пребывания в подмножестве  $y$ .

В связи с этим

$$T = \nu^{-1}. \quad (25)$$

Отсюда следует, что

$$\theta = \frac{\theta}{T\nu} \quad (26)$$

и

$$\tau = \frac{\tau}{T\nu}. \quad (27)$$

Отношения  $\theta/T$  и  $\tau/T$  представляют собой соответственно коэффициент готовности  $k_r$  и коэффициент простоя  $k_n$  системы

$$k_r = \frac{\theta}{T} = \frac{\rightarrow \downarrow \xi}{\pi_x \xi} = \sum_{s_i \in x} \pi_i; \quad (28)$$

$$k_n = \frac{\tau}{T} = \frac{\rightarrow \downarrow \xi}{\pi_y \xi} = \sum_{s_i \in y} \pi_i. \quad (29)$$

Предельные вероятности  $\pi_i$  выражаются через матрицу интенсивностей [1]

$$\pi_i = (1 - \rightarrow h_{ii} H^{-1} \downarrow \xi)^{-1}, \quad (30)$$

где  $\rightarrow h_i$  — строка матрицы  $H$ , соответствующая состоянию  $s_i$  без элемента  $h_{ii}$ ;  $iH$  — матрица, полученная из  $H$  путем удаления из нее строки и столбца, относящихся к  $s_i$ .

Существование матрицы  $iH^{-1}$  доказывается в работе [1].

Таким образом, можно записать выражения для определения  $\theta$  и  $\tau$

$$\theta = \frac{k_r}{v}; \quad (31)$$

$$\tau = \frac{k_n}{v}. \quad (32)$$

При конкретных расчетах частоты можно выбрать любой вариант выражения (23).

Изложенный метод можно рассматривать как обобщение ряда частных случаев исследования надежности следующих ремонтируемых систем:

— системы, состоящей из разнотипных элементов, каждый исправный элемент которой находится в нагруженном режиме, а каждый неисправный сразу же после отказа ремонтируется (т. е. случай неограниченного ремонта) [3];

— резервированной системы с произвольным числом восстанавливающих аппаратов, произвольно установленными режимами работы элементов и произвольным числом основных элементов [4];

— резервированной системы, исправные элементы которой нагружены, а число восстанавливающих аппаратов равно количеству элементов системы [5].

Таким образом, средняя частота отказов, предельные значения среднего времени между отказами и среднего времени восстановления системы выражаются только матрицей интенсивностей. Удобство метода заключается в том, что эти показатели определяются путем сравнительно простых операций с матрицами и могут быть вычислены на цифровой вычислительной машине (ЦВМ). При этом можно использовать стандартные программы обращения матриц. Исходные данные при расчетах на ЦВМ представляются в виде матрицы интенсивностей, разделенной на четыре подматрицы. Системы, состоящие из большого числа элементов, характеризуются большим числом состояний и, следовательно, матрицами интенсивностей высокого порядка. В ряде случаев это может служить препятствием для вычислений даже на ЦВМ. В работе [6] на основе частотного метода произведена приближенная оценка показателей надежности таких систем.

Изложенный метод может быть использован для определения показателей надежности как резервированных систем, так и систем, состоящих из разнотипных элементов. Элементы системы могут находиться в нагруженном, обремененном и разгруженном режимах. Число восстанавливающих аппара-

тов, которое определяет максимальное число одновременно восстанавливаемых элементов, может быть произвольным. Все это учитывается в матрице интенсивностей. Пример составления матрицы интенсивностей приводится в работе [2].

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Зеленцов Б. П. О надежности систем, элементы которых характеризуются постоянными интенсивностями отказов и восстановления. «Дискретный анализ». Изд. Сиб. отд. АН СССР, 1966, вып. 7.
2. Зеленцов Б. П. Об учете начальных условий при оценке надежности восстанавливаемых систем. «Дискретный анализ». Изд. Сиб. отд. АН СССР, 1966, вып. 7.
3. Зеленцов Б. П. Об одном методе анализа надежности систем. Изд. Сиб. отд. АН СССР, сер. техн. наук, 1965, № 6, вып. 2.
4. Безносков Г. П., Зеленцов Б. П. Частотный метод анализа надежности систем с восстановлением, состоящих из однотипных элементов. Изд. Сиб. отд. АН СССР, сер. техн. наук, 1966, № 2, вып. 1.
5. Einhorn S. J. Reliability prediction for repairable redundant systems. Proc. IEEE, 1963, v. 51, № 2.
6. Зеленцов Б. П. Об анализе надежности больших систем. Изв. ЛЭТИ им. В. И. Ульянова (Ленина), 1966, вып. 56, ч. II.

Поступила в редакцию  
3.10. 1969 г.

УДК 621.391.1.019.3

Б. И. КОЗЛОВ, А. Э. ФРИДМАН  
ВНИИМ

#### АНАЛИТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ДИСЦИПЛИНЫ ОБСЛУЖИВАНИЯ НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ

Информационно-измерительная система (ИИС) рассматривается как техническое устройство, состоящее из большого числа взаимосвязанных элементов и предназначенное для контроля и измерения физических величин [1, 2].

В качестве критерия эффективности ИИС может быть предложено математическое ожидание количества информации, получаемой ИИС в течение определенного времени [3, 4]. Для общего случая эффективность ИИС составит

$$W = \sum_{i=1}^m I_i P_i = \varphi(k_i, l_i), \quad (1)$$

где  $I_i$  — количество информации, получаемой ИИС в  $i$ -м состоянии;  $P_i$  — вероятность нахождения ИИС в  $i$ -м состоянии;  $\varphi$  — некоторая известная функция;  $k_i$  — вариант решения, выбранного разработчиком из  $k$  возможных;  $l_i$  — комплекс факторов эксплуатации из множества возможных.

Отметим, что подмножество  $l_i$  обязательно включает в себя параметры дисциплины обслуживания ИИС в процессе эксплуатации. Под дисциплиной (режимом) обслуживания в данном случае понимается алгоритм и временные характеристики действий персонала, направленных на устранение отказов элементов ИИС.

Полагая решение разработчика и все факторы эксплуатации, помимо параметров дисциплины обслуживания, фиксированными, можно оценить влияние дисциплины обслуживания на эффективность ИИС. Наибольший интерес при этом, естественно, представляют виды дисциплины обслужива-

ния, отражающие характерные особенности реальных условий эксплуатации ИИС. В числе последних существенное значение имеет порядок ремонта отказавших элементов. Если рассмотреть типичные блок-схемы ИИС, (рис. 1), то множество элементов, составляющих систему, можно разделить на два подмножества — *A* и *B*. К подмножеству *A* принадлежат элементы, отказ которых приводит к отказу ИИС, а подмножество *B* включает в себя элементы, в результате отказа которых лишь ухудшается эффективность ИИС.

Рассмотрим случай, когда ремонт ИИС связан с прекращением ее функционирования на время отыскания и устранения отказа. Очевидно, что при отказе элемента подмножества *A* возможен лишь один вид дисциплины обслуживания — ремонт ИИС в минимальные сроки. При отказе же элемента подмножества *B* возможны два вида обслуживания:

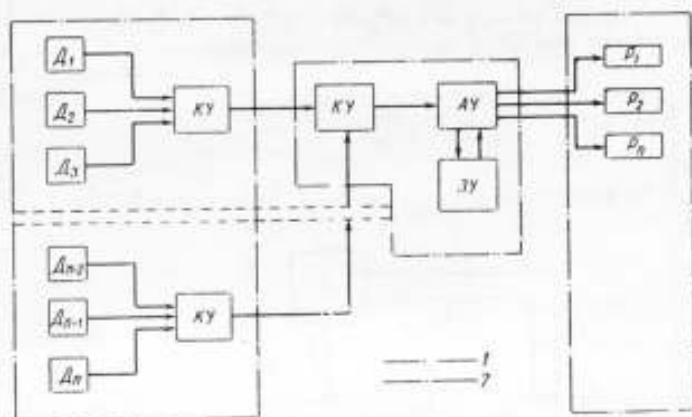


Рис. 1. Обобщенная схема ИИС

*D* — датчики; ЗУ, ВУ, КУ и АУ — запоминающее, входное, коммутационное и анализирующее устройства соответственно;  $P_1, P_2, P_3$  — регистраторы информации; 1 и 2 — соответственно множества *A* и *B*

1) ремонт ИИС после отказа любого элемента рассматриваемого подмножества;

2) ремонт ИИС (с устранением всех накопившихся отказов элементов подмножества *B*) только после отказа элемента подмножества *A*.

Если количество информации, поступающее на вход ИИС за данный период, принять за единицу, то при первом виде обслуживания

$$I_1 = k_{r1} = \frac{\mu_1}{\mu_1 + \Lambda}, \quad (2)$$

где  $\mu_1$  — интенсивность восстановления при первом виде обслуживания;  $\Lambda$  — интенсивность отказов ИИС.

При рассмотрении второго вида обслуживания принимаем следующие допущения:

1) блоки подмножества *B* конструктивно выполнены независимыми таким образом, что вероятность появления неисправности вследствие отказа одного из блоков не зависит от наличия отказов других блоков;

2) потоки отказов подмножества *A* и всех блоков подмножества *B* подчиняются экспоненциальному распределению;

3) полный отказ в системе наступает только после отказа элементов подмножества *A*, что хорошо согласуется с практикой, если число различных видов неисправностей  $n-1 > 10$ ;

4) время восстановления ИИС при полном отказе не зависит от количества накопившихся неисправностей, что имеет место для систем, у которых время отыскания отказавшего блока составляет большую часть времени восстановления.

На рис. 2 представлен граф состояний ИИС для рассматриваемого случая. При этом уравнения Чэпмена—Колмогорова будут иметь вид:

$$\begin{aligned}
 P_0'(t) &= -\lambda P_0(t) + \mu_2 P_n(t); \\
 P_n'(t) &= -\mu_2 P_n(t) + \lambda_n [1 - P_n(t)], \quad i, j = 1, 2, \dots, n-1; \\
 P_i'(t) &= -(\lambda - \lambda_i) P_i(t) + \lambda_i P_0(t), \quad i = 1, 2, \dots, n-1; \\
 P_{ij}'(t) &= -(\lambda - \lambda_i - \lambda_j) P_{ij}(t) - \lambda_j P_j(t) + \lambda_j P_i(t), \\
 &\quad i, j = 1, 2, \dots, n-1; \\
 &\dots\dots\dots \\
 P_{1,2,\dots,n}(t) &= -\lambda_n P_{1,2,\dots,n}(t) + \\
 &+ \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i P_{1,2,\dots,i-1,i+1,\dots,n}(t), \quad i = 1, 2, \dots, n-1.
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

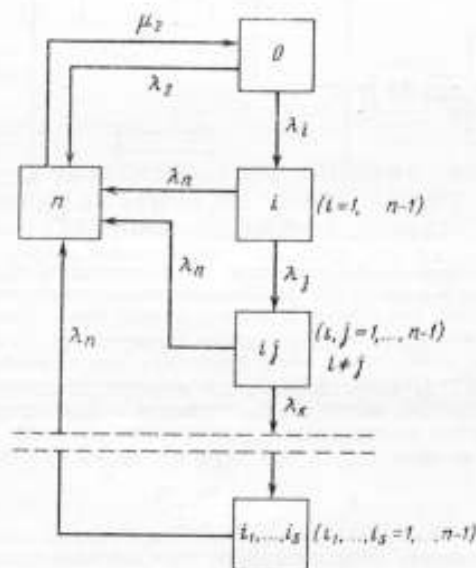


Рис. 2. Граф состояний ИИС

с начальными условиями  $P_0(0) = 1, P_n(0) = P_i(0) = \dots = 0$ , где  $\lambda_n$  — интенсивность отказов подмножества A;  $\lambda_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n-1$ ) — интенсивность отказов  $i$ -го блока подмножества B;  $\mu_2$  — интенсивность восстановления ИИС при втором режиме обслуживания;  $P_0(t)$  — вероятность полной исправности ИИС;  $P_n(t)$  — вероятность того, что ИИС находится в состоянии полного отказа;  $P_i(t), P_{ij}(t)$  — вероятность того, что отказали блоки  $i, i$  и  $i$  и т. д.

Решение системы (2), (5) в стационарном состоянии:

$$\begin{aligned}
 P_0 &= k_{r_2} k_1; \\
 P_1 &= 1 - k_{r_2}; \\
 P_i &= k_{r_2} k_1 k_{11}, \quad (i = 1, \dots, n-1); \\
 P_{ij} &= k_{r_2} k_1 k_{11}^j, \quad (i, j = 1, \dots, n-1); \\
 &\dots \\
 P_{1, \dots, i_s} &= k_{r_2} k_1 k_{11, \dots, i_s}; \\
 &\dots \\
 P_{1, 2, \dots, n-1} &= k_{r_2} k_1 k_{11, 2, \dots, n-1}
 \end{aligned} \quad (4)$$

где  $k_{r_2} = \frac{\mu_2}{\mu_2 + \lambda_n}$  — коэффициент готовности ИИС при втором режиме обслуживания,

$$\begin{aligned}
 k_1 &= \frac{\lambda_n}{\Lambda}; \\
 k_{11} &= \frac{\lambda_i}{\Lambda - \lambda_i}; \\
 k_{ij} &= \frac{k_1 i \lambda_i + k_{1j} \lambda_i}{\Lambda - \lambda_i - \lambda_j}; \\
 &\dots \\
 k_{i_1, \dots, i_s} &= \frac{\sum_{v=1}^s \lambda_{i_v} k_{i_1, \dots, i_{v-1}, i_{v+1}, \dots, i_s}}{\Lambda - \sum_{v=1}^s \lambda_{i_v}}; \\
 k_{11, 2, \dots, n-1} &= \frac{\sum_{l=1}^{n-1} \lambda_l k_{11, 2, \dots, l-1, l+1, \dots, n-1}}{\lambda_n}.
 \end{aligned} \quad (5)$$

Найдем величину  $I_{\beta}$ .

Рассмотрим частный случай, когда все блоки подмножества  $B$  имеют одинаковую интенсивность отказов  $\lambda_i$  и информационный вес  $\beta_i$ , т. е.

$$\beta_i = \frac{1}{n-1}, \quad \lambda_i = \frac{\Lambda - \lambda_n}{n-1}, \quad (i = 1, 2, \dots, n-1),$$

тогда

$$\begin{aligned}
 I_2 &= P_0 + (1 - \beta) \sum_{l=1}^{n-1} P_l + (1 - 2\beta) \sum_{\substack{l, j=1 \\ l \neq j}}^{n-1} P_{lj} + (1 - 3\beta) \sum_{\substack{l, j, k=1 \\ l \neq j \neq k}}^{n-1} P_{ljk} + \\
 &+ \dots = k_{r_2} - \beta A,
 \end{aligned} \quad (6)$$

где

$$A = \left[ \sum_{l=1}^{n-1} P_l + 2 \sum_{\substack{l, j=1 \\ l \neq j}}^{n-1} P_{lj} + 3 \sum_{\substack{l, j, k=1 \\ l \neq j \neq k}}^{n-1} P_{ljk} + \dots \right].$$

Методом математической индукции можно доказать, что при любом числе блоков  $n-1$

$$A = k_{r_2} \frac{\Lambda - \lambda_n}{\lambda_n + \lambda_l}$$

Тогда

$$I_2 = k_{r_2} \left( 1 - \beta \frac{\Lambda - \lambda_n}{\lambda_n + \lambda_l} \right) = k_{r_2} \frac{\lambda_n}{\lambda_n + \lambda_l} \quad (7)$$

Второй режим обслуживания будет рациональнее, если

$$k_{r_2} \frac{\lambda_n}{\lambda_n + \lambda_l} > k_{r_1} \quad (8)$$

или если число неисправностей

$$n-1 > \frac{k_{r_1}}{k_{r_2} - k_{r_1}} \cdot \frac{\Lambda - \lambda_n}{\lambda_n} \quad (9)$$

Если  $\mu_1 = \mu_2$ , то выражение (9) упрощается

$$n-1 > \frac{1}{1 - k_{r_1}} \quad (10)$$

Рассмотрим теперь общий случай, когда имеется  $n-1$  различных блоков подмножества  $B$ , причем информационный вес  $i$ -го блока равен  $\beta_i$ . Для этого случая  $\sum_{i=1}^{n-1} \beta_i = l > 1$ . Для системы, состоящей из подмножества  $A$  и  $i$ -го блока, аналогично (7) получим

$$I_i = k_{r_2} \left( 1 - \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} \right),$$

а для всей системы

$$I_2 = \frac{U}{i-1} \beta_i I_i = k_{r_2} \left( 1 - \frac{U}{i-1} \beta_i \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} \right) \quad (11)$$

Так как

$$\frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} < 1, \text{ а } \beta_i \sim \frac{1}{n} < 1,$$

то

$$\frac{U}{i-1} \beta_i \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} \approx \sum_{i=1}^{n-1} \beta_i \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l}$$

и

$$I_2 > I_1,$$

если

$$\sum_{i=1}^{n-1} \beta_i \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} < \frac{k_{r_2} - k_{r_1}}{k_{r_1}}$$

Для одинаково распределенных величин  $\lambda_i$  и  $\beta_i$  справедливо неравенство Чебышева

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \beta_i \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} > \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \beta_i \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\lambda_l}{\lambda_n + \lambda_l} \quad (12)$$



Если  $\lambda_i$  и  $\beta_i$  одинаково распределены, то

$$\frac{n-1}{l} > \frac{k_{r_2}}{k_{r_2} - k_{r_1}} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\lambda_i}{\lambda_n + \lambda_i},$$

а при  
имеем

$$\lambda_i < \lambda_n \quad (i = 1, \dots, n-1)$$

$$\frac{n-1}{l} > \frac{k_{r_1}}{k_{r_2} - k_{r_1}} \cdot \frac{\Lambda - \lambda_n}{\lambda_n}. \quad (13)$$

Если  $\beta_i$  и  $\lambda_i$  неодинаково распределены, на выход ИИС поступает большее количество информации, чем в рассматриваемом случае, и условие (13) выполняется тем более.

Таким образом, в работе:

- 1) выведено выражение для оценки влияния двух режимов обслуживания на эффективность информационно-измерительных систем;
- 2) показано, что при принятых допущениях и выполнении условия (13) второй из рассмотренных режимов обслуживания предпочтительнее.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Карандеев К. Б., Цапенко М. П. Вопросы теории и практики измерительных информационных систем. Сб. «Кибернетику на службу коммунизму». «Энергия», 1967, № 5.
2. Арутюнов В. О., Козлов Б. И., Татневский А. Б., Фридман А. Э. Проблема и специфика надежности измерительных устройств. «Измерительная техника», 1969, № 3.
3. Козлов Б. И. Эффективность как критерий качества мультимодальных информационно-измерительных систем. Материалы Сибирской конференции по надежности и качеству изделий радиоэлектроники и приборостроения. Новосибирск, 1969.
4. Фридман А. Э. О зависимости между эффективностью функционирования и надежностью многоканальных измерительных систем. «Измерительная техника», 1969, № 6.

Поступила в редакцию  
3.10. 1969 г.

УДК 621.382.049.019.34

М. Г. ЗАЙДЕНБЕРГ, И. М. МАЛИКОВ  
ВНИИМ

#### К ВОПРОСУ ОПТИМИЗАЦИИ ЗАГРУЗКИ ЭЛЕКТРОЭЛЕМЕНТОВ

Применение элементов в разгруженных режимах — один из распространенных способов повышения надежности электронной аппаратуры. Во многих случаях облегчения режимов можно достигнуть без снижения других технических характеристик аппаратуры. При этом требуется контроль за выбором коэффициентов нагрузки элементов ( $k_n$ ), так как регламентация  $k_n$  в той или иной степени способствует повышению надежности. Если же в результате разгрузки режимов элементов увеличиваются габариты и вес прибора или его стоимость, то возникает необходимость количественной оценки степени повышения надежности по сравнению с требуемыми для этого затратами или в оптимизации показателей надежности.

В системе вероятностных критериев, используемой в настоящее время для оценки надежности [1], основным показателем является интенсивность (опасность) отказов или условная плотность вероятности отказа. Последняя

является количественной характеристикой надежности неремонтируемого изделия и определяется по формуле

$$\lambda(t) = \frac{P'(t)}{P(t)} \quad (2)$$

где  $P(t)$  — вероятность безотказной работы изделия.

Интенсивность (опасность) отказов зависит от электрической нагрузки, окружающей температуры, относительной влажности и других факторов, влияние которых на надежность оценивается системой критериев, позволяющих учесть при расчете надежности основные технические характеристики изделия, особенности схемы и конструкции, режимы работы элементов и другие факторы.

Синтез вероятностных и характеристических критериев позволяет не только более точно оценить надежность, но и наметить схемные и конструктивные пути ее повышения. Приведем пример синтеза интенсивности (опасности) отказа с характеристическими критериями, позволяющими оценить оптимальность электрической нагрузки и напряженности теплового режима работы элементов с учетом заданных ограничений по конструктивно-экономическим показателям системы (весу, объему и стоимости).

В общем виде задача оптимизации сводится к поиску экстремума некоторой функции

$$\max_{\bar{x}} P(\bar{x}) = \max_{\bar{x}} \left[ \prod_{i=1}^n p_i(x_i) \right] \quad (2)$$

или

$$\min_{\bar{x}} Q(\bar{x}) = \min_{\bar{x}} \left[ \prod_{i=1}^n q_i(x_i) \right], \quad (3)$$

где  $P(\bar{x})$  — функция, характеризующая надежность системы;  $p_i(x_i)$  — функция, характеризующая надежность  $i$ -й группы элементов системы с учетом коэффициента изменения загрузки  $x_i$ ;  $Q(\bar{x}) = 1 - P(\bar{x})$  — функция, характеризующая отказ;  $q_i(x_i) = 1 - p_i(x_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ .

В данном случае при поиске экстремума целевой функции (2) или (3) должны удовлетворяться линейные ограничения вида

$$J_k(\bar{x}) = W_k^{(0)} - \sum_{i=1}^n \omega_{ik} x_i > 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n; k = 1, 2, \dots, v), \quad (4)$$

где  $W_k^{(0)}$  — заданный уровень  $k$ -го ограничения;  $\omega_{ik}$  —  $k$ -е ограничение  $i$ -го типа элементов.

При исследовании надежности обычно рассматривают три линейных ограничения: по весу, объему и стоимости. Тогда (4) можно записать

$$\left. \begin{aligned} G(\bar{x}) &= \sum_{i=1}^k x_i g_i < G^{(0)} \\ V(\bar{x}) &= \sum_{i=1}^k x_i v_i < V^{(0)} \\ C(\bar{x}) &= \sum_{i=1}^k x_i c_i < C^{(0)} \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

Решение задачи сводится к вычислению компонент вектора

$$\bar{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (6)$$

с тем, чтобы обеспечивалась целевая функция (2) или (3) при удовлетворении системы неравенств (5). Переменные  $x_1, x_2, \dots, x_n$  представляют собой искомые значения изменения нагрузки элементов. В  $n$ -мерном фазовом пространстве переменных  $x_1, x_2, \dots, x_n$  каждой точке фазового пространства соответствует совокупность компонент вектора (6) — вещественных чисел, равных проекции радиуса-вектора на координатные оси пространства.

При геометрической интерпретации задачи оптимального проектирования можно представить движением в фазовом пространстве изображающей точки  $\bar{x}(t)$  с координатами  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , что соответствует эволюции системы с изменением величины  $x_i$ . Тогда начальное состояние системы будет соответствовать некоторой точке фазового пространства с начальными координатами  $\bar{x}_0$ , а конечное — некоторой заданной точке фазового пространства  $\bar{x}^*$ . В частном случае конечная точка может удовлетворять условиям ограничения

$$\bar{x}^* = \bar{x}_{огр.}$$

При исследовании конкретных систем начальным и конечным значениям координат в фазовом пространстве обычно соответствуют следующие характеристические критерии электрической и тепловой нагрузки

$$\left. \begin{aligned} \bar{x}_0 &\rightarrow \left\{ \begin{aligned} (k_n)_0 &= 0,2 - 0,3 \\ (t^\theta)_0 &= 20 - 30 \text{ }^\circ\text{C} \end{aligned} \right\} \\ \bar{x}^* &\rightarrow \left\{ \begin{aligned} (k_n)_{огр} &= 0,7 - 0,9 \\ (t^\theta)_{огр} &= 70 - 90 \text{ }^\circ\text{C} \end{aligned} \right\} \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

В процессе оптимизации нагрузки элементов система эволюционирует, в связи с чем изображающая точка описывает траекторию, как это показано на рис. 1. При этом должен быть достигнут экстремум целевой функции, удовлетворяющий условиям ограничения.

Для наглядности и удобства моделирования целевую функцию [2] представляют в виде

$$Q(\bar{x}) = 1 - P(\bar{x}) \cong A \sum_{i=1}^n x_i a_i(x_i), \quad (8)$$

где  $A \neq f(x_i)$  — коэффициент пропорциональности;  $a_i(x_i)$  — нормированная опасность отказов, или поправочный коэффициент опасности отказов с учетом изменения нагрузки;  $n$  — число типов элементов, из которых состоит система.

Целевая функция  $Q(\bar{x})$  в каждой точке фазового пространства имеет определенное значение, следовательно,  $n$ -мерное фазовое пространство переменной  $\{x_i\}$  является скалярным полем целевой функции (критерия оптимальности). В рассматриваемом пространстве может быть построено семейство эквипотенциальных гиперповерхностей уровня  $Q(\bar{x})$ , соответствующих определенным значениям целевой функции переменных  $\{x_i\}$ .

Фазовое пространство переменных  $\{x_i\}$  является также скалярным полем функции ограничения  $W_k^{(0)}$  ( $k = 1, 2, 3$ ) и в нем также могут быть построены гиперповерхности уровня  $W_k(x)$ . Функции ограничения

$$\bar{W}_k^{(0)}(x_1, x_2, \dots, x_n) \geq W_k(x) = \sum_{i=1}^n \omega_{ik} x_{ik} \quad (k = 1, 2, 3) \quad (9)$$

соответствует граничная гиперповерхность. В рассматриваемом случае гиперповерхность  $x_k$  равна нулю ( $k = 1, 2, 3$ ).

Функции ограничения выделяют в  $n$ -мерном пространстве первый пространственный квадрант, в котором гиперповерхностями, описанными не-

равенством ограничения (9), выделяется сферический многогранник, который совместно с целевой функцией (8) образует область рекомендуемых значений (ОРЗ) переменной  $x_{i4}$ .

На рис. 2 представлена ОРЗ для переменных  $x_1$  и  $x_2$  при ограничениях по весу  $G(x)$  из (5). На оси ординат отложена целевая функция  $Q(x) = \sum_{i=1}^n x_i a_i(x_i)$  при  $n = 2$ .

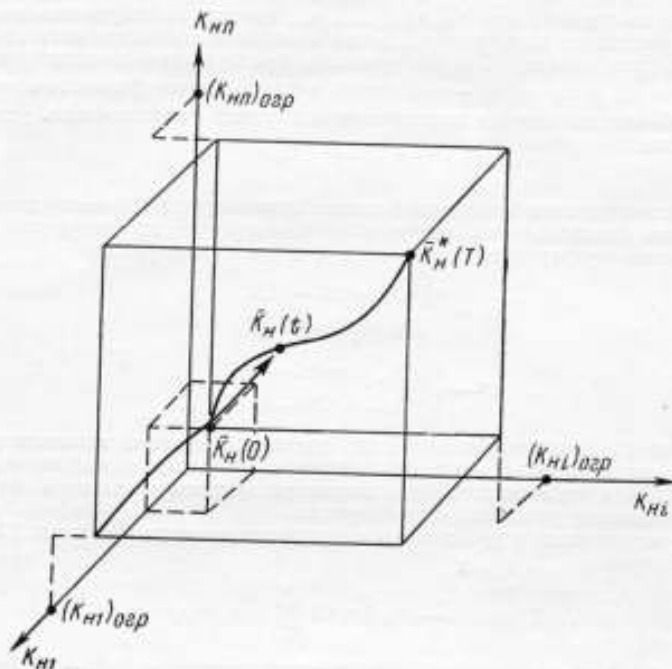


Рис. 1. Траектория изображающей точки в фазовом пространстве.

Общее решение задачи оптимизации заключается в замене неравенства ограничения равенством и в минимизации целевой функции. Экстремумы целевой функции образуют гиперобъем, рассекая который по какому-либо ограничению, например, по весу, получим область рекомендуемых нагрузок (ОРН) [2].

Для формирования границ ОРН используются графики зависимости поправочного коэффициента опасности отказов

$$a_i(x_i) = f(x_i, t^0) = \varphi(k_{нi}, t^0), \quad (11)$$

где  $k_{нi} = x_i^{-1}$  — коэффициент электрической нагрузки.

Верхняя граница ОРН формируется путем нанесения на график зависимости предельных значений электрической нагрузки, рекомендуемых ЧТУ на элементы. Совокупность этих значений образует область допустимых нагрузок (ОДН), превышать которую запрещено ЧТУ. Затем выбирается некоторый уровень поправочного коэффициента опасности отказа, например,

$0,9 a_i$ . Вместе с нижней границей *ОДН* образует верхнюю границу *ОРН*

$$(k_n)_{opt}^i = I(t^0). \quad (12)$$

При формировании нижней границы *ОРН* следует учитывать зависимость (11), а также зависимость веса совокупности элементов *i*-го типа, имеющих электрическую нагрузку

$$g_i = f(k_n). \quad (13)$$

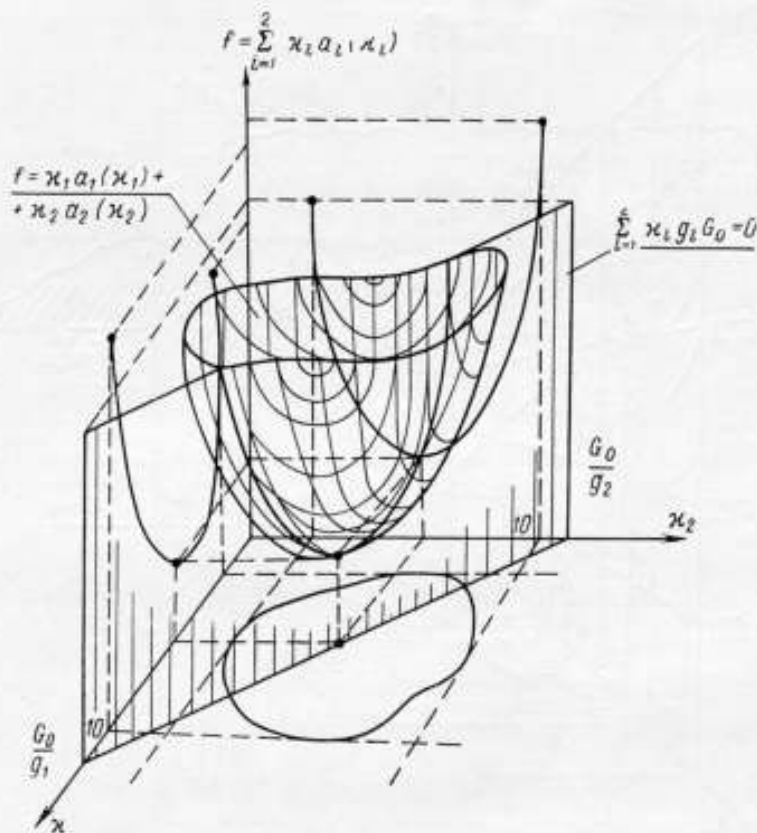


Рис. 2. Построение области рекомендуемых нагрузок, оптимальной по надежности и весу, для двух переменных.

которая для современных электронных систем является монотонно убывающей функцией.

Зафиксировав  $t^0 = \text{const}$ , по зависимостям (11) можно построить функции

$$a_i = \Psi(k_n), \quad (14)$$

которые в отличие от (13) будут монотонно возрастающими.

Умножив (13) на (14), получим вогнутую функцию с экстремумом в точке

$$\frac{\partial}{\partial k_H} (a_i g_i) = \frac{\partial}{\partial k_H} [I(k_H) \Psi(k_H)] = 0. \quad (15)$$

Задаваясь рядом различных температур  $t_i^0$ , по экстремумам (15) можно построить зависимость

$$(k_H)_{opt}^g = \Psi(t^0), \quad (16)$$

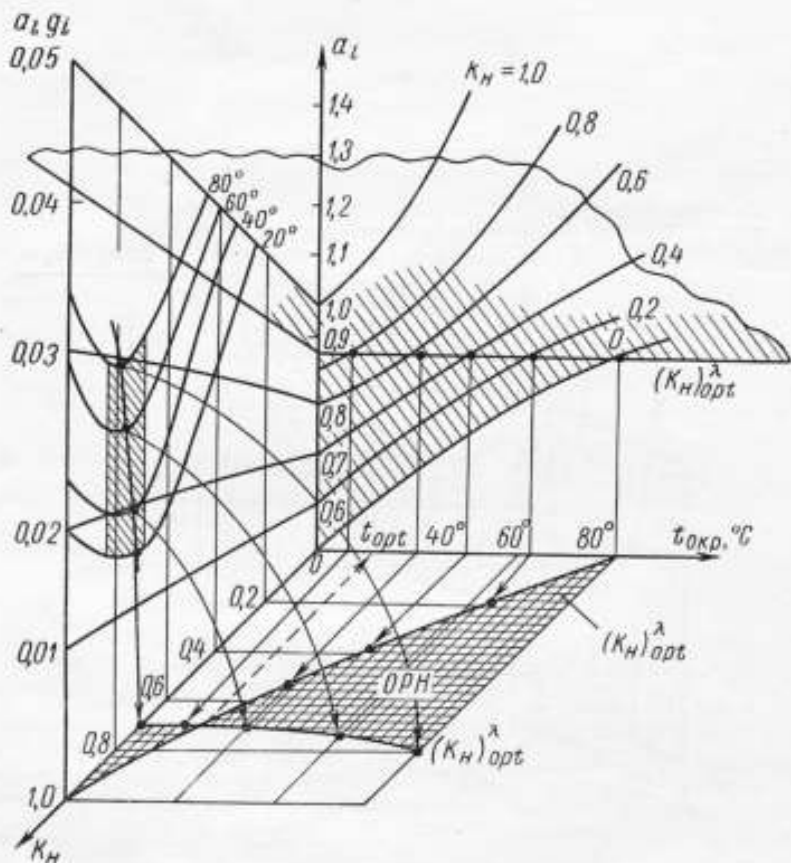


Рис. 3. Определение области рекомендуемых нагрузок, оптимальной по надежности и весу, для электровакуумных тетродов и пентодов (геометрическая модель в трехмерном пространстве).

которая и формирует нижнюю границу *ОРН*. Нижняя граница *ОРН*, в отличие от верхней, определяется не только типом элементов, но и электрической нагрузкой их в приборе.

На рис. 3 представлена геометрическая трехмерная модель построения *ОРН*, оптимальной по надежности и весу, для электровакуумных тетродов и пентодов одной из электронных систем.

На рис. 4—6 приведены результаты построения *ОРН*, оптимальных по надежности и весу, для различных типов элементов, примененных в одной из электронных систем. Аналогично могут быть построены *ОРН*, оптимальные по надежности и объему, либо по надежности и стоимости и для других типов элементов.

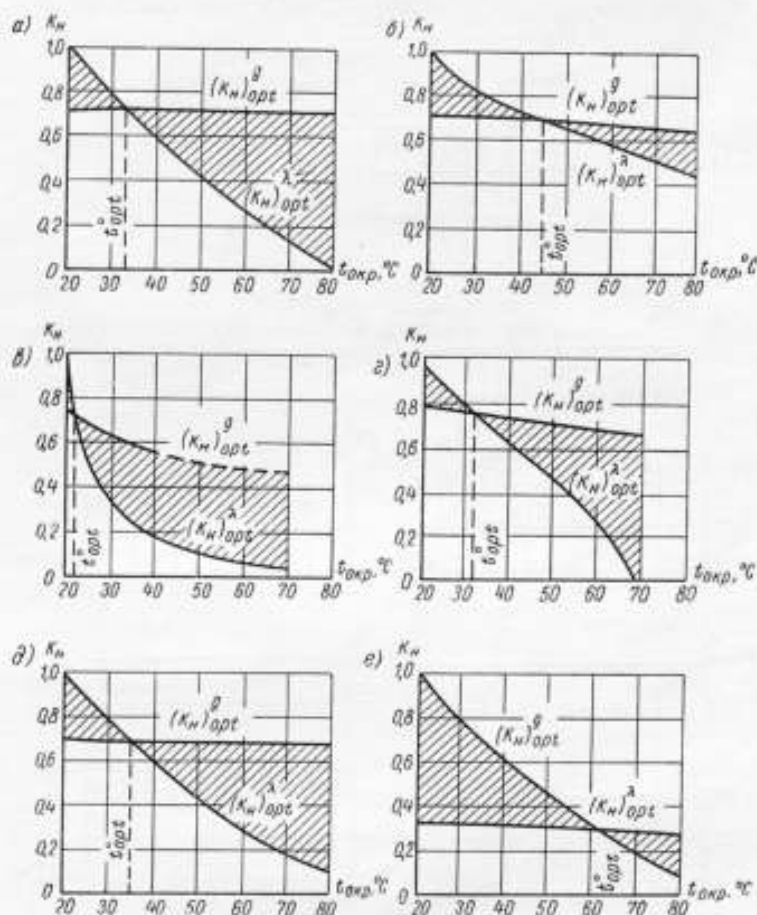


Рис. 4. Области рекомендуемых нагрузок, оптимальные по надежности и весу, для активных элементов:

а — электровакuumных тетродов и пентодов; б — электровакuumных диодов и триодов; в — германиевых точечных диодов; г — германиевых транзисторов; д — кремниевых плоскостных диодов; е — кремниевых точечных диодов.

Оптимальные по надежности и весу *ОРН* имеют две ясно выраженные полуобласти, соединяющиеся в точке  $t_{opt}^0$ . Нагрузка элементов, выбранная в соответствии с полуобластью *ОРН*, лежащей слева от точки  $t_{opt}^0$ , позволяет уменьшить вес системы, не снижая ее надежности. Нагрузка элементов, выбранная в соответствии с полуобластью *ОРН*, лежащей справа от точки  $t_{opt}^0$

приводит к увеличению веса прибора, если придерживаться нижней границы полуобласти, либо к снижению надежности, если придерживаться верхней границы.

Любую электронную систему можно рассматривать как множество, состоящее из  $N$  элементов, разбиваемое на  $m$  подмножеств, в каждое из которых

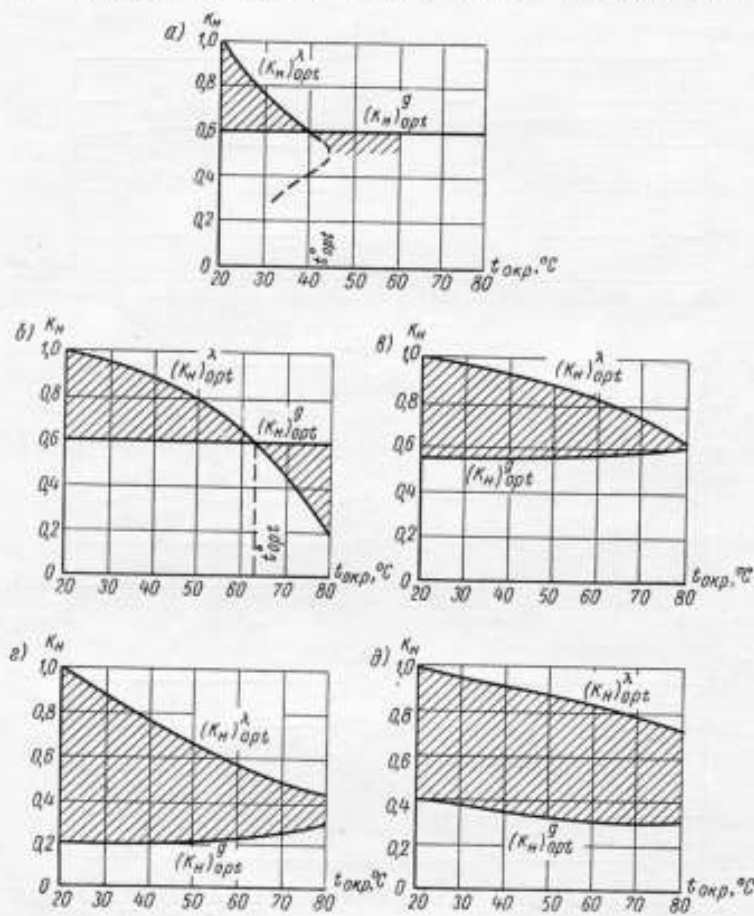


Рис. 5. Области рекомендуемых нагрузок, оптимальные по надежности и весу, для конденсаторов:

$\alpha$  — электролитических, типов ЭГЦ, ЭМ;  $\beta$  — слюдяных типа СГМ;  $\epsilon$  — керамических, типов КТ, СД;  $\zeta$  — металлобумажных, типов МБМ, МБГТ, МБТИ;  $\delta$  — бумажных, типов БГТ, БМТ, КВТ.

входит  $n_i$  элементов  $i$ -го типа со средним коэффициентом нагрузки  $\bar{k}_{ni}$ . Последний определяется по формуле

$$\bar{k}_{ni} = \sum_{j=0,1}^{1,0} \frac{n_{ij}}{n_i} k_{ni} = \sum_{j=0,1}^{1,0} \delta_j k_{ni} \quad (17)$$



где  $n_{ij}$  — количество элементов  $i$ -го типа, имеющих электрическую нагрузку с коэффициентом  $k_{nj} = 0,1; 0,2; 0,3$ ;  $n_i = \sum_j n_{ij}$  — общее количество элементов  $i$ -го типа;  $\delta_j$  — коэффициент значимости совокупности элементов  $i$ -го типа, имеющих нагрузку  $k_{nj}$ .

Средний коэффициент электрической нагрузки всей системы будет

$$k_{н\text{ ср}} = \sum_{i=1}^m \frac{n_i \lambda_{oi}}{\Lambda_0} \bar{k}_{ni} = \sum_{i=0}^m \nu_i \bar{k}_{ni}, \quad (18)$$

где  $n_i \lambda_{oi}$  — номинальная опасность отказов подмножества элементов  $i$ -го типа;  $\Lambda_0 = \sum_i n_i \lambda_{oi}$  — общая номинальная опасность отказов элементов в си-

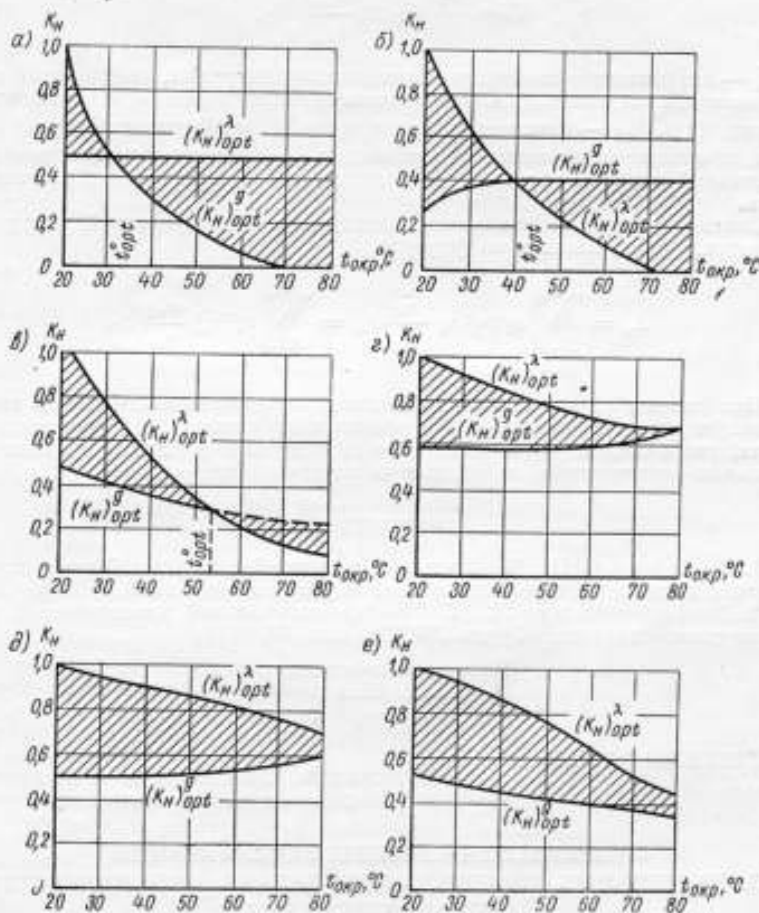


Рис. 6. Области рекомендуемых нагрузок, оптимальные по надежности и весу, для резисторов;

$a$  — композиционных типа СП;  $b$  — объемных, типа СПО;  $v$  — углеродистых типа ВС;  $d$  — проволочных типа ПЗВ;  $e$  — проволочных типа ППС;  $e$  — металлизированных, типов МТ, МПТ

стеме;  $\gamma_i$  — коэффициент значимости совокупности элементов  $i$ -го типа, или весовая функция  $\gamma_i = f(k_{ai})$ .

Исходя из полученных по формуле (17) средних коэффициентов нагрузки  $i$ -х подмножеств элементов, по графикам зависимостей (11) для дискретных значений температур определяется поправочный коэффициент опасности отказа  $a_i$ . Значения его усредняются по формуле

$$\bar{a}_i = \sum_{i=1}^m \gamma_i a_i.$$

Изменение веса (объема или стоимости) системы оценивается по изменению коэффициентов нагрузки, т. е.

$$G_i = \frac{\bar{x}_i}{x_{\phi}} G_{\phi} \cong \frac{\bar{k}_{иср}}{\bar{k}_{ис}} G_{\phi}, \quad (19)$$

где  $\bar{x}_i$  — коэффициент изменения электрической нагрузки, выраженный целым числом, если изменяется количество элементов и дробным, если меняется их тип;  $G_{\phi}$  и  $\bar{k}_{иср}$  — фактический вес и средний коэффициент нагрузки системы, принимаемые за исходный уровень;  $\bar{k}_{ис}$  — предполагаемый оптимальный средний коэффициент нагрузки системы, вес  $G_i$  которой требуется изменить.

Опасность отказов, вызванная изменением электрической нагрузки элементов, рассчитывается по формуле

$$\Delta_i = \sum_{i=1}^m a_i(x_i) n_i \frac{\bar{x}_i}{x_{\phi}} \lambda_{oi} = \sum_{i=1}^m a_i(x_i) \frac{\bar{k}_{иср}}{\bar{k}_{ис}} \Lambda_0. \quad (20)$$

При помощи изложенного метода можно определить оптимальную электрическую нагрузку элементов как электронных систем на дискретных элементах, так и систем, разработанных по другому конструктивному принципу: модульные конструкции, гибридные и пленочные микросхемы и т. п.).

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Маликов И. М. Надежность судовой электронной аппаратуры и систем автоматического управления. «Судостроение», 1967.
2. Зайденберг М. Г. Выбор оптимальной электрической нагрузки радиоэлементов. «Труды ЛИАП», вып. 55, 1968.

Поступила в редакцию  
16.12. 1969 г.

УДК 681.2.089.6:519.83

Л. К. ИСАЕВ, О. А. КАЗАКОВ, А. В. ЩЕРБАКОВ  
Сибирский филиал ВНИИФТРИ

#### ОПТИМИЗАЦИЯ СИСТЕМЫ ЭКСПЛУАТАЦИИ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРИБОРОВ КАК ЗАДАЧА ДИНАМИЧЕСКОГО ПРОГРАММИРОВАНИЯ

Общая постановка задачи предполагает первоначальное рассмотрение всех стадий или фаз, которые проходит измерительный прибор, как составной единой системы эксплуатации. Во-первых, это позволяет по-новому подойти к оптимизации подобных систем относительно надежностных и эконо-

мических критериев и, во-вторых, определить параметры, необходимые для решения экстремальной задачи.

Одной из обобщенных форм описания исследуемой системы является ориентированный граф (рис. 1), вершины которого — возможные состояния прибора, а ребра — переходы из одного состояния в другое.

Каждое ребро  $E_{ij}$  графа характеризуем некоторой мерой  $r_{ij}$ , которую можно интерпретировать как вероятность перехода из  $i$ -го в  $j$ -е состояние или частоту этих переходов. Кроме того, устанавливаем определенную оценку единицы меры  $C_{ij}$ , и тогда стоимость меры  $\mu_{ij} = C_{ij}r_{ij}$ . В общем случае  $\mu_{ij}$  является функцией некоторого числа аргументов (текущего времени  $t$ , сред-

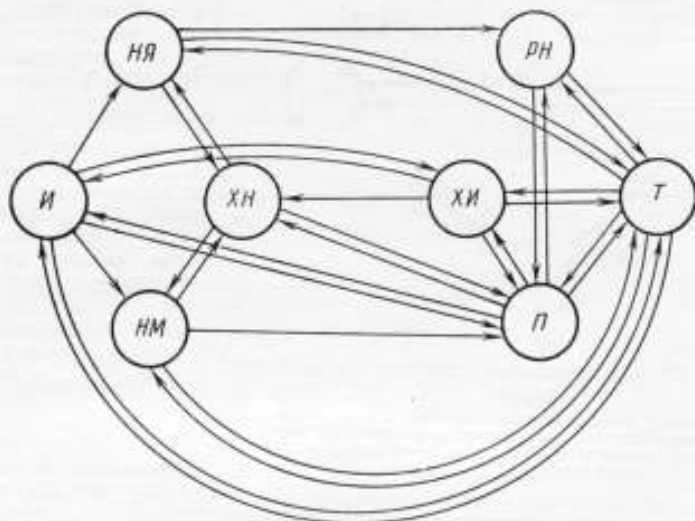


Рис. 1. Ориентированный граф

*И* — исправное состояние прибора; *НЯ* — состояние живой неисправности; *НМ* — состояние метрологической неисправности; *П* — поверка; *РН* — ремонт неисправного прибора; *ХН* — хранение неисправного прибора; *ХИ* — хранение исправного прибора; *Т* — транспортировка исправного прибора

ней наработки на отказ  $T_{ср}$ , интервала между очередными поверками  $T_{ин}$  исследуемой системы и т. п.). Если под  $C_{ij}$  понимать надежность оценки перехода, то целевая функция

$$L = \sum_{ij} C_{ij} r_{ij} a_{ij} = \sum_{ij} \mu_{ij} a_{ij},$$

где

$$C_{ij} = C_{ij}(t, T_{ин}, T_{ср});$$

$$a_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{если } r_{ij} = 0, \text{ т. е. } E_{ij} \text{ не существует} \\ 1 & \text{если } r_{ij} \neq 0, \text{ т. е. } E_{ij} \text{ существует,} \end{cases}$$

представит собой потери надежности, связанные с некоторой системой эксплуатации.

С экономической точки зрения  $C_{ij}$  можно рассматривать как стоимость соответствующего перехода, и тогда  $L$  примет смысл суммы затрат на эксплуатацию прибора. В обоих случаях функция  $L$  должна быть минимизирована. Таким образом задача оптимизации системы эксплуатации измери-

тельного прибора сформулирована как задача динамического программирования. Весовые функции  $C_{ij}$  для каждого ребра графа должны определяться методом теории надежности. Важно подчеркнуть, что динамическое программирование не связано с необходимостью описания условий задачи в аналитической форме, хотя не исключает последнего и поэтому значительно расширяет круг возможных подходов. Кроме того, алгоритмическая форма решения экстремальных задач дает возможность использовать средства современной вычислительной техники.

Рассмотрим более подробно характер меры  $r_{ij}$  и выясним условия, которым она должна подчиняться. Для этого выделим систему, состоящую из трех состояний — И, Н и П, причем под П будем понимать поверку, если прибор исправен, и процесс поверка — ремонт — поверка, если прибор оказывается неисправным. В таком случае граф примет вид, изображенный на рис. 2.

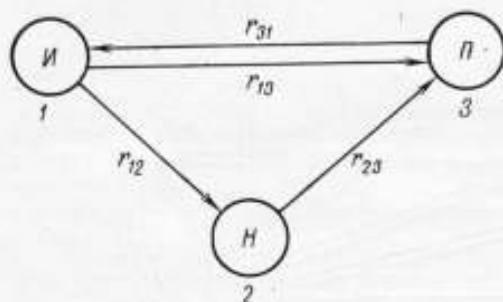


Рис. 2. Граф упрощенной системы эксплуатации

$r_{12}$  — частота возникновения отказов;  $r_{13}$ ,  $r_{23}$  — соответственно частота поступления в поверку исправного и неисправного прибора;  $r_{31}$  — частота поступлений приборов из поверки.

Будем считать заданными следующие условия:  $r_{12} = r_{23}$ ;  $r_{13} + r_{23} = r_{31}$ ;  $r_{13} = \alpha$  ( $\alpha$  — число отказов за исследуемый промежуток времени);  $C_{ij} = \text{const}$ .

Благодаря последнему условию задача сводится к линейному программированию.

Целевую функцию можно представить в виде

$$L = \sum_{ij} p_{ij} a_{ij} = r_{12} C_{12} + r_{23} C_{23} + r_{31} C_{31} + r_{13} C_{13}.$$

Поскольку произведения  $r_{12} C_{12}$  и  $r_{23} C_{23}$  являются

постоянными и, согласно второму и третьему условиям,  $r_{13} = r_{31} - \alpha$ , то равенство  $L_1 = r_{31} C_{31} + r_{13} C_{13}$  необходимо минимизировать. В частности, если условием минимума является  $L_1 = 0$ , то  $r_{31} C_{31} + r_{13} C_{13} - \alpha C_{13} = 0$ .

Отсюда

$$r_{31} = \frac{\alpha C_{31}}{C_{13} + C_{31}}.$$

Тем самым мы определили такую частоту передачи прибора в поверку, при которой в случае надежностной интерпретации  $C_{ij}$  поддерживается максимальная надежность прибора в эксплуатации, а при экономической интерпретации затраты на его эксплуатацию минимальны. Мы рассмотрели лишь один простой аспект исследований — оптимизацию системы с заранее заданными параметрами. Не менее важна обратная задача, которая заключается в следующем. По некоторой заранее заданной системе эксплуатации прибора необходимо определить его надежностные характеристики, которые в данном случае должны быть оптимальными. Решением задачи является математическая модель измерительного устройства. Рассмотрим задачу на предыдущем примере (см. рис. 2). Целевая функция остается той же:

$$L = r_{12} C_{12} + r_{13} C_{13} + r_{23} C_{23} + r_{31} C_{31},$$

но метод решения и условия несколько меняются, т. е.

$$r_{31} = r_{12} + r_{13}; \quad r_{12} = x; \quad r_{13} = r_{23},$$

поэтому

$$L = x C_{12} + x C_{23} + r_{13} C_{13} + r_{13} C_{31} + x C_{31}.$$

При проектировании прибора устанавливается некоторый предел потери надежности  $L$ , поэтому условием минимума будет  $L = L_0$ . Отсюда

$$x = \frac{L_0 - r_{13}(C_{13} + C_{31})}{C_{12} + C_{23} + C_{31}}$$

причем

$$L_0 > r_{13}(C_{31} + C_{13}).$$

Таким образом, получено соотношение между необходимой надежностью характеристик прибора  $x$  (число отказов прибора за время исследования) и заданной системой эксплуатации. Примером таких систем могут служить радионизмерительные приборы на удаленных объектах (метеорологических станциях, космических объектах и т. п.).

Таким образом, кибернетический подход к эксплуатации приборов позволил сформулировать условия ее оптимизации с точки зрения динамического программирования. Это дало возможность достигнуть практических результатов даже при рассмотрении упрощенной системы с тремя состояниями.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Юдин Д. Б., Гольштейн Е. Г. Задачи и методы линейного программирования. «Советское радио», 1961.
2. Хедли Дж. Нелинейное и динамическое программирование. «Мир», 1967.
3. Оре О. Теория графов. «Мир», 1968.

Поступила в редакцию  
1.9. 1969 г.

УДК 621.317.016.35.019.3

Б. В. ТЮКОВ  
ВНИИМ

#### НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ МЕТОДОВ ТЕОРИИ НАДЕЖНОСТИ ПРИ ОЦЕНКЕ СТАБИЛЬНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Быстрое развитие современной техники требует разработки методов оценки стабильности приборов, и в частности, средств измерений на стадии проектирования.

Используемые в метрологической практике методы носят в основном экспериментальный характер и связаны с длительными испытаниями. Кроме того, они не содержат количественной оценки влияния стабильности составляющих элементов на стабильность сложных измерительных устройств.

В то же время задачи, сходные с поставленной, решаются в теории надежности [1, 2]. При этом подход к решению этой проблемы позволяет в значительной степени преодолеть указанные недостатки.

Важными моментами такого подхода являются: исследование и выбор модели процесса возникновения отказа рассматриваемого класса технических устройств; исследование и выбор характеристик, позволяющих наиболее просто описать процесс изменения параметров технического устройства и являющихся исходными для количественных оценок.

Определение специфики указанных моментов при исследовании процесса изменения параметров средств измерений является целью настоящей работы.

Рассмотрим, каким образом можно использовать понятие отказа в исследованиях стабильности средств измерений. Последняя может быть охарактеризована временем нахождения метрологических характеристик в заданных

пределах. Выход этих характеристик за заданные пределы, с точки зрения теории надежности, является событием отказа, а моменты наступления отказов количественно характеризуют стабильность.

Остановимся подробнее на способах выявления события отказа. Прежде всего отметим, что отказ выявляется путем наблюдения над изменением параметров технического устройства. В теории надежности наиболее распространенной является модель изменения параметра в виде кривой, имеющей, по крайней мере, конечное число точек разрывов 1-го рода. Пересечение кривой уровней  $x = 0$ ;  $x = x_{\min}$ ;  $x = x_{\max}$  ( $x$ ,  $x_{\min}$ ,  $x_{\max}$  — соответственно текущее значение параметра, нижнее и верхнее значения заданных пределов изменения этого параметра) представляет собой событие отказа. Выход параметра за указанные уровни путем скачка называется внезапным отказом, в другом случае мы имеем дело с постепенным отказом. В этой модели отказы, непосредственно наблюдаемые в опыте, являются достоверными событиями. Такая модель пригодна для исследования технических устройств, предназначенных для работы с каким-то одним постоянным значением параметра и статическим характером режима работы.

В то же время для технических устройств с динамическим характером режима работы не представляется возможным говорить о каком-то определенном значении параметра технических устройств в данный момент. Наличие гистерезисных и люфтовых явлений, а также случайный характер согласования параметров элементов обуславливают возможность скачкообразного изменения параметра за сколь угодно малый промежуток времени. Другими словами, изменение параметров технических устройств не может быть представлено в общем случае кривыми, по крайней мере, с конечным числом точек разрыва 1-го рода. Кривая изменения параметра в общем случае всюду разрывна. В то же время постепенный отказ и момент его появления можно выявить только в результате статистического эксперимента путем анализа определенного набора реализаций.

Подтверждением этого является принятый в метрологической практике критерий оценки работоспособности средств измерений в виде ограничений характеристик распределения параметра, а не самих значений параметра. Обычно эти ограничения записываются в виде неравенства

$$a + k\sigma < \delta_{\text{доп}}, \quad (1)$$

где  $a$  — центр рассеивания случайной погрешности, или систематическая погрешность;  $\sigma$  — характеристика рассеивания случайной погрешности;  $k$  — коэффициент, характеризующий надежность (в смысле, принятом в теории ошибок) применения неравенства;  $\delta_{\text{доп}}$  — допускаемая погрешность.

Момент нарушения неравенства (1) и будет моментом появления постепенного отказа.

Рассмотрим вопрос об исходных количественных характеристиках. Такие характеристики можно получить путем оценки изменчивости параметров технических устройств. При этом необходимо рассматривать поведение так называемых выходных параметров, являющихся конечным результатом преобразования некоторых входных параметров. Проектирование и производство технического устройства направлено на реализацию некоторого «желаемого» закона преобразования.

Аналитически такое преобразование для простейшего случая одного входного и одного выходного параметров можно описать следующим выражением:

$$x_{\text{вых}} = f(x_{\text{вх}}). \quad (2)$$

где  $x_{\text{вх}}$ ,  $x_{\text{вых}}$  — входной и выходной параметры соответственно;  $f$  — функция, выражающая «желаемый» закон преобразования.

Для средств измерений выражение (2) запишется в виде

$$x_{\text{вых}} = x_{\text{вх}}. \quad (3)$$

Из метрологической практики известно, что преобразование выражений (2) и (3) осуществляется приближенно, т. е. мы имеем дело с приближенными равенствами

$$x_{\text{вых}} \approx f(x_{\text{вх}}) \quad (2')$$

и

$$x_{\text{вых}} \approx x_{\text{вх}}. \quad (3')$$

Используя метрологические формулы, перейдем к точным равенствам

$$x_{\text{вых}} = f(x_{\text{вх}}) + A + B \quad (4)$$

и

$$x_{\text{вых}} = x_{\text{вх}} + A + B, \quad (5)$$

где  $A$  — систематическая погрешность преобразования, или центр рассеивания результатов преобразования;  $B$  — случайная погрешность выходного параметра, или рассеивание результатов преобразования.

Формулы (4) и (5) в данном случае отражают не ошибки восприятия человеком выходного параметра, а объективный характер реализации последнего техническим устройством.

Применяя формулы (4) и (5), исследуем характер изменения параметра за время  $\Delta t = t - t_0$  при фиксированном значении  $x_{\text{вх}}$ . Наиболее естественной количественной характеристикой такого изменения является приращение выходного параметра за время  $\Delta t = t - t_0$

$$\Delta x_{\text{вых}}(t, t_0) = A(t) - A(t_0) + B(t) - B(t_0). \quad (6)$$

Обозначив

$$\Delta A(t, t_0) = A(t) - A(t_0)$$

$$\Delta B(t, t_0) = B(t) - B(t_0)$$

и разделив обе части выражения (6) на  $f(x_{\text{вх}})$ , получим

$$\Delta x_{\text{вых}}(t, t_0) = \Delta A(t, t_0) + \Delta B(t, t_0) \quad (7)$$

Так как техническое устройство рассматривается как представитель статистической совокупности, то  $\Delta A(t, t_0)$  выражает изменение центра рассеивания процесса  $\Delta B(t, t_0)$ , который является функционалом случайного процесса рассеивания параметра. Практика показывает, что реализация процесса  $\Delta A(t, t_0)$  — кривые, по крайней мере, с конечным числом точек разрыва 1-го рода.

Исходя из указанных предположений о процессе, выражение (7) можно записать

$$\Delta x_{\text{вых}}(t, t_0) = \Delta A'(t, t_0) + \Delta A''(t, t_0) + \Delta B(t, t_0), \quad (8)$$

где  $\Delta A'(t, t_0)$  — процесс изменения центра рассеивания с непрерывными траекториями;  $\Delta A''(t, t_0)$  — процесс скачкообразного изменения центра рассеивания.

Так как с метрологической точки зрения наибольший интерес представляет исследование процесса изменения характеристики рассеивания, то в дальнейшем функционал  $\Delta B(t, t_0)$  будем рассматривать как случайный процесс изменения характеристики рассеивания процесса-аргумента.

Уравнение (8) связывает значение приращения параметра с приращениями составляющих процесса изменения параметра. Наиболее общим методом изучения различного рода приращений является исследование с помощью локальных характеристик или дифференциалов, получающихся из приращений путем предельного перехода при  $\Delta t \rightarrow 0$ . В данном случае рассматриваемые приращения являются случайными процессами. В связи с этим исследование приращения  $\Delta x_{\text{вых}}(t, t_0)$  сводится к исследованию дифференциального уравнения со случайными функциями, а именно: к нахождению распределения  $\Delta x_{\text{вых}}(t, t_0)$ , как функции от времени и некоторых коэффициентов — локальных характеристик процессов, стоящих в правой части

выражения (8), в общем случае зависящих от времени и от значений случайного процесса. Указанные коэффициенты и являются теми исходными величинами, которые позволяют полностью описать процесс [3].

Решение для (8) при указанных предположениях о процессах  $\Delta A'(t, t_0)$ ,  $\Delta A''(t, t_0)$ ,  $\Delta B(t, t_0)$  еще не получено. Также не представляется возможным достаточно обоснованно уточнить эти предположения для средств измерений, так как в метрологии процесс  $\Delta x_{\text{тех}}(t, t_0)$  рассматривается в целом с точки зрения величины его вариации.

Однако опыт в области исследования процесса изменения параметра позволяет высказать некоторые суждения об исходных характеристиках надежности, не прибегая к общему исследованию с помощью дифференциальных уравнений. Для этого рассмотрим характерные особенности процессов  $\Delta A'(t, t_0)$ ,  $\Delta A''(t, t_0)$ ,  $\Delta B(t, t_0)$ . Процесс появления внезапных отказов в теории надежности описывается с помощью характеристики  $\lambda(t)$  — интенсивности отказов.

Процессы  $\Delta A'(t, t_0)$ ,  $\Delta B(t, t_0)$ , характеризующие стабильность, являются процессами с непрерывными траекториями. Непрерывными являются и распределения в каждом сечении такого процесса. В данном случае в качестве исходных характеристик следуют дифференциалы или скорости изменения рассматриваемых величин ( $dA'(t, t_0)/dt = v_a(t)$  — скорость изменения центра рассеивания,  $dB(t, t_0)/dt = v_b(t)$  — скорость изменения характеристики рассеивания). В общем случае  $v_a(t)$  и  $v_b(t)$  являются случайными процессами, может быть, не менее сложными, чем изучаемые. Однако многие процессы изменения параметров можно описать через заранее изученные процессы, тем более, что, как показывает опыт статистических исследований, изучение процесса сводится обычно к определению некоторого числа моментов случайной функции. Это подтверждается результатами некоторых исследований. Доказано, что характеристики  $v_a(t)$  и  $v_b(t)$  полностью определяют диффузионный процесс, который может служить моделью описания некоторых реальных процессов изменения параметров технических устройств [4]. При определенных допущениях исходными характеристиками для оценок стабильности электроизмерительных приборов с учетом точности являются  $M[v_a(t)]$ ,  $\sigma[v_a(t)]$ ,  $M[v_b(t)]$  и  $\sigma[v_b(t)]$ .

## ЛИТЕРАТУРА

1. Дружинин Г. В. Надежность устройств автоматки. «Энергия», 1964.
2. Половко А. М. Основы теории надежности. «Наука», 1964.
3. Гихман И. И., Скороход А. В. Стохастические дифференциальные уравнения. Киев, «Наукова думка», 1968.
4. Прохоров Ю. В., Розанов Ю. А. Теория вероятностей (основные понятия, предельные теоремы, случайные процессы). «Наука», 1967.

Поступила в редакцию  
18.2. 1970 г.



О ВЫБОРЕ ЭЛЕКТРИЧЕСКОГО РЕЖИМА РАБОТЫ  
ПОЛУПРОВОДНИКОВЫХ ПРИБОРОВ

В современной радиоэлектронной аппаратуре все шире применяются полупроводниковые приборы. Это обусловлено их известными преимуществами перед электровакуумными приборами. От правильного применения полупроводниковых приборов существенно зависит их надежность, а следовательно, и надежность радиоэлектронной аппаратуры в целом. Как показывает практика, надежность аппаратуры во многих случаях зависит не столько от уровня надежности комплектующих элементов, сколько от правильности их применения. Так, одни и те же транзисторы или диоды при разумном их применении безотказно работают в очень трудных внешних условиях и отказывают в гораздо более легких условиях, если их применяют неправильно. В связи с этим особое внимание следует уделять правильному выбору режимов работы наиболее ответственных и трудно заменяемых при эксплуатации комплектующих элементов.

Причинами отказов полупроводниковых приборов чаще всего являются недостатки конструкции и технологии производства, физико-химические процессы, происходящие в приборе, нарушение электрических и тепловых режимов эксплуатации.

Отказы первых двух групп не зависят от разработчиков аппаратуры. Отказы за счет нарушения электрических и тепловых режимов, как правило, связаны с использованием полупроводниковых приборов в максимально допустимом или даже превышающем его режиме, с размещением их в местах с нагревающимися элементами или с плохим теплообменом, с резким увеличением тока или напряжения в схемах, с использованием транзисторов в схеме с общим эмиттером при большом сопротивлении в цепи базы.

В подавляющем большинстве случаев главной причиной выхода полупроводниковых приборов из строя является тепловой пробой. В связи с этим можно утверждать, что при обеспечении тепловой устойчивости полупроводниковых приборов надежность транзисторных устройств будет значительно повышена.

Как известно, при работе любого полупроводникового прибора выделяется тепло. Часть его сохраняется в приборе, что приводит к повышению температуры полупроводника, и, следовательно,  $p-n$ -перехода, а другая рассеивается. Необходимым условием нормальной работы полупроводникового прибора является условие стационарности, т. е. наличие такой стационарной температуры перехода, при которой выделяемая прибором мощность равна рассеиваемой. В этом случае приращение температуры перехода  $dT$  равно нулю, следовательно

$$P_{\text{выд}}(T_{\text{ст}}) = P_{\text{расс}}(T_{\text{ст}}), \quad (1)$$

где  $T_{\text{ст}}$  — стационарная температура перехода;  $P_{\text{расс}}$  — мощность, рассеиваемая прибором (по условию стационарности, она равно выделяемой мощности).

Однако с точки зрения надежности прибора это условие является недостаточным. При допустимых внешних возмущениях (повышение температуры окружающей среды, увеличение питающего напряжения и т. п.) и изменении параметров самого прибора в допустимых пределах, кроме условия стационарности, должно выполняться условие устойчивости, т. е.

$$\left. \frac{d}{dT} P_{\text{выд}} \right|_{T=T_{\text{ст}}} < \left. \frac{d}{dT} P_{\text{расс}} \right|_{T=T_{\text{ст}}} \quad (2)$$

Выполнение этих требований является обязательным условием надежной работы всякого полупроводникового прибора. При этом чем больше запас по температуре, т. е. чем больше разность между предельно допустимой температурой  $p-n$ -перехода и фактической его температурой, тем меньше вероятность выхода полупроводникового прибора из строя вследствие теплового пробоя. Многочисленные исследования в этой области позволяют утверждать, что снижение рабочей температуры  $p-n$ -перехода на 8—15 град вдвое увеличивает срок службы полупроводниковых диодов и триодов.

Рабочая температура  $p-n$ -перехода зависит от температуры окружающей среды, электрического режима работы полупроводникового прибора и условий его теплообмена, т. е.

$$T_{п} = T_{о} + P_{расс} R_{тпс}, \quad (3)$$

где  $T_{п}$  — температура  $p-n$ -перехода;  $T_{о}$  — температура окружающей среды;  $R_{тпс}$  — тепловое сопротивление переход — окружающая среда.

Отсюда можно вывести формулу для предельно допустимой мощности, выделяемой прибором

$$P_{доп} = \frac{T_{п-доп} - T_{о}}{R_{тпс}}, \quad (4)$$

где  $T_{п-доп}$  — предельно допустимая температура  $p-n$ -перехода.

Как видно из выражения (4), чтобы увеличить предельно допустимую мощность, рассеиваемую прибором, необходимо уменьшить  $R_{тпс}$ .

Таким образом, тепловое сопротивление переход — среда составит

$$R_{тпс} = R_{тпк} + R_{ткс}, \quad (5)$$

где  $R_{тпк}$  и  $R_{ткс}$  — тепловое сопротивление переход — корпус прибора и корпус прибора — окружающая среда соответственно.

Для полупроводниковых приборов малой и средней мощности, которые обычно применяются без радиаторов, в технических условиях (ТУ) на приборы указано полное тепловое сопротивление переход — окружающая среда. Для мощных полупроводниковых приборов техническими условиями оговаривается тепловое сопротивление переход — корпус. Тепловое сопротивление корпус — окружающая среда зависит от условий охлаждения прибора и поэтому подсчитывается в каждом конкретном случае. Эту величину можно изменять в довольно широких пределах, применяя различные типы радиаторов.

Следует заметить, что для некоторых типов полупроводниковых приборов, у которых тепловые сопротивления переход — корпус и корпус — теплопоглотитель приблизительно равны, улучшение охлаждения корпусов не может существенно повысить допустимую мощность рассеивания, т. е. довести ее до значения, указанного в ТУ.

Наиболее характерным отказом полупроводниковых диодов является короткое замыкание, т. е. утрата выпрямительного свойства. При этом обратное сопротивление диода становится одного порядка с прямым.

На практике для вычисления мощности, выделяемой в полупроводниковом диоде, вполне пригодна формула

$$P_{д} = I_{ср}^2 R_{пр} + \frac{I_{обр} U_{обр}}{2}, \quad (6)$$

где  $I_{ср}$  — среднее значение выпрямленного диодом тока;  $R_{пр}$  и  $I_{обр}$  — прямое сопротивление и обратный ток диода соответственно;  $U_{обр}$  — действующее обратное напряжение (при синусоидальной форме напряжения).

Второе слагаемое формулы (6) представляет собой выделяемую мощность в момент приложения к диоду обратной полуволны выпрямляемого напряжения. Это напряжение прикладывается к  $p-n$ -переходу. При этом прямое напряжение можно считать равномерно распределенным вдоль всего кристалла полупроводника.

С учетом формулы (4) получим выражение для среднего значения выпрямленного тока, допустимого с точки зрения тепловой устойчивости

$$I_{\text{ср}} < \sqrt{\frac{1}{R_{\text{пр}}} \left( \frac{T_{\text{п доп}} - T_{\text{е}}}{R_{\text{тис}}} - \frac{I_{\text{обр}} U_{\text{обр}}}{2} \right)}. \quad (7)$$

Так как величина  $I_{\text{обр}}$  в значительной степени зависит от температуры, то для большей гарантии того, что теплового пробоя не произойдет, значение  $I_{\text{обр}}$  в формуле (7) следует выбирать наибольшим, приводимым в ТУ для максимально допустимой температуры корпуса диода.

Считают, что основной причиной повышения температуры полупроводникового диода при увеличении частоты питающего напряжения является рост  $I_{\text{обр}}$ , приводящий к повышению мощности, выделяемой за время непроводящего полупериода. Однако в работе [1] показано, что с увеличением частоты питающего напряжения, помимо обратного тока, на рост температуры диода большое влияние оказывает увеличение падения прямого напряжения, особенно при частоте, выше критической. Это объясняется отставанием по фазе процесса модуляции проводимости базы. Увеличение падения прямого напряжения приводит к повышению мощности, выделяемой за время прохождения прямого тока. Это явление следует учитывать при определении режима работы диода на повышенных частотах.

Известно, что выделяемая в транзисторе мощность определяется уравнением

$$P_{\text{выд}} = I_{\text{к}} [E - I_{\text{к}} (R_{\text{к}} + R_{\text{э}})], \quad (8)$$

где  $E$  — напряжение источника питания;  $I_{\text{к}}$  — ток коллектора;  $R_{\text{к}}$  и  $R_{\text{э}}$  — сопротивления в цепях коллектора и эмиттера соответственно.

Очевидно, что максимальная мощность, которая может выделяться в транзисторе, соответствует току коллектора

$$I_{\text{к}} = \frac{E}{2(R_{\text{к}} + R_{\text{э}})} \quad (9)$$

и равна

$$P_{\text{выд, max}} = \frac{E^2}{4(R_{\text{к}} + R_{\text{э}})}. \quad (10)$$

При этом она не должна превышать допустимой мощности, определяемой выражением (4).

Однако при определенных условиях, близких к реальным условиям эксплуатации транзисторов [2], температура  $p-n$ -перехода не «успевает» следовать за мгновенной мощностью  $P_{\text{выд}}(t)$  и колеблется в узкой области некоторой средней температуры  $p-n$ -перехода  $T_{\text{ср}}$ , которая всегда меньше температуры, соответствующей  $P_{\text{выд, max}}$ , определяемой выражением (10).

Рассмотрим типичные режимы работы транзистора.

#### 1. Режим усиления класса А.

Мгновенное значение тока коллектора будет

$$i_{\text{к}}(t) = I_0 + I_{\text{м}} \sin \omega t, \quad (11)$$

а среднее значение мощности, выделяемой транзистором за период  $T$ , составят

$$\begin{aligned} P_{\text{ср}} &= \frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt = \frac{1}{T} \int_0^T [E - i_{\text{к}}(t)(R_{\text{к}} + R_{\text{э}})] i_{\text{к}}(t) dt = \\ &= \frac{1}{T} \int_0^T [E i_{\text{к}}(t) - i_{\text{к}}^2(t)(R_{\text{к}} + R_{\text{э}})] dt, \end{aligned}$$

где  $I_0$  и  $I_{KH}$  — ток покоя и ток насыщения транзистора (коллектора) соответственно;  $i_K(t)$  — мгновенное значение тока коллектора;  $I_m$  — амплитуда переменной составляющей тока коллектора.

С учетом выражения (11) после интегрирования получим

$$P_{1cp} = I_0 [E - I_0 (R_K + R_2)] - \frac{I_m^2 (R_K + R_2)}{2}. \quad (12)$$

Отсюда видно, что наибольшая мощность будет выделяться в режиме покоя, т. е. при нулевом сигнале, когда  $I_m = 0$ . В этом случае

$$P_{1cp \max} = I_0 [E - I_0 (R_K + R_2)]. \quad (13)$$

Работа транзистора в режиме усиления класса А характеризуется графиками, представленными на рис. 2 и 3.

2. Режим усиления класса В. Ток коллектора определяется выражением

$$i_K(t) = \begin{cases} I_0 + I_m \sin \omega t & \text{при } 0 < t < \frac{T}{2} \\ I_0 & \text{при } \frac{T}{2} < t < T \end{cases} \quad (14)$$

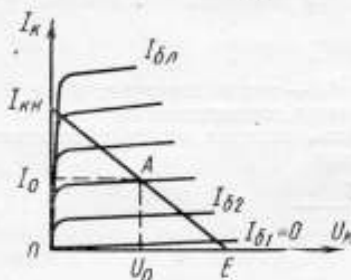


Рис. 1. Условия работы транзистора в режиме усиления класса В

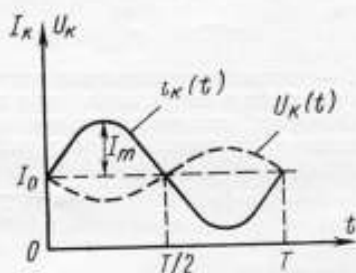


Рис. 2. Зависимость  $i_K(t)$  и  $U_K(t)$  для режима усиления класса А

В этом случае среднее значение мощности, выделяемой транзистором за период  $T$ , будет

$$P_{2cp} = \frac{1}{T} \left\{ \int_0^{\frac{T}{2}} [E - (I_0 + I_m \sin \omega t) (R_K + R_2)] (I_0 + I_m \sin \omega t) dt + \int_{\frac{T}{2}}^T [E - I_0 (R_K + R_2)] I_0 dt \right\}.$$

После интегрирования получим

$$P_{2cp} = \left[ \frac{EI_m}{\pi} - \frac{I_m^2 (R_K + R_2)}{4} \right] + \left[ EI_0 - \frac{2I_0 I_m (R_K + R_2)}{\pi} - I_0^2 (R_K + R_2) \right]. \quad (15)$$

Если пренебречь величиной тока покоя транзистора  $I_0$ , то среднее значение мощности составит

$$P_{2cp} \approx \frac{EI_m}{\pi} - \frac{I_m^2 (R_k + R_2)}{4}. \quad (16)$$

Работа транзистора в режиме усиления класса *B* характеризуется графиками, представленными на рис. 1 и 4.

### 3. Ключевой режим транзистора.

Как показано в работе [3], среднее значение мощности, выделяемой транзистором за период *T*, описывается выражением

$$P_{3cp} = I_{кн}^2 r \frac{t_n}{T} - U_k I_{ко} \frac{t_{oc}}{T} + m \Delta \varphi I_{кн} + \frac{1}{3} U_k I_{кн} \frac{t_{\phi}}{T}. \quad (17)$$

где *r* — сопротивление полностью открытого транзистора; *T* — период следования импульсов; *t<sub>n</sub>* и *t<sub>oc</sub>* — периоды, когда транзистор находится соответственно в открытом и закрытом состоянии; *t<sub>φ</sub>* — длительность фронта импульса; *U<sub>k</sub>* — напряжение на коллекторе закрытого транзистора; *I<sub>ко</sub>* — обратный ток коллектора; *m* — коэффициент (для насыщенного ключа *m* = 1, для ненасыщенного *m* = 2); *Δφ* — потенциальный барьер (для германиевых транзисторов *Δφ* ≈ 0,3–0,4 в; для кремниевых *Δφ* ≈ 0,7–0,8 в).

Приведенные расчеты показывают, что средние значения мощности, выделяемой в транзисторе, могут быть намного меньше максимально возможной, особенно при работе в режиме усиления класса *B* и в ключевом режиме. Это значит, что выполняя с некоторым запасом условие (4) и не опасаясь теплового пробоя, можно более рационально использовать полупроводниковые триоды.

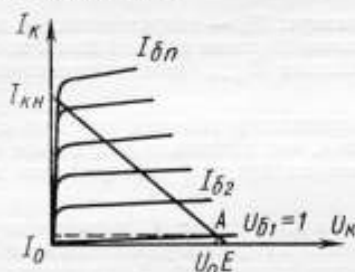


Рис. 3. Условия работы транзистора в режиме усиления класса *A*

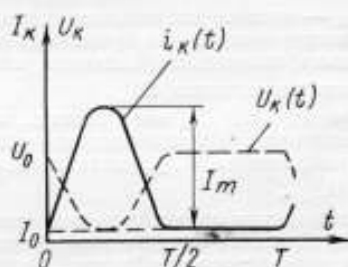


Рис. 4. Зависимость *i<sub>к</sub>(t)* и *U<sub>к</sub>(t)* для *U<sub>к</sub>* режима усиления класса *B*

Предельно допустимое значение температуры *p-n*-перехода, учитывающее возможность теплового пробоя *T<sub>п доп</sub>* для транзисторов различного типа различно. Для *p-n-p*-транзисторов из силаров, например, с учетом концентрационных эффектов, она не должна превышать 100° С. Однако при температурах, превышающих предельно допустимую *T<sub>п</sub>*, параметры самого транзистора могут настолько измениться, что он перестанет выполнять какую-либо из своих функций и устройство выйдет из строя. Для предотвращения этого явления в формуле (4) под *T<sub>п доп</sub>* следует понимать температуру, оговоренную *T<sub>п</sub>*.

Известно, что технические условия запрещают использовать транзистор в каких-либо совмещенных предельных режимах, например, при предельных напряжении и токе. Для более устойчивой работы его рекомендуется применять при предельном значении тока и пониженном напряжении, а не наоборот.

При расчете принципиальных электрических схем удобнее задаваться напряжением на коллекторе и рассчитывать ток коллектора, исходя из предельно допустимой мощности рассеивания транзистора.

Минимальное напряжение на коллекторе  $U_K$  ограничено особенностями начальных участков вольт-амперных характеристик полупроводникового прибора, а именно: падением коэффициента усиления по току по мере насыщения транзистора и, следовательно, появлением нелинейных искажений; падением сопротивления коллекторного перехода и увеличением его емкости, сопровождающимися ухудшением частотных свойств транзистора; низким уровнем шумов.

Максимальное значение  $U_K$  ограничено предельным значением напряжения на коллекторе, при котором происходит пробой  $p-n$ -перехода. В общем случае предельное значение напряжения коллектор—эмиттер  $U_{K-Э}$  меньше предельного значения коллектор—база  $U_{K-Б}$ . Эта разница, которая объясняется действием положительной обратной связи в транзисторе, достигает максимального значения при разрыве базовой цепи, т. е. при  $I_B = 0$  и  $R_B = \infty$ . В этом случае предельное значение напряжения  $U_{K-Э}$  может быть на 30 и даже более процентов меньше предельного значения напряжения  $U_{K-Б}$ . Это следует учитывать при расчете принципиальных электрических схем.

Действие обратной положительной связи в транзисторе можно ослабить и, следовательно, приблизить предельное значение напряжения коллектор—эмиттер к предельному значению напряжения коллектор—база введением отрицательной обратной связи. Этого можно достичь, например, включением в цепь эмиттера добавочного сопротивления  $R_3$ . Опыт показывает, что при

$$R_{вх} > 10R_3,$$

где  $R_{вх}$  — входное сопротивление транзистора;  $R_3$  — сопротивление в цепи базы, можно считать, что транзистор включен по схеме с общей базой и, следовательно, предельное значение напряжения  $U_{K-Э}$  равно предельному значению напряжения  $U_{K-Б}$ .

При  $R_3 > 10 R_{вх}$  надо считать, что транзистор включен по схеме с общим эмиттером, и тогда следует учитывать, что предельно допустимое значение напряжения  $U_{K-Э}$  значительно меньше предельно допустимого значения  $U_{K-Б}$ .

Минимально допустимое значение тока коллектора  $I_K$  ограничено величиной обратного тока коллекторного перехода  $I_{к0}$ . Для удовлетворительной работы транзистора необходимо, чтобы ток коллектора  $I_K$  превышал  $I_{к0}$  по крайней мере раз в десять. Кроме того, следует помнить, что в области малых токов (для маломощных транзисторов — до 0,8 — 1,5 ма, для мощных — до 10 — 15 ма) наблюдается наиболее резкая зависимость коэффициента усиления по току  $\beta$  от тока  $I_K$  и от поверхностных явлений, вследствие чего наблюдается и наиболее резкая зависимость его от температуры. При этом частотные свойства транзистора ухудшаются, но уровень шумов снижается.

Максимальная величина тока коллектора  $I_K$  ограничивается предельно допустимой мощностью, выделяемой транзистором и определяется формулами (13), (15) и (17) с учетом выражения (4).

В результате проведенных исследований можно сделать некоторые выводы.

1. В большинстве случаев основной причиной выхода полупроводниковых приборов из строя является тепловой пробой. Для увеличения надежности их при заданной мощности рассеивания необходимо улучшать условия охлаждения.

2. Предельная величина среднего выпрямленного тока диода определяется формулой (7).

3. Допустимая величина тока коллектора транзистора определяется формулами (13), (15) и (17) с учетом выражения (4). Напряжение коллектора транзистора  $U_K$  должно быть на 10—15% ниже предельного значения, указанного в ТУ.

4. Уменьшение сопротивления в цепи эмиттера  $R_3$  или увеличение сопротивления в цепи базы  $R_6$  сопровождается снижением коэффициента отрицательной обратной связи по току, увеличением коэффициента неустойчивости и снижением предельно допустимого значения напряжения коллектор—эмиттер.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Кричевский М. Э. Об одной из причин перегрева полупроводников диодов при увеличении частоты выпрямляемого напряжения. «Радиотехника и электроника», т. XI, вып. 10, «Наука», 1966.
2. Шифрин - Крыжалоцкий Ю. А., Митин В. С. Тепловая устойчивость транзисторов и надежность радиоэлектронной аппаратуры. «Советское радио», 1966.
3. Степаненко И. П. Основы теории транзисторов и транзисторных схем. Госэнергониздат, 1963.

Поступила в редакцию  
15.12. 1969 г.

УДК 531.71.019.3

Л. А. СЕМЕНОВ  
ВНИИМ

### ПОВЫШЕНИЕ НАДЕЖНОСТИ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВ ПУТЕМ КОРРЕКЦИИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ

Для автоматизированных измерений линейных размеров непрозрачных тел часто используют теневой метод с дискретным фотоэлектрическим съемом информации [1]. В этом случае измерительным органом является световая линейка (рис. 1), состоящая из равноотдаленных схемными ячейек. Каждая ячейка с последующими схемными элементами представляет собой элементарный измерительный канал. При измерении число затемненных светочувствительных элементов линейки соответствует размеру предмета в относительных единицах, поэтому в случае отказа одного из каналов происходит отказ всего измерительного органа. Вероятность безотказной работы всего измерительного органа за время  $t$  составит

$$P_N(t) = (1 - q_i)^N,$$

где  $q_i$  — вероятность отказа одной ячейки.

При значительном динамическом диапазоне измеряемой величины число фотоприемников велико, поэтому характеристики надежности измерительного органа в целом (например,  $P_N$ ) оказываются ниже необходимого уровня.

Предложенный способ позволяет существенно повысить надежность измерительного органа путем коррекции результатов измерения. При этом необходимо сделать следующие допущения: измерительные ячейки равнонадежны, поток отказов их является простейшим, отказы происходят внезапно, появление на выходе измерительной ячейки при ее отказе сигнала, аналогичного сигналам с выходов измерительных ячеек, находящихся при замере в затемненной зоне измерительного органа, практически достоверное событие.\*

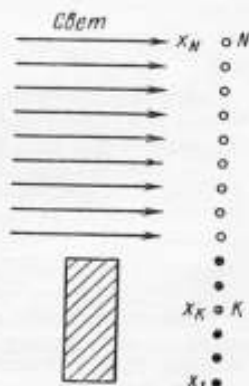


Рис. 1. Световая измерительная линейка

\* Согласно работе [1], это условие может быть реализовано рациональным построением схемы.

Тогда задача повышения надежности измерительного органа сведется к такому построению системы измерения, чтобы при последовательном просмотре измерительной линейки, например, снизу вверх, можно было бы определить границы ее информативной области и отсечь включения отказавших каналов. Границы затемненной области измерительной линейки можно определить, исходя из следующих рассуждений. Если  $q_i$  — малая величина, то отказ совокупности  $n$  соседних каналов — величина более высокого порядка малости. В связи с этим первую граничную точку информативной области измерительного органа можно найти с вероятностью  $1 - Q_n(t)$  как момент определения совокупности  $n$  информативных каналов. Вторую граничную точку находят при дальнейшем просмотре как момент определения неинформативной ячейки, тогда все последующие совокупности информативных каналов от 1 до  $n - 1$  следует отнести к числу отказавших.

Если принято, что измеряемая величина распределяется по равномерному закону, то при оценке надежности снизу вероятность безотказной работы измерительного органа для случая использования предложенного алгоритма будет

$$P_N(t) = 1 - Q_n(t),$$

где  $Q_n(t)$  — вероятность отказа соседних  $n$  измерительных каналов за время  $t$ . Так как

$$Q_n(t) = \frac{N - (n - 1)}{C_N^n} q_i^n = \frac{n!}{\prod [N - (n - i)]} q_i^n; \quad i = \overline{2, n}, \quad (1)$$

то окончательно

$$P_N(t) = 1 - \frac{n!}{\prod [N - (n - i)]} q_i^n; \quad i = \overline{2, n}; \quad n = \overline{2, k}, \quad (2)$$

где  $k$  — нижний предел динамического диапазона в относительных единицах.

Как видно из рис. 2, во всех случаях  $P_N(t) \geq P'_N(t)$ , причем с увеличением  $n$  растет и  $P_N(t)$ , а при определенных значениях  $P_i$  возможно  $P_N(t) > P_i$ , что невозможно при  $n = 1$ .

Приближенную оценку надежности измерительного органа можно получить, если представить расчетную схему в виде  $N - (n - 1)$  измерительных ячеек, каждая из которых имеет  $n - 1$  резервных.

Тогда на основании работы [2]

$$P_N(t) = [1 - (1 - P_i)^n]^{N - (n - 1)} \quad (3)$$

Поскольку такое повышение надежности измерительного органа аналогично поэлементному резервированию способом постоянного включения резерва, то предложенный алгоритм можно назвать логическим резервированием, а  $n$  — кратностью логического резервирования. Сравнительные расчеты по формулам (2) и (3) показали хорошую сходимость результатов предложенного способа.

Однако даже в случае логического резервирования при отказе одного измерительного канала, двух соседних и т. д. до  $n - 1$ , находящихся на границе информативной зоны измерительного органа, может произойти сбой в измерении. Вероятность сбоя, например, при отказе двух соседних измерительных каналов за время  $t$  будет

$$S_2(t) = \sum_{i=1}^l \frac{N-1}{C_N^2} q_i^2 \int_{i_i}^{i_{i-2}} f(l) dt; \quad j = \overline{k, N-1},$$

где  $f(l)$  — плотность распределения измеряемой величины. Вероятность сбоя



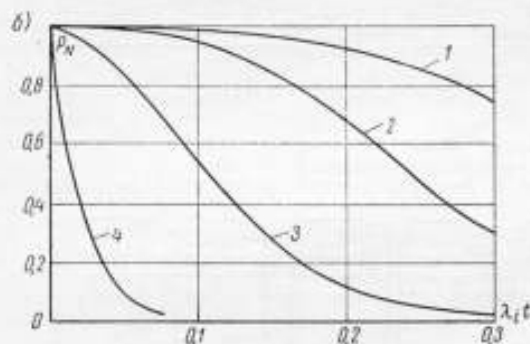
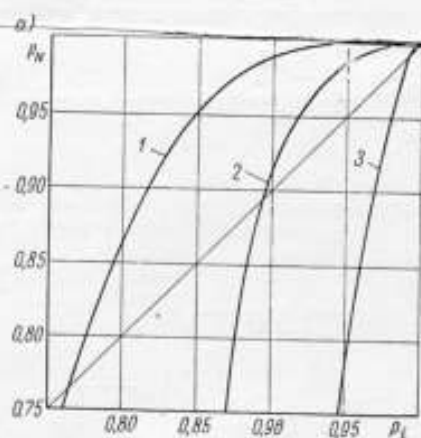


Рис. 2. Вероятность безотказной работы измерительной линейки  
 а) при  $N = 90$ ; б) при  $N = 70$  и различных кратностях логического резервирования: 1 - 4; 2 - 3; 3 - 2 и  $t = 1$  ( $N = 50$ )

в измерении для всего динамического диапазона можно определять по формуле (4)

$$S(t) = \sum_{\mu=1}^n \sum_{k=1}^l \frac{N(\mu-1)}{C_N^{\mu}} q_i^{\mu} \int_{\lambda_i}^{\lambda_i - \mu} f(t) dt; \quad \mu = \overline{1, n-1}; \quad j = \overline{k, N-\mu} \quad (4)$$

Для проведения абстрактного синтеза измерительного органа с логическим резервированием каждый канал представим в виде двоичной переменной

$$X = x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$$

Поскольку при большом числе переменных синтез затруднителен, введем в рассмотрение функцию

$$\tau_i = \begin{cases} 0 & t \neq 1 \\ 1 & t = 0 \end{cases} \quad (5)$$

и поставим в соответствие номер канала значению  $\tau_i$ . Тогда входные слова можно представить в виде рекуррентной булевой функции II рода [3].

Выражение оператора  $Z$ , корректирующего результаты замера, примет вид

$$Z = \bigvee_{j=1}^n \left[ \bigwedge_{i=1}^n Y(t-n+j-i) \right], \quad (6)$$

где

$$Y = \bigvee_{i=1}^N x_i \tau_i;$$

$$\tau_i = \begin{cases} 0 & t \neq i \\ 1 & t = i \end{cases} \quad t = \overline{1, N}$$

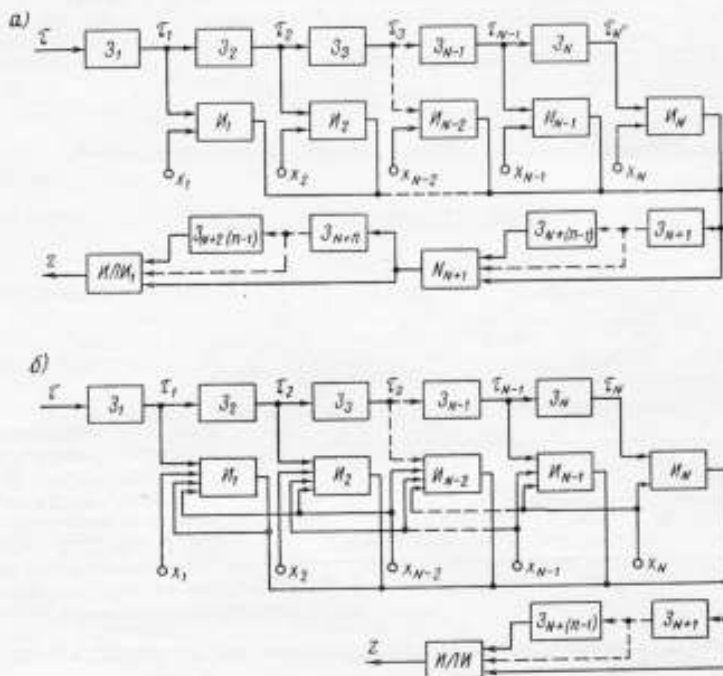


Рис. 3. Техническая реализация логического резервирования при схеме коррекции

а — в последовательном и б — параллельном кодах.  $Z$ ,  $N$ , ИЛИ — элементы: «задержка», «ин», «или».

Полученные выражения можно реализовать различными способами [4] — с коррекцией результатов измерения в параллельном или в последовательном коде (рис. 3).

Выбор способа реализации определяется принятой системой логических элементов.

Разработанный способ повышения надежности измерительного органа был использован при создании системы для автоматического определения линейных размеров круглого леса на продольных транспортерах Братского ЛПК. Эксплуатация системы подтвердила правильность теоретических предположений.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Семенов Л. А., Неуймин Я. Г., Иваннищев В. В. Устройство для замера линейных размеров непрозрачных движущихся тел. Авторское свидетельство № 226179. «Бюллетень изобретений», 1969, № 28.
2. Половко А. М. Основы теории надежности. «Наука», 1964.
3. Поспелов Д. А. Логические методы анализа и синтеза схем. «Энергия», 1964.
4. Семенов Л. А. Исследование и разработка системы повышенной надежности для автоматического определения линейных размеров движущихся непрозрачных тел. Автореферат диссертации. ЛИВТ, 1968.

Поступила в редакцию  
1.9. 1969 г.

УДК 621.318.435.3.019 : 681.2

Д. Д. КАПалОВ  
ВНИИМ

### О ПРИМЕНЕНИИ МАГНИТНЫХ УСИЛИТЕЛЕЙ ПОВЫШЕННОЙ НАДЕЖНОСТИ В ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВАХ

Измерительные усилители (предварительные и нормирующие) являются неотъемлемой частью современных измерительных приборов и решающим образом влияют на их метрологические и эксплуатационные характеристики.

Как показывает практика, наибольшие трудности возникают при необходимости прецизионного усиления сигналов, несущих измерительную информацию в диапазоне инфранизких частот (0 — 30 гц), так как в этих условиях особенно возрастают требования к стабильности и надежности устройства. Применение схем электронных усилителей (вакуумных и полупроводниковых) постоянного тока в этом случае затрудняется из-за дрейфа нуля. При стремлении же устранить дрейф нуля существенно усложняется схема, ухудшаются ее эксплуатационные характеристики и надежность.

Известно [1, 2], что в части стабильности характеристик, надежности и автономности известные преимущества имеют магнитные усилители постоянного тока, которые, к сожалению, в отечественной измерительной технике используются очень ограниченно.

Среди многочисленных схем магнитных усилителей наиболее перспективными являются компенсационные [2, 3], обеспечивающие высокое входное сопротивление и малый дрейф нуля. Принципиальная схема компенсационного усилителя напряжения на четырех средечниках с магнитной положительной обратной связью (обеспечивающей  $K_u \rightarrow \infty$ ) и отрицательной гальванической обратной связью по напряжению на сопротивлении нагрузки показана на рис. 1.

Пунктиром обозначен собственно усилительный элемент, содержащий дроссели насыщения с положительной обратной связью и при соответствующей настройке глубины обратной связи обеспечивающий  $K_u \rightarrow \infty$  (релейную характеристику «вход — выход»).

Блок-схема усилителя показана на рис. 2, эквивалентная схема — на рис. 3. Введя контурные токи  $I_1$ ,  $I_2$  и  $I_3$ , непосредственно для эквивалентной схемы можно записать

$$\begin{aligned} E &= I_1 R_1 + (I_1 - I_2) R_2; \\ 0 &= I_2 R_3 + (I_2 - I_1) R_2 + (I_2 - I_3) R_3; \\ E_p &= I_3 R_4 + (I_3 - I_2) R_4. \end{aligned} \quad (1)$$

Используя уравнение для усилителя

$$E_p = -K_u - a R_1 I_1 \quad (2)$$

и введя обозначение для напряжения на сопротивлении нагрузки

$$(I_1 - I_2) R_4 = U_n, \quad (3)$$

можно получить систему уравнений, позволяющую найти выражения для характеристики «вход — выход»  $U_n(E)$ . При этом токи  $I_1$  и  $I_2$  определяются соотношениями

$$\left. \begin{aligned} I_1 &= \frac{R_2 U_n + (R_2 + R_3) E}{R_1 R_2 + R_2 R_3 + R_1 R_3} ; \\ I_2 &= \frac{(R_1 + R_2) U_n + R_2 E}{R_1 R_2 + R_2 R_3 + R_1 R_3} . \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

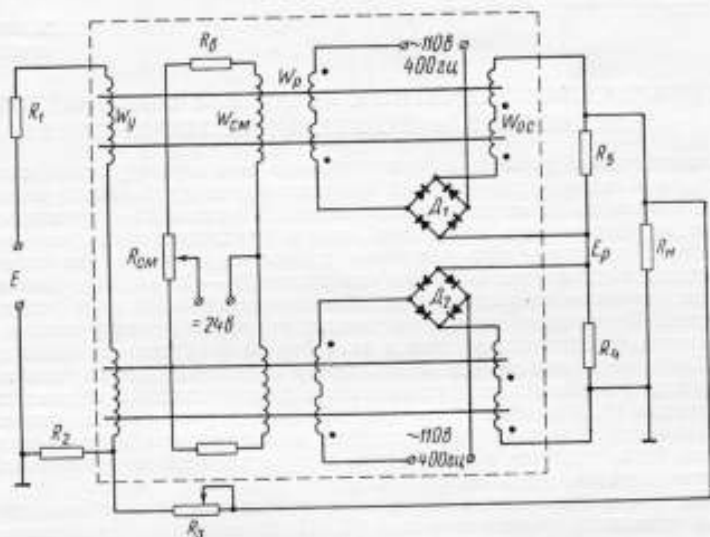


Рис. 1. Принципиальная схема компенсационного магнитного усилителя

$R_1$  — сопротивление в цепи обмотки управления  $W_1$ ;  $R_2$  и  $R_3$  — сопротивления отрицательной обратной связи;  $R_{см}$  — сопротивление в цепи обмоток смещения  $W_{см}$ ;  $W_D$  — рабочие обмотки;  $W_{ос}$  — обмотки положительной обратной связи;  $R_4$  и  $R_5$  — балластные сопротивления;  $R_n$  — сопротивление нагрузки;  $D_1$  и  $D_2$  — диодные мосты в цепи питания рабочих обмоток;  $R_6$  — балластное сопротивление в обмотке смещения.

а полное уравнение схемы примет вид:

$$\left[ K_{нa} R_1 R_2 + \frac{R_4 + R_5}{R_4} (R_1 R_2 + R_2 R_3 + R_1 R_3) + (R_1 + R_2) R_5 \right] U_n = - [K_{нa} R_1 (R_2 + R_3) + R_2 R_5] E. \quad (5)$$

Преобразовав выражение (5), можно определить коэффициент передачи схемы в целом

$$\frac{U_{\text{н}}}{E} = \frac{R_2 + R_3}{R_2} \cdot \frac{K_u \frac{aR_1R_2R_4}{(R_1R_2 + R_2R_3 + R_1R_3)(R_4 + R_5)}}{1 + \frac{aR_1R_2R_4}{(R_1R_2 + R_2R_3 + R_1R_3)(R_4 + R_5)} K_u} \cdot \frac{R_2R_4R_5}{K_u aR_1R_2R_4 + (R_1R_2 + R_2R_3 + R_1R_3)(R_4 + R_5) + (R_1 + R_2)R_4R_5} \quad (6)$$

Введя обозначение для масштабного коэффициента

$$M = \frac{R_2 + R_3}{R_2} \quad (7)$$

и перейдя к безразмерной форме записи, окончательно получим

$$\frac{U_{\text{н}}}{E} = M \frac{aK_u \frac{1}{\left[ M + \frac{R_2}{R_1}(M-1) \right] \left( 1 + \frac{R_5}{R_4} \right)}}{1 + aK_u \frac{1}{\left[ M + \frac{R_2}{R_1}(M-1) \right] \left( 1 + \frac{R_5}{R_4} \right)}} \cdot \frac{aK_u \frac{R_1}{R_2} + [(M-1)(R_1 + R_2) + R_1] \frac{R_4 + R_5}{R_4R_5} + \frac{R_1 + R_2}{R_2}}{1} \quad (8)$$

Выражение (8) характеризует функциональную схему, представленную на рис. 4.

Важнейшей характеристикой описываемого усилителя является входное сопротивление  $R_{\text{вх}} = E/I_1$ .

Из уравнений (4) и (8) найдем

$$R_{\text{вх}} = (R_1 + R_2)R_2[(M-1)(R_1 + R_2) + R_1] + K_u a \frac{R_1}{R_1 + R_2} \cdot \frac{R_4}{R_4 + R_5} \quad (9)$$

При  $aK \gg 1$  равенство

$$R_{\text{вх}} = \frac{R_1R_2}{2} aK_u \quad (10)$$

определяет эквивалентное входное сопротивление схемы.

Анализируя выражения (5) — (10) и функциональную схему усилителя, можно сделать следующие заключения:

1) коэффициент передачи магнитного операционного усилителя (при  $K_u \rightarrow \infty$ ) определяется только величинами резисторов делителя  $R_2$  и  $R_3$  в цепи отрицательной обратной связи;

2) полная статическая погрешность масштабного преобразования складывается из погрешности за счет отклонения от номиналов (технологических допусков) резисторов делителя  $R_2$  и  $R_3$ , погрешности повторителя с полной обратной связью и погрешности за счет непосредственного влияния входного сигнала на сопротивление нагрузки по цепи параллельной связи (вторая и третья составляющие стремятся к нулю при  $K_u \rightarrow \infty$ );

3) эквивалентное входное сопротивление схемы существенно превышает «физическое» сопротивление входной цепи и при  $K_u \rightarrow \infty$  также стремится к бесконечности.

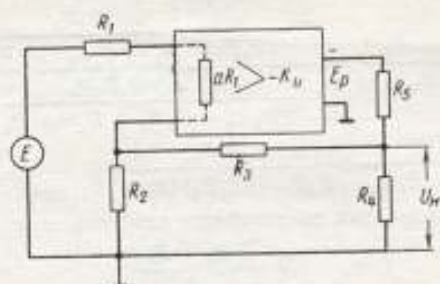


Рис. 2. Блок-схема усилителя

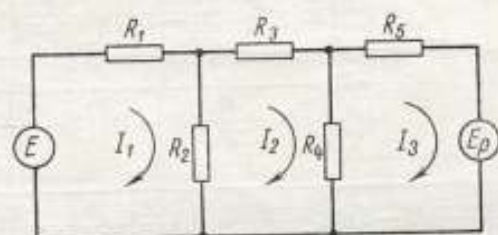


Рис. 3. Эквивалентная схема усилителя  
 $E_p$  — электродвижущая сила на выходе усилительного элемента в рабочей цепи

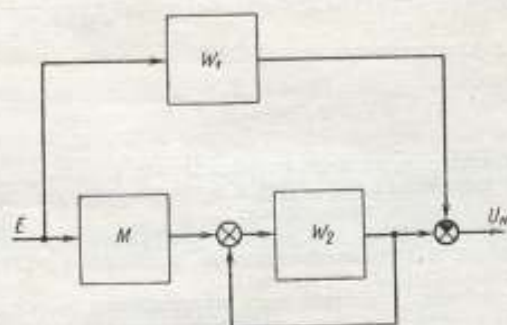


Рис. 4. Функциональная схема усилителя  
 $E$  — сигнал на входе усилителя

## ЛИТЕРАТУРА

1. Розенблат М. А. Магнитные усилители и модуляторы. Госэнергоиздат, 1963.
2. Гайгер В. А. Схемы магнитные усилителей. Госэнергоиздат, 1959.
3. Ноткин Ю. А. Магнитно-полупроводниковые усилители компенсационного типа. Сб. «Аналоговые магнитные элементы и электронные устройства». «Наука», 1968.

Поступила в редакцию  
1.9 1969 г.

УДК 621.317.7.001.5

В. П. РЕДКИНА

Краснодарский завод электроизмерительных приборов, А. Б. ТАТАНИЕВСКИЙ ВНИИМ

### К ОЦЕНКЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ СТАБИЛЬНОСТИ ЭЛЕКТРОИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРИБОРОВ

Как показывает практика, большинство отказов измерительной техники (до 70%) обусловлено постепенными изменениями ее рабочих параметров, вплоть до выхода их за допустимые пределы [1, 2].

Отказ измерительного прибора вследствие ухода значения одного или нескольких определяющих параметров за допустимые пределы называется постепенным отказом.

С метрологической точки зрения свойство измерительного прибора сохранять неизменными погрешности в течение длительного времени называется стабильностью. При оценке надежности электроизмерительных приборов в основном используют методы, дающие возможность учесть только внезапные отказы [3, 4]. Однако в ряде случаев при установлении оптимальных межповерочных интервалов (например, при эксплуатации образцовых средств измерений и т. д.) необходимо располагать сведениями о метрологической стабильности приборов, о тенденции и скорости изменения основных нормированных параметров в нормальных условиях эксплуатации и в зависимости от воздействия окружающих факторов.

Получение таких сведений затруднено тем, что изменение параметров измерительного прибора во времени является случайным процессом, зависящим, по крайней мере, от двух переменных: времени работы и изменения параметров элементов прибора. При этом возможны два способа получения характеристик случайной функции изменения погрешности во времени: фиксацией моментов отказов и до момента наступления отказа.

В лабораториях надежности ВНИИМ им. Д. И. Менделеева и Краснодарского завода электроизмерительных приборов проводились исследования методов оценки метрологической стабильности для обоих случаев.

В первом случае закон распределения времени безотказной работы приборов различных типов находился известными в статистике методами [5, 6]: по опытным данным о времени безотказной работы строилась эмпирическая кривая,

эмпирическая кривая выравнивалась по выбранной теоретической, сравнивалась эмпирическая и теоретическая кривые по критерию согласия.

Полученные данные позволили вычислить значения вероятности нахождения основных параметров, выражающих метрологические качества приборов в заданных технических условиях интервалах (табл. 1—4) [7].

Однако для многих приборов такая информация будет уже устаревшей, так как многие из них могут весьма долго работать безотказно.

Для этого случая одним из авторов разработан метод, являющийся, по сути дела, методом прогнозирования характеристик случайной функции изменения погрешности во времени [8].

**Значения вероятностей нахождения определяющих параметров  
в заданных пределах для электронизмерительных щитовых  
и переносных показывающих приборов**

Таблица 1

Приборы	Основная погрешность, %	Условия испытаний	Значения вероятностей
Измерительный механизм электромагнитной системы: трясковивибропрочное исполнение . . . . . конструкция опор на растяжках . . . . .  конструкция опор на кернах . . . . .	1,0	Работа в нормальных условиях в течение 250 ч . .	0,99—0,999
		Работа при температуре 50°С в течение 250 ч . .	0,90—0,99
		Хранение в нормальных условиях в течение 6 мес.	0,90—0,990
	1,5	Воздействие тряски и вибрации 0,5—10 м/сек <sup>2</sup> в течение 10—15 ч . . . . .	0,98—0,999
		Воздействие температуры 60°С и влажности 98% в течение 5 ч . . . . .	0,96—0,970
	1,5 2,5 4,0	Воздействие температуры —50°С в течение 10 ч	0,95—0,970
		Работа в нормальных условиях в течение 250 ч . .	0,97—0,999
		Работа при температуре 40—60°С в течение 250 ч	0,96—0,999
		Хранение в нормальных условиях в течение 6 мес.	0,90—0,980
		Воздействие тряски 30—70 м/сек <sup>2</sup> в течение 10—15 ч . . . . .	0,80—0,990
		Воздействие температуры 60°С и влажности 98% в течение 55 ч . . . . .	0,955—0,970
		Воздействие температуры от —40 до —50°С в течение 10 ч . . . . .	0,95—0,985

Таблица 2

**Значения вероятностей нахождения определяющих параметров  
в заданных пределах для электронизмерительных щитовых  
и переносных самопишущих приборов**

Приборы	Основная погрешность, %	Условия испытаний	Значения вероятностей
Измерительный механизм: магнитоэлектрической системы с интритримочным магнитом . . .	1,5	Работа в нормальных условиях в течение 250 ч . .	0,90—0,999
		Работа при температуре 35°С в течение 250 ч . .	0,88—0,985
	2,5	Воздействие тряски 30 м/сек <sup>2</sup> в течение 2—6 ч	0,95—0,990
		Воздействие температуры 50°С в течение 50 ч . .	0,93—0,995
		Воздействие температуры —40°С в течение 10 ч	0,90—0,995



Приборы	Основная погрешность, %	Условия испытаний	Значения вероятностей
ферродинамической системы . . . . .	1,5	Работа в нормальных условиях в течение 250 ч . . . . .	0,990—0,999
		Работа при температуре 35° С в течение 250 ч . . . . .	0,950—0,99
		Воздействие тряски 30 м/сек <sup>2</sup> в течение 2—6 ч . . . . .	0,980—0,990
		Воздействие температуры 50° С в течение 50 ч . . . . .	0,960—0,99
		Воздействие температуры —40° С в течение 10 ч . . . . .	0,950—0,99

Таблица 3

Значения вероятностей нахождения определяющих параметров в заданных пределах устройств для расширения пределов измерения электронизмерительных приборов

Устройство	Основная погрешность, %	Условия испытаний	Значения вероятностей
Шунты взаимозаменяемые	0,5	На стабильность; после пребывания при температуре, равной сумме предельной температуры перегрева и наибольшей допустимой рабочей температуры в течение 50 ч . . . . .	0,9999
		На стабильность; после пребывания при температуре, равной сумме предельной температуры перегрева и наибольшей допустимой рабочей температуры в течение 100 ч . . . . .	0,9997
		На стабильность; после пребывания при температуре, равной сумме предельной температуры перегрева и наибольшей допустимой рабочей температуры в течение 150 ч . . . . .	0,9870
		На стабильность; после пребывания при температуре, равной сумме предельной температуры перегрева и наибольшей допустимой рабочей температуры в течение 200 ч . . . . .	0,9400
		После изготовления . . . . .	0,9400
	0,5	Хранение в естественных условиях в течение 3 мес. . . . .	0,9800
		Хранение в естественных условиях в течение 7 мес. . . . .	0,9900
		Хранение в естественных условиях в течение 11 мес. . . . .	0,9980

Значения вероятностей нахождения определяющих параметров в заданных пределах для электронизмерительных приборов сравнения

Приборы	Основная погрешность, %	Продолжительность эксплуатации, годы	Значения вероятностей, не более
Потенциометры высокоомные постоянного тока класса точности 0,015	$150U - 0,5 \cdot 10^{-6}$	1	0,99950
		2	0,98570
		3	0,92640

Примечание:  $U$  — показания прибора в вольтах.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Арутюнов В. О., Козлов Б. И., Татиевский А. Б., Фридман А. Э. Проблема и специфика надежности измерительных устройств, «Измерительная техника», 1969, № 3.
2. Татиевский А. Б. Учет постепенных отказов при расчетах надежности электронизмерительных приборов. Сб. «Надежность электронизмерительных приборов», М., ОНТИПрибор, 1967.
3. ГОСТ 13216—67 «Государственная система промышленных приборов и средств автоматизации. Надежность. Общие технические требования и методы испытаний». Изд-во стандартов, 1967.
4. ОПП 693 ООИ—66. Отраслевая норма приборостроения «Приборы электронизмерительные. Основные нормы и методы испытаний на надежность». ВНИИЭП, 1966.
5. РТМ 44—62 «Методика статистической обработки эмпирических данных». Изд-во стандартов, 1963.
6. Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. «Наука», 1965.
7. Riedkina W. Metody i wyniki badan' laboratoryjnych i oceny nierawnodoci elektrycznych przyrzadzow pomiarowych. PAK, 1968, NP4.
8. Татиевский А. Б. Прогнозирование нестационарных процессов износа электронизмерительных приборов. Тезисы докладов Первой республиканской конференции по надежности средств вычислительной техники и автоматики, Северодонецк, 1969.

Поступила в редакцию  
30.9. 1969 г.

УДК 621.317.7.089.6

Л. И. ЗАКАШАНСКИЙ  
ВНИИ

### ОБ ОДНОЙ ЗАДАЧЕ, ВОЗНИКАЮЩЕЙ ПРИ МАССОВОМ ОБСЛУЖИВАНИИ ПРИБОРОВ В ПОВЕРОЧНЫХ ЛАБОРАТОРИЯХ

В настоящее время в метрологии все шире используются теоретические достижения других наук. В результате появляются не только новые, более точные средства и методы измерений, но и исследуются возможности применения методов повышения надежности в отношении как разнообразных измерительных устройств, так и отдельных звеньев метрологической службы и всей системы госнадзора за состоянием измерительной техники. В частно-

сти, проводятся всесторонние исследования организации работы одного из важнейших звеньев метрологической службы — поверочных лабораторий. Предметом изучения становятся оптимальные условия функционирования, перегрузки и другие факторы, влияющие на результаты работы лабораторий. В качестве перегрузок, в целом отрицательно воздействующих на надежность такой системы, в данном случае могут рассматриваться очереди приборов, ожидающих проверки. В поверочных лабораториях обслуживание поступающих измерительных приборов часто сопровождается скоплением их в очередях. В других случаях наблюдаются вынужденные простои поверителей и поверочных установок из-за отсутствия в лаборатории необслуживаемых каналов. Задача нахождения оптимальной пропускной способности поверочной лаборатории путем определения наимыгоднейшего числа поверочных установок и рациональных режимов их использования может быть решена с помощью методов теории массового обслуживания.

В литературе [1 — 3] отражено несколько реальных ситуаций, в которых задача оптимальной пропускной способности обслуживающих средств решена с помощью таких методов. При этом, как правило, оптимальное число обслуживаемых каналов определяется для систем массового обслуживания (СМО) с простейшими (стационарными пуассоновскими) входящими потоками, показательным распределением времени обслуживания и обычной дисциплиной ожидания и обслуживания.

Изучение качественных предпосылок, исследование схем обслуживания и анализ статистических данных, полученных в поверочных лабораториях ВНИИК, свидетельствуют о том, что поверочная лаборатория как СМО имеет не только сходство, но и принципиальные отличия от указанных систем. В частности, отличительным свойством, в определенной мере затрудняющим использование известных методов теории массового обслуживания, служит то обстоятельство, что в некоторых лабораториях часть однородных приборов поступает на поверочные установки, выполняющие роль специализированных каналов, а другая часть — на установки, служащие универсальными каналами [4]. Устранить возникающие в связи с этим трудности в использовании готового математического аппарата можно только в результате решения некоторых частных задач, отражающих специфику массового обслуживания в поверочных лабораториях.

Примером поверочной лаборатории с неоднородными установками, рассматриваемой в качестве СМО, каналы которой имеют различную дисциплину обслуживания, может служить лаборатория проверки электронизмерительных приборов ВНИИК. В частности, амперметры и вольтметры (однородные приборы) здесь направляют для обслуживания не только на специализированные установки, предназначенные исключительно для этих приборов, но и на установку УПМ—1 при недогрузке ее ваттметрами. Последние же поверяются только на этой (универсальной) установке. По принципу неоднородных каналов работают также две установки для проверки мостов постоянного тока. На одной из них можно поверять как отечественные, так и импортные приборы; на другой — только отечественные, поток которых более интенсивен.

Рациональное функционирование поверочной лаборатории как СМО, заключающееся в достаточно высокой загрузке поверочных установок при возможно меньшем среднем времени ожидания приборов, достигается не только правильным выбором количества установок, но и целесообразным режимом их загрузки. Иногда этого режима можно достигнуть за счет определенной дисциплины ожидания в условиях СМО с каналами одинаковой доступности [5, 6]. В данном случае представляет интерес выбор эффективного режима загрузки каналов, имеющих различную дисциплину обслуживания.

Выбор оптимального режима загрузки специализированных и универсальных каналов, находящихся в одной СМО, сводится к определению правила одностороннего перехода из очереди в очередь. В зависимости от преследуемых целей оно обеспечивает либо равенство среднего времени простоев всех установок системы не зависимо от их доступности, либо равенство сред-

него времени ожидания всех приборов не зависимо от степени их однородности, либо минимум суммарных потерь от ожидания приборов и простоев установок.

Для решения поставленной задачи наибольшую длину очереди приборов, поступающих на специализированные установки, следует ограничить так, чтобы все приборы сверх этой длины поступали на универсальные установки и между обеими средними очередями поддерживалось определенное соотношение. Тогда группу специализированных установок можно рассматривать как СМО с ограниченной очередью, а группу универсальных установок — как СМО с ожиданием и входящим потоком, плотность которого складывается из плотности поступления приборов второго рода и плотности переходов из первой очереди во вторую.

Пользуясь формулами из [7], можно получить выражение для вероятности перехода приборов, которые не приняты к обслуживанию на специализированных установках из-за ограничения длины первой очереди, в очередь у универсальных установок

$$P_{n+m} = \frac{\frac{\alpha^n}{n!} \left(\frac{\alpha}{n}\right)^m}{\sum_{k=0}^m \frac{\alpha^k}{k!} + \frac{\alpha^n}{n!} \sum_{i=1}^m \left(\frac{\alpha}{n}\right)^i} \quad (1)$$

где  $n$  — количество специализированных установок в системе;  $m$  — предельная длина очереди у специализированных установок;  $\alpha$  — отношение параметра поступления  $\lambda_1$  (средней плотности входящего потока приборов) к параметру обслуживания  $\mu_1$  (средней пропускной способности поверочной установки) для специализированных установок; при этом  $0 < k < n$  и  $1 < i < m$ .

Приравняв среднее время простоев одной специализированной и одной универсальной установки, находим значение предельной длины очереди у специализированных установок, решая следующее уравнение относительно  $m$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=0}^m P_k (n-k) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^N Q_k (N-k), \quad (2)$$

где  $P_k$  — вероятность того, что из общего числа  $n$  специализированных установок обслуживанием приборов занято  $k$ ;  $Q_k$  — вероятность того, что из общего числа  $N$  универсальных установок обслуживанием приборов занято  $k$ .

Выполнение правила перехода из очереди в очередь, определяемого полученным значением  $m$ , обеспечивает равномерную загрузку всех установок, т. е. одинаковое среднее время простоев каждой установки данной системы.

Разделив среднюю длину очередей (выражение которых также содержит  $m$ ) на плотности соответствующих входящих потоков, можно получить среднее время ожидания [3]. Из условия равенства среднего времени ожидания приборов вытекает второй способ определения наибольшей допустимой длины очереди у специализированных установок

$$\frac{l_1}{\lambda_1} = \frac{l_2}{\lambda_2 - \lambda_1 P_{n+m}}, \quad (3)$$

где  $l_1$  и  $l_2$  — средняя длина очереди соответственно у специализированных и универсальных установок;  $\lambda_2$  — количество приборов, поступающих в единицу времени на универсальные установки.

В результате такого ограничения длины первой очереди может быть реализован режим, направленный на получение одинакового среднего вре-

меня ожидания для приборов различных типов, обслуживаемых в системе специализированных и универсальных поверочных установок.

В преимуществах схемы с универсальными установками в сравнении со схемой, включающей только специализированные установки, нетрудно убедиться, сопоставив сумму среднего времени ожидания приборов, поступающих на поверку в обе группы установок. Если каждая группа установок обслуживает свою очередь изолированно (как специализированная СМО), то при тех же параметрах поступления и обслуживания значение суммы средних времен ожидания обычно заметно превышает ее величину, подсчитанную для лаборатории, имеющей, кроме специализированных, и универсальные поверочные установки.

Наиболее комплексным с точки зрения рациональности функционирования поверочной лаборатории как СМО является правило перехода, обеспечивающее минимум общих потерь от ожидания приборов и простоев установок. Способ нахождения предельной длины очереди у специализированных установок, которая бы обеспечивала выполнение данного режима, требующий знания стоимости потерь от ожиданий и простоев [8], исходит из минимизации  $\Phi$  — функции потерь

$$\Phi = K \left( \frac{I_1}{\lambda_1} + \frac{1}{\mu_1} + \frac{I_2}{\lambda_2 + \lambda_1 P_{n+m}} + \frac{1}{\mu_2} \right) C_1 + \left[ C_2' \sum_{k=0}^n P_k (n-k) + C_2'' \sum_{k=0}^N Q_k (N-k) \right] T_p, \quad (4)$$

где  $K$  — количество приборов указанных двух типов, поступающих в лабораторию за год;  $\frac{1}{\mu_2}$  — средняя продолжительность поверки прибора на универсальной установке;  $C_1$  — стоимостный параметр пребывания приборов в лаборатории;  $C_2'$  и  $C_2''$  — стоимостные параметры простоев специализированной и универсальной установки соответственно;  $T_p$  — количество дней в году, в течение которых работают установки.

По приведенным формулам для реальных условий работы лаборатории по поверке электроизмерительных приборов ВНИИК выполнен ряд числовых расчетов [4], которые иллюстрируют способы определения  $m$  для различных указанных правил загрузки.

Таковы возможные режимы загрузки приборами разноступенчатых установок, направленные на обеспечение рациональной и надежной работы поверочной лаборатории.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Гнеденко Б. В., Зубков М. Н. Об определении оптимального числа причалов. «Морской сборник», 1964, № 6.
2. Lee A. M. Applied queueing theory. London, «Macmillan», 1966.
3. Кофман А. Методы и модели исследования операций. «Мир», 1966.
4. Немировский А. С., Калякин Б. К., Закашанский Л. Н. О системе массового обслуживания, содержащей каналы с различной дисциплиной обслуживания. «Экономика и математические методы», 1969, т. V, № 2.
5. Krishnamoorthi B. On the concept of EIFOV in queues. «Operations Research», 13, 1965, N 3.
6. Koenigsberg E. On jockeying on queues. «Management Science», 12, 1966, N 5.
7. Гнеденко Б. В., Коваленко И. Н. Введение в теорию массового обслуживания. «Наука», 1966.

8. Закашанский Л. Н. Критерии эффективности работы поверочных лабораторий как систем массового обслуживания. «Измерительная техника», 1969, № 8.

Поступила в редакцию  
10.9. 1969 г.

УДК 681.2 : 331.015.1

*Л. С. ГУДЫРЯ, В. И. ДАНИЛЯК, В. К. ОШЕ*  
ВНИИС

## ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ ФАКТОР И НАДЕЖНОСТЬ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВ

Большинство современных измерительных устройств (как приборов, так и инструментов) рассчитано на взаимодействие с человеком. Естественно, что проблема согласованности работы измерительного устройства и человека (оператора) представляет интерес при исследовании роли человеческого фактора в конструкциях измерительных устройств. Эта проблема включает широкий круг вопросов, касающихся оптимального синтеза системы человек — техническое устройство — среда воздействия. Оптимальность таких систем определяется точностью, надежностью, производительностью систем и степенью утомляемости оператора в таких системах.

Измерения состояния таких систем часто сопровождаются такими продолжительными процессами, как поиск и слежение, поэтому комплекс вопросов человеческого фактора целесообразно изучать применительно к измерительным устройствам всех классов и назначений.

Требования человеческого фактора к качеству технического устройства прежде всего определяются комплексом анатомических, физиологических, психофизиологических и психологических характеристик человека. Учет этих характеристик при конструировании технических устройств обуславливает оптимальную деятельность системы человек — техническое устройство.

Требования человеческого фактора, или эргономические требования к измерительным устройствам всех классов, разрабатываются на основе эргономической характеристики человека. Известно, что успешная трудовая деятельность человека возможна только при определенных условиях внешней искусственной среды — интерьера, в котором находится рабочее место; необходимы также определенные метеорологические условия (температура, влажность, циркуляция воздуха и т. д.), освещение, минимум вредоносных факторов (шум, вибрация, излучение и т. п.), удобная рабочая поза и т. д.

Определенные пределы имеет разрешающая способность глаза, зона досягаемости рук, скорость считывания информации. Каждая из этих характеристик имеет оптимальные значения, которые необходимо учитывать при конструировании измерительной аппаратуры. В отражении оптимальных значений анатомических, физиологических и психологических характеристик человека в конструкции измерительных устройств заключается смысл эргономических требований, так как только в этом случае будет достигнута оптимальная согласованность человека и средств измерений, что обеспечивает надежную и эффективную работу системы.

Для того чтобы достигнуть оптимального соответствия характеристик прибора и человека, необходимо решить ряд начальных научно-практических задач. Одной из них является классификация эргономических требований и внедрение их в техническую конструкторскую документацию типа методических указаний и стандартов на технические требования к измерительной аппаратуре. Стандарты на требования эргономики должны, по-видимому, включать в себя ряд терминологических стандартов, устанавливающих единообразие используемой терминологии в области эргономики применительно к конструированию измерительной аппаратуры. Необходимы также стандарты на номенклатуру эргономических показателей качества

и способы их оценки, а также единая методика оценки качества контрольно-измерительной аппаратуры с позиций эргономики.

В основе классификации эргономических требований в стандартах и других нормативных документах должны лежать основные анатомические, физиологические, психофизиологические и психологические характеристики человека. Таким образом, комплекс эргономических требований к техническим параметрам контрольно-измерительных приборов будет состоять из следующих частных требований: гигиенических, антропометрических, психофизиологических и психологических.

Рассмотрим эргономические требования в зависимости от их значения в обеспечении жизнедеятельности и работоспособности человека.

Гигиенические требования направлены на соблюдение норм метеорологической среды и ограничение действий вредоносных факторов внешней среды. Такими факторами могут оказаться чрезмерный шум, вибрация, вредные газы и неприятные запахи, выделяемые прибором при работе, повышенная радиация и чрезмерное перегревание прибора. Сюда же следует отнести травмирующие и токсичные части прибора, опасное для здоровья электрическое напряжение на корпусе и лицевых частях прибора и т. д. Допустимые пределы большинства перечисленных вредоносных факторов регламентированы в санитарно-гигиенических нормативах СН-245-63.

Эти требования содействуют удовлетворению важнейших биологических потребностей организма, без чего деятельность человека будет протекать на крайне низком уровне или станет невозможной. При этом вредоносные факторы и сверхсильные раздражители внешней среды действуют на организм на всех уровнях — анатомическом, физиологическом и психологическом. Так, например, гигиенический фактор блескости стекла прибора в такой степени влияет на утомляемость глаз оператора и в конечном счете на качество считывания показаний прибора, что никакое улучшение формы шкалы или цифровки не может повысить надежность считывания.

Антропометрические требования обеспечивают физиологически рациональную позу, способствующую наиболее эффективному выполнению работы человеком и предохраняющую его от излишней утомляемости.

Они предусматривают оптимальное соответствие размеров, расположения и формы органов управления приборов размерам и форме руки человека. Помимо органов управления, такие же требования могут быть предъявлены и к различным ручкам для транспортировки измерительного устройства. Эти требования способствуют удовлетворению физиологических функций организма, являющихся низшими по отношению к психическим и тем самым более значительными для обеспечения жизнедеятельности организма.

Психофизиологические требования включают в себя требования как физиологического, так и психологического характера. Они обеспечивают условия для эффективного функционирования анализаторов человека, наиболее активно участвующих в процессе работы с прибором. За счет оптимальной согласованности конструктивных параметров прибора с характеристиками анализаторов человека достигается максимальная эффективность системы человек — измерительное устройство. Учет психофизиологических закономерностей работы зрительного, слухового и кожно-двигательного анализаторов позволяет создать более рациональные конструкции измерительных приборов. В процессе трудовой деятельности обычно участвуют зрительный, слуховой, тактильный и кинестетический анализаторы, поэтому требования к приборам должны быть направлены на оптимизацию деятельности этих анализаторов.

Требования зрительного анализатора должны обеспечивать нормальную работу глаза, способствовать быстрому и точному восприятию зрительной информации и минимальной утомляемости при длительной работе. Эти требования предусматривают соответствие параметров освещенности, размера, формы, контраста и цвета лицевой части прибора нормам зрительного восприятия человека.

Слуховые требования должны обеспечивать оптимальные значения высоты, тембра и громкости звуковых сигналов. При выполнении этих требо-

ваний звуковые сигналы становятся хорошо слышимыми, не вызывают стрессовых состояний у человека и в то же время активизируют его деятельность.

Обязательные требования особенно важны при выполнении действий без зрительного контроля. Они направлены на создание условий для эффективного выполнения действий наощупь. Это особенно важно в тех случаях, когда зрение занято какой-либо другой важной работой и манипуляции с органами управления проводятся без зрительного контроля.

Биомеханические требования должны определять оптимальные характеристики физических движений и усилий, прилагаемых человеком в процессе работы с различными приборами, с целью повышения эффективности трудовых действий при минимальном физическом утомлении человека. Чтобы создать оптимальные условия для совершения движений, необходимо обеспечить оптимальное расположение органов управления и оптимальные траектории движений. В конструкциях некоторых приборов необходимо также учитывать, с какой скоростью придется выполнять те или иные манипуляции с органами управления, и подобрать скорость выполнения движений, близкую к оптимальной, наиболее приемлемой для человека. Следует также подобрать оптимум усилий, прикладываемых человеком к органам управления. Числовые значения оптимальных пространственных, скоростных и силовых характеристик человека известны из многочисленных физиологических и психологических исследований. Без реализации психофизиологических требований информация об объекте управления не может быть получена человеком или в лучшем случае будет получена с искажениями. Эффективные управляющие действия также не могут быть осуществлены или будут осуществляться неправильно. При этом вся деятельность будет дезорганизована.

Психологические требования к измерительным устройствам определяют соответствие конструкции прибора и специфики измерений психическим возможностям и особенностям человека. Для этого необходимо обеспечить оптимальные условия для психической деятельности человека, проявляющейся в таких функциях, как восприятие, внимание, память, навыки и т. д. Сюда, конечно, необходимо включить также процессы мышления, всегда присутствующие в трудовой деятельности, но из-за трудности сформулировать требования к оптимальной мыслительной деятельности мы не вводим их в общие психологические требования. Следует лишь заметить, что эффективное мышление все же можно косвенно обеспечить, если предоставить оператору достаточное время для принятия решения, снабдить его всей необходимой информацией, устранить отвлекающие сигналы и создать зону комфортных условий.

Определим частные психологические требования рациональных навыков, оптимального внимания, восприятия и памяти. Требования рациональных навыков обеспечивают учет и соблюдение в конструкциях приборов рациональных стереотипных физических и умственных действий человека, выработанных в результате длительной производственной практики. К ним, например, относятся действия по включению и выключению приборов, осуществляемые вполне определенным стереотипным движением сверху — вниз (моторный навык), чтение надписей слева — направо, а не сверху вниз (сенсорный навык), соответствие движений ручки управления и стрелки индикатора. Выполнение этих требований в конструкциях самых разнообразных приборов способствует более надежной, безошибочной и безаварийной работе.

Требование оптимального восприятия предусматривает использования его закономерностей и особенностей в конструкциях приборов и рациональную организацию действий человека. Наиболее распространенным способом оптимизации условий восприятия является оптимальная пространственная, временная и смысловая организация потока информации, поступающей к оператору. Соблюдение требований оптимального восприятия в контрольно-измерительных устройствах позволит повысить качество этих устройств, а также эффективность трудовой деятельности человека.

Составной частью этих требований является обеспечение оптимального восприятия пространства и времени. Требование оптимальности пространст-



венного восприятия обеспечивается путем соблюдения оптимальных значений формы, удаленности, движения, положения сигнала и т. д. Под требованием оптимальности временного восприятия понимают оптимальную скорость подачи информации, т. е. учет и соблюдение временных параметров протекания психических процессов и, в соответствии с этим, согласованность временных характеристик и темпов выполнения работы с психическими возможностями человека. Имеется в виду, что скорость подачи информации, частота следования каких-либо сигналов, время поиска и принятия решения, а также время, необходимое для выполнения управляющих воздействий, не будет близко к экстремальным значениям человеческих возможностей по реагированию на сигналы, а будет приближаться к оптимальной скорости реакции человека. В противном случае из-за дефицита времени у оператора возникнет неуверенность в правильности принятых решений, он будет пропускать часть информации, могут возникнуть стрессовые состояния и полная дезорганизация деятельности. Подобное состояние возникает даже при простых двигательных реакциях в ответ на сигналы, следующие друг за другом чаще чем через 0,5 сек. Это происходит из-за наличия психологической рефракторной фазы, которая характеризует скорость обработки сигнала центральной нервной системой человека. Особенно важно соблюдать требования оптимальной скорости подачи информации в сложных контрольно-измерительных комплексах, где человек испытывает значительные психические нагрузки и где часты ситуации острого дефицита времени.

Требование оптимального внимания означает обеспечение условий, поддерживающих высокий уровень устойчивости внимания человека в трудовых процессах.

Устойчивого внимания можно достигнуть за счет оптимального разнообразия деятельности человека, рациональной организации рабочего места и устранения отвлекающих раздражителей. При выполнении этих требований снижается количество ошибок и аварий, повышается надежность системы человек — измерительное устройство.

Требование оптимальной памяти предусматривает оптимальные условия для ее функционирования. Это достигается в основном за счет учета возможностей оперативной памяти и учета возможностей предъявления человеку вполне определенного количества информации для запоминания, чтобы он мог эффективно оперировать этой информацией без риска забыть ее. Оперативной памятью называется память, которая непосредственно включена в данную деятельность и обслуживают ее. Информация при этом, как правило, запоминается только на время выполнения какой-либо конкретной операции и по окончании ее почти полностью забывается. Объем оперативной памяти составляет в среднем около семи оперативных единиц. Оптимальные условия запоминания особенно важны для сложных управляющих систем (пульт железнодорожного или авиационного диспетчера). Типичной задачей, которую решает оператор с привлечением оперативной памяти, когда объем оперативной информации зависит от оперативной памяти оператора, является мысленное выстраивание управляемых объектов с их разнообразными характеристиками в очередь для обслуживания. При этом обычно даже самые опытные операторы более чем с семью—восемью объектами оперировать не в состоянии. Нарушение оптимальных условий запоминания может привести к частичной или полной дезорганизации деятельности человека.

В заключение можно сказать, что комплексное соблюдение эргономических требований предопределяет эргономический уровень качества измерительных устройств и соответственно уровень эффективности их взаимодействия с оператором. Определение уровня качества любого измерительного устройства или комплекса включает изучение надежности его в системе с оператором.

Выше уже говорилось о том, что для анализа качества измерительного комплекса необходимо изучить эргономические показатели этого комплекса или устройства. На основании анализа современной отечественной и зарубежной литературы по инженерной психологии, объекты эргономического исследования можно разбить на следующие подгруппы, которые в той или

	Санитарно-гигиенические требования						Антропометрические требования оптимальности		Психологические требования оптимальности		
	оптимальности			минимальности			размера, формы, веса	чашков	восприимчив	запоминанию	
	освещенности	температуры, влажности, давления	запыленности	загазованности	излучения шума	инфракрасной					
Эргономические подгруппы элементов конструкции измерительных устройств	++	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Рабочее место оператора Панели информаций Индикаторы, сигнализаторы Циферблаты, указатели, стрелки и т. п. Однорядка, надписи, кодовые и буквенные обозначения Ручки, рукоятки, кнопки, клавиши и т. п.	++	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+

Продолжение

	Физиологические и психофизиологические требования оптимальности										
	зрительные					слуховые		осязательные		биомеханические	
	формы различия	размера по углу зрения	пространственного положения	контрастности	цвета	высоты сигнала	громкости сигнала	формы различия	пространственного положения	скоростных характеристик	условий
Эргономические подгруппы элементов конструкции измерительных устройств	++	+	+	++	++	+	+	+	+	+	+
Рабочее место оператора Панели информаций Индикаторы, сигнализаторы Циферблаты, указатели, стрелки и т. п. Однорядка, надписи, кодовые и буквенные обозначения Ручки, рукоятки, кнопки, клавиши и т. п.	++	+	+	++	++	+	+	+	+	+	+

ной мере могут входить в конструкцию измерительного комплекса или устройства: рабочее место оператора-измерителя, панели информации, индикаторы и сигнализаторы, циферблаты и указатели (стрелки и пр.), одифровка надписи, кодовые и безтекстовые обозначения, ручки, рукоятки, кнопки, клавиши.

Каждая из последующих подгрупп может входить как комплектующий элемент в предыдущие группы, однако эргономические требования к этим подгруппам могут предъявляться в различной номенклатуре (см. таблицу). Наличие этих подгрупп позволит рассматривать конструкции измерительных устройств как объект эргономической стандартизации.

Целесообразно разработанная классификация измерительных комплексов, устройств, приборов и инструментов дает возможность в каждой группе такой классификации выделить подгруппы объектов эргономической стандартизации, а значит, и предъявлять соответствующие эргономические требования к конструкции измерительного устройства и выявлять его эргономические показатели качества.

Приведенная таблица не претендует на полное представление о номенклатуре эргономических требований к конструкциям измерительных устройств, однако здесь в общих чертах изложен методический подход к установлению эргономических требований и показателей качества, определяющих надежность измерительной техники при ее взаимодействии с оператором.

Поступила в редакцию  
10.9.1969 г.

УДК 621.317.7.019.3.004

*В. Ф. ЧЕРНЯТЧИК*  
ВНИИМ

### **О СИСТЕМЕ СБОРА ИНФОРМАЦИИ ОБ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ ОБРАЗЦОВЫХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ**

Сохранение во времени необходимой точности передачи значений единиц от эталонов рабочим мерам и измерительным приборам зависит от надежности образцовых средств измерений, входящих в поверочную схему. Однако при отборе, аттестации и поверке образцовых средств измерений не оценивается уровень надежности; межповерочные интервалы прогнозируются и устанавливаются без учета фактической надежности мер и приборов [1], хотя по-существу они являются интервалами прогнозируемой безотказной работы; не анализируется стабильность метрологических характеристик образцовых средств измерений в эксплуатации с учетом интенсивности и условий применения.

Из-за отсутствия информации о надежности повсрочные лаборатории укомплектовываются образцовым оборудованием неустановленной надежности, что затрудняет расчет оптимального числа поверочных установок для своевременного и качественного контроля средств измерений.

Выборочные круговые сличения образцовых средств измерений для контроля их метрологического состояния в интервалах между поверками малоэффективны [2].

Все это требует разработки и внедрения в практику метрологии системы сбора, учета и обработки информации об эксплуатационной надежности различных видов образцовых средств измерений. Такая система позволит вести организованное статистическое исследование надежности образцовых средств измерений, получать и обрабатывать данные для создания, применения и усовершенствования этих средств с учетом надежности.

Система сбора информации должна удовлетворять следующим требованиям:

1) входить в систему управления надежностью образцовых средств измерений, так как конечная цель сбора информации — получение сведений для принятия решений по обеспечению и повышению надежности;

2) учитывать следующую специфику применения образцовых средств измерений:

структурными элементами поверочной схемы [3] являются соподчиненные образцовые средства измерений, что обуславливает системный подход к изучению и оценке их надежности; должна оцениваться надежность элементов такой системы и надежность передачи размера единицы рабочим средствам измерений;

в отличие от рабочих средств измерений они проходят технологический этап отбора и аттестации, что целесообразно использовать для оценки надежности в предэксплуатационный период;

использование небольшими партиями в территориально разбросанных организациях государственного и ведомственного надзора, многообразие типов и неоднородность их по срокам изготовления;

сравнительно высокая надежность, вследствие чего сбор данных может проводиться в условиях отсутствия отказа; получение информации прогнозного характера позволяет оперативно влиять на разработку, изготовление и эксплуатацию средств измерений;

уникальность образцовых средств измерений высших разрядов ограничивает возможность использования статистических методов сбора и обработки информации;

3) создаваться в системе органов метрологической службы во главе с метрологическим институтом, обеспечивающим единство измерений на закрепленной территории; в системе осуществляется создание, хранение, применение и усовершенствование эталонов и образцовых средств измерений, полностью реализуются поверочные схемы;

4) сбор данных должен проводиться при отборе, аттестации, периодических поверках, эксплуатации и ремонте образцовых средств измерений; такая комплексная информация будет содержать все сведения, необходимые для количественной и качественной оценки надежности образцовых средств измерений;

5) при изучении надежности может быть применен метод как сплошного, так и выборочного наблюдения в зависимости от распространенности средств;

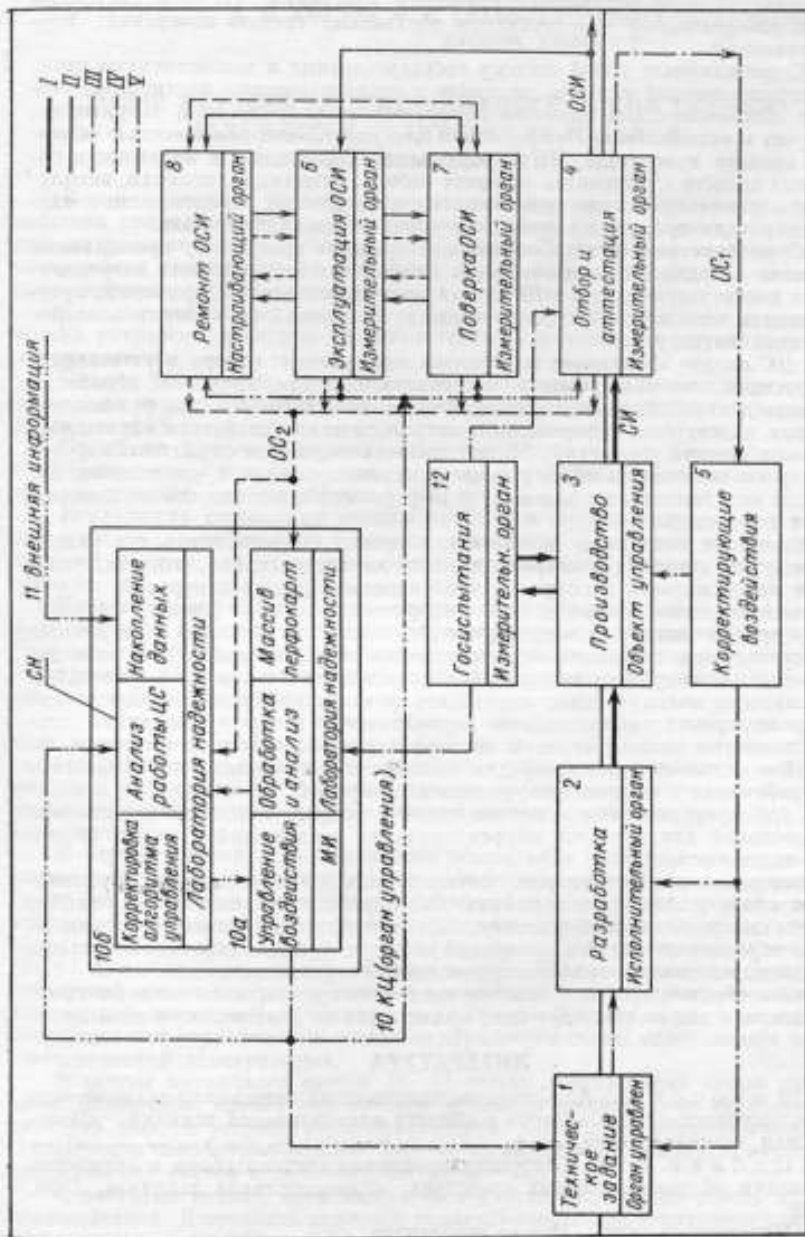
6) должны использоваться существующие потоки информации о состоянии средств измерений, дополненные недостающими данными о надежности;

7) регистрация и сбор информации должны входить в функциональные обязанности органов метрологической службы;

8) должны быть применены средства механизации и автоматизации сбора, обработки, хранения и выдачи информации;

9) техническая документация должна быть по возможности универсальной, пригодной для регистрации и сбора данных по надежности различных образцовых средств измерений.

Вариант централизованной системы (ЦС) сбора, учета и использования информации о надежности образцовых средств измерений, учитывающий указанные требования, представлен на рисунке. Каналам соответствует следующая передаваемая информация: 1—2 — требования по надежности; 2—3 — техническая документация на опытные и серийные образцы СИ; 3—4 — техническая документация и СИ, предназначенные для отбора и аттестации; 4—5 — о надежности СИ; 5—1 — о воздействии с целью повышения или обеспечения надежности; 4—6 — об образцовых средствах измерений; 6—7 и 6—8 — техническая документация и образцовые средства измерений; 4, 6, 7, 8 — 10а, б — о надежности ОСИ (информационные карты); 10а — 10б — о надежности ОСИ; 11 — 10 — внешняя; 10б — 10а — о перестройке алгоритма управления; 10—1, 10—4, 6, 7, 8 и 10б — управляющая. Условные обозначения: СИ — средства измерений; ОСИ — образцовые средства измерений; СИ — орган самонастройки; МИ — метрологический институт; КЦ — координационный центр; ОС —



Каналам соответствует следующая передаваемая информация.

обратная связь; Римскими цифрами обозначены каналы передачи средств измерений и информации; I — об изготовляемых и аттестуемых средствах измерений; II — об образцовых средствах измерений; III — о состоянии средств измерений; IV — о состоянии образцовых средств измерений; V — об управлении.

ЦС представляет собой систему государственных и ведомственных органов метрологической службы во главе с метрологическим институтом, совместно обеспечивающих единство измерений на закрепленной территории, сбор, учет и использование информации для управления надежностью образцовых средств измерений. ЦС осуществляет сбор данных о надежности образцовых средств измерений в процессе отбора, аттестации, проверки, эксплуатации и ремонта, а также учет и накопление данных о надежности в едином центре для принятия решений по управлению надежностью.

ЦС распространяется на образцовые средства измерений, применяемые в качестве исходных и подчиненных в поверочных лабораториях метрологического института, а также в ЛГН и на промышленных предприятиях, представляющих исходные образцовые средства измерений из проверки в метрологический институт.

В ЦС входят следующие подсистемы информации: отбора и аттестации, эксплуатации, проверки, ремонта, госиспытаний, учета, хранения, обработки и анализа данных. Все они, за исключением последней, реально функционируют как подсистемы информации о метрологических свойствах образцовых и рабочих средств измерений. Наделение этих подсистем служебными функциями в соответствии с алгоритмами функционирования и управления ЦС позволит использовать их для выдачи информации о надежности образцовых средств измерений.

Основными исходными данными для оценки и прогнозирования надежности служат сведения о метрологических характеристиках, отказах, условиях и интенсивности эксплуатации образцовых средств измерений.

Статистические данные в виде информационных карт (сводок) ежеквартально представляются в метрологический институт. Наличие этих данных позволит изучать закономерности распределения погрешностей в поле допуска и отказов средств измерений в зависимости от времени, условий и интенсивности эксплуатации; определять фактический уровень надежности средств измерений; обосновывать периодичность проверки; выявлять конструктивные, технологические и эксплуатационные недостатки средств измерений с целью принятия мер для повышения их надежности; разрабатывать требования к образцовым средствам измерений.

В ЦС предусмотрены обратные связи с разработкой, производством и эксплуатацией для передачи корректирующих воздействий с целью управления надежностью.

Координационным центром, осуществляющим методическое руководство по сбору информации в рамках ЦС, обработку и анализ информации, является метрологический институт. Он осуществляет управление надежностью образцовых средств измерений в сфере функционирования системы при взаимодействии с приборостроительными организациями.

Целесообразно провести опытное внедрение предлагаемой системы сбора информации с целью последующего применения ее в метрологической практике.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Коноров Л. А. Основные направления повышения технического уровня государственного надзора в области измерительной техники. «Измерительная техника», 1965, № 4.
2. Цибина А. А. Автоматизированная система сбора и обработки информации об измерительных средствах. «Измерительная техника», 1969, № 4.
3. Поверочные схемы. Изд-во стандартов, 1965.

Поступила в редакцию  
3. X. 1969 г.

**ОБЗОР МЕТОДОВ РАСЧЕТНО-АНАЛИТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ  
НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ ИЗДЕЛИЙ  
ПО ПОСТЕПЕННЫМ ОТКАЗАМ**

Возникновение и развитие постепенных отказов в измерительных устройствах приводит к появлению погрешностей и, следовательно, к ухудшению метрологических характеристик прибора. Поэтому уже на стадии проектирования измерительных устройств весьма актуальной задачей является прогнозирование метрологических характеристик во времени.

Сходные задачи уже решались в теории точности механизмов и электрических устройств, в теории автоматического управления и других научных направлениях.

Однако специфические особенности технических средств измерений не позволяют непосредственно использовать результаты, достигнутые в рамках других теорий.

Одной из причин, сдерживающих решение этой проблемы, является сложность математического моделирования случайных процессов изменения метрологических характеристик.

Исключение составляют методы анализа и прогнозирования постепенных отказов, разработанные в теории надежности. Известный интерес представляет обзор и анализ методов оценки надежности с учетом постепенных отказов.

Следует отметить, что в основе этих методов лежит тот или иной способ формализации процесса изменения характеристик исследуемого устройства. Получаемая в результате формализации математическая модель затем преобразуется в систему соотношений искоемых величин, удобную для применения аналитических методов.

Другим направлением использования математической модели является моделирование на аналоговых и цифровых вычислительных машинах [1].

Особый интерес представляют методы, относящиеся к расчетно-аналитическим и отличающиеся незначительными затратами, относительно быстрым получением результатов и возможностью выявить «слабые» места при проектировании.

В первых работах, где в наиболее общем виде излагался расчетно-аналитический метод, предлагалось по известным зависимостям параметров схемы от параметров элементов и совместной плотности распределения вероятностей параметров элементов определять совместную плотность распределения параметров схемы, а затем надежность по постепенным отказам [2—6]. С целью упрощения некоторые авторы [2, 6] предлагают функцию совместной плотности распределения вероятностей параметров схемы аппроксимировать несколькими членами ряда Грама—Шарлье, а для нахождения коэффициентов корреляции и моментов параметров схемы использовать метод статистической линеаризации.

В основе матричного метода [2, 3] лежит оперирование двумя матрицами: номиналов, элементами которой являются номинальные значения параметров деталей устройства, и приращений, элементами которой являются погрешности параметров деталей. Этот метод позволяет исследовать вариации динамических систем с нелинейными элементами.

С помощью метода, предложенного в работе [3], можно учесть эффект последствия. Достоинством метода является отсутствие ограничений структуры системы и способов соединения элементов. Он может быть использован также при оценке надежности ремонтируемых систем. К недостаткам его относятся невозможность расчета характеристик надежности как функций времени и трудоемкость вычисления для сложных устройств.

В работе [4] рассматривается оценка надежности систем, степень износа которых характеризуется монотонной функцией времени. По известному закону изменения скорости параметра находится вид его распределения и законы распределения времени безотказной работы устройства. При этом делаются допущения, что случайные величины числовых параметров имеют усеченно-нормальное распределение. Рассматриваются два случая: когда скорость изменения параметра постоянна и когда она возрастает во времени.

Результаты представляют в виде кривой зависимости вероятности исправной работы прибора от времени эксплуатации.

Методы, предложенные в работе [6], дают удовлетворительные результаты при оценке устройств с монотонной функцией изменения параметров (например, некоторых типов контактных реле), однако указанные допущения ограничивают область их использования.

Широкое распространение при оценке надежности по постепенным отказам получили так называемые методы статистической линеаризации. При помощи их исследование нелинейной стохастической системы можно свести к изучению эквивалентной линейной системы.

Основные принципы метода статистической линеаризации для одномерных функций сформулированы в работах [6 и 7].

Основные результаты оценок надежности с использованием метода линеаризации приведены в работах [6, 9, 10—12]. Здесь каждый элемент предлагается характеризовать каким-то определяющим (обобщающим) параметром  $X$ , который может служить мерой качества элемента. Определяющий параметр элемента случайно изменяется в процессе работы или хранения прибора. В процессе износа прибора параметр  $X$  обычно изменяется монотонно и в одном направлении для всех элементов данного типа. Изменение обобщающего параметра рассматривается как случайная функция времени  $X(t)$ .

Изменяясь, определяющий параметр может достигнуть критического значения  $X_{\text{доп}}$ , при котором уже происходит отказ элемента. Определив характеристики случайной функции  $X(t)$  и заданную границу допустимых значений параметра  $X_{\text{доп}}$ , можно предсказать надежность этих элементов, найдя дифференциальный закон распределения времени безотказной работы  $q(t)$  или любую другую количественную характеристику надежности, связанную с  $q(t)$ .

В работе [6] предлагается применять статистическую линеаризацию нестационарных случайных процессов  $X(t)$ . В этом случае рассматриваются лишь главные линейные части монотонных случайных процессов износа и разрегулирования.

На рис. 1 изображено шестнадцать основных типов линейных функций в соответствии с [13].

При статистической линеаризации монотонной нестационарной случайной функции  $X(t)$  каждая реализация этой функции  $x_i(t)$  заменяется секущей прямой. При этом нестационарная функция аппроксимируется линейной случайной функцией вида

$$X(t) \approx X_0 + Vt,$$

где  $X_0$  и  $V$  — соответственно случайное начальное значение и случайная скорость изменения определяющего параметра  $X$  элемента.

Такое упрощение задачи равноценно тому, что в процессе изменения параметра  $X$  статистически учитывается лишь разброс его значений в начале работы изделия и скорость его изменений в последующее время, но не принимается во внимание ускорение и другие высшие составляющие процесса изменения  $X(t)$ .

Для определения плотности распределения времени безотказной работы элемента  $q(t)$  при сделанных упрощениях предлагается:

а) экспериментально найти числовые характеристики закона распреде-



ления определяющего параметра элемента в двух достаточно удаленных друг от друга сечениях времени  $t_i$  и  $t_{i+1}$  и момент связи этих сечений  $k_{x_i, x_{i+1}}$ :

б) вычислить по этим данным математическое ожидание  $m_x(t)$  и корреляционную функцию  $k_x(t_1, t_2)$  случайной функции  $X(t)$ ;

в) разбить время работы элемента на ряд интервалов и найти для каждого из них вероятность исправности или отказа;

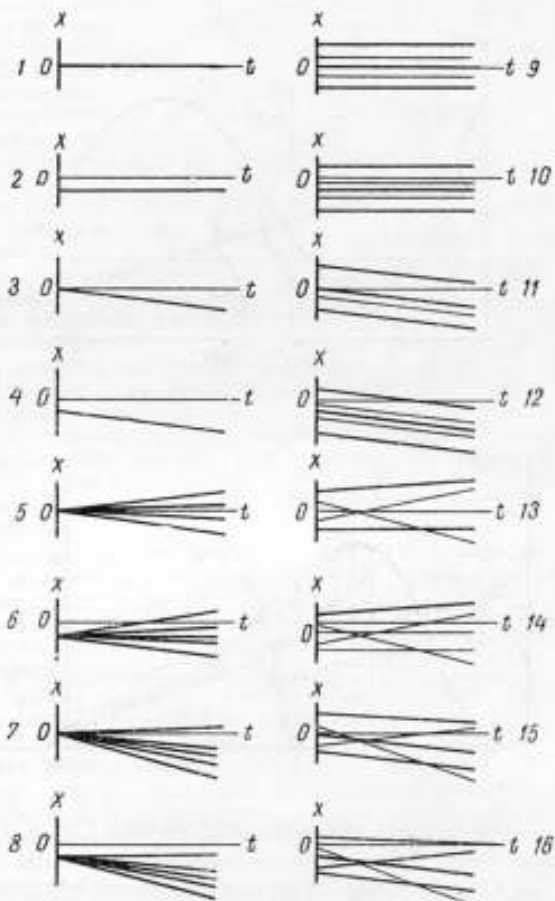


Рис. 1. Частные случаи линейной случайной функции

г) построить гистограмму для  $q(t)$ , определяя среднее значение  $\{q_i\}_{cp}$  в каждом интервале.

Связь законов распределения  $f(x)$  и  $q(t)$  иллюстрирует рис. 2.

Недостатком метода является трудность измерения определяющего параметра элемента: во многих случаях удается лишь один-два раза измерить его значения у всех однотипных элементов.

Статистическая оценка случайного процесса изменения определяющего параметра элемента по числовым характеристикам двух сечений этого про-

цесса является приближенной и удовлетворяет требованиям практики (в основном при хранении).

В большинстве рассматриваемых работ оценку надежности по постепенным отказам определяют для любого момента времени. Более общей является интегральная оценка, при которой находят вероятность отсутствия постепенных отказов за рассматриваемый промежуток времени.

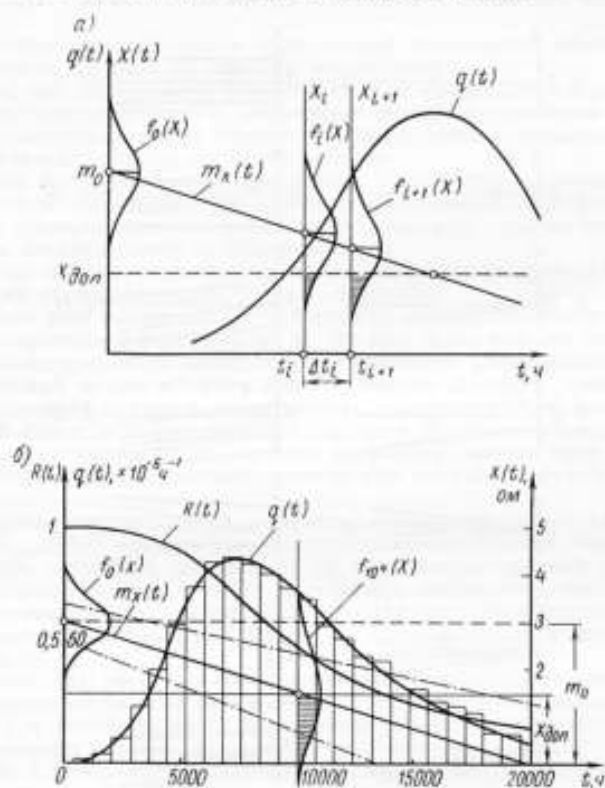


Рис. 2. Зависимость законов распределения  $f(x)$  и  $q(t)$

В работах [3, 12] задача формулируется следующим образом: определить вероятность нахождения случайного процесса изменения определяющих параметров в заданной допустимой области за рассматриваемый промежуток времени.

В работах [3, 14—18] в качестве общей математической модели применяется марковский случайный процесс. Так, в работе [17] параметр каждого элемента во времени описывается марковским процессом с дискретными состояниями и стационарными вероятностями переходов. По мнению автора, физический смысл использования марковской модели заключается в том, что состояние параметра элемента в любой момент времени не зависит от возраста элемента, а также от числа и длительности его состояний.

В работе [14] отмечается, что при использовании марковской модели необходимо разработать следующие методы: разделения значений параметров элементов на состояния; оценки параметров данной модели; статистиче-

ской оценки справедливости предположений данной модели; машинного расчета, характеризующего модель.

Вторая и третья проблемы подробно рассматриваются в работе [18], первая и четвертая в работе [14].

В работе [30] предлагается метод расчета надежности геофизической аппаратуры с учетом постепенных отказов на основе вероятностно-диффузионной модели процессов старения, которая учитывает изменения реальных свойств параметров элементов во времени и влияние корреляционных связей между ними на выходные характеристики аппаратуры. Метод расчета надежности по перемежающимся отказам (сбоям) основывается на представлении отказа в виде заданной полосы неопределенности результата измерения с допустимым количеством отказов подряд.

В методике используется марковская модель старения. Расчет показателей надежности требует длительных испытаний приборов для получения реализации процессов старения, что заметно сужает область применения этого метода.

В работе [19] дано определение вероятности того, что параметр изделия ни разу не выйдет за допустимые пределы в течение заданного интервала времени. При этом предполагается, что определяющий параметр изделия описывается нормальной стационарной случайной функцией с экспоненциальной корреляционной функцией. Исследуются два случая: когда допустимые пределы изменения параметра равны одному и пяти среднеквадратическим отклонениям.

Следует отметить, что интегральная оценка надежности по постепенным отказам фактически сводится к решению задачи о первом достижении случайным процессом некоторой границы, переход за которую означает отказ устройства. В теории случайных процессов ее называют задачей о выбросах [19—22]. Согласно работам [21, 22], показатели надежности могут быть определены достаточно быстро не за счет ужесточения условий испытаний, а за счет сужения области допустимых значений определяющего параметра — уровня настройки.

При практическом использовании этого метода необходимо рассчитать показатели надежности для нормальных значений предельно допустимого смещения настройки по результатам испытаний в суженной области. Изменение уровня настройки рассматривается как случайная функция времени  $X(t)$ , а отказы настройки — как выбросы случайной функции  $X(t)$  за границы допустимого смещения настройки  $\varepsilon_1$  и  $\varepsilon_2$ .

Задача оценки надежности настройки сводится к оценке вероятности выброса функции  $X(t)$  за уровни  $\varepsilon_1$  и  $\varepsilon_2$ . Такая оценка возможна, если случайная функция  $X(t)$  является непрерывной, стационарной, нормально распределенной и дифференцируемой.

В работах [23, 24] предложен спектральный (частотный) метод, позволяющий провести детальный расчет надежности приборов, а также оптимизировать их параметры с целью достижения максимальной результирующей надежности. Используя принцип разложения, этот метод можно распространить и на другие случаи распределения параметров, отличающиеся от нормального [24]. Среднюю интенсивность постепенных отказов  $\lambda_{\text{ср.п}}$  рекомендуется определять, используя функции работоспособности, представляющие собой систему неравенств, составленных в соответствии с требованиями, выполнение которых обеспечивает надежную работу прибора. Флуктуации параметров прибора описываются стационарными случайными функциями, заданными через распределение вероятностей и среднеквадратическую частоту изменения параметра.

Метод позволяет рассчитывать надежность по постепенным и перемежающимся отказам для немонотонного изменения параметров элементов со временем и дает хорошие результаты при оценке надежности несложных устройств. Для сложных систем потребуется применение вычислительных машин. Метод не учитывает корреляционных связей между параметрами.

Отдельную группу составляют методы, в которых сделана попытка учесть одновременное действие внезапных и постепенных отказов [25—28, 30—33].

В работах [25, 26] показано, что существует обширный класс устройств, при оценке надежности которых нельзя пользоваться ни нормальным, ни экспоненциальным распределением, поскольку каждое из них справедливо только для ограниченного участка времени эксплуатации или для условий, допускающих воздействие только одного фактора. Для таких устройств предлагается использовать обобщенный закон распределения, позволяющий достаточно точно описать распределение вероятности времени исправной работы аппаратуры во всем интервале времени эксплуатации. Это диктуется также необходимостью обоснования времени проведения профилактических мероприятий и замены отдельных элементов аппаратуры.

Приводится также вывод обобщенного закона распределения для случая, когда постепенные и внезапные отказы являются независимыми, а распределение вероятности времени исправной работы отдельных элементов — нормальным.

В работе [28] используется соотношение, выведенное для частного случая, когда отказы являются совместными и несовместными событиями [25]. В работе [27] выведен обобщенный закон распределения, учитывающий как внезапные, так и постепенные отказы. Закон выведен из  $\lambda$ -характеристики, которую кусочно аппроксимируют и описывают с помощью единичных функций. Такой подход позволяет описать в адекватной форме законы распределения любых элементов, что значительно упрощает расчет надежности сложных устройств.

Анализ рассмотренных работ позволяет сделать следующие выводы:

1. Описанные методы основаны на допущениях, существенно искажающих реальные процессы функционирования технических средств, весьма трудоемки и часто требуют использования вычислительных машин.

2. Ни один из методов не может быть рекомендован для инженерной оценки надежности средств измерений на этапе проектирования или при определении межоперационных интервалов.

3. Разработка инженерного метода оценки надежности технических средств измерений по постепенным отказам с использованием теории случайных процессов продолжает оставаться актуальной задачей как научной, так и прикладной метрологии [30].

## ЛИТЕРАТУРА

1. Бусленко Н. П. Математическое моделирование производственных процессов. Физматгиз, 1964.
2. Половко А. М. Основы теории надежности. «Наука», 1964.
3. Васильев Б. В., Козлов Б. А., Ткаченко Л. Г. Надежность и эффективность радиоэлектронных устройств. «Советское радио», 1964.
4. Wan Wagner F. K. System reliability when failure depends on a parameter that ages. «Industr. Qual. Control.», 1964, 21, N 5.
5. Гоголевский В. Б. О законах распределения параметров и вероятностей безотказной работы элементов, подверженных износу. «Автоматика и телемеханика», 1964, № 3.
6. Дружинин Г. В. К вопросу о расчете сохранности элементов и систем. Сб. «Надежность радиоэлектронной аппаратуры». «Советское радио», 1960.
7. Казаков И. Е. Некоторые вопросы теории статистической линеаризации и ее приложений. «Труды I Конгресса Международной Федерации по автоматическому управлению», т. 3, Изв. АН СССР, 1963.
8. Казаков И. Е. Обобщение метода статистической линеаризации на многомерные системы. «Автоматика и телемеханика», 1965, № 7.

9. Туркельтауб Р. М. Методы исследования точности и надежности схем аппаратуры. «Энергия», 1966.
10. Дружинин Г. В. Надежность устройств автоматики. «Энергия», 1964.
11. Месяцев П. П. Введение в теорию проектирования и производства радиоаппаратуры. «Высшая школа», 1961.
12. Месяцев П. П. Надежность производства электронно-вычислительных машин. Машгиз, 1963.
13. Коорт А. Надежность и точность электронных измерительных приборов. В сб. «Надежность и долговечность машин и приборов». М., НИИМАШ, 1966, вып. 4.
14. Tainiter M. A. Application of Markovian Model for predicting the reliability of an Electronic Circuits «IEEE Trans. on Reliability», v. R—12, № 4, 1963.
15. Свешников А. А. Об одной задаче теории надежности. Изв. АН СССР, «Техническая кибернетика», 1964, № 3.
16. Рессин А. И. Оценка надежности систем электроавтоматики. «Автоматика и телемеханика», 1963, т. 24, вып. 2.
17. Brender D. M. and Tainiter M. A. Markovian Model for predicting the reliability of an Electronic circuits from data on component drift and failure. «TRE. Int. Conv. Rec.», 1961, v. 6.
18. Tainiter M. A. Estimation Hypothesis testing and parameter Correlation for Markov chains, IEEE Trans. on Reliability, v. R—12, Dec., 1963, № 4.
19. Свешников А. А. Прикладные методы теории случайных функций. Судпромгиз, 1961.
20. Житомирский И. С. О функции распределения момента первого выхода. «Теория вероятностей и ее применения», 1963, т. VIII, № 2.
21. Невельсон М. С. Ускоренные испытания точных приборов на надежность. Изд. ЛДНТИ, 1966.
22. Кемпниский М. М., Невельсон М. С., Старобин К. Б. Надежность автоматических средств обработки и контроля в машиностроении. «Машиностроение», 1967.
23. Ишуду К. А. Оптимизация устройств автоматики по критерию надежности. «Энергия», 1966.
24. Ишуду К. А. Метод разложения для расчета схемной надежности. «Труды Ленинградского политехнического института», 1965, № 256.
25. Леонтьев Л. П. Оценка надежности аппаратуры с учетом старения ее элементов. Автореферат диссертации. Изд-во АН ЛССР, Рига, 1963.
26. Леонтьев Л. П. Введение в теорию надежности радиоэлектронной аппаратуры. Изд-во АН ЛССР, Рига, 1963.
27. Филадельфина Н. А. Исследование надежности с учетом старения. Автореферат диссертации. ЛМИ, 1966.
28. Татневский А. Б. Граничные испытания радиоэлектронной аппаратуры на этапе проектирования. Сб. «Надежность систем электроавтоматики», изд. НТО Судостроения, 1964, вып. 8.
29. Арутюнов В. О., Козлов Б. И., Татневский А. Б., Фридман А. Э. Проблема и специфика надежности измерительных устройств, «Измерительная техника», 1969, № 3.
30. Рябинов М. Н., Балманов Н. А., Бергнер Ю. К. Расчет надежности геофизической аппаратуры, ОНТИ ВИТР, 1968.

Поступила в редакцию  
10.9. 1969 г.

## СОДЕРЖАНИЕ

	Стр.
Предисловие . . . . .	3
Падерно И. П., Фридман А. Э. К расчету надежности ремонтируемых устройств автономных объектов . . . . .	5
Розенквист Е. Я. К использованию критерия Стьюдента для оценки среднего времени безотказной работы радиоэлектронной аппаратуры . . . . .	18
Зеленцов Б. П. Частотный метод анализа надежности систем . . . . .	22
Козлов Б. И., Фридман А. Э. Аналитическое исследование влияния дисциплины обслуживания на эффективность информационно-измерительных систем . . . . .	26
Зайденберг М. Г., Маликов И. М. К вопросу оптимизации загрузки электроэлементов . . . . .	31
Исаев Л. К., Казаков О. А., Щербаков А. В. Оптимизация системы эксплуатации измерительных приборов как задача динамического программирования . . . . .	40
Тюков Б. В. Некоторые вопросы использования методов теории надежности при оценке стабильности средств измерений . . . . .	43
Лохматов Б. А., Маликов И. М. О выборе электрического режима работы полупроводниковых приборов . . . . .	47
Семенов Л. А. Повышение надежности измерительных устройств путем коррекции результатов измерений . . . . .	53
Капалов Д. Д. О применении магнитных усилителей повышенной надежности в измерительных устройствах . . . . .	57
Редкина В. П., Татиевский А. Б. К оценке метрологической стабильности электроизмерительных приборов . . . . .	61
Закашанский Л. Н. Об одной задаче, возникающей при массовом обслуживании приборов в поверочных лабораториях . . . . .	64
Гудыря Л. С., Даниляк В. И., Оше В. К. Человеческий фактор и надежность измерительных устройств . . . . .	68
Чернятчик В. Ф. О системе сбора информации об эксплуатационной надежности образцовых средств измерений . . . . .	73
Козлов Б. И., Старосельский М. В., Татиевский А. Б. Обзор методов расчетно-аналитической оценки надежности технических изделий по постепенным отказам . . . . .	77
Рефераты статей, опубликованных в сборнике . . . . .	85

## ИССЛЕДОВАНИЕ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Труды метрологических институтов СССР

Выпуск 127 (187)

Редактор *Н. Н. Александрова*Техн. редактор *З. Г. Вагер*Корректор *Е. Я. Фарберова*

Сдано в набор 21/X 1970 г. Подписано в печать 3-III 1971 г. М-22131. Печ. л. 5,6  
 Уч.-изд. л. 7,8 Бумага типографская № 1, формат бумаги 60×90<sub>16</sub> Тираж 2000 экз.  
 Цена 78 коп. Заказ № 2257

Ленинградское отделение издательства «Энергия», Марсово поле, 1  
 Ленинградская типография № 4 Главполиграфпрома Комитета по печати при Совете Министров СССР, Социалистическая, 14.

УДК 621.3.0193

**К РАСЧЕТУ НАДЕЖНОСТИ РЕМОНТИРУЕМЫХ УСТРОЙСТВ АВТОНОМНЫХ  
ОБЪЕКТОВ**

*И. П. Паперно, А. Э. Фридман*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерения, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 5—13*

Приведены формулы для определения коэффициента готовности ремонтируемых устройств при ограниченном количестве ремонтов. Рассматриваются случаи как произвольных, так и показательных законов распределения наработки и времени ремонта.

Приводятся зависимости для вероятности безотказной работы некоторых типов дублированных устройств при ограниченном количестве ремонтов.

Таблиц 1, иллюстраций 5, библиографий 3.

УДК 621.371.39.019.3

**К ИСПОЛЬЗОВАНИЮ КРИТЕРИЯ СТЬЮДЕНТА ДЛЯ ОЦЕНКИ СРЕДНЕГО ВРЕМЕНИ  
БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ РАДИОЭЛЕКТРОННОЙ АППАРАТУРЫ**

*Е. Я. Розенквист*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерения, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 18—21*

Приводятся результаты исследования распределения  $t$ -параметра для различных законов, описывающих распределение времени безотказной работы радиоэлектронной аппаратуры.

Иллюстраций 1, библиографий 5.

УДК 621.3.0193

**ЧАСТОТНЫЙ МЕТОД АНАЛИЗА НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМ**

*Б. П. Зеленцов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерения, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 22—26*

Излагается частотный метод анализа надежности сложных систем с постоянной интенсивностью отказов и восстановлений.

Принятые допущения позволяют описывать системы однородной цепью Маркова с конечным числом состояний и использованном матричном исчислении.

Метод пригоден для определения показателей надежности как резервированных, так и нерезервированных систем.

Вычисления можно производить путем простых операций с матрицами, а также на ЦВМ.

Библиографий 6.

УДК 621.391.1.019.3

**АНАЛИТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ДИСЦИПЛИНЫ ОБСЛУЖИВАНИЯ  
НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ**

*Б. И. Козлов, А. Э. Фридман*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерения, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 26—31.*

Исследуется влияние двух видов режима обслуживания на эффективность информационно-измерительных систем. Получен критерий выбора рационального режима обслуживания в предположении экспоненциального распределения наработки и времени восстановления.

Иллюстраций 2, библиографий 4.

### К ВОПРОСУ ОПТИМИЗАЦИИ ЗАГРУЗКИ ЭЛЕКТРОЭЛЕМЕНТОВ

*М. Г. Зайденберг, И. М. Маликов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 31—40.*

Рассматривается вопрос оптимизации электрической нагрузки элементов с учетом ограничения по весу. Приводится пример определения оптимальной нагрузки для элементов любой электронной системы.

Иллюстраций 6, библиографий 2.

### ОПТИМИЗАЦИЯ СИСТЕМЫ ЭКСПЛУАТАЦИИ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРИБОРОВ КАК ЗАДАЧА ДИНАМИЧЕСКОГО ПРОГРАММИРОВАНИЯ

*Л. К. Исаев, О. А. Казаков, А. В. Щербанов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 40—43.*

Система эксплуатации прибора рассматривается как совокупность состояний прибора и связей между ними. Она описывается связным ориентированным графом со специально определенными мерами ребер. Оптимизация такой системы впервые сформулирована как задача динамического программирования. Приводится расчет системы с тремя состояниями. Результаты расчета могут быть использованы в практике поверочных лабораторий.

Иллюстраций 2, библиографий 3

### НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ МЕТОДОВ ТЕОРИИ НАДЕЖНОСТИ ПРИ ОЦЕНКЕ СТАБИЛЬНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

*Б. В. Тюков*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 43—46.*

В статье рассматривается возможность применения методов теории надежности при оценке стабильности средств измерений. Рассматривается использование понятия отказа при оценке стабильности.

Библиографий 4.

### О ВЫБОРЕ ЭЛЕКТРИЧЕСКОГО РЕЖИМА РАБОТЫ ПОЛУПРОВОДНИКОВЫХ ПРИБОРОВ

*Б. А. Лохматов, И. М. Маликов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 47—53.*

Рассмотрено влияние электрического режима и температуры на надежность диодов и транзисторов. Приведены уравнения, определяющие мощность, выделяемую полупроводниковыми приборами. Даны некоторые рекомендации о применении полупроводниковых приборов при разработке электронной аппаратуры.

Иллюстраций 4, библиографий 3.



УДК 531.71.5.019.3

## ПОВЫШЕНИЕ НАДЕЖНОСТИ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВ ПУТЕМ КОРРЕКЦИИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ

*Л. А. Семенов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971, стр. 52—57.*

Для бесконтактного определения линейных размеров предметов предлагается использовать световую измерительную ленточку. Показано, что при значительном динамическом диапазоне измерения характеристики надежности измерительного органа оказываются ниже необходимого уровня. При некоторых допущениях можно существенно повысить надежность измерительного органа за счет коррекции результатов измерения. Предложен алгоритм коррекции, выведены точные и приближенные формулы для расчета надежности измерительного органа в вероятности сбоя в измерениях.

Иллюстраций 3, библиографий 4

УДК 621.318.435.3.019 : 681.2

## О ПРИМЕНЕНИИ МАГНИТНЫХ УСИЛИТЕЛЕЙ ПОВЫШЕННОЙ НАДЕЖНОСТИ В ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВАХ

*Д. Д. Капалов*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971, стр. 57—61.*

Рассматриваются возможности, расчетные соотношения и надежность магнитных усилителей компенсационного типа, в частности используемых в качестве нормирующего (масштабного) преобразователя измерительного прибора или устройства.

Иллюстраций 4, библиографий 3.

УДК 621.317.7.001.5

## К ОЦЕНКЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ СТАБИЛЬНОСТИ ЭЛЕКТРОИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРИБОРОВ

*В. П. Редкина, А. Б. Татиевский*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 61—64.*

Статья посвящена оценке метрологической стабильности электроизмерительных приборов по статистическим данным, получаемым в процессе испытаний или эксплуатации. Исследуются два основных случая, возникающих в метрологической практике: когда характеристики случайной функции изменения погрешности во времени получены путем фиксации момента отказа и когда они получены до наступления отказа. Приведены значения вероятностей нахождения основной погрешности в заданных пределах для некоторых типов электроизмерительных приборов, рассчитанные на ЭВМ «Минск—22».

Таблиц 4, библиографий 8.

УДК 621.317.7.089.6

## ОБ ОДНОЙ ЗАДАЧЕ, ВОЗНИКАЮЩЕЙ ПРИ МАССОВОМ ОБСЛУЖИВАНИИ ПРИБОРОВ В ПОВЕРОЧНЫХ ЛАБОРАТОРИЯХ

*Л. И. Закаманский*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерения, вып. 127 (187) 1971 г., стр. 64—68.*

Статья посвящена вопросам обслуживания приборов в поверочных лабораториях. Рассмотрение системы поверочных установок как схемы массового обслуживания позволяет решать многие задачи оптимальной организации метрологической службы.

Библиографий 8.

УДК 681.2 : 331.015.1

### ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ ФАКТОР И НАДЕЖНОСТЬ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВ

*Л. С. Гудыря, В. И. Данилкин, В. К. Оше*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования в области надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 62—73.*

В статье рассматривается зависимость надежности измерительных устройств от учета человеческого фактора при конструировании измерительных приборов. Освещена роль гигиенических, антропометрических, физиологических, психофизиологических и психологических требований и работе системы человек — измерительное устройство.

Таблиц 1.

УДК 621.317.7.019.3.004

### О СИСТЕМЕ СБОРА ИНФОРМАЦИИ ОБ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ ОБРАЗЦОВЫХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

*В. Ф. Чернышук*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования в области надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 73—76.*

Обосновывается необходимость внедрения в практику системы сбора, учета и использования информации о надежности образцовых средств измерений. Предлагается вариант структуры такой системы.

Иллюстраций 1, библиографий 3.

УДК 621.3.019.3

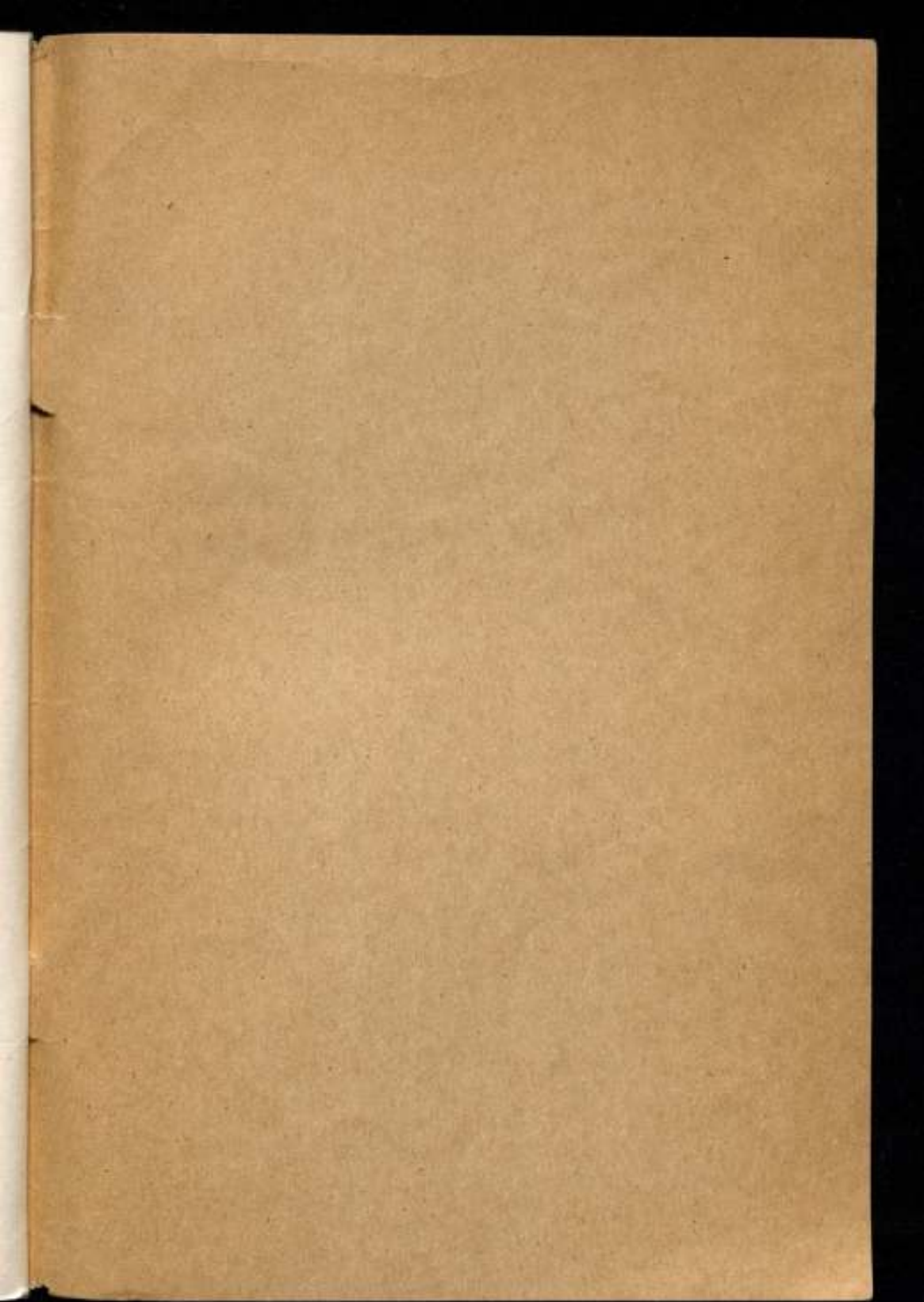
### ОБЗОР МЕТОДОВ РАСЧЕТНО-АНАЛИТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ ИЗДЕЛИЙ ПО ПОСТЕПЕННЫМ ОТКАЗАМ

*Б. И. Козлов, М. В. Старосельский, А. Б. Татиевский*

*Труды метрологических институтов СССР. Исследования надежности технических средств измерений, вып. 127 (187), 1971 г., стр. 77—83.*

Рассматриваются основные методы расчетно-аналитической оценки надежности технических изделий с учетом постепенных отказов. Приводятся достоинства и недостатки методов, указывается область их применения.

Иллюстраций 2, библиографий 30.



Цена 78 коп.