

УЧРЕДИТЕЛЬ ЖУРНАЛА:

ООО «Журнал «Надежность».

Зарегистрирован в Министерстве Российской Федерации по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций. Регистрационное свидетельство ПИ № 77-9782 от 11 сентября 2001 года.

Официальный печатный орган Российской академии надежности

Главный редактор

Шубинский И.Б., д.т.н., проф.

Редколлегия

Бочков А.В., к.т.н.

Дзиркал Э.В., к.т.н.

Замышляев А.М., д.т.н.

Каштанов В.А., д.ф.-м.н., проф.

Климов С.М., д.т.н., проф.

Кофанов Ю.Н., д.т.н., проф.

Лецкий Э.К., д.т.н., проф.

Нетес В.А., д.т.н., проф.

Розенберг И.Н., д.т.н., проф.

Тарасов А.А., д.т.н., проф.

Уткин Л.В., д.т.н., проф.

Черкесов Г.Н., д.т.н., проф.

Шебе Х., д.ф.-м.н.

Юркевич Е.В., д.т.н., проф.

Выпускающий редактор

Патрикеева Е.В.

Издатель журнала

ООО «Журнал «Надежность»

Директор

Калинина И.В.

Адрес: 109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д. 27 ,стр. 1, оф. 209

ООО «Журнал «Надежность»
www.dependability.ru

Верстка

Куртиш Б.С.

Отпечатано в ОАО «Областная типография «Печатный двор».

432049, г. Ульяновск,
ул. Пушкирева, 27.

Тираж 500 экз. Заказ

Статьи рецензируются.

Статьи опубликованы в авторской редакции. Мнение членов редакционного совета может не совпадать с точкой зрения авторов публикаций. Перепечатка материалов допускается только с письменного разрешения редакции. Рукописи не возвращаются.

**ЖУРНАЛ ВКЛЮЧЕН В ПЕРЕЧЕНЬ
ВЕДУЩИХ ЖУРНАЛОВ И ИЗДАНИЙ
ВЫСШЕЙ АТТЕСТАЦИОННОЙ
КОМИССИИ (ВАК)**

ISSN 1729-2646

**THE JOURNAL IS INCLUDED IN THE LIST
OF THE LEADING JOURNALS AND EDITIONS
OF THE HIGHER ATTESTATION COMMISSION (VAK)**

**ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ ОТКРЫТОГО
АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ,
АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»
(ОАО «НИИАС»)
И ООО «ИЗДАТЕЛЬСКИЙ ДОМ «ТЕХНОЛОГИИ»**

**THE JOURNAL IS PUBLISHED WITH THE PARTICIPATION
AND SUPPORT OF THE JOINT-STOCK COMPANY «RESEARCH
AND DESIGN INSTITUTE OF INFORMATISATION, AUTOMATION
AND COMMUNICATION ON RAILWAY TRANSPORT»
(JSC «NIIAS») AND LLC PUBLISHING HOUSE «TECHNOLOGY»**

THE JOURNAL PROMOTER:

“Journal “Reliability” Ltd

It is registered in the Russian Ministry of Press, Broadcasting and Mass Communications. Registration certificate ПИ 77-9782, September, 11, 2001.

Official organ of the Russian Academy of Reliability

Editor-in-chief

I. Shubinsky, Dr. Sci., prof.

Editorial board

A. Bochkov, PhD.

E. Dzirkal, PhD.

V. Kashtanov, Dr. of physical-mathematical science, prof.

J. Kofanov, Dr. Sci., prof.

S. Klimov, Dr. Sci., prof.

E. Letsky, Dr. Sci., prof.

V. Netes, Dr. Sci., prof.

I. Rozenberg, Dr. Sci., prof.

F. Tarasov, Dr. Sci., prof.

L. Utkin, Dr. Sci., prof.

G. Cherkosov, Dr. Sci., prof.

H. Schaebe, Dr. of physical and math. science, prof.

E. Jurkevich, Dr. Sci., prof.

A. Zamyshlaev, Dr. Sci.

Commissioning editor

E. Patrikeeva

Publisher of the journal

LLC Journal “Dependability”

Director

I. Kalinina

The address:

109029, Moscow,
Str. Nizhegorodskaya, 27,
Building 1, 1, office 209

Ltd Journal “Dependability”

www.dependability.ru

Make-up

B. Kurtish

Printed by JSC “Regional printing house, Printing place” 432049, Ulyanovsk, Pushkarev str., 27. Circulation: 500 copies.

Printing order

Papers are reviewed.

Papers are published in author's edition. The opinion of members of the editorial board may not coincide with the point of view of authors' publications. The reprint of materials is granted only with the written permission of the editorial board. Manuscripts are not returned.

СОДЕРЖАНИЕ/CONTENTS

Структурная надежность. Теория и практика / Structural reliability. The theory and practice

НЕКОТОРЫЕ СВОЙСТВА МОДЕЛЕЙ НЕПОЛНОГО ВОССТАНОВЛЕНИЯ КИЖИМА

Чумаков И.А., Чепурко В.А., Антонов А.В. 3

ON SOME PROPERTIES OF KIJIMA INCOMPLETE RECOVERY MODELS

Chumakov I.A., Chepurko V.A., Antonov A.V. 10

О ФИЛОСОФИЧЕСКОМ АСПЕКТЕ НАДЕЖНОСТИ НА ПРИМЕРАХ УНИКАЛЬНЫХ ВЫСОКООТВЕТСТВЕННЫХ СИСТЕМ

Похабов Ю.П. 16

ABOUT THE PHILOSOPHICAL ASPECT OF RELIABILITY EXAMPLIFIED BY UNIQUE MISSION-CRITICAL SYSTEMS

Pokhabov Yu.P. 22

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ СИСТЕМЫ ПРЕДУПРЕДИТЕЛЬНЫХ ЗАМЕН И РЕМОНТОВ ПРИ ДОПУСТИМОМ ЗНАЧЕНИИ ИНТЕНСИВНОСТИ ОТКАЗОВ

Володарский В.А. 28

DETERMINATION OF PARAMETERS FOR THE SYSTEM OF PREVENTIVE REPLACEMENT AND REPAIR UNDER THE ACCEPTABLE FAILURE RATE

Volodarsky V.A. 32

МЕТОДИКА РАСЧЕТА СТОИМОСТИ ГАРАНТИЙНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ

Зайко Ю.Г., Искандарова Л.Н., Мишин В.Ф. 36

METHODOLOGY FOR CALCULATING THE COST OF WARRANTY OBLIGATIONS

Zayko Y.G., Iskandarova L.N., Mishin V.F. 39

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ АСПЕКТЫ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ИЗОЛЯЦИИ

Шабловский Я.О., Киселевич В.В. 42

PROBABILISTIC ASPECTS OF RELIABILITY OF ELECTRICAL INSULATION

Shablovsky Ya.O., Kiselevich V.V. 45

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ОХРАНЫ ОБЪЕКТОВ ПО ОГРАНИЧЕННОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ОБ ОТКАЗАХ

Садыков Р.Р. 48

ESTIMATION OF RELIABILITY OF TECHNICAL SECURITY SYSTEMS BY LIMITED FAILURE STATISTICS

Sadykov R.R. 52

Функциональная надежность. Теория и практика / Functional reliability. The theory and practice

ОПТИМИЗАЦИЯ ЗАТРАТ НА РАЗРАБОТКУ И ЭКСПЛУАТАЦИЮ СЛОЖНОГО ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИОННЫХ И УПРАВЛЯЮЩИХ СИСТЕМ

Кабак И.С. 55

OPTIMIZATION OF COSTS FOR DEVELOPMENT AND OPERATION OF COMPLEX SOFTWARE OF INFORMATION AND CONTROL SYSTEMS

Kabak I.S. 60

МЕХАНИЗМЫ И ВЕРОЯТНОСТИ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ СБОЕВ МИКРОЭЛЕКТРОННОЙ ЭЛЕМЕНТНОЙ БАЗЫ ПОД ДЕЙСТВИЕМ ИМПУЛЬСНЫХ ЭЛЕКТРОМАГНИТНЫХ ПОМЕХ

Бочков К.А., Комнатный Д.В. 65

MECHANISMS AND PROBABILITIES OF FUNCTIONAL FAILURES OF MICROELECTRONIC ELEMENT BASE UNDER ELECTROMAGNETIC PULSE INTERFERENCE

Bochkov K.A., Komnatny D.V. 69

Функциональная безопасность. Теория и практика / Functional safety. The theory and practice

ПРИНЦИПЫ ПОСТРОЕНИЯ МАТРИЦЫ РИСКОВ

Новожилов Е.О. 73

GUIDELINES FOR CONSTRUCTION OF A RISK MATRIX

Novozhilov E.O. 80

ГНЕДЕНКО ФОРУМ

GNEDENKO FORUM 87

ГНЕДЕНКО ФОРУМ

GNEDENKO FORUM 88



Чумаков И.А., Чепурко В.А., Антонов А.В.

НЕКОТОРЫЕ СВОЙСТВА МОДЕЛЕЙ НЕПОЛНОГО ВОССТАНОВЛЕНИЯ КИЖИМА

Статья рассматривает ряд свойств моделей неполного восстановления Кижима с использованием распределения Вейбулла для наработки до первого отказа. Метод максимального правдоподобия используется для оценки параметров распределения и коэффициента восстановления. Доверительные границы получены с помощью информационной матрицы Фишера. Обсуждается случай обработки данных от нескольких одинаковых элементов и доказана обратная зависимость величины дисперсии от количества элементов. Рассматриваются два способа оценки ведущей функции потока стареющего элемента. Производится сравнение нового подхода, представляющего ведущую функцию потока в виде конечной суммы и подхода с использованием метода статистических испытаний. Предложен способ вычисления среднего прямого и обратного остаточного времени, основанный на методе статистических испытаний. Рассматривается несколько демонстрационных примеров.

Ключевые слова: неполное восстановление, модели Кижима, распределение Вейбулла, ведущая функция потока, среднее прямое остаточное время.

Введение

Наиболее употребительными для расчета надежности восстанавливаемых систем являются модели, предполагающие полное, либо минимальное восстановление. Функционирование технических систем, как правило, представляет собой более сложный процесс, для которого характерно неполное (частичное) восстановление. Становятся все более востребованными модели, учитывающие неполное восстановление, в том числе модели Кижима, являющиеся предметом исследования данной статьи.

1. Обобщенный процесс восстановления, модели Кижима

В случае мгновенного восстановления реальный возраст элемента на момент n -го восстановления можно представить в виде суммы всех его наработок до отказа:

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i, \quad S_0 = 0;$$

где X_i —наработка до i -го отказа.

Введем некоторую постоянную величину q , называемую коэффициентом (степенью) восстановления. Виртуальный возраст элемента определим как некоторую функцию v , такую, что $v = v(\{X\}, q)$. Виртуальный возраст и распределение наработки связаны следующим соотношением: пусть v_{i-1} — виртуальный возраст элемента на момент $(i-1)$ -го восстановления. Тогда случайная величина X_i имеет следующую условную функцию распределения [1, 2]:

$$F_i(x | v_{i-1}) = \frac{F(x + v_{i-1}) - F(v_{i-1})}{1 - F(v_{i-1})}; \quad (1)$$

где $F(x)$ – функция распределения наработки до первого отказа (НПО) для абсолютно нового элемента.

Модель Кижима-1 предполагает, что n -е восстановление влияет только на повреждения, полученные элементом между $(n-1)$ -м и n -м отказом, уменьшая прирост виртуального возраста элемента с X_i до qX_i . Виртуальный возраст элемента после n -го восстановления можно записать в виде:

$$v_n = v_{n-1} + qX_n = q \sum_{i=1}^n X_i = qS_n; \quad v_0 = 0; \quad (2)$$

Модель Кижима-2 предполагает, что каждое восстановление влияет на суммарные повреждения, соответственно уменьшая суммарный виртуальный возраст:

$$v_n = qv_{n-1} + qX_n = q(q^{n-1}X_1 + q^{n-2}X_2 + \dots + X_n); \quad v_0 = 0; \quad (3)$$

Таким образом, распределение НПО и коэффициент q полностью определяют процессы восстановления моделей Кижима. В том числе, по [2, 3, 4] случай $q = 0$ описывает полное восстановление, случай $q = 1$ описывает минимальное восстановление, случай $0 < q < 1$ описывает неполное восстановление «хуже, чем новое, но лучше, чем было перед отказом». Оценка параметров модели возможна различными способами.

2. Параметрическая оценка параметров модели

2.1. Метод максимального правдоподобия

Рассмотрим подход с использованием метода максимального правдоподобия (ММП) [1, 5]. В качестве допущения здесь и далее будем предполагать, что НПО имеет распределение Вейбулла. Функция этого распределения имеет различные формы записи. В работе использована следующая форма, упрощающая дальнейшие расчеты:

$$F(x) = 1 - \exp(-\lambda x^\beta); \quad \beta \geq 1. \quad (4)$$

Для (1) с учетом (4) логарифмическая функция правдоподобия (ЛФП) известна [4]:

$$\begin{aligned} \ln L(\lambda, \beta, q) = & n(\ln \lambda + \ln \beta) + \lambda \sum_{i=1}^n [v_{i-1}^\beta - (X_i + v_{i-1})^\beta] + \\ & + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln(X_i + v_{i-1}); \end{aligned} \quad (5)$$

где v_i зависят от q в виде (2) или (3).

Оценки λ , β , q могут быть получены с применением численных методов [1, 5].

Далее предположим, что под наблюдением находится

одновременно k абсолютно одинаковых восстанавливаемых элементов. В таком случае полагаем, что i -е времена отказа имеют одинаковые распределения для каждого элемента. Запишем ЛФП аналогично (5), но с одновременным учетом k выборок времен до отказа [3]:

$$\begin{aligned} \ln L(\lambda, \beta, q) = & \sum_{j=1}^k n_j (\ln \lambda + \ln \beta) + \\ & + \lambda \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n [v_{j,i-1}^\beta - (X_{j,i} + v_{j,i-1})^\beta] + (\beta - 1) \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n \ln(X_{j,i} + v_{j,i-1}). \end{aligned} \quad (6)$$

Функция (6) дает возможность найти оценки параметров аналогично (5).

2.2. Оценка погрешности метода максимального правдоподобия

Чтобы найти дисперсии оценок ММП, необходимо построить информационную матрицу Фишера [6, стр. 201]. Запишем вектор параметров (λ, β, q) в виде $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$. Элементы информационной матрицы Фишера вычисляются следующим образом:

$$I(i, j) = -M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right].$$

Дисперсии оценок определяются из ковариационной матрицы $V = I^{-1}$, при этом $D(\theta_i) = V(i, i)$. Для ЛФП (6) k наблюдаемых идентичных элементов возможно аналогичным образом рассчитать элементы $I_k(i, j)$ матрицы Фишера I_k , далее найти соответствующую дисперсию $D_k(\theta_i)$.

У любого j -го из наблюдаемых k элементов количество произошедших отказов n_j имеет одинаковое распределение и математическое ожидание (МО):

$$Mn_j = Mn_1; \quad j = 1 \dots k.$$

Для i -й наработки j -го элемента $X_{j,i}$ и соответствующего виртуального возраста $v_{j,i-1}$ получим:

$$MX_{j,i} = MX_{1,i}; \quad j = 1 \dots k;$$

$$Mv_{j,i-1} = Mv_{1,i-1}; \quad j = 1 \dots k.$$

Отметим также, что наработки 1-го элемента $X_{1,i}$ не зависят от наработок 2-го элемента $X_{2,i}$, третьего и т.д. для любого i . Исследуем элементы матрицы I_k , построенной для (6) и сравним их с элементами матрицы I_1 , построенной для одного элемента с помощью (5):

$$\begin{aligned} I_k(1, 1) = & -M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \lambda^2} \right] = -M \left[\frac{\sum_{j=1}^k n_j}{\lambda^2} \right] = \\ = & -kM \left[\frac{n_1}{\lambda^2} \right] = kI_1(1, 1) = kI(1, 1). \end{aligned}$$

Аналогично для остальных элементов $I_k(i, j) = kI_1(i, j)$, откуда получим дисперсии:

$$\begin{aligned} D_k(\theta_i) = & V_k(i, i) = I_k^{-1}(i, i) = \frac{1}{k} I_1^{-1}(i, i) = \\ = & \frac{1}{k} D_1(\theta_i) = \frac{1}{k} D(\theta_i). \end{aligned}$$

Полученные результаты означают, что в статистическом смысле **дисперсия оценок обратно пропорциональна** количеству наблюдаемых идентичных элементов. Иначе говоря, дисперсия оценок по k выборкам одного объема будет в k раз меньше дисперсии оценки по только лишь одной из представленных выборок. Здесь необходимо отметить, что процессы Кижима не являются однородными, поэтому данное свойство не следует из определения самих процессов.

3. Оценки ведущей функции потока методом конечных сумм

МО среднего числа отказов на интервале $(0; t]$ также известно, как «функция восстановления», «ведущая функция потока» (ВФП). Для случая неполного восстановления данная величина определяется интегральным уравнением, решение которого невозможно аналитическим путем, и даже численное решение затруднительно [2]. По определению, ВФП может быть представлена в виде бесконечной суммы [7, стр.88]:

$$H(x) = \sum_{i=1}^{\infty} G_i(x), \quad (7)$$

где $G_i(x)$ – функция распределения момента времени i -го отказа S_i .

В отличие от распределения (1), $G_i(x)$ – безусловное распределение. Найдем $G_i(x)$, для этого рассмотрим S_i как сумму случайных величин S_{i-1} и X_i , где X_i – i -я наработка до отказа; далее найдем функцию распределения этой суммы:

$$\begin{aligned} G_i(x) &= P(S_{i-1} + X_i < x) = \\ &= \int_0^x g_{i-1}(y) \int_0^{x-y} \frac{f(z+qy)}{1-F(qy)} dz dy = \\ &= \int_0^x \frac{g_{i-1}(y)}{1-F(qy)} [F(x+y(q-1)) - F(qy)] dy. \end{aligned} \quad (8)$$

Преобразуем (8) к виду, удобному для расчетов:

$$G_i(x) = \int_0^x G_{i-1}(y) R(x, y) dy, \quad (9)$$

$$\begin{aligned} R(x, y) &= -\frac{(q-1)f(x+y(q-1))}{1-F(qy)} - \\ &= -\frac{qf(qy)}{(1-F(qy))^2} [F(x+y(q-1)) - 1]. \end{aligned}$$

В случае распределения Вейбулла последнее выражение принимает вид:

$$R_w(x, y) = \lambda \beta (qy)^{\beta-1} - (q-1)d^{\beta-1} \exp(\lambda((qy)^\beta - d^\beta)),$$

где $d = x + y(q-1)$.

Выражение (9) определяет рекуррентную зависимость между функциями распределения моментов времени отказов. Зная распределение НПО (4), мы можем вычислить некоторую конечную сумму функций распределения. Аналогичное рекуррентное соотношение было получено для плотности распределения i -й наработки до отказа:

$$\begin{aligned} g_i(x) &= \frac{\partial F_i(x)}{\partial x} = \int_0^x \frac{g_{i-1}(y)}{1-F(qy)} f(x+y(q-1)) dy = \\ &= \int_0^x g_{i-1}(y) Q(x, y) dy. \end{aligned}$$

В случае распределения Вейбулла выражение $Q(x, y)$ принимает вид:

$$Q_w(x, y) = d^{\beta-1} \exp(\lambda((qy)^\beta - d^\beta)).$$

Из (7) мы можем найти значение ВФП с некоторой убывающей с ростом i погрешностью.

4. Оценки методом статистических испытаний

4.1. Моделирование наработок до отказа

Считая известными значения параметров распределения и коэффициента восстановления моделей Кижима, становится возможным моделировать процессы Кижима (2) и (3). Функция распределения НПО определяется (1). Из [4] получим формулу для i -й наработки до отказа:

$$X_i = ((v_{i-1})^\beta - \lambda^{-1} \ln U)^{\beta-1} - v_{i-1}. \quad (10)$$

Для моделирования необходимо разыграть $U \sim U[0;1]$.

4.2. Оценка ведущей функции потока

Популярным способом вычисления ВФП в случае неполного восстановления является метод статистических испытаний, пригодный в т.ч. для прогнозирования оценки в будущем. Для оценки ВФП в точке t , необходимо разыграть последовательность случайных величин – наработок до отказа. N_j – количество отказов, произошедших до времени t , есть значение ВФП, далее моделирование повторяется необходимое число раз S . Итоговая оценка ВФП $H_M(t)$ вычисляется как среднее из смоделированных значений [5]:

$$H_M(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S N_i \quad (11)$$

4.3. Оценка среднего прямого и обратного остаточного времени

Среднее прямое остаточное время (СПОВ) [7] – это МО оставшегося времени работы объекта до очередного отказа от момента времени t , в который система была работоспособна.

Среднее обратное остаточное время (СООВ) – это МО времени работы объекта от начала эксплуатации либо последнего восстановления до момента времени t , в который система работоспособна.

Данные ресурсные характеристики рассчитываются только для восстанавливаемых элементов. Аналогично ВФП, прямое вычисление СПОВ и СООВ для моделей Кижима является нетривиальной задачей, поэтому авторами предлагается подход, основанный на методе статистических испытаний. Для оценки СПОВ и СООВ в точке t , необходимо разыграть последовательность случайных величин – наработок до отказа $\{X_n\}$, соответствующую последовательности моментов отказа $\{T_n\}$, такую, что $T_{n-1} < t \leq T_n$, как показано на рис. 1:

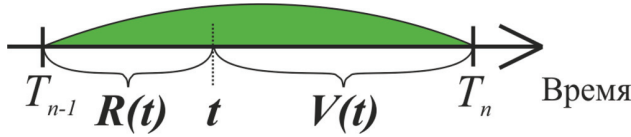


Рис. 1. Моделирование моментов отказа для вычисления остаточного времени

Оценки СПОВ $V(t)$ и СООВ $R(t)$ вычисляются как среднее из смоделированных значений:

$$V(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S (T_n - t); \quad (12)$$

$$R(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S (t - T_{n-1}). \quad (13)$$

Ниже в п.6 будут приведены результаты расчетов по данным формулам.

4.4. Оценка погрешности вычислений методом статистических испытаний

Как известно, при использовании метода статистических испытаний можно получить оценку погрешности не гарантированно, а лишь с некоторой степенью достоверности. Согласно [8, стр. 234] и ЦПТ, получаем верхнюю границу ошибки для (11) с коэффициентом доверия β :

$$\delta \leq t_\beta \sqrt{\frac{D(H_M)}{S}}; \quad (14)$$

где: t_β – значение аргумента функции Лапласа $\Phi(t)$, при котором $\Phi(t) = \beta/2$.

$$D(H_M) = \frac{\sum_{i=1}^S (H_M - N_i)^2}{S - 1}$$

– несмещенная оценка дисперсии оценки H_M .

5. Исследование существования предельной точки процесса Кижима

5.1. Расходимость последовательности моментов отказов для минимального восстановления

Для некоторых моделей неполного восстановления, последовательность **математических ожиданий** (МО) моментов времени i -го отказа $M(S_n)$, может сходиться, т.е. иметь предел при $i \rightarrow \infty$. В частности, для геометрического процесса – последовательности неотрицательных независимых случайных величин $\{\Delta_n; n = 1, 2, \dots\}$, таких, что выполняется следующее равенство по распределению [9, с. 81]:

$$\Delta_{n+1} \stackrel{d}{=} \gamma \Delta_n;$$

справедливо:

$$M(S_\infty) = M\left(\lim_{n \rightarrow \infty} S_n\right) = \frac{M\Delta}{1 - \gamma};$$

где: $M\Delta$ – МО 1-й наработки до отказа;
 $\gamma > 0$ – знаменатель (параметр) геометрического процесса.

Докажем отсутствие сходимости последовательности МО моментов отказов для моделей Кижима для распределения Вейбулла. Рассмотрим частный случай $q = 1$. Формула (9) принимает вид:

$$\begin{aligned} G_i(x) &= \int_0^x G_{i-1}(y) \lambda \beta y^{\beta-1} \exp(\lambda(y^\beta - x^\beta)) dy = \\ &= e^{-\lambda x^\beta} \int_0^x e^{\lambda y^\beta} G_{i-1}(y) d(\lambda y^\beta) = \\ &= \left\{ \lambda y^\beta = t; \quad y = \left(\frac{t}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\beta}} = U; \quad \lambda x^\beta = A \right\} = \\ &= e^{-A} \int_0^A e^t G_{i-1}(U) dt; \end{aligned}$$

Прежде всего, заметим:

$$G_1(x) = 1 - e^{-A}; \quad G_1(U) = F_1\left[\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\beta}}\right] = 1 - e^{-t};$$

$$G_2(x) = G_1(x) - A e^{-A}; \text{ и т.д.}$$

Отсюда получаем нерекуррентное выражение в явном виде для (9):

$$G_i(x) = 1 - e^{-A} \left(1 + A + \frac{A^2}{2!} + \frac{A^3}{3!} + \dots + \frac{A^{i-1}}{(i-1)!} \right).$$

Найдем МО i -го момента отказа:

$$\begin{aligned} M_i &= \int_0^\infty (1 - G_i(x)) dx = \\ &= \int_0^\infty e^{-A} \left(1 + A + \frac{A^2}{2!} + \frac{A^3}{3!} + \dots + \frac{A^{i-1}}{(i-1)!} \right) dx; \end{aligned}$$

искомое МО представлено в виде:

$$\begin{aligned} M_{i+1} &= C \left(\Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) + \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right) + \dots + \frac{1}{i!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + i\right) \right) = \\ &= C \left(\Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) + \sum_{j=1}^i \frac{1}{j!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) \right); \end{aligned} \quad (15)$$

где $C = \text{const}$; Γ – гамма-функция.

Для $j > 3$ согласно свойствам гамма-функции справедливо:

$$\frac{1}{j} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) > \frac{1}{j} \Gamma(j) = \frac{1}{j};$$

$$\sum_{j=1}^i \frac{1}{j!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) > \sum_{j=1}^i \frac{1}{j} \rightarrow \infty; \quad i \rightarrow \infty.$$

Следовательно, последовательность (15) расходится, иначе говоря:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} M_i = \lim_{i \rightarrow \infty} M(S_i | q = 1) = \lim_{i \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^i M(X_j | q = 1) = \infty. \quad (16)$$

Т.е. для частного случая $q = 1$ последовательность МО моментов отказов расходится при распределении Вейбулла для НПО и модели Кижима-1 или Кижима-2.

5.2. Расходимость моментов отказов для неполного восстановления

С учетом (2) и (3) для моделей Кижима верно: виртуальный возраст монотонно возрастает при возрастании параметра q при прочих равных условиях, для модели Кижима-1 имеем:

$$Mv_n = q \sum_{i=1}^n MX_i.$$

В обобщенном виде – если $q_1 < q_2$, то:

$$v_n(q_1) < v_n(q_2), \quad (17)$$

$$M(v_n(q_1)) < M(v_n(q_2)).$$

Далее, исследуем условную функцию распределения (1):

$$F_i(x | v_{i-1}) = \frac{F(x + v_{i-1}) - F(v_{i-1})}{1 - F(v_{i-1})}.$$

При распределении Вейбулла (4) для НПО, функция принимает вид:

$$F_i(x | v_{i-1}) = 1 - \exp(\lambda(v_{i-1}^\beta - (x + v_{i-1})^\beta)).$$

При фиксированном x , данная функция монотонно возрастает при возрастании v , иначе говоря, если $v_{i-1}^* < v_{i-1}^{**}$, то:

$$F_i(x | v_{i-1}^*) < F_i(x | v_{i-1}^{**}).$$

С учетом (17), если $q_1 < q_2$, то верно следующее неравенство:

$$F_i(x | v_{i-1}(q_1)) < F_i(x | v_{i-1}(q_2)).$$

Поскольку:

$$M(X_i | v_{i-1}(q)) = \int_0^\infty \{1 - F_i(x | v_{i-1}(q))\} dx,$$

то отсюда следует:

$$M(X_i | v_{i-1}(q_1)) > M(X_i | v_{i-1}(q_2)),$$

$$MM(X_i | v_{i-1}(q_1)) > MM(X_i | v_{i-1}(q_2)),$$

откуда по свойству МО получаем неравенство для безусловного среднего:

$$M(X_i(q_1)) > M(X_i(q_2)). \quad (18)$$

С учетом (16) и (18) приходим к следующему выводу: если данный ряд расходится при $q = 1$, то данный ряд является расходящимся и при $q \in [0; 1]$ при прочих равных условиях. Следовательно, последовательность МО моментов времени i -го отказа моделей Кижима-1 и Кижима-2 и распределения Вейбулла для НПО **расходится** на $q \in [0; 1]$.

6. Пример расчета

Апробируем изученные модели на реальных данных. Для этого воспользуемся информацией об отказах устройств накопления и обработки информации, работающих в составе штатного оборудования атомных электростанций. Для 2 выбранных устройств за время

$T \approx 8 \times 10^4$ ч был зафиксирован 121 отказ. Значения ЛФП (6), оценки параметров и доверительные интервалы для доверительной вероятности 0,95 приведены в таблице 1:

Таблица 1. Оценки параметров модели

Модель	$\ln L$	λ	β	q	$\Delta\lambda$	$\Delta\beta$	Δq
Кижима-1	-135,353	0,264	1,345	0,384	0,186	0,196	0,574
Кижима-2	-135,707	0,244	1,293	1,000	0,192	0,172	0,043

Исходя из значений ЛФП, целесообразнее выбрать модель Кижима-1 для дальнейшего исследования, как обладающую максимумом ЛФП из сравниваемых

моделей. Большие доверительные интервалы оценок объясняются недостаточным количеством исходных данных. Точечные оценки значений ВФП приведены на рис. 2 с обозначениями:

$H_C(t)$ – ступенчатая эмпирическая ВФП:

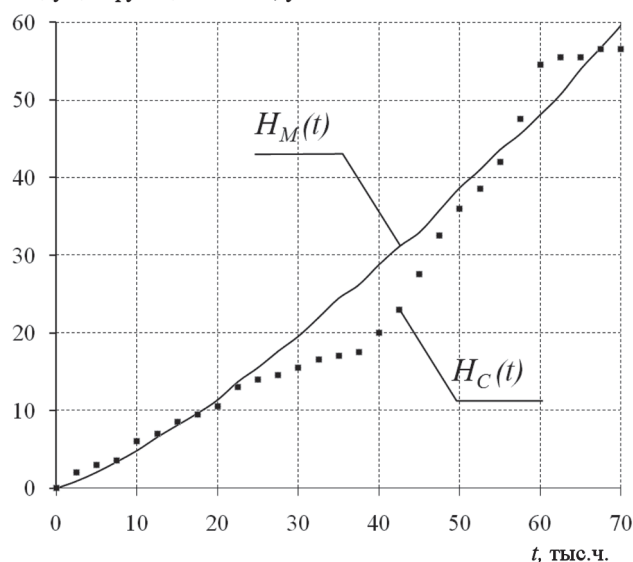
$$H_C(t) = i, \quad i: T_i \leq t \leq T_{i+1};$$

$H_M(t)$ – ВФП для модели Кижима-1 методом статистических испытаний по формуле (11);

$H_K(t)$ – ВФП для модели Кижима-1 методом конечных сумм по формулам (7) и (9);

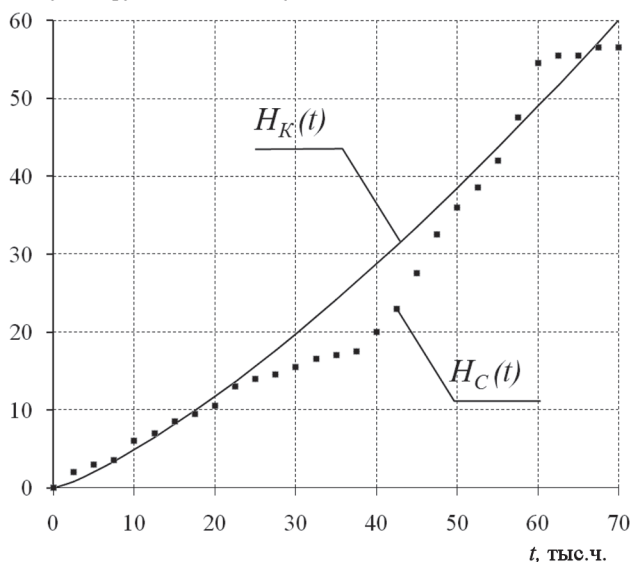
Рис. 2 демонстрирует, что сравниваемые методы дают практически идентичные результаты. Оценки

Ведущая функция потока, у.е.



а)

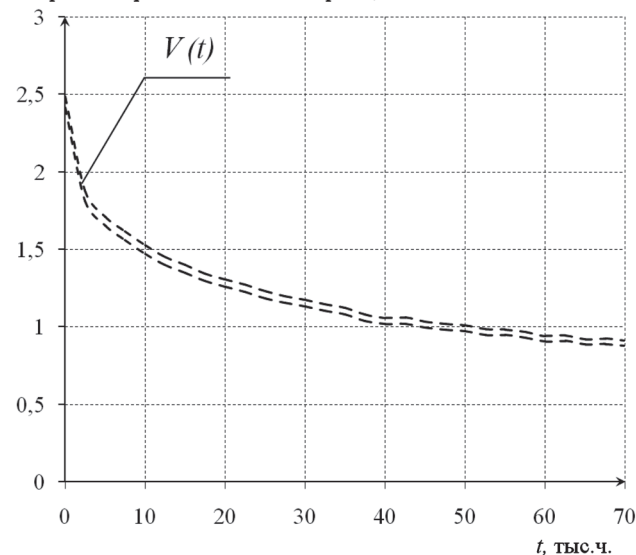
Ведущая функция потока, у.е.



б)

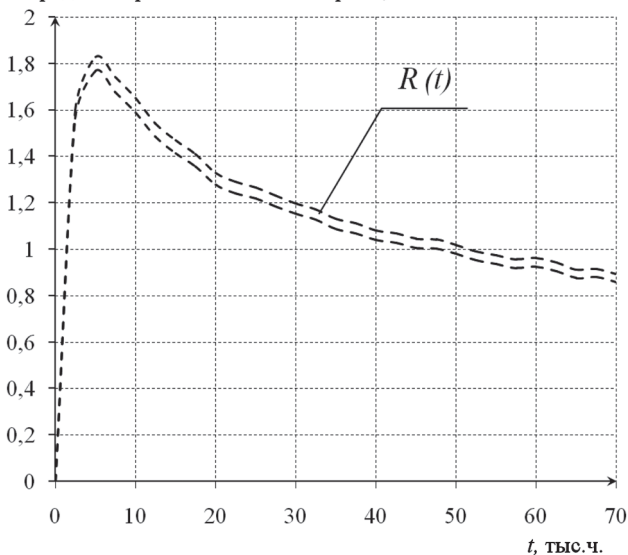
Рис. 2. Оценка ВФП методом а) статистических испытаний и б) методом конечных сумм

Среднее прямое остаточное время, тыс.ч.



а)

Среднее обратное остаточное время, тыс.ч.



б)

Рис. 3. Оценки среднего а) прямого и б) обратного остаточных времен

ВФП $H_M(t)$ и $H_K(t)$ хорошо соотносятся с экспериментальными данными – функцией $H_C(t)$, и пригодны для прогнозирования.

Интервальные оценки остаточного времени приведены на рис. 3 с обозначениями:

$V(t)$ – оценка СПОВ для модели Кижима-1 по формулам (12) и (14);

$R(t)$ – оценка СООВ для модели Кижима-1 по формулам (13) и (14).

Как видно на графике, оценки СПОВ и СООВ постоянно убывают и на наблюдаемом промежутке времени не имеют асимптотического предельного значения, что, в том числе, свидетельствует об отсутствии стационарного режима на интервале наблюдения, постепенном ухудшении его характеристик и наличии неполного восстановления.

Заключение

Модели Кижима позволяют учитывать случай неполного восстановления «хуже, чем новое, но лучше, чем было перед отказом». В статье освещается способ получения интервальных оценок параметров моделей Кижима в предположении распределения Вейбулла для наработки до первого отказа. Доказана обратно пропорциональная зависимость величины дисперсии от числа наблюдаемых элементов. Доказана расходимость последовательности математических ожиданий моментов времени i -го отказа для моделей Кижима.

Предложен метод точечной оценки ведущей функции потока, основанный на вычислении конечных сумм. Также, авторами предложено использовать метод статистических испытаний для оценки среднего прямого и обратного остаточного времени для моделей Кижима. Приведены оценки характеристик надёжности по дан-

ным эксплуатации устройств накопления и обработки информации, работающих в составе штатного оборудования атомных электростанций.

Литература

1. **Wibowo W.** On approaches for repairable system analysis : Renewal Process, Nonhomogenous Poisson Process, General Renewal Process / W. Wibowo // Indonesia, Jurnal Industri, 2010 — Vol.9, №1 — P.60-66.
2. **Каминский М., Кривцов В.** Применение метода Монте-Карло к оценке обобщенного процесса восстановления при анализе данных об отказах в период действия гарантийных обязательств // Reliability: Theory & Applications. — 2006. — №1 — С.32-34.
3. **Mettas A., Zhao W.** Analysis of Repairable Systems with General Repair // Reliability and Maintainability Symposium, 2005 — P.176–182.
4. **Чумаков И.А., Антонов А.В.** Оценки характеристик надежности в предположении неполного восстановления // Надежность. — 2014. — №1 (48). — С.3 11.
5. **Guo H., Liao H., Pulido J.** Failure Process Modeling For Systems With General Repairs / // MMR 2011. International Conference on Mathematical Methods in Reliability, 2011.
6. **Антонов А.В.** Системный анализ. Учеб. для вузов — М.: Высшая школа, 2004. — 454 с.
7. **Байхельт Ф., Франкен П.** Надежность и техническое обслуживание / — М.: Радио и связь, 1988. — 357 с.
8. **Бахвалов Н.С., Жидков Н.П., Кобельков Г.М.** Численные методы — М.: Наука, 2003. — 635 с.
9. **Чепурко В.А., Чепурко С.В.** Модели неоднородных потоков в теории восстановления. — Обнинск: НИЯУ МИФИ, 2012. — 162 с.



Chumakov I.A., Chepurko V.A., Antonov A.V.

ON SOME PROPERTIES OF KIJIMA INCOMPLETE RECOVERY MODELS

The article analyses some properties of Kijima incomplete recovery models using a Weibull distribution for time to first failure. The maximum likelihood method is used for assessment of distribution parameters and recovery coefficient. Confidence limits have been identified using a Fisher information matrix. The authors consider cases of processing data from several identical elements and prove the inverse relationship between the deviation value and the number of elements. The paper examines two ways of assessing the leading function of the deteriorating component flow. A comparison is made between the new approach that represents the leading function of the flow as the ultimate sum and the approach that uses the statistical testing method. The paper suggests the method of calculation of the average direct time and reverse residual time based on the statistical testing method. Several demonstration examples are given.

Keywords: incomplete recovery, Kijima models, Weibull distribution, leading function of flow, average direct residual time.

Introduction

Models that involve complete or minimal recovery are the most commonly used in dependability calculation of recoverable systems. Technical systems, as a rule, normally function in a more complex manner with incomplete (partial) recovery. Models that take into consideration incomplete recovery are becoming more and more popular. That includes the Kijima models that are covered in this paper.

1. Extended recovery process, Kijima models

In case of immediate recovery the real age of an element at the moment of the n -th recovery can be represented as the sum of all of its times to failure:

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i, \quad S_0 = 0;$$

where X_i is the time to the i -th failure.

Let us introduce a certain constant value q that is called a recovery coefficient (factor). We will define the virtual age of an element as a certain function v such that $v = v(\{X\}, q)$. The virtual age and distribution of time to failure are related by the following formula: let v_{i-1} be the virtual age of the element at the moment of the $(i-1)$ -th recovery. Then, random value X_i has the following conventional distribution function [1, 2]:

$$F_i(x | v_{i-1}) = \frac{F(x + v_{i-1}) - F(v_{i-1})}{1 - F(v_{i-1})}; \quad (1)$$

where $F(x)$ is the function of distribution of time to first failure (TFF) for an absolutely new element.

The Kijima-1 model implies that the n -th recovery affects only the damage received by an element between the $(n-1)$ -th and the n -th failures reducing the element's virtual age increment from X_i to qX_i . An element's virtual age after the n -th recovery can be written as follows:

$$v_n = v_{n-1} + qX_n = q \sum_{i=1}^n X_i = qS_n; \quad v_0 = 0; \quad (2)$$

The Kijima-2 model implies that each recovery affects the total damage, thus reducing the total virtual age:

$$v_n = qv_{n-1} + qX_n = q(q^{n-1}X_1 + q^{n-2}X_2 + \dots + X_n); \quad v_0 = 0; \quad (3)$$

Therefore, the TFF distribution and coefficient q completely define the Kijima models recovery processes. Among others, according to [2, 3, 4] the case of $q = 0$ describes a complete recovery, the case of $q = 1$ describes a minimal recovery, the case of $0 < q < 1$ describes incomplete recovery "worse than new but better than before the failure". Model parameters can be evaluated in a number of ways.

2. Parametric evaluation of model parameters

2.1 Method of maximum likelihood

Let us consider the approach based on the method of maximum likelihood (MML) [1, 5]. Here and further the assumption is that the TFF has a Weibull distribution. The function of this distribution has various notations. In this paper, the following form is used in order to simplify further calculations:

$$F(x) = 1 - \exp(-\lambda x^\beta); \quad \beta \geq 1. \quad (4)$$

For (1) subject to (4) the log-likelihood function (LLF) is known [4]:

$$\begin{aligned} \ln L(\lambda, \beta, q) = & n(\ln \lambda + \ln \beta) + \lambda \sum_{i=1}^n [v_{i-1}^\beta - (X_i + v_{i-1})^\beta] + \\ & + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln(X_i + v_{i-1}); \end{aligned} \quad (5)$$

where v_i depend on q as (2) or (3).

Estimation λ, β, q can be derived by means of numerical techniques [1, 5].

Then let us assume that under observation are simultaneously k absolutely identical recoverable elements. In this case we assume that the i -th failure times have identical distributions for each element. Let us write LLT as in (5), yet taking into consideration k samples of failure times [3]:

$$\begin{aligned} \ln L(\lambda, \beta, q) = & \sum_{j=1}^k n_j (\ln \lambda + \ln \beta) + \\ & + \lambda \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n [v_{j,i-1}^\beta - (X_{j,i} + v_{j,i-1})^\beta] + (\beta - 1) \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n \ln(X_{j,i} + v_{j,i-1}). \end{aligned} \quad (6)$$

Function (6) allows finding parameter estimations as in (5).

2.2 Error estimation of the method of maximum likelihood

In order to find the MML estimation variance, we must use a Fisher information matrix [6, page 201]. Let us write the parameter vector (λ, β, q) as (u_1, u_2, u_3) . The elements of a Fisher information matrix are calculated as follows:

$$I(i, j) = -M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right].$$

Estimate variances are calculated by covariance matrix $V = I^{-1}$, while $D(u_i) = V(i, i)$. For LLT (6) of k observed identical elements it is possible to similarly calculate elements $I_k(i, j)$ of the Fisher matrix I_k , then to find the respective variance $D_k(u_i)$.

Any j -th of the observed k elements has the number of failures n_j with identical distribution and mathematical expectation (ME):

$$Mn_j = Mn_1; \quad j = 1 \dots k.$$

For the i -th time to failure of the j -th element $X_{j,i}$ and respective virtual age of $v_{j,i-1}$ we deduce:

$$\begin{aligned} MX_{j,i} &= MX_{1,i}; \quad j = 1 \dots k; \\ Mv_{j,i-1} &= Mv_{1,i-1}; \quad j = 1 \dots k. \end{aligned}$$

Also note that the times before failure of the first element $X_{1,i}$ do not depend on the times before failure of the second element $X_{2,i}$, third, etc. for any i . Let us examine the elements of the matrix I_k constructed for (6) and compare them with the elements of the matrix I_1 constructed for one element using (5):

$$\begin{aligned} I_k(1, 1) &= -M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \lambda^2} \right] = -M \left[\frac{\sum_{j=1}^k n_j}{\lambda^2} \right] = \\ &= -kM \left[\frac{n_1}{\lambda^2} \right] = kI_1(1, 1) = kI(1, 1). \end{aligned}$$

Similarly, for all the other elements $I_k(i, j) = kI_1(i, j)$, from where we deduce the variance:

$$\begin{aligned} D_k(\theta_i) &= V_k(i, i) = I_k^{-1}(i, i) = \frac{1}{k} I_1^{-1}(i, i) = \\ &= \frac{1}{k} D_1(\theta_i) = \frac{1}{k} D(\theta_i). \end{aligned}$$

The results indicate that in statistical terms **the estimate variance is negatively related to** the number of observed identical elements. In other words, estimate variance per k samples of the same size will be k times smaller than the estimate variance per a single sample. It should be noted that Kijima processes are not homogenous, therefore this property does not follow from the definition of the processes themselves.

3. Estimation of the leading function of the stream based on sum total calculation

The ME of the mean failures per interval $(0; t]$ is also known as the recovery function, leading function of the flow (LFF). For the case of incomplete recovery this value is defined with an integral equation that is impossible to solve analytically, while even the computational solution is complicated [2]. By definition, LFF can be represented as an infinite sum [7, стр.88]:

$$H(x) = \sum_{i=1}^{\infty} G_i(x), \quad (7)$$

where $G_i(x)$ is the distribution function of the time point of the i -th failure of S_i .

Unlike distribution (1), $G_i(x)$ is an unconditional distribution. Let us find $G_i(x)$. In order to do that let us consider S_i as a sum of random values S_{i-1} and X_i , where X_i is the i -th time to failure. Next, let us find the distribution function of this sum:

$$\begin{aligned} G_i(x) &= P(S_{i-1} + X_i < x) = \\ &= \int_0^x g_{i-1}(y) \int_0^{x-y} \frac{f(z+qy)}{1-F(qy)} dz dy = \\ &= \int_0^x \frac{g_{i-1}(y)}{1-F(qy)} [F(x+y(q-1)) - F(qy)] dy. \end{aligned} \quad (8)$$

Let us transform (8) in order to make it suitable for calculations:

$$G_i(x) = \int_0^x g_{i-1}(y) R(x, y) dy, \quad (9)$$

$$\begin{aligned} R(x, y) &= -\frac{(q-1)f(x+y(q-1))}{1-F(qy)} - \\ &= -\frac{qf(qy)}{(1-F(qy))^2} [F(x+y(q-1)) - 1]. \end{aligned}$$

In case of a Weibull distribution the last equation changes to:

$$R_w(x, y) = \lambda \beta (q(qy)^{\beta-1} - (q-1)d^{\beta-1}) \exp(\lambda((qy)^{\beta} - d^{\beta})),$$

where $d = x + y(q-1)$.

Equation (9) defines the recurrent dependence between the distribution functions of failure time points. Knowing the TFF distribution (4) we can calculate a certain sum total of the distribution function. A similar recurrence equation was deduced for distribution density of the i -th time to failure:

$$\begin{aligned} g_i(x) &= \frac{\partial F_i(x)}{\partial x} = \int_0^x \frac{g_{i-1}(y)}{1-F(qy)} f(x+y(q-1)) dy = \\ &= \int_0^x g_{i-1}(x) Q(x, y) dy. \end{aligned}$$

In case of a Weibull distribution the equation $Q(x, y)$ changes to:

$$Q_w(x, y) = d^{\beta-1} \exp(\lambda((qy)^{\beta} - d^{\beta})).$$

Out of (7) we can find the value of LFF with a certain error that decreases as i increases.

4. Evaluation by means of statistical tests

4.1 Modeling of times to failure

Assuming that the distribution parameters and recovery coefficients of the Kijima models known, it becomes possible to model Kijima processes (2) and (3). The TFF distribution function is found as (1). Out of [4] we will deduce the formula for the i -th time to failure:

$$X_i = ((v_{i-1})^{\beta} - \lambda^{-1} \ln U)^{\beta^{-1}} - v_{i-1}. \quad (10)$$

For modelling, $U \sim U[0;1]$ must be played.

4.2 Estimation of the leading function of the flow

In case of incomplete recovery, a popular way of calculating LFF is the method of statistical tests that, among others, is suitable for evaluation prediction in the future. In order to evaluate LFF in point t , it is required to play a sequence of random values, times to failure. N_j is the number of failures that occurred within time t , i.e. the value of LFF. Then, modeling is repeated the required number of times S . The final estimate of LFF $H_M(t)$ is calculated as the mean of the modeled values [5]:

$$H_M(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S N_i. \quad (11)$$

4.3 Estimation of the average direct time and reverse residual time

The average direct residual time (ADRT) [7] is the ME of the remaining time of facility operation till the next failure from the time point t when the system was operable.

The average reverse residual time (ARRT) is the ME of facility operation time from the beginning of operation or last recovery till the time point t when the system is operable.

Those life characteristics are calculated only for recoverable elements. Similarly to LFF, a direct calculation of ARRT and ARRT for Kijima models is not a trivial task, therefore the authors propose an approach based on statistical testing. In order to evaluate ADRT and ARRT in point t , it is required to play a sequence of random values, times to failure $\{X_n\}$, that corresponds to the sequence of failure points $\{T_n\}$ such that $T_{n-1} < t \leq T_n$ as shown in Figure 1.

Estimates of ADRT $V(t)$ and ARRT $R(t)$ are calculated as the average of the modeled values:

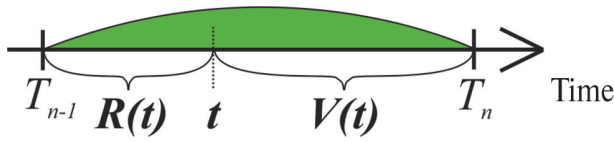


Fig. 1. Modeling of failure points for calculation of residual time

$$V(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S (T_n - t); \quad (12)$$

$$R(t) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S (t - T_{n-1}). \quad (13)$$

Item 6 below will list the results of calculations using those formulas.

4.4. Evaluation of calculation errors by means of statistical tests

As it is known, the method of statistical testing enables error evaluation that only has a certain degree of confidence. According to [8, page 234] and CLT we deduce the upper limit of error for (11) with confidence coefficient $\mathfrak{B}$:

$$\delta \leq t_{\mathfrak{B}} \sqrt{\frac{D(H_M)}{S}}; \quad (14)$$

where $t_{\mathfrak{B}}$ is the value of argument of Laplace's function $\Phi(t)$ wherein $\Phi(t) = \mathfrak{B}/2$.

$$D(H_M) = \frac{\sum_{i=1}^S (H_M - N_i)^2}{S-1}$$

is the unbiased estimator of variance of estimate H_M .

5. Investigation of the existence of the accumulation point of the Kijima process

5.1 Divergence of failure points sequence for minimal recovery

For some incomplete recovery models the sequence of mathematical expectations (ME) of time points of the i -th failure $M(S_n)$ can converge, i.e. have a limit under $i \rightarrow \infty$. In particular, for a geometrical process, a sequence of non-negative independent random values $\{\Delta_n; n = 1, 2, \dots\}$ such that the following equation for distribution [9, page 81] is correct:

$$\Delta_{n+1} = \gamma \Delta_n;$$

the following is correct:

$$M(S_{\infty}) = M\left(\lim_{n \rightarrow \infty} S_n\right) = \frac{M\Delta}{1-\gamma};$$

where $M\Delta$ is the ME of the first time to failure; $\gamma > 0$ is the denominator (parameter) of the geometrical process.

Let us prove the absence of convergence of the ME of the sequence failure points for Kijima models for a Weibull distribution. Let us consider the special case $q = 1$. Formula (9) changes to:

$$\begin{aligned} G_i(x) &= \int_0^x G_{i-1}(y) \lambda \beta y^{\beta-1} \exp(\lambda(y^{\beta} - x^{\beta})) dy = \\ &= e^{-\lambda x^{\beta}} \int_0^x e^{\lambda y^{\beta}} G_{i-1}(y) d(\lambda y^{\beta}) = \\ &= \left\{ \lambda y^{\beta} = t; \quad y = \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\beta}} = U; \quad \lambda x^{\beta} = A \right\} = \\ &= e^{-A} \int_0^A e^t G_{i-1}(U) dt; \end{aligned}$$

First, let us note:

$$G_1(x) = 1 - e^{-A}; \quad G_1(U) = F_1\left[\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\beta}}\right] = 1 - e^{-t};$$

$$G_2(x) = G_1(x) - A e^{-A}; \text{ etc.}$$

Out of there we deduce a non-recurrent explicit expression for (9):

$$G_i(x) = 1 - e^{-A} \left(1 + A + \frac{A^2}{2!} + \frac{A^3}{3!} + \dots + \frac{A^{i-1}}{(i-1)!} \right).$$

Let us find the ME of the i -th failure point:

$$\begin{aligned} M_i &= \int_0^{\infty} (1 - G_i(x)) dx = \\ &= \int_0^{\infty} e^{-A} \left(1 + A + \frac{A^2}{2!} + \frac{A^3}{3!} + \dots + \frac{A^{i-1}}{(i-1)!} \right) dx; \end{aligned}$$

the unknown ME is as follows:

$$\begin{aligned} M_{i+1} &= C \left(\Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) + \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right) + \dots + \frac{1}{i!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + i\right) \right) = \\ &= C \left(\Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) + \sum_{j=1}^i \frac{1}{j!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) \right); \end{aligned} \quad (15)$$

where $C = \text{const}$; Γ is a gamma function.

For $j > 3$ according to the properties of the gamma function the following is correct:

$$\frac{1}{j} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) > \frac{1}{j} \Gamma(j) = \frac{1}{j};$$

$$\sum_{j=1}^i \frac{1}{j!} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + j\right) > \sum_{j=1}^i \frac{1}{j} \rightarrow \infty; \quad i \rightarrow \infty.$$

Therefore, the sequence (15) diverges, in other words:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} M_i = \lim_{i \rightarrow \infty} M(S_i | q = 1) = \lim_{i \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^i M(X_j | q = 1) = \infty. \quad (16)$$

I.e. for the specific case $q = 1$, the sequence of the MEs of failure points diverges under Weibull distribution for TFF and Kijima-1 and Kijima-2 models.

5.2 Divergence of failure points for incomplete recovery

Taking into consideration (2) and (3), for Kijima models the following is correct: the virtual age increases monotonously as the parameter q increases, other things equal for model Kijima-1 we have:

$$Mv_n = q \sum_{i=1}^n MX_i.$$

In general, if $q_1 < q_2$, then:

$$v_n(q_1) < v_n(q_2), \quad (17)$$

$$M(v_n(q_1)) < M(v_n(q_2)).$$

Next, we examine the conditional distribution function (1):

$$F_i(x | v_{i-1}) = \frac{F(x + v_{i-1}) - F(v_{i-1})}{1 - F(v_{i-1})}.$$

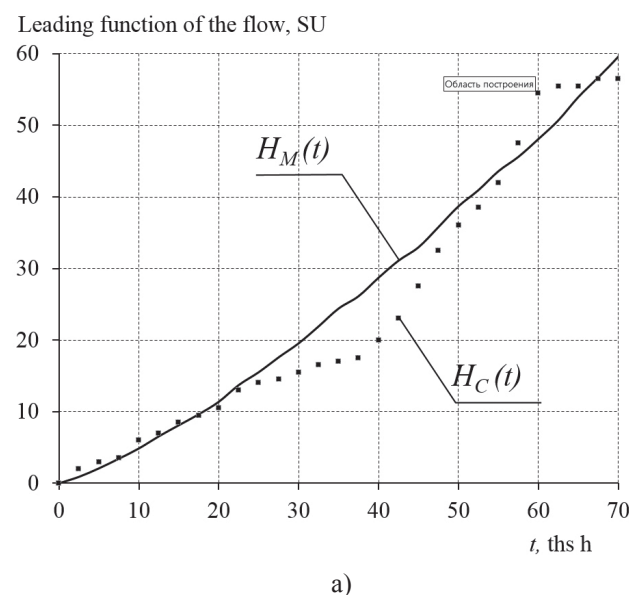
Under Weibull distribution (4) for TFF, the function changes to:

$$F_i(x | v_{i-1}) = 1 - \exp(\lambda(v_{i-1}^\beta - (x + v_{i-1})^\beta)).$$

Under fixed x this function monotonously increases as v increases, in other words, if $v_{i-1}^* < v_{i-1}^{**}$, then:

$$F_i(x | v_{i-1}^*) < F_i(x | v_{i-1}^{**}).$$

Under (17), if $q_1 < q_2$, then the following inequation is correct:



$$F_i(x | v_{i-1}(q_1)) < F_i(x | v_{i-1}(q_2)).$$

Whereas:

$$M(X_i | v_{i-1}(q)) = \int_0^\infty \{1 - F_i(x | v_{i-1}(q))\} dx,$$

it follows whence:

$$M(X_i | v_{i-1}(q_1)) > M(X_i | v_{i-1}(q_2)),$$

$$MM(X_i | v_{i-1}(q_1)) > MM(X_i | v_{i-1}(q_2)),$$

out of which based on the ME property we get the inequation for the unconditional mean:

$$M(X_i(q_1)) > M(X_i(q_2)). \quad (18)$$

Subject to (16) and (18), we come to the following conclusion: if this sequence diverges under $q = 1$, then this sequence is also diverging under $q \in [0; 1]$ other things equal. Therefore, the sequence of the MEs of time points of the i^{th} failure of the Kijima-1 and Kijima-2 models and Weibull distribution for TFF **diverge** at $q \in [0; 1]$.

6. Example of calculation

Let us try out the above examined models with real data. For that purpose let us use the information on the failures of information collection and processing devices operating as part of standard equipment of nuclear power plants. For two selected devices over the time $T \approx 8 \cdot 10^4$ h, 121 failure was registered. The value of LLT (6), parameter estimates and confidential intervals for probability belief 0.95 are given in table 1:

Given the LLT values, the Kijima-1 model should be chosen for further research, as it has the highest LLT out of the compared models. Large confidential intervals of estimates are explained by the insufficient amount of input data. Point estimation of LLT values is given in Figure 2 with the following designations:

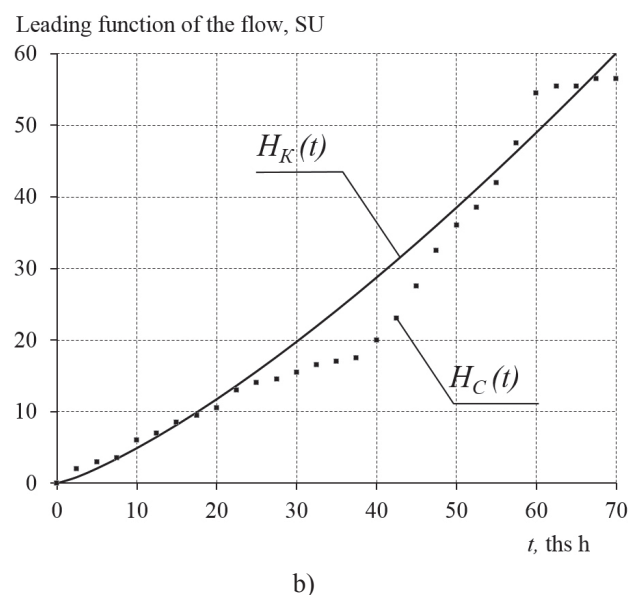


Fig. 2. Estimation of LLT by means of a) statistical testing and b) sum total method

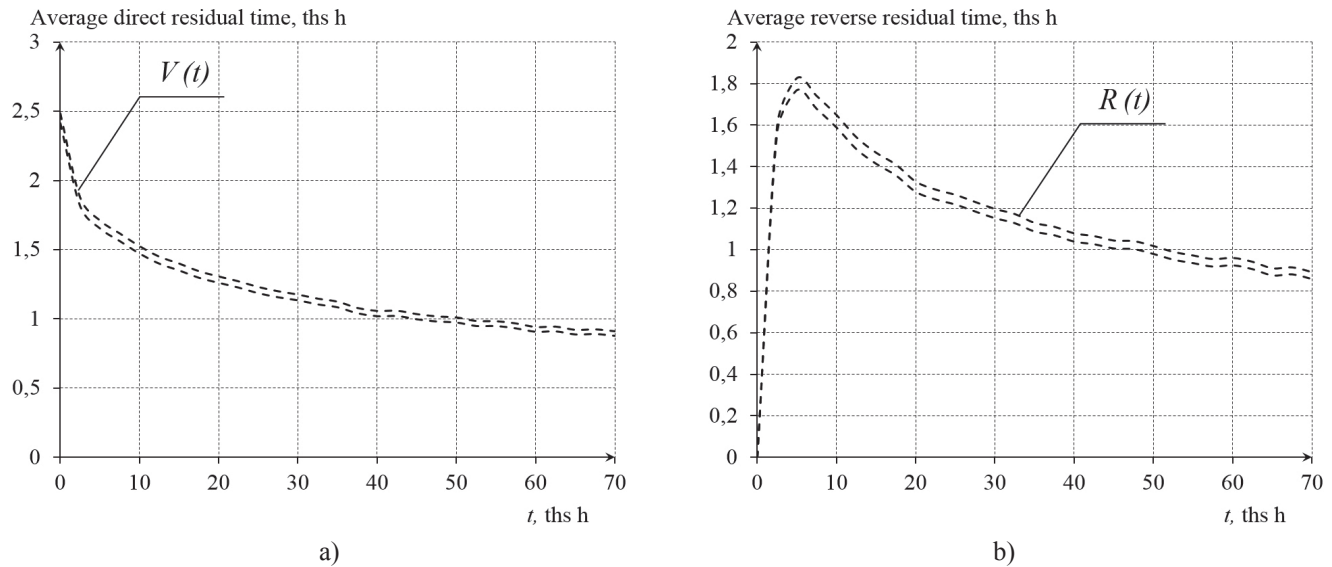


Fig. 3. Estimation of the average a) direct and b) reverse residual times

Table 1. Model parameters evaluation

Model	$\ln L$	λ	β	q	$\Delta\lambda$	$\Delta\beta$	Δq
Kijima 1	-135.353	0.264	1.345	0.384	0.186	0.196	0.574
Kijima 2	-135.707	0.244	1.293	1.000	0.192	0.172	0.043

$H_C(t)$ is the graduated empirical LLT:

$$H_C(t) = i, \quad i: T_i \leq t \leq T_{i+1};$$

$H_M(t)$ is the LLT for Kijima-1 model by means of statistical testing using formula (11);

$H_K(t)$ is the LLT for Kijima-1 model by means of the sum total method using formulas (7) and (9);

Figure 2 shows that the compared methods yield practically identical results. LLT estimates $H_M(t)$ and $H_K(t)$ correspond well with the experimental data, the function $H_C(t)$, and are suitable for forecasting.

Interval estimations of the residual time are given in figure 3 with the following designation:

$V(t)$ is the ADRT estimate for Kijima-1 model using formulas (12) and (14);

$R(t)$ is the ARRT estimate for Kijima-1 model using formulas (13) and (14);

As the graph shows, the ADRT and ARRT estimates constantly decrease and within the observed period of time do not have an asymptotic limited value, which, among other things, indicates the absence of steady mode within the observed interval, progressive degradation of its characteristics and presence of incomplete recovery.

Conclusion

Kijima models allow taking into consideration incomplete recoveries “worse than new but better than before the failure”. The article analyses the method of obtaining interval estimations of Kijima models parameters using Weibull distribution for time to first failure. The negative relation of the variance value and the number of observed elements is proven. The divergence of sequence of mathematical expectations of time point of the i -th failure for Kijima models is proven.

A method of point estimation of the leading function of the stream based on sum total calculation is suggested. Also, the authors suggest using the statistical test method for evaluation of the average direct time and reverse residual time for Kijima models. The paper puts forward evaluations of dependability characteristics based on operation data of information collection and processing devices as part of standard equipment of nuclear power plants.

References

1. **Wibowo W.** On approaches for repairable system analysis: Renewal Process, Nonhomogenous Poisson Process, General Renewal Process // *Indonesia, Jurnal Industri*, 2010 – Vol.9, №1 – P.60-66.
2. **Kaminsky M., Krivtsov V.** Use of the Monte Carlo method in the evaluation of the extended recovery process as part of failure data analysis during the warranty period // *Reliability: Theory & Applications*. – 2006. – Issue No. 1 – P. 32 – 34.
3. **Mettas A., Zhao W.** Modeling and Analysis of Repairable Systems with General Repair // *Reliability and Maintainability Symposium*, 2005 – P.176-182.
4. **Chumakov I.A., Antonov A.V.** Evaluation of dependability characteristics on the assumption of incomplete recovery // *Dependability*. – 2014. – Issue No. 1 (48). – P. 3 11.
5. **Guo H., Liao H., Pulido J.** Failure Process Modeling For Systems With General Repairs // *MMR 2011. International Conference on Mathematical Methods in Reliability*, 2011.
6. **Antonov A.V.** System analysis. Textbook for higher educational institutions / – Moscow: Vyshaya shkola, 2004. – 454 p.
7. **Beihelt F., Franken P.** Reliability and maintenance / – Moscow: Radio i sviaz, 1988. – 357 p.
8. **Bakhvalov N.S., Zhidkov N.P., Kobelkov G.M.** Numerical techniques / – Moscow: Nauka, 2003. – 635 p.
9. **Chepurko V.A., Chepurko S.V.** Non-uniform streams models in the renewal theory / – Obninsk: NRNU MEPhI, 2012. – 162 p.

**Похабов Ю.П.**

О ФИЛОСОФИЧЕСКОМ АСПЕКТЕ НАДЕЖНОСТИ НА ПРИМЕРАХ УНИКАЛЬНЫХ ВЫСОКООТВЕТСТВЕННЫХ СИСТЕМ

Рассматривается философический аспект надежности на примерах уникальных высокоответственных систем, для которых невозможно применять вероятностно-статистические методы теории надежности.

Ключевые слова: уникальные высокоответственные системы, надежность, безотказность, свойство, способность, параметр, показатель.

Введение

Для инженеров не существует, пожалуй, ничего более неопределенного, чем число девяток в показателях безотказности. Без реальной возможности как-то ощутить и измерить эти девятки, возникает соблазн махнуть рукой, да и вписать нужную цифру надежности в техническое задание на разработку, а дальше жизнь рассудит, угадал или нет. На то она и вероятность!

Совершенно недопустимой, с позиций классической теории надежности, выглядит вероятность безотказной работы (ВБР) равная единице, поэтому, дабы не дразнить приверженцев ортодоксальных взглядов, требования по безотказности задают близкими к единице. Однако сути это не меняет. Существует класс технических систем – уникальные высокоответственные системы (УВС), для которых требования ВБР устанавливаются на уровне четырех и выше девяток, при этом в каждом конкретном случае применения подразумевается и ожидается гарантированное выполнение ими функциональных задач [1]. К таким системам в частности относятся крупногабаритные трансформируемые механические системы (КТМС) космических аппаратов (КА) [2], например, раскрывающиеся панели солнечных батарей (БС). Любой отказ в таких системах – это не просто невыполнение требований по надежности, но и огромные, а в некоторых случаях колоссальные, убытки и потери, ставящие под сомнение целесообразность их создания без гарантий надежности.

Между тем верификация безотказности на уровне трех-четырёх девяток для изделий, которые изготавливаются всего лишь в одном экземпляре, является во многом нерешенной научной задачей [3]. Да, и вряд ли найдется инженер, способный решить, что такого нужно практически изменить в конструкции конкретной УВС, чтобы повысить ее безотказность, положим, с трех девяток до четырех девяток. Причем упор непременно будет сделан на отсутствие статистики, т.е., по сути, исходных данных (ведь, речь-то идет о системах, изготовленных в единственном экземпляре). Однако если аналогичный вопрос поставить относительно повышения прочности УВС, тут же будут перечислены конкретные, причем методологические, варианты решения задачи (уникальность объекта здесь не

помеха, и никого это не смущает). Безусловно, показатели надежности технических систем можно, а в некоторых случаях непременно нужно, определять статистическими методами. Но что делать, если статистики под рукой нет, или ее невозможно получить, или поведение объектов не постулируется в форме статистических гипотез?

Впервые учет реальных факторов внешней среды, свойств системы, технологических, эксплуатационных и т.п. требований для решения задач надежности механических систем вместо понятий и методов формальной теории надежности предпринял В.В. Болотин [4-6]. В сформулированной им теории надежности механических систем, надежность рассматривается как эволюция траекторий элементов качества во времени в пределах области допустимых состояний пространства качества, а отказ трактуется как выброс траектории какого-либо элемента за пределы области допустимых состояний. Надежность – это объективная мера возможности наступления событий, которая зависит не от многократности воспроизведения тех или иных событий, а от выбора конкретных материалов, принятых конструкторских решений, используемых технологий и способов производства, условий взаимодействия с внешней средой.

В таком восприятии надежности, девятки в показателе безотказности УВС несут не статистическое, а объективное значение, исходя из чего инженеру требуется научиться методам анализа и оценки надежности, которые бы оживляли цифры в показателях безотказности, визуализируя «траектории элементов качества во времени». Оживить девятки – значит наполнить их смыслами, а потому без философии, как универсального «скальпеля» для препарирования смыслов, здесь никак не обойтись.

Следует отметить, что в данной статье предпринимается далеко не первая попытка проникнуть вглубь философии надежности [7, 8], однако на сей раз предлагается к рассмотрению философский аспект надежности на примерах УВС, для которых в большинстве своем невозможно применять вероятностно-статистические методы теории надежности.

Подход к философическому пониманию надежности

Поскольку всякая наука, каков бы ни был ее предмет, изучает вещи, их свойства и отношения, предлагается обратиться к парадигме об их триединстве, предложенной А.И. Уёмовым [9]. Согласно этой парадигме свойства являются одной из философских категорий, тесно связанных друг с другом и переходящих друг в друга – вещи, как отношение свойств, свойства, как отношение вещей и отношения, как свойство вещей. Свойства относятся исключительно к вещам, выражают те или иные их стороны и не существуют вне отношений вещи к другим вещам.

Чтобы не возникало соблазна «рыночно-барахольного» восприятия сути вещей, условимся в дальнейших рас-

суждениях относить понятие «вещь» к синонимическому ряду, обозначающему предмет: объект, изделие, система и т.д. Т.е. употреблять это понятие в техническом значении.

Любые вещи, как совокупность элементов материального мира – атомов, молекул, веществ, предметов или систем, находятся в непрерывных отношениях взаиморасположения, взаимосвязи и взаимодействия, что проявляется в их свойствах. Вещи обладают внутренней структурой в виде совокупности элементов с определенным пространственным расположением и взаимосвязями: химическими, механическими, геометрическими, кинематическими, жесткостными и пр., что дает возможность вещам не распадаться, иметь заданные геометрические размеры и формы, функционировать определенным образом и пр., т.е. проявляться в виде тех или иных свойств. В то же время свойства вещей проявляются по-иному, изменяясь или дополняясь, если учитывать не только их внутреннюю структуру, но также условия и процессы взаимодействия между элементами: механику, износ, электрохимическую коррозию, ползучесть, смятие, усталость и пр., т.е. режимы сосуществования и функционирования внутренних элементов.

Исходя из единства принципов построения материальных систем, свойства, проявленные во взаиморасположении, взаимосвязи и взаимодействии элементов внутри какой-либо вещи, подобным же образом проявляются во взаиморасположении, взаимосвязи и взаимодействии с другими вещами. В результате отношения вещей друг с другом, свойства каждой из них обнаруживаются как некий суммарный итог, отличный от свойств вещей по отдельности, т.е. проявляются по-иному, чем сами по себе. Таким образом, свойства всегда двояко обусловлены: внутренним содержанием вещи, как совокупности взаиморасположения, взаимосвязей и взаимодействий составляющих ее элементов, и отношениями с окружающими вещами. Любая вещь выступает как совокупность свойств, каждое из которых выражает ее как единое целое с определенной стороны. Например, согласно своим смысловым понятиям, как неизменность, постоянство, достоверность, доверительность, – то, что не подведет, на что долгое время можно положиться, надежность выражает вещь со стороны сохранения стабильности. Под стабильностью здесь понимается *устойчивое состояние, обладающее способностью к длительному существованию, сохранению во времени.*

По сути своей, надежность – это одно из свойств вещей, но, какова сущность этого свойства?

Согласно рассматриваемой парадигме, отношения свойств представляют собой вещь, которую можно рассматривать как систему свойств, находящихся в иерархии отношений простых и существенных свойств. Совокупность простых свойств группируется вокруг устойчивого целостного единства вещи – существенного свойства, отображающего какую-либо значимую сторону вещи. Например, цвет – это простое свойство. Сочетание цветов и оттенков, композиция и стиль на-

несенных рисунков и шрифтов, пропорции предмета, контуры обвода и пр. – это уже существенное свойство, отображающее эстетическую сторону вещи.

Совокупность простых и существенных свойств вещи образуют главное существенное свойство – качество, которое определяет специфику вещи, выделяющую ее из всех других вещей. Качество, как философская категория – это свойство, выражающее вещь со стороны ее целостного единства, оно является границей данной вещи, с исчезновением этого свойства данная вещь превращается в другую вещь. Различие между качеством и остальными свойствами в том, что без тех или иных свойств вещь существовать может, а уничтожение качества уничтожает вещь, но не аннигилирует ее, а превращает в другую вещь, с другим качеством.

Важно различать и обобщать качество, как философскую категорию, и качество продукции, как «совокупность свойств продукции, обуславливающих ее пригодность удовлетворять определенные потребности в соответствии с ее назначением» [ГОСТ 15467-79, статья 3]. Например, «Жигули» и «Мерседес» в философском восприятии качества являются автомобилями, и перестают ими быть, только тогда, когда их ремонт невозможен или нецелесообразен. С позиций качества продукции – это разные автомобили, но только лишь в потребительском восприятии человека, поскольку от этого они не перестают быть автомобилями с позиций философии, как самодвижущиеся машины, управляемые человеком.

Если качество – это свойство, характеризующее целостное единство вещи, значит, должно быть, свойство, характеризующее сохранность целостного единства вещи во времени. По определению, таким свойством является надежность, поскольку исправно работающая вещь в случае отказа по истечению какого-либо времени теряет качество, а ее ремонт возвращает качество вновь, однако, при неустранимом отказе, качество теряется безвозвратно.

Таким образом, надежность – это свойство сохранять качество во времени (для сравнения: *надежность является одним из зависящих от времени аспектов качества* [ИСО 8402:1994, статья 2.5, примечание 2], или *надежность – это качество, развернутое во времени* [10]). Учитывая, что качество – это совокупность свойств вещи, то надежность можно также рассматривать, как свойство сохранять стабильность свойств вещей (для сравнения: *надежность – это сохраняемость объекта в течение заданного промежутка времени в пределах, необходимых и достаточных для обеспечения его работоспособности в режиме эксплуатационных нагрузок* [11]).

По аналогии, безотказность – это свойство непрерывно сохранять качество во времени, или свойство непрерывно сохранять стабильность свойств вещей.

Исходя из сказанного, совокупность всех свойств вещи, включая надежность, как неотъемлемую ее часть, создает качество, делая его уровень достижимым, в то же время надежность выражает достигнутое качество,

как единое целое, со стороны его сохранения во времени. Таким образом, исходя из философического понимания, надежность отражает достижимость определенного уровня качества, и одновременно характеризует сохранение качества во времени.

Первое следствие философического аспекта надежности

Исходя из представленного философического понимания, становится очевидным, что надежность, как свойство присуще исключительно материальным объектам (по А.И. Уёмову, свойство – это отношение вещей). Если обратиться к терминологии, то именно так это и отражено в современном термине «надежность». *Надежность – свойство объекта сохранять во времени в установленных пределах значения всех параметров, характеризующих способность выполнять требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования* [ГОСТ 27.002-89, таблица 1, статья 1.1]. Учитывая тот факт, что, согласно ГОСТ 25866-83 режимы и условия применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования – это в совокупности есть условия эксплуатации, то под надежностью понимается сохранение в установленных пределах значений параметров технических объектов исключительно при эксплуатации.

Исходя из определения термина «надежность» подразумевается, что, в период от начала до завершения эксплуатации, допускается некоторое снижение уровня значений параметров, влияющих на надежность. Таким образом, чтобы обеспечить заданный уровень надежности на конец эксплуатации, предполагается, что к началу эксплуатации объект должен иметь максимально необходимый для этого исходный уровень надежности. Причем исходный уровень надежности является априори выше текущего. Отсюда риторический вопрос, каким должно быть значение показателя ВБР для УВС на начало эксплуатации, чтобы к концу эксплуатации быть близким к единице?

Как известно, эксплуатация является частью жизненного цикла изделий, которому предшествуют стадии разработки, технологической подготовки производства и производственного цикла. На стадиях разработки и технологической подготовки производства материального объекта еще не существует, можно лишь говорить о существовании различного рода моделей объекта, а на стадии производственного цикла материальный объект только создается, и до сдачи в эксплуатацию его де-факто не существует.

Применительно к УВС возникает парадокс. Изделия, как материального объекта, еще нет, но его ожидаемая безотказность при этом должна быть предельно близкой к единице. На практике это означает, что к началу эксплуатации состояние УВС с позиций надежности должно быть идеальным, при котором отсутствовали бы конструкторские, производственные и эксплуатацион-

ные предпосылки к отказам, т.е. по мере продвижения по стадиям жизненного цикла, его безотказность не должна ухудшаться за счет:

- несовершенств методов проектирования и конструирования, конструкторских ошибок, нарушений требований нормативно-технической документации, нарушений норм и правил конструирования;

- несовершенств и ошибок применяемых технологий;

- дефектов и ошибок изготовления, сборки и монтажа, нарушений технологических процессов изготовления, приработки узлов трения и сборки, ухудшения параметров в результате испытаний, предусмотренных производственным циклом.

Отсюда следует вывод, уже прозвучавший ранее в несколько иной форме: надежность – это не только свойство, но и способность – то, что дает возможность это свойство проявить (терминологически, *способность – это свойство, позволяющее кому-то или чему-то осуществить какое-либо действие*).

Такой аспект дает возможность уже на ранних этапах жизненного цикла, предшествующих эксплуатации, учитывать еще один внешний фактор в обеспечении надежности. Это не что иное, как неточности и ошибки при создании моделей в процессе разработки и технологической подготовки, а также несанкционированные воздействия на физический объект при сборочных работах и техническом обслуживании, в виде вероятности безошибочных действий людей, участвующих в разработке и создании УВС.

Возможность рассматривать надежность как свойство и как способность в зависимости от стадии жизненного цикла, позволяет устранить коллизию терминологий надежности, на которую обращал внимание А.С. Проников. В отечественной литературе термин надежность (reliability) чаще всего трактуется, как свойство (property), а в англоязычных источниках определяется преимущественно, как способность (ability) изделия сохранять во времени заданные функции [8]. Спрашивается, надежность – это все же способность, утверждение в традициях американской школы надежности, или свойство, принятое в советской и российской школе надежности? С позиций рассматриваемого философического аспекта надежности УВС, надежность – это свойство и способность одновременно. При эксплуатации объектов – это, безусловно, свойство. На доматериальных стадиях жизненного цикла объектов, включая ожидание эксплуатации – это, конечно же, способность.

На важность учета надежности объектов на доматериальных стадиях жизненного цикла обращал внимание А.Н. Туполев: «Чем дальше от доски конструктора обнаруживается ненадежность, тем дороже она обходится». Эту же мысль выразил В.И. Куренков в формуле соотношения затрат на исправление ошибок при проектировании 1:10:100:1000 (проектирование: отработка: серийное производство: эксплуатация) [10]. На исправление проектной ошибки, если она выявлена

сразу, требуется столько же средств, сколько потрачено на ее «свершение». На последующих стадиях жизненного цикла устранение проектных ошибок увеличивает затраты на порядки.

Для УВС указанная ситуация обостряется еще тем, что с учетом суммарной стоимости ракеты-носителя и КА, частичное или полное нарушение работоспособности последнего из-за отказа «грошового» элемента раскрывающихся конструкций – роскошь непозволительная, а в отдельных случаях – недопустимая. В частности, при отказе механических систем раскрытия БС, например, из-за несрабатывания всего лишь одного замка зачехловки, финансовые последствия оцениваются не себестоимостью отказавшего элемента, а ущербом, исчисляемым базовой стоимостью транспортной системы доставки, что для КА типа «Экспресс-АМ5», «Экспресс-АМ6» в составе ракеты-носителя «Протон-М» составляет около 8,35 млрд. руб.

По указанным причинам, состояние УВС как способность, позволяющая ожидать проявления свойства надежности еще до начала эксплуатации, является определяющим, поскольку любая ошибка еще на первой стадии жизненного цикла лишает смысла всю дальнейшую деятельность. Пример тому – китайский КА Sinosat-2, запущенный 29 октября 2006. После выведения на орбиту из-за конструкторско-технологических ошибок панели БС и телекоммуникационные антенны не раскрылись, в результате КА был потерян, так и не начав свою работу.

Второе следствие философического аспекта надежности

В парадигме А.И. Уёмова вещь определяется отношением свойств. Совокупность отношений образуют систему, которую можно рассматривать как систему свойств качества или, с учетом иерархичности систем, как множество подсистем свойств качества. Исходя из этого, свойство надежности УВС предлагается рассматривать как систему конечного числа свойств качества изменяющихся во времени.

Любые свойства, проявляющие нестабильность во времени, могут быть обнаружены методами системного анализа, различены качественно и определены количественно с помощью величин [12]. Для поворотного устройства штанги магнитометра КА в работе [1] проведен подробный анализ таких свойств, включающих свойство обеспечивать свободу вращения в шарнире в любом угловом положении штанги, свойство обеспечивать энергетическую достаточность для поворота штанги на полный угол разворота, свойство обеспечивать беспрепятственное движение штанги по заданной траектории, и т.п.

Важно отметить, что данный философический подход дает возможность учитывать не только свойства, которые можно определить с помощью параметров, но и те, которые никак кроме как показателями не определяются, или могут быть определены в равной степени, как параметрами, так и показателями. Под параметрами здесь понимаются величины, интенсивность которых

может быть непосредственно измерена техническими средствами или вычислена (длина, сила, момент и т.д.), а под показателями – вычисленные обобщающие данные, по которым можно судить о состоянии рассматриваемого свойства или параметров (коэффициент запаса прочности, коэффициент запаса движущего момента, ВБР, вероятность и т.д.). Оперирование параметрами и показателями позволяет выбирать удобные для характеристики свойств величины, например, для определения свойств прочности можно использовать:

- значения действующих нагрузок (параметры), если по ним можно однозначно судить о напряженно-деформированном состоянии;
- значения действующих напряжений (параметры), если необходимо различать состояния прочности;
- коэффициенты запаса прочности (показатели), если рассматривается сложное напряженное состояние.

Использование показателей позволяет учитывать дополнительно такие свойства, которые могут быть различимы только качественно в «бинарной» форме: «ноль-единица», «да-нет», или характеризоваться исключительно показателями надежности, например, ВБР.

С учетом сказанного, совокупность свойств качества может быть представлена неким пространством параметров УВС в виде системы показателей и параметров (1):

$$F = f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_k), \quad (1)$$

где $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$ – показатели или параметры, характеризующие свойства качества УВС; k – общее число свойств качества УВС.

Работоспособное состояние УВС определяется условием нахождения ее показателей и параметров в области допустимых состояний пространства качества. Область работоспособного состояния УВС определяется множеством элементов составляющих свойство качества (1), каждый из которых удовлетворяет условию нахождения значений показателей и параметров в границах своих предельно допустимых изменений:

$$D_x = \left\{ X_i \mid X_{\min(i)} \leq X_i \leq X_{\max(i)} \right\}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, k, \quad (2)$$

где X_i – значения величин показателей или параметров i -го свойства; $X_{\min(i)}, X_{\max(i)}$ – предельно допустимые границы значений показателей или параметров i -го свойства.

Уравнение (2) в полной мере характеризует качество УВС. Надежность же УВС, как отмечалось выше, является свойством сохранять качество во времени и определяется вероятностью пребывания элементов множества $X_i(\tau)$ в допустимой области качества D_x в течение интервала времени $0 \leq \tau \leq t$:

$$H(t) = P[X_i(\tau) \in D_x; 0 \leq \tau \leq t], \quad (3)$$

где $P(A)$ – вероятность наступления события A .

Для УВС, элементы которых, как правило, являются точками единичного отказа, формулу (3) можно привести к виду (4):

$$H(t) > \prod_{i=1}^k P_i(t), \quad (4)$$

$$\text{здесь } P_i(t) = P[X_{\min(i)} \leq X_i(\tau) \leq X_{\max(i)}; 0 \leq \tau \leq t].$$

Формулы (2) и (4) указывают на возможность уже на самых ранних стадиях жизненного цикла УВС формировать такие конструкторские и технологические требования на разработку, которые обеспечивают выполнение заданных показателей качества и надежности. Методы и практические примеры установления таких требований для УВС приведены в работах [1, 13]. Процесс конструкторско-технологической деятельности по обеспечению заданной надежности, согласно представленному философическому подходу, сводится к следующему алгоритму:

- установление необходимых и достаточных требований к конструкции, обеспечивающих ее работоспособность в заданной области допустимых состояний пространства качества;
- обоснование вероятности сохранения установленных требований во времени при заданных условиях эксплуатации;
- осуществление организационно-технических и организационно-методических мероприятий по выполнению установленных требований;
- контроль выполнения указанных требований на всех стадиях жизненного цикла.

Выводы

1. Предложенный подход к представлению о надежности на основе рассмотренного философического аспекта на примерах УВС не противоречит основным сложившимся понятиям и методам теории и практики надежности, в то же время он позволяет решать задачи надежности без использования вероятностных и статистических методов расчетов показателей надежности.

2. Современный общепринятый термин «надежность» согласно ГОСТ 27.002-89 не в полной мере отражает специфику решения задач УВС в части применения понятий «свойство-способность» и «параметр-показатель». В то же время, умение различать указанные понятия представляет существенные преимущества при обеспечении надежности УВС, в частности, позволяет:

- равномерно распределять внимание разработчика УВС по стадиям жизненного цикла для достижения предельного исходного уровня надежности и снижения различного рода предпосылок к отказам уже на самых ранних стадиях их создания;
- учитывать свойства УВС, которые могут быть оценены только степенью уверенности в их проявлении в виде вероятности наступления «бинарного» события в форме «да-нет». Это важно, например, при оценке такого свойства, как свойство обеспечить беспрепятственное

движение звеньев поворотной конструкции по заданной траектории. Своевременный учет и надлежащая оценка данного свойства наверняка предотвратила бы зацепление панели БС корабля «Союз-1» за маты экранно-вакуумной теплоизоляции, что позволило бы панели беспрепятственно раскрыться;

– учитывать свойства элементов УВС, которые можно определить на основе статистических выборок. Например, часто в качестве инициаторов начального срабатывания КТМС используются пиротехнические средства. Основу указанных средств составляют пиропатроны – продукция массового производства, имеющая нормированные значения показателя безотказности, которые можно использовать в формулах (1-4).

3. Философское понимание надежности, как свойства сохранять качество во времени, позволяет выстроить логическую связь между ожидаемым показателем безотказности УВС в целом, и отдельными показателями и параметрами свойств качества. Это открывает ряд ранее недоступных возможностей:

– варьируя значения частных ВБР, характеризующие нахождение значений показателей и параметров тех или иных свойств в допустимой области, можно добиться достижения заданных значений ВБР системы в целом. Задача, что нужно практически изменить в конструкции конкретной УВС, чтобы повысить ее безотказность, положим, с трех девяток до четырех девяток, получает конкретный алгоритм решения на основании формул (1-4). Для этого, исходя из уровня значений частных ВБР, требуется найти «слабое звено» в системе свойств качества объекта и принять меры по его усилению, например, осуществить пересмотр конструкторско-технологических требований безотказности с корректировкой границ диапазонов показателей или значений параметров, поменять, по возможности, структурную модель надежности, изменить принятые конструктивные решения и т.п.;

– инженерные расчеты получают свое надлежащее место в методологии обеспечения надежности, поскольку системный анализ свойств качества, изменяющихся во времени, задает необходимость или целесообразность проведения тех или иных инженерных расчетов, что исключает фактор субъективности при их выборе. Расчеты надежности уподобляются аддитивному учету результатов инженерных расчетов в обеспечение сохранения тех или иных свойств качества во времени. Невыполнение тех или иных инженерных расчетов при разработке УВС приводит к неопределенности степени доверия к итоговой цифре надежности;

– конструктор получает возможность своевременно устанавливать те или иные конструктивные требования с осознанием их влияния на заданные требования надежности.

Заключение

В настоящей статье, с позиций философии, представлен подход к решению практических задач безотказности УВС на основе теории надежности механических систем

В.В. Болотина [5, 6] с учетом их специфики – невозможности использования вероятностно-статистических методов принятия решений.

В отличие от теории надежности абсолютно надежных систем А.М. Половко и С.В. Гурова [3], отрицающих возможность проведения расчетов для технических систем с ВБР больше 0,999, философское понимание надежности дает ключ к проведению количественных оценок надежности УВС. Такие оценки должны быть использованы как процедуры анализа для подтверждения достаточности принятых мер по обеспечению безотказности, из которых бы следовали практические выводы, жизненно необходимые для принятия решений в повседневных задачах, стоящих перед конструкторами.

Литература

1. Похабов Ю.П., Ушаков И.А. О безаварийности функционирования уникальных высокоответственных систем // Методы менеджмента качества. – 2014. – № 11. – С. 50-56.
2. Похабов Ю.П. Обеспечение надежности крупногабаритных трансформируемых механических систем // Решетневские чтения: материалы XVIII Междунар. науч. конф. – Красноярск: СибГАУ, 2014. Ч. 1. – С. 95-97.
3. Половко А.М., Гуров С.В. Основы теории надежности. – СПб.: БХВ-Петербург, 2006. – 704 с.
4. Болотин В.В. Теория надежности механических систем с конечным числом степеней свободы // Изв. АН СССР. Механика твердого тела, 1969, № 5, С. 74-81.
5. Болотин В.В. Теория надежности распределенных механических систем // Изв. АН СССР. Механика твердого тела, 1969, № 6, С. 72-79.
6. Болотин В.В. Применение методов теории вероятностей и теории надежности в расчетах сооружений. – М.: Изд-во лит. по строительству, 1971. – 255 с.
7. Щурин К.В. Проблема надежности в философском аспекте [Электронный ресурс] // Credo New: Теоретический журнал. 2002. – № 4.
8. Проников А.С. Параметрическая надежность машин. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. – 560 с.
9. Уёмов А.И. Вещи, свойства и отношения. – М.: Изд-во АН СССР, 1963. – 184 с.
10. Куренков В.И., Капитонов В.А. Методы расчета и обеспечения надежности ракетно-космических комплексов. – Самара: Изд-во СГАУ, 2007. – 320 с.
11. Ван-Желен В. Физическая теория надежности. – Симферополь: Крым. – 1998. – 318 с.
12. Об утверждении положения о единицах величин, допускаемых к применению в РФ / Постановление Правительства РФ от 31.10.2009 г. № 879.
13. Конструкторско-технологическое обеспечение безотказности трансформирования механических устройств одноразового срабатывания космических аппаратов: дис. ... кандидата технических наук: 05.07.02 / Ю.П. Похабов. – Красноярск, 2013. – 173 с.



Pokhabov Yu. P.

ABOUT THE PHILOSOPHICAL ASPECT OF RELIABILITY EXAMPLIFIED BY UNIQUE MISSION-CRITICAL SYSTEMS

The article deals with the philosophical aspect of reliability exemplified by unique mission-critical systems for which it is impossible to apply probabilistic and statistical methods of reliability theory.

Keywords: *unique mission-critical systems, reliability, failure-free operation, property, ability, parameter, index.*

Introduction

For engineers there hardly is anything more indefinite than the number of nines in reliability indices. When you have no real possibility to feel and measure these nines, it becomes so tempting to give it up and write the wanted reliability figure in the technical assignment expecting that the life will judge. That is probability, indeed!

From the outlook of a classical reliability theory, probability of failure-free operation (FFO) equal to entity seems absolutely impossible, that is why in order not to tease the orthodox devotees, the requirements for failure-free operation are set as being equal close to entity. But as a whole the point does not change. There is a class of technical systems – unique mission-critical systems (UMCS), for which the requirements of FFO probability are set on the level of four nines and more, and in each particular case of application, the functional tasks are implied and expected to be accomplished for sure [1]. Such systems include large transformable mechanical systems (LTMS) of spacecrafts (SC) [2], for instance, the opening sections of solar panels (SP). Any failure in such systems means not just failure to fulfill the reliability requirements but also enormous, sometimes even thumping damages and losses impugning the practicability of their creation without any reliability assurance.

Meanwhile, verification of failure-free operation at the level of three-four nines for the products produced only in a single copy is much an open scientific problem [3]. And by the way, one could hardly find an engineer able to detect the construction part of a specific UMCS which should be practically changed to increase its reliability, for example, from three nines to four nines. Besides, the emphasis shall be certainly put on the lack of statistics, i.e. in fact on the lack of source data (as the case is about systems produced in a single copy). However, if the same question is asked in relation to UMCS strength improvement, there will be an immediate enumeration of definite methodological ways to solve the problem (singularity of object makes no obstacle here, and nobody is confused). Certainly, the reliability indices of technical systems can, and in some cases must be measured by statistic means. But what can be done if there is no statistics ready at hand, or it is not possible to receive, or if the object behavior can not be postulated in the form of statistic hypotheses?

It was V.V. Bolotin who made the first consideration of real environmental factors, system properties, technological, operational and other requirements for reliability problems of mechanical systems, instead of notions and methods of formal reliability theory [4-6]. His theory

of mechanical systems reliability describes reliability as evolution of trajectory of quality elements with time within the limits of acceptable states of quality space, and failure – as a surge of trajectory of any element beyond the limits of acceptable states. The reliability is an objective degree of possibility of event occurrence, which depends not on the frequency of reproduction of some or other events, but on the selection of specific materials, design solutions taken, technologies and production methods, terms of interaction with environment.

In such perception of reliability the nines of UMCS reliability index do not reflect statistics, but objectivity, and on this basis an engineer needs to learn the methods of analysis and estimation of reliability, vivifying the figures of reliability indices by means of visualization of “trajectory of quality elements with time”. To vivify the nines means to fill them with meanings and therefore the philosophy here is a kind of multipurpose “scalpel” for dissection of meanings one could hardly do real work without.

It should be noted that this article is by far not the first effort to penetrate deep into the philosophy of reliability [7, 8], but this time, however, you are suggested to consider the philosophical aspect of reliability on the examples of unique mission-critical systems, for which it is mostly impossible to apply probabilistic and statistical methods of reliability theory.

Approach to philosophical understanding of reliability

Considering that any science with any subject studies things, their properties and relations, let us refer to the paradigm of their trinity proposed by A.I. Uyomov [9]. As per this paradigm, the properties are one of the philosophical categories closely linked to and merging into each other – the things as the relation of properties, the properties as the relation of things, and the relations as the properties of things. The properties are exceptionally related to the things, they express any of their sides and do not exist without the relation of a thing to other things.

To avoid “junk” perception of things let us agree to refer the notion “thing” to a synonymic row signifying an article: object, product, system, etc., in other words let us use this notion in the technical meaning.

Any things as a class of physical elements of material world – atoms, molecules, materials, objects or systems – are in continuous relations of mutual arrangement, interrelation and interaction, occurred in their properties. The things have an internal structure in the form of the set of elements with a definite spatial location and interrelations: chemical, mechanical, geometrical, kinematical, stiffening, etc. – it keeps the things cohesive, with reference geometrical sizes and forms, it helps keeping a certain manner functioning, with occurrence in these or those properties. At the same time, the properties of things occur in a different way, by change or supplement, if considering not only their internal structure, but also the terms and processes of interaction between the

elements: mechanics, wear and tear, electrochemical corrosion, creeping, crumple, fatigue – modes of coexistence and functioning of internal elements.

Based on the unity of principles for construction of material systems, the properties appeared in mutual arrangement, interrelation and interaction of the elements inside a thing do likewise appear in mutual arrangement, interrelation and interaction with other things. As the result, relations of the things, the properties of every thing are detected as a summary total different from the properties of things separately, in other words they appear in a different manner rather than alone ones. Therefore, the properties are always specified doubly: by internal substance of a thing, as a combination of mutual arrangement, interrelation and interaction of its elements, and by the relations with external things. Any thing is a set of properties, each of which makes it to be an integral whole to a certain degree. For instance, based on its sense bearing notions – such as permanence, constancy, certainty, trusted functionality, the notions that you can rely on, – the reliability is expressed by a thing on the part of stability. Stability here means *steady state able to keep long-term existence with preservation in time*.

In fact, the reliability is one of the properties of things, but what is the essence of this property?

As per the given paradigm, the relations of properties are the thing which is possible to consider as the system of properties of the “ordinary-significant” hierarchy. A set of ordinary properties is clustered around a stable integral unity of the thing – which is a significant property showing any important part of the thing. The color, for example, is an ordinary property. Combination of colors and shades, composition and style of pictures prints, proportions of the object, form lines, etc. – are a significant property reflecting the thing’s esthetics.

The set of ordinary and significant properties of the thing makes the main significant property – a quality that determines the thing’s specific nature, distinguishing it from a number of other things. The quality as a philosophical category is a property expressing the thing on the part of its integral unity, it is a boundary of the thing, and with no quality this things becomes another thing. The difference between the quality and other properties is that without any properties the thing can still exist, and destruction of the quality will destruct the thing, though it will not annihilate it, but turn it into another thing with a different quality.

It is important to distinguish and to generalize a quality as a philosophical category, and a produce property as a “*set of produce properties, determining its feasibility to satisfy the demands in accordance with its purpose*” [GOST 15467-79, article 3]. For example, the “Zhigul” and “Mercedez” are the cars in philosophical perception of the quality are autos, and they cease to be autos only when their repair is impossible or unreasonable. From the position of the produce quality these are different autos – but only in consumer’s perception. From the position of philosophy they still remain autos as man-controlled self-moving machines.

If the quality is a property describing the integral unity of a thing, then there must be a property describing the preservation of the integral unity of a thing in time. By definition, such property is the reliability because the properly functioning thing in case of failure loses quality after some time. After the repair carried out the quality could return, but in case of unrecoverable failure the quality is lost irreversibly.

Consequently, the reliability is a property to keep the quality in time (for comparison: *the reliability is one of quality aspects depending on time* [ISO 8402:1994, article 2.5, note 2], or *the reliability is the quality expanded in time* [10]). Considering that quality is a set of the thing's properties, the reliability then can be regarded as the property to keep the stability of the thing's properties (for comparison: *the reliability is the object's preservation in a given time interval within the limits required and sufficient for its functional capability at workloads* [11]).

By analogy, the reliability is a property to keep the quality in time, or the property to keep the stability of the things properties.

Based on the foregoing, a set of all properties of the thing, including the reliability as an integral part of it, makes the quality with an achievable level. The reliability, meanwhile, expresses the achieved quality as an integral whole on the part of its time preservation. Thus based on philosophical understanding, the reliability reflects the achievability of specific quality level, and simultaneously, defines the preservation of quality preservation in time.

The first effect of the philosophical aspect of reliability

In view of the delivered philosophical understanding it becomes obvious that reliability as a property is appropriate only to material objects (according to A.I. Uyomov, the property is the relation of things). Looking at the terminology we can see that this is how it is reflected in the modern term "reliability". *The reliability is the property of an object to keep all parameters for support of the ability to function in the prescribed modes and conditions of application, maintenance, storage and transportation* [GOST 27.002-89, table 1, article 1.1]. Since according to GOST 25866-83 the modes and conditions of application, maintenance, storage and transportation are together the operational conditions, the reliability is understood as the ability to keep (within prescribed limits) technical object parameter values in terms of operation only.

Inspired by the definition of "reliability" it is implied that from the beginning and till the end of operation there may be a certain recession of the level of parameter values affecting reliability. Therefore, to provide target reliability in the end of operation it is implied that at the beginning of operation the object should have the maximum possible necessary initial level of reliability. And the initial level of reliability is a priori higher than the current one. Hence there occurs the rhetorical question – what value should the index of FFO

probability have for UMCS at the beginning of operation so that it will be close to one at the end of operation?

It is well known that operation is the part of a product's life cycle following the stages of development, production engineering and the cycle of manufacture. At the stages of development and production engineering there is no material object yet – we can only speak about various models of the object. It is produced within the manufacturing cycle, but before putting into operation the material object does not exist de facto.

In relation to UMCS there occurs a paradox. There is no product as a material object, but at the same time its expected reliability must be extreme close to one. Practically it means that by the beginning of operation the state of UMCS as regards reliability must be ideal, there should be no engineering, manufacturing and operational near failures, i.e. as it is passing the life cycle phases its failure-free operation shall not deteriorate due to:

- imperfections of engineering and design methods, engineering errors, breach of the requirements of normative and technical documentation, breaking of engineering rules and regulations;
- imperfections and errors in the applied technologies;
- defects and errors of manufacturing, assembling and installation, troubles with technological processes of production, friction joints burn-in, degradation of parameters after tests required by the manufacturing cycle.

Here is the conclusion already mentioned in the other words: reliability is not just the property, but the ability to show this property (terminologically, *the ability is a property allowing somebody or something to do an action*).

Such aspect gives the opportunity at the early stages of a life cycle before the operation to consider one more important factor for reliability. It is nothing else but discrepancies and errors at the creation of models during the development and production engineering, as well as unauthorized actions in relation to a physical object during installation and maintenance in form of probability of unmistakable actions of people involved in the UMCS development and creation.

Possibility to consider the reliability as the property and as the ability depending on the life cycle stage allows eliminating mismatch of reliability terms highlighted by A.S. Pronikov. The native literature describes the term reliability mostly as the property, but the English-language references determinate it as the ability of a product to keep the prescribed functionality in time [8]. The question arises then if the reliability is the ability (assertion by the American school of reliability), or the property accepted by the Soviet and Russian science? By the philosophical aspect of UMCS reliability under consideration, the reliability is simultaneously the property and the ability. When operating the objects it is by all means the property. On "prior-to-material" stages of the life cycle including waiting for operation, it is certainly the ability.

It was A.N. Tupolev who paid attention to the consideration of object reliability on "prior-to-material" stages of the life cycle: "The further from the developer board the unreliability is detected, the more it comes at a price".

The same idea was expressed by V.I. Kurenkov by the correlation formula of correction expenses at the design stage 1:10:100:1000 (design: development: batch production: operation) [10]. For correction of the specific error, provided it is early detected, the amount of expenses will be equal to the “amount” that leads to its occurrence. At the following life cycle stages, the elimination of design errors causes considerable increase in expenses.

For UMCS it becomes even more serious due to the total price of rocket vehicle and spacecraft. Severable or complete breach of the operating capability of the latter because of the failure of a “pennyworth” element of the opening sections is the luxury which is unnecessary, and sometimes even – inadmissible. In particular, with a failure of mechanics opening the solar panels, for instance, due to the malfunction of only one locking clamp, the financial consequences are measured not by the net cost of the defected element, but by the damage evaluated by the base value of transport delivery system, which for the spacecrafts like “Express-AM5”, “Express-AM6” as part of the rocket vehicle “Proton-M”, amounts to 8,35 bln. rub.

For the indicated reasons the UMCS state as the ability allowing to wait for the reliability property occurrence before the start of operation, is deterministic, as any error at the first stage of a life cycle defeats the purpose of further activity. A good example is the Chinese spacecraft Sinosat-2, spaceborne on October 29, 2006. After the orbital insertion SP sections and telecommunication antennas did not open due to some design and technological errors, and as the result the spacecraft was lost never starting the operation.

The second effect of the philosophical aspect of reliability

The paradigm by A.I. Uyomov determinates the thing by the relation of properties. The set of relations makes the system which can be regarded as the system of properties of quality or, taking into account the system’s hierarchical pattern – as the set of subsystems of the quality properties. Accordingly, the reliability property of UMCS is proposed to be considered as the system of finite number of quality properties changing with time.

Any properties giving instability with time can be detected by methods of system analysis, distinguished qualitatively and specified quantitatively by means of values [12]. For a rotary gear of the shaft of spacecraft magnetometer under operation [1], there performed a detailed analysis of such properties, including the property to provide angular freedom of a rotating joint in any angular position of the shaft, the property to provide energetic sufficiency for the shaft’s rotating by the full angular orientation, the property to provide unobstructed movement of the shaft on the pre-scribed trajectory, etc.

It is important to note that this philosophical aspect gives the possibility to consider not only the properties which could be specified by means of parameters, but also the properties which can be specified by nothing else but

indices, or which can be specified by both – parameters and indices. Parameters here are the values, intensity of which can be measured directly by technical devices or calculated (length, strength, moment, etc.), and indices are the calculated colligating data to check the state of the property under or parameters (contingency factor, factor of moving torque, FFO probability, probability, etc.). Operating with parameters and indices allows choosing the values useful for qualification of properties, for instance, for determination of properties of contingency one can use:

- values of current loads (parameters) if these are enough for estimation of stressed-strained state;
- values of current stresses (parameters) if it is necessary to distinguish states of strength;
- contingency factors (indices) in case of complex stress.

Using indices it is possible to consider the properties which can be distinguished only in a quality manner in “binary” form: “zero-one”, “yes-no”, or which can be specified solely by reliability indices, for example, FFO probability.

Considering the above, the set of properties can be expressed by a certain space of UMCS parameters as the system of indices and parameters (1):

$$F = f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_k), \quad (1)$$

where $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$ are the indices and parameters specifying the UMCS quality properties; k is a total number of UMCS quality properties.

UMCS condition is considered as operating in case its indices and parameters are within the area of admissible states of quality space. The limits of operating condition of UMCS are specified by set of constituent elements of the quality property (1), each of such elements meets the requirement for indices and parameters to be within the limits of their maximum permissible variations:

$$D_x = \left\{ X_i \mid X_{\min(i)} \leq X_i \leq X_{\max(i)} \right\}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, k, \quad (2)$$

where X_i are the values of indices or parameters of the i property; $X_{\min(i)}, X_{\max(i)}$ are the maximum permissible limits for the values of indices or parameters of the i property.

Formula (2) fully describes UMCS quality. UMCS reliability, as it was noted above, is the property to keep the quality with time, and it is determined by the probability for the element of the $X_i(\tau)$ set to be within the limits of permissible quality space D_x during the time interval $0 \leq \tau \leq t$:

$$H(t) = P[X_i(\tau) \in D_x; 0 \leq \tau \leq t], \quad (3)$$

where $P(A)$ is the probability of event A .

For UMCS, elements of which are normally the points of a single failure, formula (3) can be transformed into formula (4):

$$H(t) > \prod_{i=1}^k P_i(t), \quad (4)$$

where $P_i(t) = P[X_{\min(t)} \leq X_i(\tau) \leq X_{\max(t)}; 0 \leq \tau \leq t]$.

Formulas (2) and (4) indicate that at early stages of UMCS life cycle it is already possible to form such engineering and technological requirements for the development process that provide the performance of the target quality and reliability indices. Methods and application examples of such requirements in relation to UMCS are described in papers [1, 13]. The design-engineering activity on the provision of target reliability, as per the described philosophical approach comes down to the following algorithm:

- determination of necessary and sufficient requirements to the design, ensuring its functional capability in the given area of permissible states of the quality space;
- basis for probability of keeping of the specified requirements with time under the given operational conditions;
- administrative, technical and methodological measures to fulfill the requirements;
- control of the fulfillment of the prescribed requirements at all stages of a life cycle.

Findings

1. The suggested approach to the reliability perception based on the considered philosophical aspect exemplified by unique mission-critical systems does not contradict with general prevailing notions and methods of theory and practice of reliability, and simultaneously, it enables to solve the reliability tasks without probabilistic and statistical methods of calculation of reliability indices.

2. As per GOST 27.002-89 the currently accepted term “reliability” does not fully reflect the specific features of UMCS task solving in terms of application of the notions “property-ability” and “parameter-index”. At the same time, the ability to distinguish the above mentioned notions gives essential advantages for the assurance of UMCS reliability. In particular, it conduces:

- regular distribution of the attention of UMCS developer among the stages of life cycle to achieve the initial level limit of reliability and to reduce various near failures at the very early stages of a life cycle;
- consideration of UMCS properties which can be estimated only by the trustworthiness of their performance by means of probability of the “binary” event in “yes-no” form. It is important, for instance, when estimating the property to provide unobstructed movement of the revoluted construction elements on the prescribed trajectory. The timely consideration and appropriate estimation of this property could certainly have prevented from the mesh of solar panels of “Soyuz-1” with the blanket foam pads, that could have enabled the unobstructed opening of the panel;
- consideration of the properties of UMCS elements, which could be determined based on statistical samples. For instance, it is pyrotechnics that is used as initiator of primary actuation of LTMS. The basic elements of the pyrotechnics are the pyrotechnic squibs – large tonnage products with

specified values of reliability factors, which could be used in formulas (1-4);

3. The philosophical understanding of reliability as the property to keep the quality in time makes it possible to build a logical bridge between an expected reliability factor of UMCS and separate indices and parameters of quality properties. It offers a number of opportunities which were unavailable earlier:

- by varying the values of particular FFO probabilities, descriptive of the values of indices and parameters of any given properties to be within the limits of admissible range, it is possible to achieve the FFO probability target values of the system as a whole. The task to find out what essentially should be changed in the design of the particular UMCS in order to raise its failure-free operation for example, from three nines to four nines, deduces the certain solution algorithm based on formulas (1-4). In order to do that, based on the value level of particular FFO probabilities, a “weak component” has to be found in the system of properties of the object’s quality, as well as reinforcement measures have to be taken. For example, to reconsider the engineering and technological requirements of failure-free operation with adjustment of the range limits of indices or parameter values, to change, when possible the constitution model of reliability, to quash the constructive decisions, etc.;
- engineering evaluation takes up its niche in the methodology of reliability as the system analysis of the quality properties changing with time calls for the necessity or feasibility of any engineering evaluations eliminating the human factor in selecting. Reliability calculations are assimilated to additive consideration of the results of engineering evaluations to keep the quality properties with time. Failure to carry out one or another engineering evaluation when developing UMCS causes the ambiguity of trustworthiness of the final figure of reliability;
- a designer could provide the timely specification of any requirements being aware of their influence on the specified reliability requirements.

Conclusion

This paper describes the philosophical approach to the solving of practical problems of UMCS failure-free operation based on the theory of reliability of mechanical systems by V.V. Bolotin [5, 6] considering a certain specific character – unavailability of probabilistic and statistical methods of decision.

Unlike with the theory of reliability of fail-safe systems by A.M. Polovko and S.V. Gurov [3], who denied the possibility of calculations for technical systems with the FFO probability which is more than 0.999, the philosophical understanding of reliability gives the key to quantitative evaluation of UMCS reliability. These evaluations shall be used as the analysis procedures for confirmation of sufficiency of measures taken to provide reliability followed by practical conclusions vital for solving daily problems faced by designers.

References

1. **Pokhabov Y.P., Ushakov I.A.** About reliability of unique mission-critical system // Methods of quality management. – 2014. – No.11. – C. 50-56.
2. **Pokhabov Y.P. Reliable large transformable mechanical systems** // Reshetnev readings: materials of the XVIII Intern. scient. conf. – Krasnoyarsk: SibSAU, 2014. P. 1. – P. 95-97.
3. **Polovko A.M., Gurov S.V.** Basis of reliability theory. – SPb.: BHV-Petersburg, 2006. – 704 p.
4. **Bolotin V.V.** Theory of reliability of mechanical systems with finite number of degrees of freedom // Izv. AS USSR. Rigid body mechanics, 1969, No.5, p. 74-81.
5. **Bolotin V.V.** Theory of reliability of distributed mechanical systems // Izv. AS USSR. Rigid body mechanics, 1969, No.6, p. 72-79.
6. **Bolotin V.V.** Application of methods of probability and reliability theories in structural analysis. – M.: Publ. house for construction, 1971. – 255 p.
7. **Schurin K.V.** Reliability in philosophical aspect [digital resource] // Credo New: Theoretic journal. 2002. – No.4.
8. **Pronikov A.S.** Parametric reliability of machines. – M.: Publ. Bauman MSTU, 2002. – 560 p.
9. **Uyomov A.I.** Things, properties and relations. – M.: Publ. AS USSR, 1963. – 184 p.
10. **Kurenkov V.I., Kapitonov V.A.** Methods of estimation and reliability of rocket and space complexes. – Samara: Publ. SSAU, 2007. – 320 p.
11. **Van-Jelen V.** Physical theory of reliability. – Simferopol: Crimea. – 1998. – 318 p.
12. About approval of the Situation on units of the sizes allowed to application in the Russian Federation / Resolution of RF Government of 31.10.2009 No.879.
13. Design and technology assurance of failure-free transformation of mechanisms of one-time actuation of spacecrafts: dis. ... PhD. Sci.: 05.07.02 / Y.P. Pokhabov. – Krasnoyarsk, 2013. – 173 p.

**Володарский В.А.**

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ СИСТЕМЫ ПРЕДУПРЕДИТЕЛЬНЫХ ЗАМЕН И РЕМОНТОВ ПРИ ДОПУСТИМОМ ЗНАЧЕНИИ ИНТЕНСИВНОСТИ ОТКАЗОВ

Изложен метод, позволяющий при заданном уровне интенсивности отказов определять глубину восстановления безотказности, периодичность предупредительных замен и ремонтов технических устройств.

Ключевые слова: безотказность, глубина восстановления, интенсивность отказов, ремонт, замена, периодичность.

Для технических устройств (ТУ) важным параметром является безопасность, под которой понимают свойство ТУ, в случае отказа не создавать угрозу для жизни и здоровья людей, а так же для окружающей среды [1]. Например, на транспорте необходимым условием является обеспечение безопасности движения. Известно, что проведение предупредительных замен (ПЗ) и предупредительных ремонтов (ПР) повышает безотказность, что способствует повышению безопасности ТУ. Поэтому параметры системы предупредительных замен и ремонтов (периодичность ПЗ, периодичность и количество ПР, глубина восстановления безотказности) в этом случае должны определяться из условия обеспечения допустимого (заданного) уровня безотказности ТУ. Например, в соответствии с [2] применительно к устройствам железнодорожной автоматики и телемеханики показателем, количественно характеризующим допустимое значение безотказности, является интенсивность отказов (ИО).

Глубину восстановления безотказности в соответствии с [3] предлагается оценивать «возрастом» ТУ α в единицах наработки на отказ (ННО). Рассмотрим случай, когда после проведения n предупредительных ремонтов осуществляется замена ТУ на новое. Характер изменения ИО представлен на рис. 1. После проведения минимального аварийного ремонта (МАР) интенсивность отказов не изменяется. После проведения ПР с периодичностью x и глубиной восстановления безотказности α ИО снижается до значения $\lambda(\alpha)$, а после проведения ПЗ с периодичностью x_p – до нуля. ИО в момент проведения ПЗ и ПР составляет $\lambda(x+\alpha)$. Здесь значения x и x_p измеряются в единицах ННО, а интенсивность отказов приведена к безразмерному виду путем умножения на значение ННО.

ВБР при наработке x_p согласно рис. 1 определяется как

$$P(x_p) = P(x/a, n) = \exp\left(-\int_0^{x_p} \lambda(x) dx\right) = (P(x+\alpha))^{n+1} (P(\alpha))^{-n}, \quad (1)$$

где n – количество ремонтов между заменами.

Частные случаи выражения (1):

при $n = 0$, когда проводятся только ПЗ и $\alpha = 0$, $P(x_p) = P(x)$;

при $n \rightarrow \infty$, когда проводятся только ПР, после раскрытия неопределенности получим:

$$P(x/\alpha) = (P(x + \alpha))(P(\alpha))^{-1}. \quad (2)$$

Учитывая, что $x_p = \alpha + (n+1)x$ (см. рис. 1), получим:

$$x = (x_p - \alpha)(n+1)^{-1}. \quad (3)$$

Подставив значение x из (3) в (1), получим:

$$P(x_p) = [P\left(\frac{x_p + n\alpha}{n+1}\right)]^{n+1} [P(\alpha)]^{-n}. \quad (4)$$

Тогда ИО определяется как

$$\begin{aligned} \lambda(x_p) &= \lambda(x/\alpha, n) = -\frac{[P(x_p)]'}{P(x_p)} = \\ &= \lambda\left(\frac{x_p + n\alpha}{n+1}\right) = \lambda(x + \alpha). \end{aligned} \quad (5)$$

Частные случаи выражения (5):

при $n = 0$, когда производятся только ПЗ и $\alpha = 0$, $\lambda(x_p) = \lambda(x)$;

при $n \rightarrow \infty$, когда проводятся только ПР, получим выражение $\lambda(x/\alpha) = \lambda(x + \alpha)$,

В статье рассматривается метод определения параметров системы предупредительных замен и ремонтов при заданном уровне интенсивности отказов технических устройств, когда

$$\lambda(x/\alpha, n) \leq \lambda_g, \quad (6)$$

где λ_g – допустимое по условиям обеспечения безопасности значение интенсивности отказов.

Известно, что ПЗ и ПР целесообразно проводить для ТУ, подверженных износу и старению. Для описания отказов, связанных с износом и старением, как правило, используют нормальное, Вейбулла и гамма – распределение. Кроме того, в случае неполноты исходной информации целесообразно использовать распределение косинуса [4]. Тогда выражение (5) с учетом результатов, полученных в [4], можно представить так:

для нормального распределения

$$\lambda(x/\alpha, n) = f_1((1 - x - \alpha)v^{-1})v^{-1}; \quad (7)$$

для распределения Вейбулла

$$\lambda(x/\alpha, n) = bK_b^b(x + \alpha)^{b-1}; \quad (8)$$

для гамма-распределения

$$\begin{aligned} \lambda(x/\alpha, n) &= (m^m(x + \alpha)^{m-1}) \times \\ &\times ((m-1)! \sum_{i=0}^{m-1} (m(x + \alpha))^i / i!)^{-1}; \end{aligned} \quad (9)$$

для распределения косинуса

$$\lambda(x/\alpha, n) = \operatorname{tg}(x + \alpha), \quad (10)$$

где v – коэффициент вариации; f_1 – табулированная функция; b – параметр формы распределения Вейбулла; $K_b = \Gamma(1 + b^{-1})$. Здесь Γ – гамма-функция; m – параметр формы гамма-распределения.

Периодичность предупредительных замен x_{Pg} и ремонтов x_g , глубина восстановления безотказности α_g при заданном допустимом значении интенсивности отказов определяются из условия $\lambda(x/\alpha, n) = \lambda_g$ следующим образом.

Распределение Вейбулла.

При заданных значениях α из (8) получим:

$$x_g = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - \alpha. \quad (11)$$

При $\alpha = 0$, когда проводится только ПЗ, из (11) получим:

$$x_{Pg} = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}}. \quad (11a)$$

При заданных значениях x из (8) получим:

$$\alpha_g = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - x. \quad (12)$$

При заданных значениях x, α и n из (8) с учетом (5) получим:

$$x_{Pg} = (n+1)(\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - n\alpha. \quad (13)$$

Частные случаи выражения (13): при $n = 0$, когда $\alpha = 0$ получаем выражение (11a); при $n \rightarrow \infty$ после раскрытия неопределенности получим выражение (11).

2. Распределение косинуса.

При заданных значениях α из (10) получим:

$$x_g = \arctg \lambda_g - \alpha. \quad (14)$$

При $\alpha = 0$, когда проводятся только ПЗ, из (14) получим:

$$x_{Pg} = \arctg \lambda_g. \quad (14a)$$

При заданных значениях x из (10) получим:

$$\alpha_g = \arctg \lambda_g - x. \quad (15)$$

При заданных значениях x, α и n из (10) с учетом (5) получим:

$$x_{Pg} = (n+1)\arctg \lambda_g - n\alpha. \quad (16)$$

Частные случаи выражения (16): при $n = 0$ получим выражение (14a); при $n \rightarrow \infty$ получим выражение (14).

3. Гамма-распределение.

При заданных значениях α из (9) получим:

$$\text{при } m = 2 \quad x_g = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - \alpha; \quad (17)$$

при $m = 4$

$$x_g = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0,5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1} - \alpha. \quad (18)$$

При $\alpha = 0$, когда проводятся только ПЗ, получим:

$$\text{при } m = 2 \quad x_{Pg} = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1}; \quad (17a)$$

при $m = 4$

$$x_{Pg} = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0,5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1}. \quad (18a)$$

При заданных значениях x из (9) получим:

$$\text{при } m = 2 \quad \alpha_g = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - x; \quad (19)$$

при $m = 4$

$$\alpha_g = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0,5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1} - x. \quad (20)$$

При заданных значениях x, α и n из (9) с учетом (5) получим:

$$\text{при } m = 2 \quad x_{Pg} = (n+1)\lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - n\alpha; \quad (21)$$

при $m = 4$

$$x_{Pg} = (n+1) \left[\left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0,5}\right) \times (54 - 18\lambda_g)^{-1} \right] - n\alpha. \quad (22)$$

Частные случаи выражений (21) и (22):

при $n = 0$ получим соответственно выражения (17a) и (18a);

при $n \rightarrow \infty$ получим соответственно выражения (17) и (18).

Как видно из полученных выражений периодичность предупредительных замен и ремонтов линейно зависит от глубины восстановления безотказности и, соответственно, глубина восстановления безотказности линейно зависит от периодичности предупредительных замен и ремонтов.

В качестве примера, в таблице 1 представлены значения x_g (числитель) и x_{Pg} (знаменатель), вычисленные при отдельных значениях λ_g, n и α с использованием выражений (11) и (13) в случае распределения Вейбулла при $b = 2$ и $b = 3$, выражений (14) и (16) в случае распределения косинуса, выражений (17) и (22) в случае гамма-распределения при $m = 2$ и выражений (18) и (22) в случае гамма-распределения при $m = 4$. Из таблицы видно следующее. Во-первых, с ростом параметра формы b и m (уменьшением коэффициента вариации) периодичность ПЗ и ПР увеличивается. Это означает, что когда интенсивность отказов возрастает медленнее, предупредительные замены и ремонты могут выполняться реже. Во-вторых, с уменьшением допустимого значения интенсивности отказов ТУ периодичность ПЗ и ПР уменьшается. В-третьих, с уменьшением глубины восстановления безотказности периодичность ПР уменьшается. Следовательно, с целью обеспечения безопасности предупредительный ремонт устройств целесообразно выполнять с возможно большей глубиной, поскольку при этом снижается его частота, особенно при малых значениях λ_g .

Таблица 1

Распределение		Вейбулла $b = 2$			Вейбулла $b = 3$			Косинуса			Гамма $m = 2$			Гамма $m = 4$		
λ_g, n		x_g/x_{Pg} при α			x_g/x_{Pg} при α			x_g/x_{Pg} при α			x_g/x_{Pg} при α			x_g/x_{Pg} при α		
		0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2
1	0	$\frac{-}{0,6}$	-	-	$\frac{-}{0,7}$	-	-	$\frac{-}{0,8}$	-	-	$\frac{-}{0,5}$	-	-	$\frac{-}{0,6}$	-	-
	1	-	$\frac{0,54}{1,17}$	$\frac{0,44}{1,07}$	-	$\frac{0,58}{1,27}$	$\frac{0,49}{1,17}$	-	$\frac{0,68}{1,47}$	$\frac{0,58}{1,37}$	-	$\frac{0,4}{0,9}$	$\frac{0,3}{0,8}$	-	$\frac{0,44}{0,98}$	$\frac{0,34}{0,88}$
	3	-	$\frac{0,54}{2,25}$	$\frac{0,44}{1,95}$	-	$\frac{0,58}{2,44}$	$\frac{0,49}{2,14}$	-	$\frac{0,68}{2,84}$	$\frac{0,58}{2,54}$	-	$\frac{0,5}{1,7}$	$\frac{0,3}{1,4}$	-	$\frac{0,44}{1,85}$	$\frac{0,34}{1,55}$
	5	-	$\frac{0,54}{3,35}$	$\frac{0,44}{2,82}$	-	$\frac{0,58}{3,61}$	$\frac{0,49}{3,11}$	-	$\frac{0,68}{4,21}$	$\frac{0,58}{3,71}$	-	$\frac{0,4}{2,5}$	$\frac{0,3}{2,0}$	-	$\frac{0,44}{2,73}$	$\frac{0,34}{2,23}$
0,5	0	$\frac{-}{0,3}$	-	-	$\frac{-}{0,5}$	-	-	$\frac{-}{0,6}$	-	-	$\frac{-}{0,2}$	-	-	$\frac{-}{0,3}$	-	-
	1	-	$\frac{0,22}{0,54}$	$\frac{0,12}{0,44}$	-	$\frac{0,38}{0,87}$	$\frac{0,29}{0,77}$	-	$\frac{0,36}{0,82}$	$\frac{0,26}{0,72}$	-	$\frac{0,07}{0,23}$	-	-	$\frac{0,18}{0,47}$	$\frac{0,09}{0,37}$
	3	-	$\frac{0,22}{0,53}$	$\frac{0,12}{0,67}$	-	$\frac{0,38}{0,87}$	$\frac{0,29}{0,77}$	-	$\frac{0,36}{0,82}$	$\frac{0,26}{1,25}$	-	$\frac{0,07}{0,37}$	-	-	$\frac{0,19}{0,85}$	$\frac{0,09}{0,58}$
	5	-	$\frac{0,22}{1,41}$	$\frac{0,12}{0,91}$	-	$\frac{0,38}{2,41}$	$\frac{0,29}{1,91}$	-	$\frac{0,36}{2,28}$	$\frac{0,26}{1,78}$	-	$\frac{0,07}{0,50}$	-	-	$\frac{0,19}{1,23}$	$\frac{0,09}{0,73}$

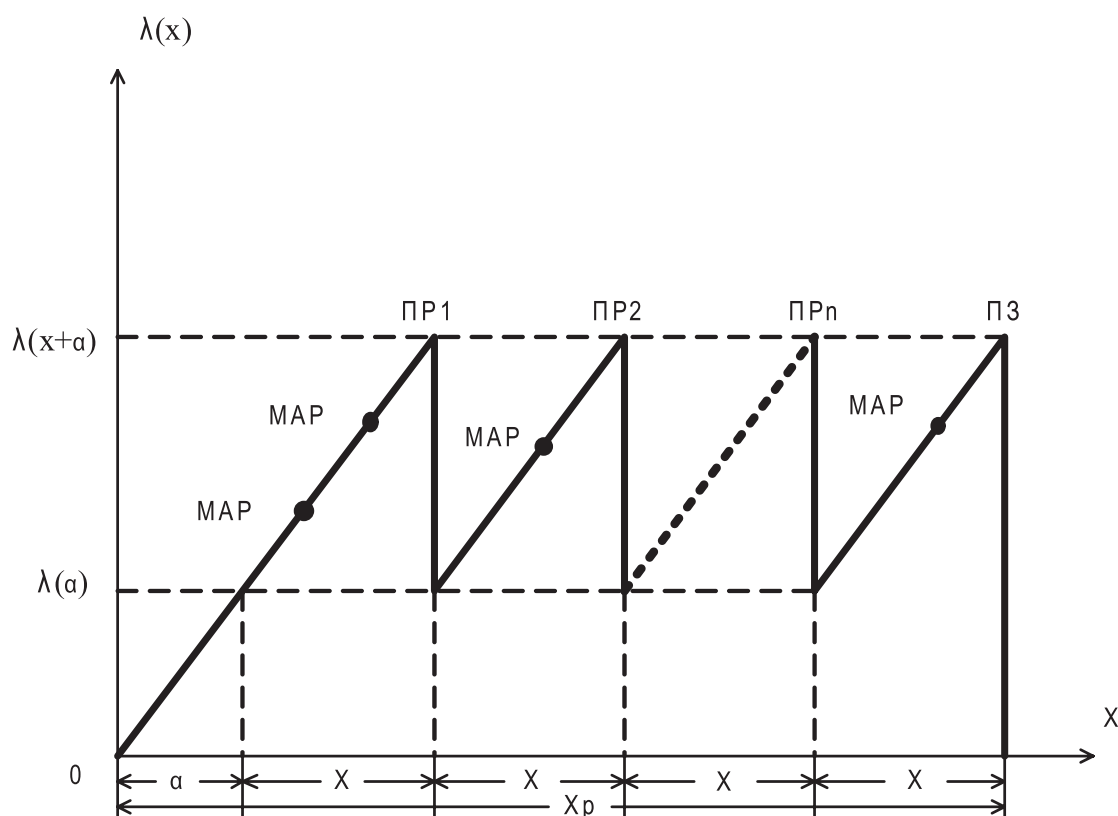


Рис. 1. Изменение интенсивности отказов при проведении предупредительных замен и ремонтов

В качестве примера из выражения (12) найдем уравнение для определения значений α_g при распределении Вейбулла с параметром формы $b = 2$

$$\alpha_g = 0,56\lambda_g - x.$$

Из полученного уравнения видно следующее. Во-первых, с уменьшением допустимого значения ИО и периодичности ПР снижается допустимое значение глубины восстановления безотказности ТУ. Во-вторых, существует предельное значение периодичности, когда значение α_g становится равным нулю и необходимо вместо ремонта проводить замену технических устройств.

Заключение

При условии обеспечения допустимого значения интенсивности отказов технических устройств, предлагаемый метод позволяет:

- при заданном значении глубины восстановления безотказности определить периодичность ремонтов;

- при заданном значении периодичности ремонтов определить глубину восстановления безотказности;

- при заданных значениях глубины восстановления безотказности, количества и периодичности ремонтов определить срок замены технических устройств.

Литература

1. ГОСТ 27.002-89. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения.
2. Методическое руководство по управлению ресурсами и рисками в хозяйстве автоматики и телемеханики на основе методологии УРРАН, утверждено 8 декабря 2012 г. ОАО «РЖД».
3. Володарский В.А. Об оптимизации предупредительных замен и ремонтов технических устройств / Надежность и контроль качества. 1989. – № 6. – С. 21-24.
4. Володарский В.А. Определение показателей надежности при неопределенности исходной информации / Электричество. 1987. – № 3. – С. 49-51.



Volodarsky V.A.

DETERMINATION OF PARAMETERS FOR THE SYSTEM OF PREVENTIVE REPLACEMENT AND REPAIR UNDER THE ACCEPTABLE FAILURE RATE

The article describes a method helping to define the scope of recovery for failure-free operation, frequency of preventive replacements and repairs of technical devices under the given failure rate level.

Keywords: failure-free operation, scope of recovery, failure rate, repair, replacement, frequency.

An important parameter for technical devices (TD) is safety that is understood as a TD property not to endanger life and health of people as well as environment in case of failure [1]. For example, in transport sector the necessary requirement is traffic safety ensuring. It is known that preventive replacements (PRpl) and preventive repair (PR) increase reliability, thus helping to increase TD safety. Therefore, the parameters of the system of preventive replacements and repairs (PRpl frequency, frequency and amount of PR, scope of recovery for failure-free operation) in this case shall be determined under the conditions of an acceptable (specified) TD failure-free operation level. For instance, in accordance with [2], in relation to railway signalling and remote control installations, the indicator that quantitatively characterizes an acceptable value of failure-free operation is a failure rate (FR).

As per [3], the scope of recovery for failure-free operation is suggested to be estimated by the “age” of TD α in time to failure (TTF) units. Let us consider the case when after the n of preventive repairs a TD is replaced by a new one. The change of FR is shown in Fig. 1. After minimum emergency repairs (MER) a failure rate does not change. After PR with the frequency x and the scope of recovery α , the FR goes down to value $\lambda(\alpha)$, and after PRpl with the frequency x_p – to zero. FR at the moment of PRpl and PR is $\lambda(x+\alpha)$. The values x and x_p here are measured in TTF units, and the failure rate becomes non-dimensional through multiplication by a TTF value.

Probability of failure-free operation with the frequency x_p as per Fig. 1 is determined as

$$P(x_p) = P(x / \alpha, n) = \exp \left(- \int_0^{x_p} \lambda(x) dx \right) = (P(x + \alpha))^{n+1} (P(\alpha))^{-n}, \quad (1)$$

where n is the number of repairs between replacements.

Special cases of expression (1):

with $n = 0$, in case of PRpl only and $\alpha = 0$, $P(x_p) = P(x)$;

with $n \rightarrow \infty$, in case of PR only, after the evaluation of an indeterminate form, we will have:

$$P(x/\alpha) = (P(x + \alpha))(P(\alpha))^{-1}. \quad (2)$$

Considering that $x_p = \alpha + (n+1)x$ (see Fig.1), we will have:

$$x = (x_p - \alpha)(n+1)^{-1}. \quad (3)$$

Putting the value x from (3) to (1), we will have:

$$P(x_p) = [P\left(\frac{x_p + n\alpha}{n+1}\right)]^{n+1} [P(\alpha)]^{-n}. \quad (4)$$

Then FR is determined as

$$\begin{aligned} \lambda(x_p) &= \lambda(x/a, n) = -\frac{[P(x_p)]'}{P(x_p)} = \\ &= \lambda\left(\frac{x_p + n\alpha}{n+1}\right) = \lambda(x + \alpha). \end{aligned} \quad (5)$$

Special cases of expression (5):

with $n = 0$, in case of PRpl only and $\alpha = 0$, $\lambda(x_p) = \lambda(x)$

with $n \rightarrow \infty$, in case of PR only, we will have the formula $\lambda(x/\alpha) = \lambda(x + \alpha)$,

This article considers the method for defining the parameters of the system of preventive replacements and repairs under the accepted value of TD failure rate when

$$\lambda(x/\alpha, n) \leq \lambda_g, \quad (6)$$

where λ_g is the accepted (in terms of safety ensuring) value of failure rate.

It is known that PRpl and PR are reasonably performed for TD subject to wear and ageing. For describing the failures related to wear and ageing, the normal, Weibull and gamma distributions are generally used. Besides, if the initial information is not sufficient it is reasonable to use the cosine distribution [4]. Then expression (5) with the results obtained in [4] taken into account can be represented as follows:

$$\lambda(x/a, n) = f_1((1-x-\alpha)v^{-1})v^{-1}; \quad (7)$$

for Weibull distribution

$$\lambda(x/a, n) = bK_b^b(x+\alpha)^{b-1}; \quad (8)$$

for gamma distribution

$$\begin{aligned} \lambda(x/a, n) &= \left(m^m (x+\alpha)^{m-1}\right) \times \\ &\times ((m-1)! \sum_{i=0}^{m-1} (m(x+\alpha))^i / i!)^{-1}; \end{aligned} \quad (9)$$

for cosine distribution

$$\lambda(x/a, n) = tg(x+\alpha), \quad (10)$$

where v is the coefficient of variation; f_1 is the tabulated function; b is the parameter of Weibull distribution shape; $K_b = G(1+b^{-1})$. Γ is the gamma-function; m is the parameter of gamma-distribution shape.

Frequency of preventive replacements and repairs scope of recovery x_g under the specified acceptable value of failure rate are determined based on $\lambda(x/\alpha, n) = \lambda_g$ in the following way.

Weibull distribution.

With the target values α from formula (8) we will get:

$$x_g = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - \alpha. \quad (11)$$

With $\alpha = 0$, in case of PRpl only, from formula (11) we will get:

$$x_{Pg} = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}}. \quad (11a)$$

With the target values x from formula (8) we will get:

$$\alpha_g = (\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - x. \quad (12)$$

With the target values x, α and n from formula (8) considering (5) we will get:

$$x_{Pg} = (n+1)(\lambda_g (bK_b^b)^{-1})^{\frac{1}{b-1}} - n\alpha. \quad (13)$$

Special cases of expression (13): with $n = 0$, when $\alpha = 0$ we will have formula (11a); with $n \rightarrow \infty$ after the evaluation of an indeterminate form, we will get (11).

2. Cosine distribution.

With the target values α from formula (10) we will get:

$$x_g = \arctg \lambda_g - \alpha. \quad (14)$$

With $\alpha = 0$, in case of PRpl only, from formula (14) we will get:

$$x_{Pg} = \arctg \lambda_g. \quad (14a)$$

With the target values x from formula (10) we will get:

$$\alpha_g = \arctg \lambda_g - x. \quad (15)$$

With the target values x, α and n from formula (10) considering (5) we will get:

$$x_{Pg} = (n+1)\arctg \lambda_g - n\alpha. \quad (16)$$

Special cases of expression (16): with $n = 0$ we will have formula (14a); with $n \rightarrow \infty$ we will have formula (14).

3. Gamma-distribution.

With the target values α from formula (9) we will get:

$$\text{with } m = 2 \quad x_g = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - \alpha; \quad (17)$$

with $m = 4$

$$x_g = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0.5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1} - \alpha. \quad (18)$$

With $\alpha = 0$, in case of PRpl only, we will get:

$$\text{with } m = 2 \quad x_{Pg} = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1}; \quad (17a)$$

with $m = 4$

$$x_{Pg} = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0.5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1}. \quad (18a)$$

With the target values x from formula (9) we will get:

$$\text{with } m = 2 \quad \alpha_g = \lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - x; \quad (19)$$

with $m = 4$

$$\alpha_g = \left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0.5}\right)(54 - 18\lambda_g)^{-1} - x. \quad (20)$$

With the target values x, α and n from formula (9) considering (5) we will get:

$$\text{with } m = 2 \quad x_{Pg} = (n+1)\lambda_g (4 - 2\lambda_g)^{-1} - n\alpha; \quad (21)$$

with $m = 4$

$$x_{Pg} = (n+1) \left[\left(6\lambda_g + (216\lambda_g - 36\lambda_g^2)^{0.5}\right) \times (54 - 18\lambda_g)^{-1} \right] - n\alpha. \quad (22)$$

Special cases of expressions (21) and (22):

with $n = 0$ we will have respectively formulas (17a) and (18a);

with $n \rightarrow \infty$ we will have respectively formulas (17) and (18).

As it is seen from the above expressions, the frequency of preventive replacements and repairs linearly depends on the scope of recovery for failure-free operation and, respectively, the scope of recovery linearly depends on the frequency of preventive replacements and repairs.

As an example, Table 1 represents the values x_g (dividend) and x_{Pg} (divisor), calculated under the separate values λ_g, n and α , using formulas (11) and (13) in case of Weibull distribution with $b = 2$ and $b = 3$, using formulas (14) and (16) in case of cosine distribution, using formulas (17) and (22) in case of gamma-distribution with $m = 2$, and using formulas (18) and (22) in case of gamma-distribution with $m = 4$. The table shows the following. Firstly, with the shape parameter b and m increasing (decrease of a variation coefficient) the PRpl and PR frequency increases. That means that when a failure rate increases slower, preventive replacements and repairs could be performed more rarely. Secondly, with a decreasing accepted value of TD failure rate, the PRpl and PR frequency decreases. Thirdly, with a reducing scope of recovery for failure-free operation, the PR frequency decreases. Consequently, in order to ensure safety, the preventive repair of devices is reasonable to be performed with a larger scope of recovery, as in such case the PR frequency decreases, especially under low values λ_g .

As an example, let us use formula (12) to find the formula for defining the values α_g in case of Weibull distribution with the shape parameter $b = 2$

$$\alpha_g = 0,56\lambda_g - x.$$

As it is seen from the formula, firstly, with a decreasing accepted FR value and PR frequency, the acceptable value of scope of recovery for TD failure-free operation also decreases. Secondly, there is a limit value of frequency, when the value

Table 1

Distribution		Weibull $b = 2$			Weibull $b = 3$			Cosine			Gamma $m = 2$			Gamma $m = 4$		
λ_g, n		x_g/x_{Pg} with α			x_g/x_{Pg} with α			x_g/x_{Pg} with α			x_g/x_{Pg} with α			x_g/x_{Pg} with α		
		0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2	0	0,1	0,2
1	0	— 0,6	-	-	— 0,7	-	-	— 0,8	-	-	— 0,5	-	-	— 0,6	-	-
	1	-	0,54 1,17	0,44 1,07	-	0,58 1,27	0,49 1,17	-	0,68 1,47	0,58 1,37	-	0,4 0,9	0,3 0,8	-	0,44 0,98	0,34 0,88
	3	-	0,54 2,25	0,44 1,95	-	0,58 2,44	0,49 2,14	-	0,68 2,84	0,58 2,54	-	0,5 1,7	0,3 1,4	-	0,44 1,85	0,34 1,55
	5	-	0,54 3,35	0,44 2,82	-	0,58 3,61	0,49 3,11	-	0,68 4,21	0,58 3,71	-	0,4 2,5	0,3 2,0	-	0,44 2,73	0,34 2,23
0,5	0	— 0,3	-	-	— 0,5	-	-	— 0,6	-	-	— 0,2	-	-	— 0,3	-	-
	1	-	0,22 0,54	0,12 0,44	-	0,38 0,87	0,29 0,77	-	0,36 0,82	0,26 0,72	-	0,07 0,23	-	-	0,18 0,47	0,09 0,37
	3	-	0,22 0,53	0,12 0,67	-	0,38 0,87	0,29 0,77	-	0,36 0,82	0,26 1,25	-	0,07 0,37	-	-	0,19 0,85	0,09 0,58
	5	-	0,22 1,41	0,12 0,91	-	0,38 2,41	0,29 1,91	-	0,36 2,28	0,26 1,78	-	0,07 0,50	-	-	0,19 1,23	0,09 0,73

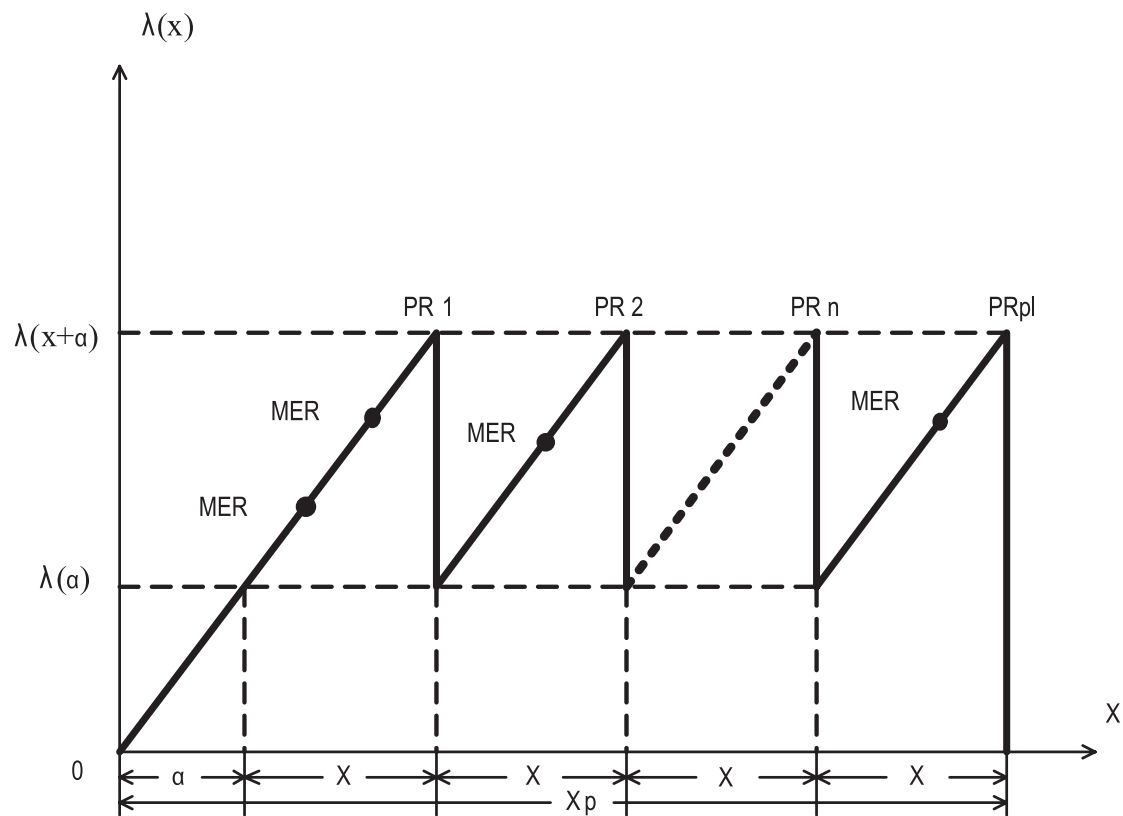


Fig. 1. Change of failure rate due to preventive maintenance and replacements

α_g becomes equal to zero, and it is necessary to perform the replacement instead of the repair of technical devices.

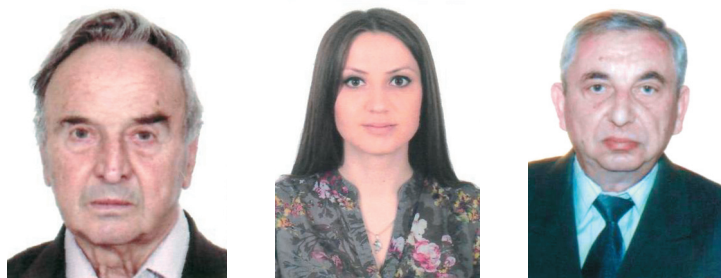
Conclusion

Provided that the acceptable value of TD failure rate is ensured, the proposed method makes it possible:

- with the target value of scope of recovery to determinate the frequency of repairs;
- with the target value of repair frequency to determinate the scope of recovery;
- with the target values of scope of recovery, number and frequency of repairs to determinate the time of replacement of technical devices.

References

1. GOST 27.002-89. Industrial product dependability. Basic notions. Terms and definitions.
2. Methodological guideline on the control of resources and risks in the facilities of automatics and telemechanics based on URRAN methodology approved on December 8, 2012. JSC "RZD".
3. Volodarsky V.A. About optimization of preventive replacements and repairs of technical devices / Dependability and quality control. 1989. – No.6.- P.21-24.
4. Volodarsky V.A. Determination of reliability factors under uncertain initial information / Electricity. 1987. – No.3. – P.49-51.



Зайко Ю.Г., Искандарова Л.Н., Мишин В.Ф.

МЕТОДИКА РАСЧЕТА СТОИМОСТИ ГАРАНТИЙНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ

Приводится методика расчета стоимости гарантийных обязательств изделий, выпускаемых предприятием-поставщиком, которая позволяет оценивать ожидаемую стоимость ремонтов за время гарантийных обязательств и включать ее в структуру цены изделия, исходя из продолжительности срока гарантийных обязательств. Расчет стоимости дается для различных типов гарантийных обязательств с учетом различных этапов эксплуатации изделия. Изделие в общем случае состоит из составных частей, изготавливаемых на предприятии-изготовителе, и составных частей, закупаемых на других предприятиях. Гарантийные сроки составных частей собственного изготовления и покупных составных частей могут как совпадать, так и быть различными.

Ключевые слова: гарантийные обязательства, гарантийный срок эксплуатации, гарантийный срок хранения, гарантийная наработка, стоимость ремонта, интенсивность отказов, радиоэлектронная аппаратура.

Как известно, на выпускаемую предприятиями отечественной промышленности радиоэлектронную аппаратуру (РЭА) устанавливаются определенные гарантийные обязательства, то есть за установленный этими обязательствами период предприятие-поставщик должно быть готово устранить за свой счет недостатки в результатах выполненных ранее работ.

В соответствии с ГОСТ РВ 15.306-2003 [1] гарантийные обязательства – это обязательства поставщика, подрядчика гарантировать заказчику (потребителю) соответствие качества поставляемых изделий, выполняемых работ (услуг) нормам, установленным техническими условиями, стандартами и (или) условиями контракта в течение определенного времени (гарантийного срока, гарантийной наработки) и безвозмездно и в установленные гарантийными обязательствами сроки устранить дефекты изделий (работ), выполненные в гарантийный период посредством ремонта или замены дефектных изделий (составных частей) при соблюдении потребителем оговариваемых условий эксплуатации (использования), хранения, транспортирования.

Гарантийные обязательства устанавливают на поставляемые поставщиком изготовленные или прошедшие капитальный ремонт изделия, а также на проводимый подрядчиком средний ремонт изделий и выполняемые им работы по вводу изделий в эксплуатацию (монтажные, наладочные).

Период действия гарантийных обязательств определяется показателями гарантийных обязательств, такими как:

- гарантийный срок – общая календарная продолжительность хранения и транспортирования изделия в состоянии поставки, а также эксплуатации (использования) потребителем, в течение которой действуют гарантийные обязательства;

- гарантийная наработка – наработка (объем работы) изделия в пределах действия гарантийных обязательств.

Гарантийный срок в зависимости от свойств и назначения изделий конкретизируют по видам:

- гарантийный срок хранения – календарная продолжительность хранения и транспортирования изделия в состоянии поставки, а также монтажа до ввода в эксплуатацию с соблюдением установленных мер, обеспечивающих сохранность изделий, в течение которой действуют гарантийные обязательства;

- гарантийный срок эксплуатации – календарная продолжительность эксплуатации изделия потребителем, в течение которой действуют гарантийные обязательства.

В работе [2] сделана попытка оценить стоимость гарантийных обязательств с учетом интенсивности отказов составных частей изготавливаемых изделий и продолжительности этих обязательств, а также рассмотрены варианты создания на предприятиях резервов средств на гарантийные ремонты, причем средства, находящиеся в этих резервах, в соответствии с Налоговым Кодексом Российской Федерации, не облагаются налогом на прибыль.

Изделия, выпускаемые предприятием-поставщиком, состоят, как правило, из покупных составных частей (СЧ) и СЧ собственного изготовления, при этом гарантийные сроки, установленные на эти СЧ, могут как совпадать, так и быть различными.

Если предприятие не первый год осуществляет реализацию изготовленной продукции, в случае массового производства ожидаемая стоимость гарантийных ремонтов изделий будет определяться статистически на основе процентного соотношения величины общей стоимости ремонтов изделия (издержек предприятия) $C_{гр.изд}$ за время гарантийных обязательств к стоимости изготовления изделия $C_{изг.изд}$ за предыдущие годы и будет определяться следующей формулой:

$$C_{гр.изд} = \Delta \cdot C_{изг.изд} \cdot T_{г.изд}$$

где Δ – процентное соотношение величины общей стоимости ремонтов изделия (издержек предприятия) $C_{гр.изд}$ за время гарантийных обязательств к стоимости изготовления изделия $C_{изг.изд}$ за предыдущие годы;

$T_{г.изд}$ – гарантийный срок изделия, заданный в технических условиях (ТУ).

Если же предприятие не имеет статистически установленных значений процентного соотношения величины $C_{гр.изд}$ к $C_{изг.изд}$, то ожидаемая стоимость ремонтов изделия за время гарантийных обязательств определяется по следующей формуле:

$$C_{гр.изд} = \sum_{i=1}^m C_{гр.i} \cdot N_i \cdot r_i \cdot T_{г.изд}$$

где $C_{гр.i}$ (руб.) – средняя стоимость одного гарантийного ремонта (замены) СЧ собственного изготовления i -го типа, определяется экспертным методом по результатам эксплуатации аналогичных СЧ (исходя из практики,

значение $C_{гр.i}$ обычно составляет 30-50% стоимости СЧ i -го типа);

m – количество типов СЧ собственного изготовления;

N_i – количество СЧ собственного изготовления i -го типа;

r_i – ожидаемое за один год гарантийных обязательств количество отказов СЧ собственного изготовления i -го типа в период работы изделия в заданных условиях эксплуатации, в условиях наземных работ и при хранении.

В общем случае, когда гарантийный срок выпускаемого изделия больше гарантийного срока покупных СЧ, входящих в состав изделия, общая стоимость ремонтов изделия (издержек предприятия) за время гарантийных обязательств определяется по формуле:

$$C_{гр.изд} = \left[\sum_{i=1}^m C_{гр.i} \cdot N_i \cdot r_i \right] \cdot T_{г.изд} + \left[\sum_{j=1}^k C_{гр.j} \cdot N_j \cdot r_j \right] \cdot (T_{г.изд} - T_{г.сч.пок.j}), \quad (1)$$

где $C_{гр.j}$ – средняя стоимость одного гарантийного ремонта (замены) покупной СЧ j -го типа, руб., определяемая экспертным методом по результатам эксплуатации аналогичных СЧ;

$T_{г.сч.пок.j}$ – гарантийный срок, заданный на покупную СЧ j -го типа, лет;

r_j – ожидаемое за один год гарантийных обязательств количество отказов покупных СЧ j -го типа в период работы изделия в заданных условиях эксплуатации, работы на земле и при хранении;

N_j – количество покупных СЧ j -го типа;

k – количество типов покупных СЧ.

Во второе слагаемое формулы (1) входят только те покупные СЧ, для которых $T_{г.изд} > T_{г.сч.пок.j}$.

Гарантийный срок $T_{г.изд}$ распространяется на различные этапы службы изделия, среди которых в общем случае можно выделить следующие:

- работа по целевому назначению в заданных условиях эксплуатации продолжительностью T_3 в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{3,i}$ ($\lambda_{3,j}$);

- хранение (выключенное состояние) в заданных условиях эксплуатации продолжительностью $T_{хр.э}$ в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{хр.э,i}$ ($\lambda_{хр.э,j}$);

- работа в наземных условиях эксплуатации (проверка и отладка оборудования, периодические проверки перед работой по целевому назначению и т.д.) продолжительностью T_3 в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{3,i}$ ($\lambda_{3,j}$);

- хранение (выключенное состояние) в наземных условиях эксплуатации продолжительностью $T_{хр.э}$ в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{хр.э,i}$ ($\lambda_{хр.э,j}$);

- хранение изделия в состоянии поставки в условиях хранилищ того или иного типа продолжительностью $T_{хр}$ в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{хр,i}$ ($\lambda_{хр,j}$);

- транспортирование изделия в состоянии поставки тем или иным видом транспорта продолжительностью $T_{тр}$ в течение года с интенсивностью отказов СЧ i -го (j -го) типа $\lambda_{тр,i}$ ($\lambda_{тр,j}$).

В общем случае гарантийный срок $T_{г.изд}$ включает хранение, транспортирование и эксплуатацию изделия на всех перечисленных этапах. В этом случае ожидаемое за один год гарантийных обязательств количество отказов одной СЧ изделия будет определяться формулой

$$r = \lambda_3 \cdot T_3 + \lambda_{хр.э} \cdot T_{хр.э} + \lambda_3 \cdot T_3 + \lambda_{хр.з} \cdot T_{хр.з} + \lambda_{хр} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр} \cdot T_{тр}.$$

Тогда формула (1) примет следующий вид

$$C_{г.изд} = \left[\sum_{i=1}^m C_{г.и} \cdot N_i \cdot (\lambda_{3,i} \cdot T_3 + \lambda_{хр.э,i} \cdot T_{хр.э} + \lambda_{3,i} \cdot T_3 + \lambda_{хр.з,i} \cdot T_{хр.з} + \lambda_{хр,i} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр,i} \cdot T_{тр}) \right] \cdot T_{г.изд} + \left[\sum_{j=1}^k C_{г.ж} \cdot N_j \cdot (\lambda_{3,j} \cdot T_3 + \lambda_{хр.э,j} \cdot T_{хр.э} + \lambda_{3,j} \cdot T_3 + \lambda_{хр.з,j} \cdot T_{хр.з} + \lambda_{хр,j} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр,j} \cdot T_{тр}) \right] \times (T_{г.изд} - T_{г.сч.пок.ж}). \quad (2)$$

Для других гарантийных обязательств справедливы следующие формулы:

- для гарантийного срока эксплуатации

$$r = \lambda_3 \cdot T_3 + \lambda_{хр.э} \cdot T_{хр.э} + \lambda_3 \cdot T_3 + \lambda_{хр.з} \cdot T_{хр.з};$$

$$C_{г.изд} = \left[\sum_{i=1}^m C_{г.и} \cdot N_i \cdot (\lambda_{3,i} \cdot T_3 + \lambda_{хр.э,i} \cdot T_{хр.э} + \lambda_{3,i} \cdot T_3 + \lambda_{хр.з,i} \cdot T_{хр.з}) \right] \cdot T_{г.изд} + \left[\sum_{j=1}^k C_{г.ж} \cdot N_j \cdot (\lambda_{3,j} \cdot T_3 + \lambda_{хр.э,j} \cdot T_{хр.э} + \lambda_{3,j} \cdot T_3 + \lambda_{хр.з,j} \cdot T_{хр.з}) \right] \times (T_{г.изд} - T_{г.сч.пок.ж}); \quad (3)$$

- для гарантийного срока хранения

$$r = \lambda_{хр} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр} \cdot T_{тр};$$

$$C_{г.изд} = \left[\sum_{i=1}^m C_{г.и} \cdot N_i \cdot (\lambda_{хр,i} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр,i} \cdot T_{тр}) \right] \cdot T_{г.изд} + \left[\sum_{j=1}^k C_{г.ж} \cdot N_j \cdot (\lambda_{хр,j} \cdot T_{хр} + \lambda_{тр,j} \cdot T_{тр}) \right] \times (T_{г.изд} - T_{г.сч.пок.ж}); \quad (4)$$

- для гарантийной наработки

$$r = \lambda_3 \cdot T_3 + \lambda_3 \cdot T_3;$$

$$C_{г.изд} = \left[\sum_{i=1}^m C_{г.и} \cdot N_i \cdot (\lambda_{3,i} \cdot T_3 + \lambda_{3,i} \cdot T_3) \right] \cdot T_{г.изд} + \left[\sum_{j=1}^k C_{г.ж} \cdot N_j \cdot (\lambda_{3,j} \cdot T_3 + \lambda_{3,j} \cdot T_3) \right] \cdot (T_{г.изд} - T_{г.сч.пок.ж}). \quad (5)$$

Гарантийная наработка задается обычно в пределах заданного гарантийного срока. В этом случае все отказы, возникающие во время гарантийной наработки, учитываются при подсчете отказов, возникающих в течение гарантийного срока. Другими словами, в этом случае стоимость ремонтов изделия во время гарантийной наработки учитывается в стоимости ремонтов во время гарантийного срока.

Подставляя в формулы (2) – (5) данные по составу изделия (m , N_i , k , N_j), по характеристикам надежности СЧ изделия ($\lambda_{3,i}$, $\lambda_{хр.э,i}$, $\lambda_{3,i}$, $\lambda_{хр.з,i}$, $\lambda_{хр,i}$, $\lambda_{тр,i}$, $\lambda_{3,j}$, $\lambda_{хр.э,j}$, $\lambda_{3,j}$, $\lambda_{хр.з,j}$, $\lambda_{хр,j}$, $\lambda_{тр,j}$), по длительности этапов службы изделия во время гарантийных обязательств (T_3 , $T_{хр.э}$, T_3 , $T_{хр.з}$, $T_{хр}$, $T_{тр}$), по длительности гарантийных обязательств ($T_{г.изд}$, $T_{г.сч.пок.ж}$) можно оценить величину $C_{г.изд}$ ожидаемой стоимости ремонтов изделия (издержек предприятия) за заданное время гарантийных обязательств.

Таким образом, приведенная выше методика позволяет оценивать ожидаемую стоимость ремонтов (издержек предприятия) за время гарантийных обязательств и включать ее в структуру цены изделия, исходя из продолжительности срока гарантийных обязательств.

Литература

1. ГОСТ РВ 15.306-2003 Система разработки и постановки продукции на производство. Военная техника. Обязательства гарантийные. Основные положения.

2. Ахрамович И.Л., Когут С.А, Терещенко Ф.В. Методика определения ожидаемой стоимости гарантийных обязательств предприятия-изготовителя. – М: Научно-технический журнал «Надежность» – 2013. – №3 (46).



Zayko Y.G., Iskandarova L.N., Mishin V.F.

METHODOLOGY FOR CALCULATING THE COST OF WARRANTY OBLIGATIONS

The paper describes the methodology for calculating the cost of warranty obligations of products manufactured by a supplier that allows estimating a predicted repair cost over the period of warranty obligations and including it into the structure of a product's price on the basis of the duration of the warranty obligations period. The cost calculation is performed for various types of warranty obligations with consideration of different stages of operation of a product. Generally, a product consists of constituent parts manufactured by a producer, and parts purchased from other manufacturers. Warranty periods for self-produced constituents and for purchased parts can either coincide or differ.

Keywords: warranty obligations, warranty period of operation, warranty storage life, warranty operating time, repair costs, failure rate, radio electronic equipment.

As known, radio-electronic equipment (REE) produced in the domestic industry is the subject of specific warranty obligations. It means that over the time period imposed by these obligations, the supplier shall be ready to remove at its own expense the defects occurred as the result of the earlier performed works.

In accordance with GOST RV 15.306-2003 [1], warranty obligations are the obligations of the supplier or contractor to guarantee the purchaser (customer) quality conformance of the products supplied, the works (services) performed, with the regulations set by technical requirements, standards and (or) contract stipulations, during a certain time period (warranty period, warrant operating time), and, within the time period set by warranty obligations, to carry out a free of charge removal of the defects of products (works) occurred within a warranty period, by means of repair or replacement of the defected products (constituents), with the observation by a customer of the stipulated terms of operation (use), storage, transportation.

Warranty obligations are set in relation to manufactured products or products subjected to full repairs supplied by a supplier, as well as to midlife repair of products performed by a contractor and the contractor's works on putting products into operation (installation, commissioning).

The duration of a warranty obligations period is determined by warranty obligations criteria, such as:

- warranty period is a total calendar duration of storage and transportation of a product in delivery status, as well as of operation (use) by a customer during which warranty obligations are applied;
- warranty operating time is the operation time (scope of operation) of a product within warranty obligations.

Depending on the product's properties and designation, the warranty period is specified by the following types:

- warranty storage life – a calendar duration of storage and transportation of a product in delivery status, as well as installation up to putting into operation with the observation of measures to ensure storageability of a product during which warranty obligations apply;

- warranty period of operation – a calendar duration of the operation of a product by a customer during which warranty obligations are applied.

Paper [2] describes the attempt to estimate the costs of warranty obligations with consideration of a failure rate of the constituent parts of manufactured products and the duration of these obligations. Besides, it covers the ways of creation of reserve funds for warranty repair, which are not subject to profit tax, as per the Tax Code of the Russian Federation.

Products manufactured by a supplier generally consist of purchased constituent parts and self-produced constituents. And warranty periods established for these constituent parts can either coincide or differ.

If a plant has supplied products for several years, then in case of mass production the expected cost of warranty repairs shall be determined statistically based on percentage ratio of a total cost of product repairs (plant's expenses) $C_{wr,pr}$ for the time of warranty obligations to the costs of a product's manufacture $C_{man,pr}$ for previous years, by the following formula:

$$C_{wr,pr} = \Delta \cdot C_{man,pr} \cdot T_{w,pr},$$

where Δ is the percentage ratio of a total cost of a product's repairs (plant's expenses) $C_{wr,pr}$ for the time of warranty obligations to the costs of a product's manufacture $C_{man,pr}$ for previous years;

$T_{w,pr}$ is the product's warranty period set by technical conditions (TC).

If a plant does not have the prescribed statistical values for the percentage ratio of $C_{wr,pr}$ to $C_{man,pr}$, the expected cost of a product's repairs during warranty obligations shall be determined by the following formula:

$$C_{wr,pr} = \sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot r_i \cdot T_{w,pr},$$

where $C_{wr,i}$ (rub.) is the average cost of one warranty repair (replacement) of the self-produced CP of the i -th type specified by an expert method upon the results of operation of similar CP (based on the practice, the value of $C_{wr,i}$ is usually 30-50% of the cost of CP of the i -th type);

m is the number of types of self-produced CP;

N_i is the number of self-produced CP of the i -th type;

r_i is the expected (for a year of warranty obligations) number of failures of self-produced CP of the i -th type during the product performance under specified conditions of operation, in terms of ground-based activity and in case of storage.

Generally, when the warranty period of a product is more than the warranty period of a purchased CP which are the part of a product, the total cost of a product's repairs (plant's

expenses) during the period of warranty obligations is determined by the formula:

$$C_{wr,pr} = \left[\sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot r_i \right] \cdot T_{w,pr} + \left[\sum_{j=1}^k C_{wr,j} \cdot N_j \cdot r_j \right] \cdot (T_{w,pr} - T_{w,cp,purch,j}), \quad (1)$$

where $C_{wr,j}$ is the average cost of one warranty repair (replacement) of the purchased CP of the j -th type, rub., specified by an expert method upon the results of operation of similar CP;

$T_{w,cp,purch,j}$ is the warranty period established for the purchased CP of the j -th type, years;

r_j is the expected (for a year of warranty obligations) number of failures of the purchased CP of the j -th type, during the product performance under specified conditions of operation, in terms of ground-based activity and in case of storage;

N_j is the number of the purchased CP of the j -th type;

k is the number of types of a purchased CP.

The second summand of formula (1) includes only a purchased CP for which $T_{w,pr} > T_{w,cp,purch,j}$.

The warranty period $T_{w,pr}$ applies to different stages of a product's operating life, such as:

- functioning according to the designated use under the specified conditions of operation with duration T_0 during a year with a failure rate of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{0,i}$ ($\lambda_{0,j}$);

- storage (off mode) under the specified conditions of operation with duration $T_{st,0}$ during a year with a failure rate of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{st,0,i}$ ($\lambda_{st,0,j}$);

- functioning in terms of ground-based activity (equipment check and adjustment, periodic inspections before functioning according to the designated use, etc.) with duration T_{gr} during a year with a failure rate of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{gr,i}$ ($\lambda_{gr,j}$);

- storage (off mode) under ground-based conditions with duration $T_{st,gr}$ during a year with a failure rate of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{st,gr,i}$ ($\lambda_{st,gr,j}$);

- storage of a product in delivery status under the conditions of any storage facilities with duration T_{st} during a year with a rate of failure of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{st,i}$ ($\lambda_{st,j}$);

- transportation of a product in delivery status by any kind of transport with duration T_{tr} during a year with a failure rate of the CP of the i -th (j -th) type $\lambda_{tr,i}$ ($\lambda_{tr,j}$).

In general, a warranty period $T_{w,pr}$ includes storage, transportation and operation of a product at all stages described above. In that case the expected (for a year of warranty obligations) number of failures of one CP of a product shall be determined by the formula

$$r = \lambda_0 \cdot T_0 + \lambda_{st,0} \cdot T_{st,0} + \lambda_{gr} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr} \cdot T_{st,gr} + \lambda_{st} \cdot T_{st} + \lambda_{tr} \cdot T_{tr}.$$

Therefore, formula (1) shall look like as follows

$$C_{wr,pr} = \left[\sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot (\lambda_{o,i} \cdot T_o + \lambda_{st,o,i} \cdot T_{st,o} + \lambda_{gr,i} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr,i} \cdot T_{st,gr} + \lambda_{st,i} \cdot T_{st} + \lambda_{tr,i} \cdot T_{tr}) \right] \cdot T_{w,pr} + \left[\sum_{j=1}^k C_{wr,j} \cdot N_j \cdot (\lambda_{o,j} \cdot T_o + \lambda_{st,o,j} \cdot T_{st,o} + \lambda_{gr,j} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr,j} \cdot T_{st,gr} + \lambda_{st,j} \cdot T_{st} + \lambda_{st,j} \cdot T_{tr}) \right] \times (T_{w,pr} - T_{w,cp,purch,j}) \quad (2)$$

For other warranty obligations the following formulas shall be applicable

- for warranty period of operation

$$r = \lambda_o \cdot T_o + \lambda_{st,o} \cdot T_{st,o} + \lambda_{gr} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr} \cdot T_{st,gr};$$

$$C_{wr,pr} = \left[\sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot (\lambda_{o,i} \cdot T_o + \lambda_{st,o,i} \cdot T_{st,o} + \lambda_{gr,i} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr,i} \cdot T_{st,gr}) \right] \cdot T_{w,pr} + \left[\sum_{j=1}^k C_{wr,j} \cdot N_j \cdot (\lambda_{o,j} \cdot T_o + \lambda_{st,o,j} \cdot T_{st,o} + \lambda_{gr,j} \cdot T_{gr} + \lambda_{st,gr,j} \cdot T_{st,gr}) \right] \cdot (T_{w,pr} - T_{w,cp,purch,j}); \quad (3)$$

- for warranty storage life

$$r = \lambda_{st} \cdot T_{st} + \lambda_{tr} \cdot T_{tr};$$

$$C_{wr,pr} = \left[\sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot (\lambda_{st,i} \cdot T_{st} + \lambda_{tr,i} \cdot T_{tr}) \right] \cdot T_{w,pr} + \left[\sum_{j=1}^k C_{wr,j} \cdot N_j \cdot (\lambda_{st,j} \cdot T_{st} + \lambda_{tr,j} \cdot T_{tr}) \right] \cdot (T_{w,pr} - T_{w,cp,purch,j}); \quad (4)$$

- for warranty operating time

$$r = \lambda_o \cdot T_o + \lambda_{gr} \cdot T_{gr};$$

$$C_{wr,pr} = \left[\sum_{i=1}^m C_{wr,i} \cdot N_i \cdot (\lambda_{o,i} \cdot T_o + \lambda_{gr,i} \cdot T_{gr}) \right] \cdot T_{w,pr} + \left[\sum_{j=1}^k C_{wr,j} \cdot N_j \cdot (\lambda_{o,j} \cdot T_o + \lambda_{gr,j} \cdot T_{gr}) \right] \cdot (T_{w,pr} - T_{w,cp,purch,j}). \quad (5)$$

A warranty operating time is normally assigned within the limits of a prescribed warranty period. In this case all failures occurred during a warranty operating time are taken into account for the calculation of failures occurred within a warranty period. In other words, in this case the cost of a product's repairs during a warranty operating time is taken into account in the cost of repairs within a warranty period.

If formulas (2) – (5) are filled in with the values of a product's structure (m, N_i, k, N_j), values of failure properties of a product's CP ($\lambda_{o,i}, \lambda_{st,o,i}, \lambda_{gr,i}, \lambda_{st,gr,i}, \lambda_{st,i}, \lambda_{tr,i}, \lambda_{o,j}, \lambda_{st,o,j}, \lambda_{gr,j}, \lambda_{st,gr,j}, \lambda_{st,j}, \lambda_{tr,j}$), values of duration of product performance under warranty obligations ($T_o, T_{st,o}, T_{gr}, T_{st,gr}, T_{st}, T_{tr}$), values of duration of warranty obligations ($T_{w,pr}, T_{w,cp,purch,j}$), it is possible to calculate the value $C_{wr,pr}$ of the expected cost of a product's repairs (plant's expenses) for a prescribed time period of warranty obligations.

As can be seen from the above, the described methods can be used to calculate the expected cost of repairs (plant's expenses) under warranty obligations and to include it into the structure of a product's price, based on the duration of a period of warranty obligations.

References

1. GOST RV 15.306-2003. System of a product's development and launching into manufacture. Military equipment. Warranty obligations. Basic principles.
2. Akhramovich I.L., Kogut S.A., Tereschenko F.V. Approach to estimation of the expected cost of a supplier's warranty obligations. – M: Scientific-technical journal «Dependability». – 2013. -No.3 (46).



Шабловский Я.О., Киселевич В.В.

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ АСПЕКТЫ НАДЁЖНОСТИ ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ИЗОЛЯЦИИ

Предложена математическая модель отказа электрической изоляции, основанная на суперпозиции равномерного и экспоненциального законов распределения вероятностей. В рамках модели получено соотношение для временной зависимости функции интенсивности отказов изоляции, позволяющее проводить аналитическое описание надёжности на длительном интервале времени эксплуатации.

Ключевые слова: надёжность, интенсивность отказов, электрическая изоляция.

Введение

В настоящее время для количественной оценки надёжности электрической изоляции обычно используют вероятностное распределение Вейбулла-Гнеденко [1 – 3]. Между тем, это распределение применимо только к отдельным периодам эксплуатации изоляции (приработка, нормальная эксплуатация либо окончательный износ), причём у периода нормальной эксплуатации оказывается нехарактерная для «стареющих» объектов постоянная во времени интенсивность отказов.

Для оценки надёжности изоляции на длительном временном интервале применяют суперпозицию единичных законов распределения. Использование составного распределения приводит к увеличению числа его параметров, определение которых обычно сопряжено со значительными математическими трудностями. В связи с этим особую значимость приобретает выработка адекватных математических моделей [4], базирующихся на применении оптимальных вероятностных законов распределения, обеспечивающих корректное аналитическое описание надёжности изоляции на длительном временном интервале. Ниже выдвигается альтернативная математическая модель отказа электрической изоляции, основанная на сочетании равномерного и экспоненциального законов распределения вероятностей.

Теоретический анализ и его результаты

Формально рассматривая изолятор как объект, работающий до первого отказа (выхода из строя), можно охарактеризовать надёжность изоляции функцией интенсивности отказов [5, с. 10]

$$F(t) = \frac{\phi(t)}{1 - \Phi(t)}, \quad (1)$$

где t – время, $\phi(t)$ – плотность функции распределения вероятностей отказов, $\Phi(t)$ – функция распределения вероятностей отказов.

Величина $F(t)dt$ есть вероятность того, что элемент системы, имеющий наработку t , откажет в промежутке времени $[t; t+dt]$ Экспериментально интенсивность отказов

определяется как отношение приходящегося на единицу времени числа выбывших к моменту t элементов к общему числу таких элементов, сохранившихся исправными вплоть до момента t .

Отказ электрической изоляции будем рассматривать как суперпозицию внезапного отказа и постепенного отказа в результате естественного электрического износа. Прочие факторы старения изоляции мы здесь не учитываем, предполагая, что она эксплуатируется в нормальных условиях.

Идеальному внезапному отказу свойственно «отсутствие памяти»: предварительное использование устройства не влияет на остаточное время его безотказной работы. При этом наблюдается скачкообразное ухудшение свойств изоляции во времени, обусловленное резким воздействием деструктивных факторов значительной величины. В случае равномерного износа, характеризующегося постепенным ухудшением свойств изоляции, вероятность отказа равномерно возрастает со временем. Сделанное выше предположение моделирует отказ электрической изоляции наложением этих двух потоков событий: реальный отказ (при броске напряжения или ином случайном событии) тем вероятнее, чем больше изношена изоляция. Поэтому функции $\Phi(t)$ и $\phi(t)$ в формуле (1) в рассматриваемом случае выразятся линейными комбинациями соответствующих функций, относящихся к вероятностным распределениям внезапных отказов и равномерного износа.

Идеальные внезапные отказы описываются экспоненциальным распределением [6, с. 133 – 134]:

$$\phi_1(t) = t_0^{-1} e^{-t/t_0}, \quad \Phi_1(t) = 1 - e^{-t/t_0}, \quad (2)$$

где t_0 – математическое ожидание времени до внезапного отказа в заданных условиях.

Равномерный износ описывается равномерным (прямоугольным) распределением [6, с. 209]:

$$\phi_2(t) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq t \leq b; \\ 0, & t \notin [a; b]; \end{cases} \quad \Phi_2(t) = \begin{cases} 0, & t < a; \\ \frac{t-a}{b-a}, & a \leq t \leq b; \\ 1, & t > b. \end{cases} \quad (3)$$

В нашем случае $a=0$, что соответствует моменту ввода изоляции в эксплуатацию, $b=t_E$ – парциальное время полного износа изоляции в отсутствие внезапных отказов.

Суперпозиция вероятностных законов (2) и (3) даёт:

$$\phi(t) = \frac{c_w}{t_E} + (1 - c_w) \frac{e^{-t/t_0}}{t_0};$$

$$\Phi(t) = \frac{c_w t}{t_E} + (1 - c_w)(1 - e^{-t/t_0}), \quad (4)$$

где множитель c_w определяет долевого вклад равномерного износа при заданных условиях эксплуатации. Подставляя выражения (4) в формулу (1), окончательно получаем соотношение

$$F(t) = \frac{c_w + (1 - c_w) \frac{t_E}{t_0} e^{-t/t_0}}{t_E [1 + (1 - c_w)(e^{-t/t_0} - 1)] - c_w t}, \quad (5)$$

позволяющее моделировать реальные отказы эксплуатируемой электрической изоляции. Принимая во внимание, что $F(t)|_{t \rightarrow \bar{t}} \rightarrow \infty$, из выражения (5) можно определить время до отказа изоляции:

$$\bar{t} = t_E \left(1 + \frac{1 - c_w}{c_w} e^{-\bar{t}/t_0} \right).$$

При $\bar{t}/t_0 \geq 8$ с погрешностью менее 1,5% можно считать, что $\bar{t} \approx t_E$.

График функции (5) имеет «жёлобообразный» вид (см. рис. 1). На нём отчётливо выделяются три временных интервала: период приработки I, период нормальной эксплуатации II и период окончательного износа III.

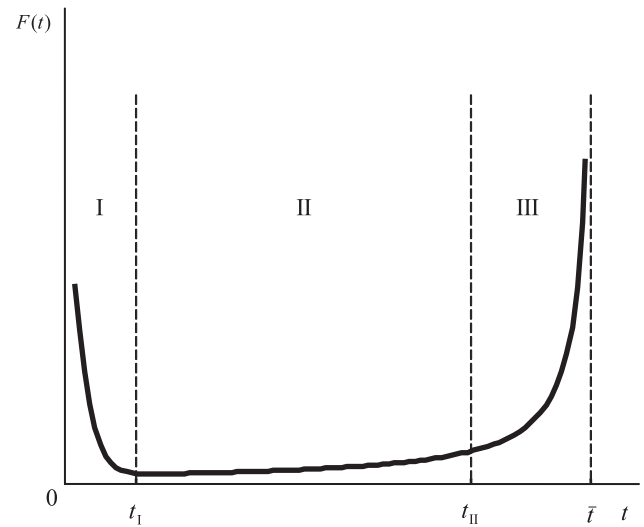


Рис. 1. Функция интенсивности отказов

В промежутке I интенсивность отказов стремительно убывает со временем. Длительность этого периода небольшая и определяется качеством изготовления изоляции [7]. В подавляющем большинстве случаев этот период не реализуется на практике вследствие того, что приработка изоляции может быть связана только с явлением «выжигания», т.е. выбраковывания изначально дефектных образцов изоляции, имеющих заведомо более низкую долговечность по сравнению с оставшимися в работе образцами [3, с. 54].

Промежуток II соответствует нормальной эксплуатации и характеризуется слабо возрастающей интенсивностью отказов. В начале эксплуатации $F(t)$ практически постоянна, в то время как по мере увеличения t интенсивность отказов возрастает, что указывает на развитие постепенных отказов, обусловленных естественным старением.

Временной промежуток III соответствует окончанию срока службы электрической изоляции: интенсивность её отказов стремительно возрастает со временем. Резкое ухудшение физико-химических свойств изоляции обу-

словлено интенсификацией процессов старения и износа. Эксплуатация изоляции на данном этапе недопустима.

По сравнению с классическим распределением Вейбулла-Гнеденко предложенное нами распределение обладает двумя преимуществами:

1) Охвачен весь срок эксплуатации электрической изоляции.

2) Период нормальной эксплуатации имеет естественную для “нормально стареющих” объектов плавную возрастающую интенсивность отказов.

На рис. 2 зависимости $F(t)$, рассчитанные по формуле (5) для силовых кабелей среднего напряжения, сопоставлены с экспериментальными данными [8, 9].

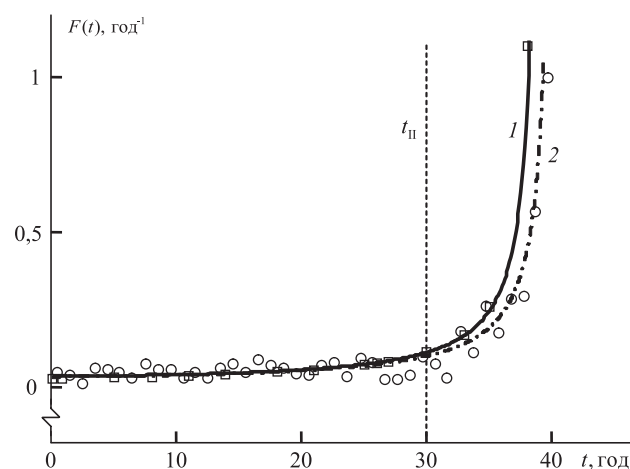


Рис. 2. Временные зависимости функции интенсивности отказов:

□□□ — силовых кабелей [8];

○○○ — изоляции силовых кабелей [9]

Расчёты проводились при следующих значениях: $c_w = 0,89$, $t_0 = 10$ лет, $t_E = 39$ лет, $\bar{t} = 39,097$ лет (для зависимости 1) и $c_w = 0,872$, $t_0 = 13$ лет, $t_E = 40$ лет, $\bar{t} = 40,265$ лет (для зависимости 2). Максимальное расхождение теоретических расчётов с экспериментальными данными в первом случае составило 0,135%, во втором случае — 6,344%.

Сравнительно большие значения параметра c_w указывают на преобладание равномерного износа изоляции над внезапными отказами. В обоих случаях период приработки отсутствует, а период нормальной эксплуатации составляет 30 лет. Среднее значение интенсивности отказов кабелей для периода нормальной эксплуатации составляет 0,05 год⁻¹.

Заключение

Предложена математическая модель отказа электрической изоляции, основанная на суперпозиции равномерного и экспоненциального законов распределения вероятностей. В рамках модели получены аналитические соотношения для расчёта основных количественных показателей надёжности изоляции: функции распределения вероятностей отказов, плотности этой функции и

функции интенсивности отказов. Применение выражения для интенсивности отказов электрической изоляции обеспечивает корректное аналитическое описание её надёжности на длительном временном интервале.

Литература

1. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надёжности / Б.В. Гнеденко, Ю.К. Беляев, А.Д. Соловьев. — Москва: Наука, 1965. — С. 102–103.
2. Murthy D.N.P. Weibull models / D.N.P. Murthy, M. Xie, R. Jiang. — Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2004. — Р. 9–10.
3. Фокин Ю.А. Оценка надёжности систем электро-снабжения / Ю.А. Фокин, В.А. Туфанов. — Москва: Энергоиздат, 1981. — 224 с.
4. Ушаков И.А. О важности адекватных математических моделей при инженерном анализе надёжности / И.А. Ушаков // Надёжность. — 2011. — № 3 (38). — С. 2–14.
5. Ушаков И.А. Курс теории надёжности систем / И.А. Ушаков. — Москва: Дрофа, 2008. — 239 с.
6. Вадзинский Р.Н. Справочник по вероятностным распределениям / Р.Н. Вадзинский. — Санкт-Петербург: Наука, 2001. — 295 с.
7. Прохоров А.В. Критерии надёжности систем изоляции электрических машин. Выбор оптимального варианта системы изоляции / А.В. Прохоров // Надёжность. — 2012. — № 3 (42). — С. 80–88.
8. Коржов А.В. Метод оценки значимости влияния проектных и эксплуатационных факторов на срок службы изоляции силовых кабелей 6 (10) кВ городских электрических сетей / А.В. Коржов // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Сер. «Энергетика». — 2014. — Т. 14, № 1. — С. 31–34.
9. Юрченко Е.Ю. Статистические показатели надёжности элементов кабельных линий напряжением 6 – 10 кВ / Е.Ю. Юрченко, А.В. Коржов // Современные техника и технологии: материалы XIV междунар. науч.-практ. конф. студентов, аспирантов и молодых учёных, г. Томск, 24–28 марта 2008 г. / Томский политехнический университет. — г. Томск, 2008. — Т. 1. — С. 123–125.

Перечень принятых в статье условных обозначений

- c_w — множитель, определяющий долевым вклад равномерного износа;
- $F(t)$ — функция интенсивности отказов;
- $f(t)$ — плотность функции распределения вероятностей отказов;
- $\Phi(t)$ — функция распределения вероятностей отказов;
- t — время;
- t_0 — математическое ожидание внезапного отказа в заданных условиях;
- t_1 — время приработки изоляции;
- t_{II} — время нормальной эксплуатации изоляции;
- t_E — парциальное время полного износа изоляции в отсутствие внезапных отказов;
- $\bar{t}$ — время до отказа изоляции.



Shablovsky Ya.O., Kiselevich V.V.

PROBABILISTIC ASPECTS OF RELIABILITY OF ELECTRICAL INSULATION

The mathematical model of electrical insulation failure is proposed. The model is based on the superposition of uniform and exponential probability distributions. Relation for time dependence of the insulation failure rate is obtained. Application of this relation provides correct analytical description of insulation reliability on a long time interval.

Keywords: reliability, failure rate, electrical insulation

Introduction

At present, the Weibull-Gnedenko probabilistic distribution is used for quantitative assessment of electrical insulation reliability [1 – 3]. Yet, this distribution can only be applied to separate periods of insulation service (break-in period, normal service or final wear), while the period of normal service has a time-independent failure rate uncharacteristic for “aging” objects.

To estimate the reliability of insulation on a long time interval, the superposition of single laws of distributions is used. Application of compound distributions leads to increase of the number of its parameters, whose definition is usually related to considerable mathematical difficulties. Owing to this, of vital importance is to construct adequate mathematical models [4] based on application of optimum probabilistic laws of distributions ensuring a close analytical description of insulation reliability on a long time interval. Below we propose an alternative model of failure of electrical insulation based on the combination of the uniform and exponential laws of probability distributions.

Theoretical analysis and its results

Technically considering an insulator as an object that functions till the first failure (breakdown), we can characterize the reliability of insulation as the function of failure rate [5, p. 10]

$$F(t) = \frac{\phi(t)}{1 - \Phi(t)}, \quad (1)$$

where t is the time, $\phi(t)$ is the density of failure rate probability distribution, $\Phi(t)$ is the function of failure rate probability distributions.

The value $F(t)dt$ is the probability of the system element with time to failure t failing on the time interval $[t; t+dt]$. Practically failure rate is defined as the relation of the number of elements failed by the moment t per time unit to the total number of such elements remained in upstate till the moment t .

The failure of electrical insulation will be considered as the superposition of a sudden failure and a gradual failure as a result of electrical wear. Other factors of insulation aging will not be taken into account here assuming that it functions under normal conditions.

The ideal sudden failure features “memory lack” – prior use of a device doesn’t impact the residual time of its failure-free service. While there is an abrupt degradation of insulation properties in time caused by severe influence of strong destructive factors. In case of even wear characterized by gradual degradation of insulation properties, the probability of failure uniformly increases in time. The above assumption simulates the failure of electrical insulation by superimposing these two event flows: actual failure (in case of voltage surge or other random event) is the more probable, the more worn the insulation is. Therefore, functions $\Phi(t)$ and $\phi(t)$ in formula (1) in case under consideration will express themselves by linear combinations of respective functions related to probabilistic distributions of sudden failures and even wear.

Ideal sudden failures are described by an exponential distribution [6, pp. 133 – 134]:

$$\phi_1(t) = t_0^{-1} e^{-t/t_0}, \Phi_1(t) = 1 - e^{-t/t_0}, \quad (2)$$

where t_0 is the mathematical expectation of time to sudden failure under specified conditions.

Even wear is described by a uniform (rectangular) distribution [6, p. 209]:

$$\phi_2(t) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq t \leq b; \\ 0, & t \notin [a; b]; \end{cases} \quad \Phi_2(t) = \begin{cases} 0, & t < a; \\ \frac{t-a}{b-a}, & a \leq t \leq b; \\ 1, & t > b. \end{cases} \quad (3)$$

In our case $a=0$ that corresponds to the moment of putting insulation into service, $b=t_E$ is the partial time of total wear of insulation in the absence of sudden failures.

Superposition of probability laws (2) and (3) gives:

$$\begin{aligned} \phi(t) &= \frac{c_w}{t_E} + (1 - c_w) \frac{e^{-t/t_0}}{t_0}; \\ \Phi(t) &= \frac{c_w t}{t_E} + (1 - c_w)(1 - e^{-t/t_0}), \end{aligned} \quad (4)$$

where multiplier c_w defines the share contribution of even wear under specified conditions of service. Substituting expressions (4) in formula (1), we finally have relation

$$F(t) = \frac{c_w + (1 - c_w) \frac{t_E}{t_0} e^{-t/t_0}}{t_E [1 + (1 - c_w)(e^{-t/t_0} - 1)] - c_w t}, \quad (5)$$

that allows simulating actual failures of electrical insulation in service. Taking into account that $F(t)|_{t \rightarrow \bar{t}} \rightarrow \infty$, by using expression (5) we can define the time to failure of insulation:

$$\bar{t} = t_E \left(1 + \frac{1 - c_w}{c_w} e^{-\bar{t}/t_0} \right).$$

For $\bar{t}/t_0 \geq 8$ with accuracy better than 1.5 per cent, we can assume that $\bar{t} \approx t_E$.

Function graph (5) looks like trough (see Fig. 1). It distinctly shows three time intervals: break-in period I, normal service period II and final wear period III.

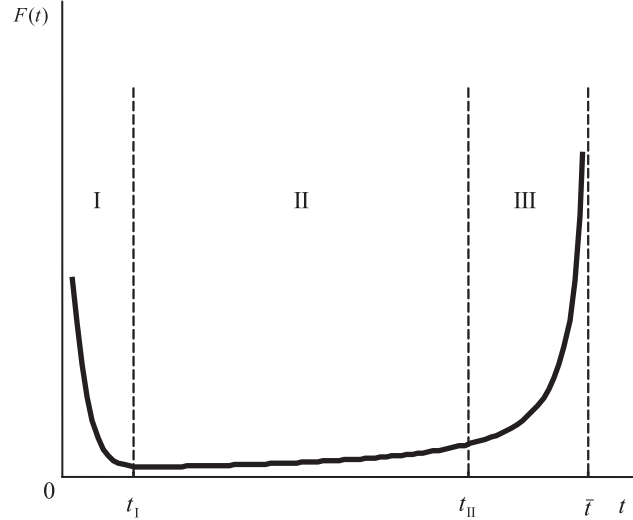


Fig. 1. Function of failure rate

On interval I failure rate abruptly decreases in time. The duration of this period is short and is defined by the quality of insulation manufacturing [7]. In the majority of cases this period is not realized in practice due to the fact that insulation break-in can only be related to the “burn-in” phenomenon, i.e. discarding initially defective samples of insulation that have admittedly lower longevity compared to samples remained in service [3, p. 54].

Interval II corresponds to normal service and is characterized by a feebly increasing failure rate. At the beginning of service $F(t)$ is practically constant, while as t increases, the failure rate grows, which implies the development of gradual failures caused by natural ageing.

Time interval III corresponds to the end of life time of electrical insulation: its failure rate radically grows in time. Abrupt degradation of insulation physical and chemical properties is stipulated by intensification of ageing and wearing processes. Insulation service is not acceptable at this stage.

Compared to the classical Weibull-Gnedenko distribution, the distribution proposed here has two advantages.

- 1) The entire life time of insulation service is covered.
- 2) The period of normal service has a gradually increasing failure rate natural for “normally ageing” objects.

In Fig. 2 dependences $F(t)$ calculated under formula (5) for mid-voltage power cables are correlated with experimental data [8, 9].

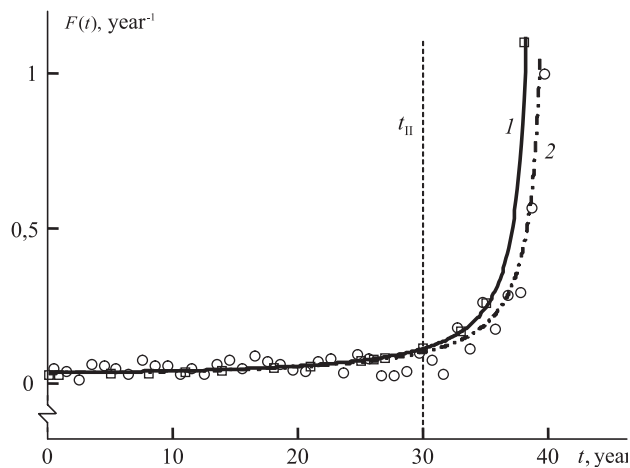


Fig. 2. Time dependences of failure rate function:
 $\square\square$ – power cables [8]; $\circ\circ\circ$ – insulation of power cables [9]

Calculations were made for the following values: $c_w = 0,89$, $t_0 = 10$ years, $t_E = 39$ years, $\bar{t} = 39,097$ years (for dependency 1) and $c_w = 0,872$, $t_0 = 13$ years, $t_E = 40$ years, $\bar{t} = 40,265$ years (for dependency 2). Maximum deviation of theoretical calculations from experimental data in the first case was 0.135 per cent, in the second case – 6.344 per cent.

Comparatively high values of parameter c_w indicate the prevalence of even wear of insulation over sudden failures. In both cases there is no break-in period, while the period of normal service is 30 years. The average failure rate of cables for the period of normal service is 0.05 year^{-1} .

Conclusion

The paper proposed a mathematical model of electrical insulation failure based on the superposition of uniform and exponential probability distributions. The model gave analytical relations for calculating key qualitative parameters of insulation reliability: functions of failure probability distributions, densities of this function and functions of failure rates. Application of this relation provides correct

analytical description of insulation reliability on a long time interval.

References

1. Gnedenko B.V. Mathematical methods in the theory of reliability / B.V. Gnedenko, Yu.K. Belyaev, A.D. Solov'yev. – Moscow: Nauka, 1965. – Pp. 102–103.
2. Murthy D.N.P. Weibull models / D.N.P. Murthy, M. Xie, R. Jiang. – Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2004. – P. 9–10.
3. Fokin Yu.A. Estimation of power supply systems reliability / Yu.A. Fokin, V.A. Tufanov. – Moscow: Energoizdat, 1981. – P. 224
4. Ushakov I.A. On the importance of adequate mathematical models for engineering analysis of reliability / I.A. Ushakov // Dependability. – 2011. – No.3 (38). – Pp. 2–14.
5. Ushakov I.A. Course of the theory of system reliability / I.A. Ushakov. – Moscow: Drofa, 2008. – P. 239
6. Vadzinsky R.N. Guide for probability distributions / R.N. Vadzinsky. – Saint-Petersburg: Nauka, 2001. – P. 295
7. Prokhorov A.V. Criteria of reliability of electrical equipment insulation. Selection of optimum variant of insulation system / A.V. Prokhorov // Dependability. – 2012. – No 3 (42). – Pp. 80–88.
8. Korzhov A.V. Method for estimating the importance of impact of designing and operational factors on the life time of insulation of 6 (10) kV power cables of urban electrical networks / A.V. Korzhov // South-Ural State University Newsletter. "Energy" series. – 2014. – V. 14, No. 1. – Pp. 31–34.
9. Yurchenko E.Yu. Statistical parameters of reliability of 6 (10) kV cable line elements / E.Yu. Yurchenko, A.V. Korzhov // Modern equipment and technology: Materials of XIV International Scientific and Practical Conference of Students, Postgraduate students and Young Researchers, Tomsk, 24–28 March, 2008 / Tomsk Polytechnical University. – Tomsk, 2008. – V. 1. – Pp. 123–125.

Садыков Р.Р.

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ОХРАНЫ ОБЪЕКТОВ ПО ОГРАНИЧЕННОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ОБ ОТКАЗАХ

В статье рассматривается метод оценки надежности технических средств охраны объектов, позволяющий с высокой вероятностью прогнозировать их безотказность на основе ограниченной эксплуатационной информации.

Ключевые слова: отказ, надежность, прогноз, технические средства охраны.

Следствием прорыва в развитии производства больших и сверхбольших интегральных схем (СБИС) стала широкая компьютеризация всех видов деятельности человечества. Не являются исключением и технические средства охраны объектов (ТСО). В последние годы ТСО активно дорабатываются производителями для сопряжения с ЭВМ и дальнейшей интеграции в системы и комплексы охраны, управляемые централизованно посредством специализированного программного обеспечения с автоматизированного рабочего места оператора.

Такого рода усложнение оборудования привело к возрастанию роли ЭВМ в обеспечении безотказности систем охраны. Так, например, при обработке статистической информации об отказах средств радиолокационного наблюдения (СРЛН), входящих в систему (комплекс) охраны, было установлено, что причиной большей доли всех отказов являются ЭВМ, имеющиеся в составе каждой локационной станции. В свою очередь, результаты обработки статистической информации об отказах выборки ЭВМ [1] показали, что в основном они вызываются сбоями программного обеспечения (ПО) [2].

Существующая планово-предупредительная система технического обслуживания и ремонта (ТОиР) технических средств охраны подразумевает наличие в изделиях по большей части постепенных отказов отдельных узлов и блоков, плановая замена и обслуживание которых позволяют продлить срок службы ТСО. Между тем, достаточно легко прогнозируемые постепенные отказы дискретных полупроводниковых элементов и механических узлов и блоков сменились на сложно прогнозируемые отказы программного обеспечения и отказы СБИС, которые принято называть внезапными. Они характеризуются резким переходом выходных параметров за допустимые пределы, установленные изготовителем.

Восстановление РЭА после такого рода отказов заключается либо в выявлении и замене узла (блока, составной части), включающего в себя отказавшие СБИС, либо в переустановке (наладке, настройке) ПО. И то, и другое требует вмешательства в короткий срок специалистов высокого класса, чего не могут себе позволить ни эксплуатирующие подразделения, ни производители.

Наиболее очевидным выходом из сложившейся ситуации является усовершенствование системы ТОиР. Зарубежный опыт [3] демонстрирует эффективность так называемой *системы поддержки жизненного цикла изделия* (СПЖЦИ), основанной на современных информационных технологиях. Система предусматривает, что ремонт и наладка изделий проводится обслуживающим техническим персоналом, а также операторами ТСО при активном дистанционном участии специалистов изготовителя, что приемлемо только для принятых в эксплуатацию изделий. Остается невыясненным, на основании какой информации принимать на снабжение то или иное изделие, если оно в ряду с другими имеет сравнимые цену и тактико-технические характеристики.

Исходя из предназначения рассматриваемых изделий, важнейшей их характеристикой является надежность. Существующие на сегодняшний день методы оценивания (прогнозирования) надежности предполагают либо полный (длительный), либо форсированный (короткий) цикл испытаний. В современных условиях длительный цикл испытаний не приемлем, так как моральное устаревание принимаемого на вооружение изделия наступит раньше, чем испытания закончатся. Форсированный цикл должен проводиться на специальном стендовом оборудовании, стоимость которого весьма высока. При этом само изделие фактически уничтожается искусственными перегрузками, а точность результатов подобных испытаний весьма сомнительна, т. к. отказы полупроводниковых элементов не имеют линейной зависимости от этих перегрузок.

Предлагается осуществлять прогнозирование отказов ТСО на основе статистической эксплуатационной информации о работе выборки изделий за срок, составляющий 15 – 20 % от полного цикла испытаний [4], а также априорной информации об отказах аналогичных узлов и блоков в других изделиях.

На начальном этапе рассматриваемое ТСО представляется сложной технической системой (ТС) и подвергается процедуре декомпозиции. Метод декомпозиции широко используется в теории надежности и позволяет разбивать исследуемое изделие на заменяемые подсистемы или составные части (СЧ), определять логическую и функциональную взаимосвязь между ними. При этом оценка надежности системы в целом складывается из частных оценок надежности подсистем.

В соответствии с [5], степень декомпозиции устанавливают, исходя:

- из новизны конструкции изделия (образца, системы, комплекса) специальной техники (СТ) и его составных частей, технологий их изготовления;
- сложности условий практического применения и эксплуатации изделия (образца, системы, комплекса) СТ;
- степени отработанности конструкторской, эксплуатационной и рабочей документации;
- наличия необходимых для формирования частных оценок надежности СЧ исходных данных.

При прочих равных условиях, чем выше уровень работанности конструкции и технологии изготовления изделия и его СЧ, чем выше их надежность и ремонтпригодность, тем более низкий уровень детализации допускается при анализе системы. И, наоборот, если технические объекты содержат принципиально новые конструктивно-технологические решения, построены на новой элементной базе, с применением новых материалов и пр., если для данного технического объекта отсутствуют априорные сведения о параметрах надежности, тем более детализирована должна быть структурная схема изделия.

Число уровней иерархии сложной системы влияет на наглядность ее структуры. При большом количестве уровней задача анализа ТС становится труднообозримой, что может отрицательно сказаться на точности формируемой оценки. При малом количестве уровней возрастает число находящихся на одном уровне подсистем, что усложняет процесс установления связей между ними. Уровень «разукрупнения» технической системы зависит от планируемых результатов оценки ее надежности, полезности информации для целей анализа возможных последствий и критичности отказов исследуемого изделия.

Оценка надежности изделий СТ и ее СЧ проводится с учетом их ремонтпригодности и безотказности. Ремонтпригодность блока (модуля) в свою очередь оценивается возможностью его замены на месте эксплуатации (географически).

Детализация структурной схемы СРЛН выполнена на основе анализа его *конструктивного построения* и в соответствии с принятым в таких случаях ограничением – до невозстановливаемого на месте эксплуатации блока (модуля) [5]. Полученная иерархическая структура исследуемого средства представлена на рис. 1, где современное типовое переносное средство радиолокационного наблюдения объединяется в четыре функционально законченные части: источник вторичного электропитания (ИП), радиолокационный модуль (РЛМ), штатив и автоматизированное рабочее место оператора (АРМ). В свою очередь, ИП включает в себя аккумуляторную батарею (АКБ) и преобразователь напряжения (ПН). РЛМ состоит из опорно-поворотного устройства (ОПУ) и антенного поста (АП). В составе АРМ рассматривается персональная электронно-вычислительная машина (ПЭВМ) и программное обеспечение (операционная система (ОС) и комплект специального программного обеспечения (СПО)). ПЭВМ представлена девятью составными частями: модуль обработки информации (МОИ), представляющий собой материнскую плату в сборе с установленным центральным процессором и оперативной памятью, блок питания (БП), сетевая плата (СП), накопитель на жестком магнитном диске (НЖМД), графический адаптер (ГА), привод для считывания оптических дисков (ОП), манипулятор типа мышь (МТМ), клавиатура (КЛВ) и видеомонитор (ВМ).

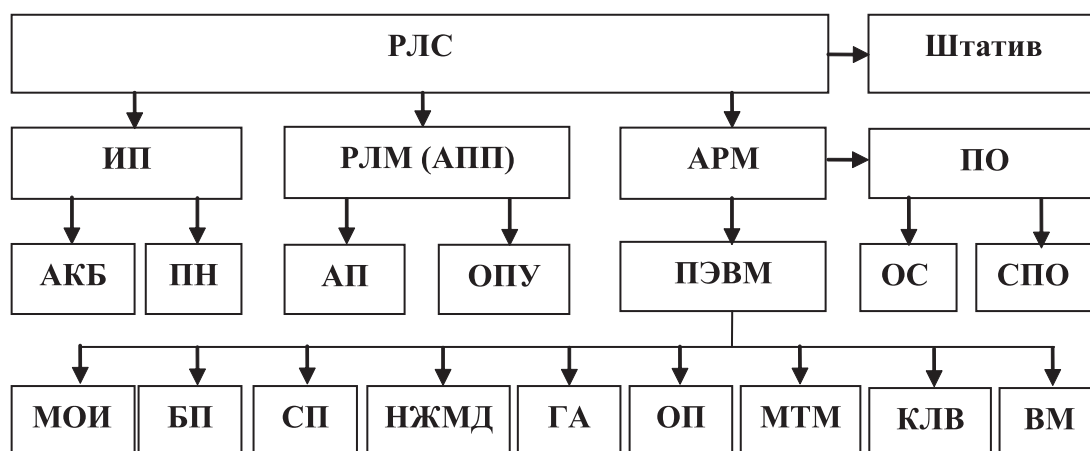


Рис. 1. Иерархическая структура типового СРЛН

На основе анализа статистики отказов каждой из указанных СЧ за ограниченный период времени в [1] построен прогноз надежности всего изделия.

Алгоритм расчетов включает в себя сбор статистической информации о возникших неисправностях испытуемых изделий. Она должна содержать данные о виде отказа и времени возникновения (наработке от начала испытаний или ввода в эксплуатацию).

Для проведения анализа данные об отказах разбиваются по принадлежности временным интервалам. Чем короче выбранные интервалы, тем точнее производимые расчеты. На практике при производстве расчетов целесообразно использовать интервалы по 150 часов наработки, что соответствует средней наработке рассматриваемых изделий за один месяц. Далее, на основании полученных данных осуществляется расчет параметра потока отказов (ППО) на каждом временном интервале:

$$\omega(t) = \frac{n(\Delta t)}{N(\Delta t)}, \quad (1)$$

где: $n(\Delta t)$ – количество отказов за отрезок времени; $N(\Delta t)$ – количество испытываемых образцов. При этом отказы разделяются на постепенные и внезапные:

$$n = n' + n'', \quad (2)$$

где n' – общее число внезапных отказов СЧ, потоки которых рассматриваются как *стационарные* пуассоновские процессы; n'' – общее число постепенных отказов СЧ, потоки которых принимаются *нестационарными* пуассоновскими.

Определение общего числа отказов СЧ n'' , потоки которых принимаются нестационарными пуассоновскими, осуществляется на основе прогнозирования числа отказов $n_{\text{пр}i}$ на интервале $t_i^{\Phi} \rightarrow t_i^{\text{P}}$ (фактическое время испытаний $\rightarrow$ ресурсное время) с помощью интерполирующих полиномов. Число постепенных отказов i -ой СЧ за ресурсную наработку определяется как сумма фактического их числа за время испытаний объекта и

спрогнозированного количества отказов по следующей зависимости

$$n_i^{\text{P}} = n_i^{\Phi} + n_{\text{пр}i}, \quad (3)$$

где n_i^{Φ} – фактическое число постепенных отказов за период испытаний; $n_{\text{пр}i}$ – спрогнозированное количество постепенных отказов.

В свою очередь общее число постепенных отказов по всем СЧ при испытаниях объекта вычисляется по формуле:

$$n'' = \sum_{k=1}^P \sum_{i=1}^Y n_{ik}^{\text{P}}, \quad (4)$$

где Y – количество составных частей в изделии.

На следующем этапе рассчитывается осредненное значение ППО и его верхняя доверительная граница:

$$\omega_{\text{B}} = \frac{\omega_j^{\text{cp}}}{r}, \quad (5)$$

где r – коэффициент расчета доверительных границ, получаемый из таблиц [6], ω_j^{cp} – осредненная оценка ППО j -ой СЧ на отрезке времени Δt :

$$\omega_j^{\text{cp}} = \frac{n_j(\Delta t)}{N_{\text{cp}}(\Delta t)}, \quad (6)$$

где n_j – количество отказов j -ой СЧ на отрезке времени Δt ; $N_{\text{cp}}(\Delta t)$ – среднее количество изделий, не имевших отказов с начала испытаний на отрезке времени Δt .

В завершение следует удостовериться, что верхняя граница параметра потоков отказов не превышает заданную на этапе составления тактико-технического задания (ТТЗ) на разработку изделия:

$$\omega_{\text{B}} \leq \omega_{\text{зад}}, \quad (7)$$

где $\omega_{\text{зад}}$ – заданное в ТТЗ значение ППО объекта.

По результатам проверки выполнения условия (7) принимается решение о соответствии или несоответствии опытного образца требованиям по безотказности.

Таким образом, в статье предложено усовершенствование ранее разработанного метода для анализа надежности изделий [1]. Оно заключается в упрощении анализа структурной схемы рассматриваемого изделия. При этом СЧ с одинаковым ППО не рассматриваются в алгоритме как отдельная ветвь вычислений, а также не проводится анализ соответствия составных частей требованиям заказчика на начальном этапе расчетов. Упрощение алгоритма позволяет снизить риски возникновения ошибок при расчетах и повышает точность построения линии тренда при интерполировании временных зависимостей ППО СЧ.

Практическое применение описанного метода предусматривает обязательную систему информационного обеспечения для расчетов надежности. Автором статьи с этой целью была предложена и реализована организационно-информационная система сбора информации о надежности. Она подразумевает тщательный сбор информации об отказах эксплуатируемых изделий и, что самое важное, циркуляцию этих данных между эксплуатантами, производителями и заказчиками. Система незначительно нагружает эксплуатантов, но позволяет отслеживать состояние изделий и оперативно проводить адекватные мероприятия по повышению надежности изделий.

Адекватность предложенного метода прогнозирования подтверждена путем сравнительного анализа оценки безотказности средств радиолокационного наблюдения (СРЛН), основанной на данных опытной эксплуатации изделий, и результатов прогноза безотказности СРЛН по ограниченной эксплуатационной информации [1, 4].

Вполне вероятно, что данный метод применим для прогноза надежности и других типов современной РЭА.

Литература

1. Садыков Р.Р., Малыхин С.В. Метод оценки надежности средств радиолокационного наблюдения по результатам эксплуатации при ограниченной информации // Сборник «Материалы четвертой всероссийской научной конференции ученых, специалистов и профессорско-преподавательского состава». Тема конференции: «Территориально-распределенные системы охраны». Калининград 2011 г. стр.170-175.
2. ГОСТ РВ 0027 009 2008 Надежность военной техники. Методы оценки соответствия требованиям надежности // ФГУП «Стандартинформ». – М.
3. Концепция развития CALS-технологий в промышленности России / НИЦ CALS-технологий «Прикладная логистика»; Е.В. Судов, А.И. Левин. – М., – 2002.
4. Садыков Р.Р. Метод оценки надежности средств радиолокационного наблюдения по результатам эксплуатации при ограниченной информации. Сборник // «Естественные и технические науки». – № 3 (53). – 2011 г. – С. 347-352.
5. Буртаев Ю.Ф., Острейковский В.А. Статистический анализ надежности объектов по ограниченной информации. – М: Энергоатомиздат, 1995. – 240 с.: ил.
6. Шор Я. Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля надежности. – М. : Советское радио. – 1968. – 288 с.

Sadykov R.R.

ESTIMATION OF RELIABILITY OF TECHNICAL SECURITY SYSTEMS BY LIMITED FAILURE STATISTICS

The paper describes the method of estimating the reliability of technical security systems, which allows to forecast their failure-free operation with high probability based on the limited operational information.

Keywords: failure, reliability, forecast, technical security systems.

A breakthrough in the development of production of large and very large scale integrated circuits (VLSI) lead to wide computerization of all types of human activity. Technical security systems (TSS) are also not an exception. Over the last years, the developers of TSS have been extensively updating these systems for the conjunction with electronic computers (EC) and further integration into the security systems and complexes centrally controlled by means of specialized software from the operator's automated workstation.

Such amplification of the equipment resulted in the growth of EC role in failure-free operation of security systems. For instance, when processing the statistics of failures of radar observation equipment (ROE), which is a part of security system (complex), ECs related to every radar station were revealed to be the cause for a larger amount of all failures. The results of the processing of failure statistics related to the selected ECs [1] showed that the failures were basically caused by software (SW) breakdowns [2].

The current system of preventive maintenance and repair (PMR) of technical security systems implies mostly degradation failures of separate node components and units, the scheduled replacement and maintenance of which help to extend the TSS life. Meanwhile, the easily forecasted degradation failures of discrete semiconductor elements and mechanical node components and units were shifted by the hard-to-forecast software and VLSI failures which are commonly referred to the sudden ones. They are characterized by a jump of output parameters beyond the permissible limits specified by a manufacturer.

Recovery of electronic equipment after such failures consists either in detection and replacement of the node component (unit, constituent), including the failed VLSI, or in SW resetting (debugging, adjustment). Both variants require quick involvement of high class specialists, which are not affordable either for operating divisions, or for manufacturers.

The most obvious way out of the situation is the improvement of PMR system. Foreign practices [3] show the efficiency of the so called *system for support of product life cycle* (PLC support), based on modern information technologies. The system provides for that repair and resetting of the product are carried out by technical maintenance staff and by TSS operators with active off-site participation of manufacturer's experts, which is acceptable only for the products put into operation. It remains unclear – which information serves as the basis for any product to be purchased if it has the price and performance characteristics comparable to other products from the row.

According to the purpose of products under consideration, one of their most important features is the reliability. The current methods of estimation (forecast) of reliability imply

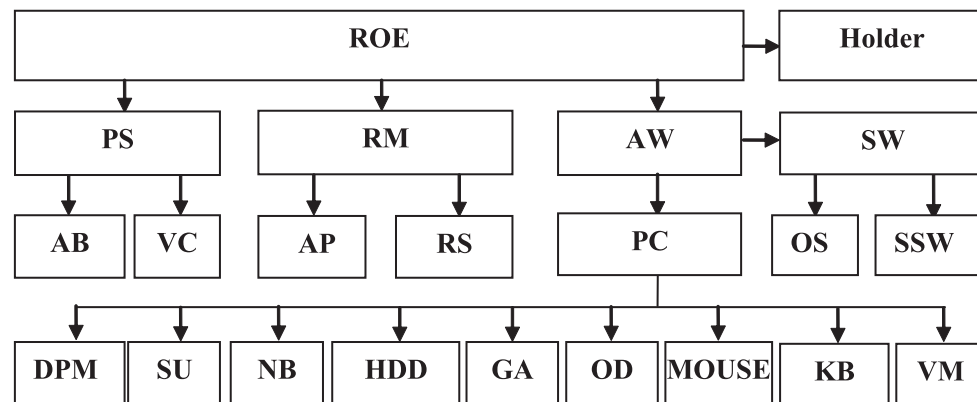


Fig. 1. Hierarchical configuration of the standard ROE

either a complete (long-term) or a forced (short-term) test cycle. In current conditions the long-term test cycle is not acceptable as the obsolescence of the product put into service comes before the tests are over. The forced tests should be performed with special test bench equipment which is quite expensive. Moreover, the product itself is actually destroyed by imitative overloads, and the accuracy of such test results is quite doubtful as the failures of semiconductor elements do not have linear dependence on these overloads.

It is proposed to forecast the TSS failures based on operational statistics of selected products performance for the time period which makes 15 – 20 % of the complete test cycle [4], as well as on a priori information about failures of the similar node elements and units in other products.

Initially TSS under consideration seems to be a complex technical system (TS) and thus it undergoes decomposition procedure. This method, widely used in reliability theory, enables to divide the product into replaceable subsystems or constituent parts (CP), determinate logical and functional interrelation between them. Besides, the estimation of the system reliability as a whole consists in particular estimations of the reliability of subsystems.

In accordance with [5], the decomposition level is established based on:

- novelty of design of the product (specimen, system, complex) of special equipment (SE) and constituents of the product, manufacturing technology;
- complicated conditions of practical use and operation of the SE product (specimen, system, complex);
- degree of verification of design, operating and engineering documentation;
- availability of initial data necessary for particular estimations of CP reliability.

All other conditions being equal, the higher is the degree of verification of the product design and manufacturing technology, the higher is their reliability and maintainability, the lower is the detail level acceptable at the analysis of system. And vice versa – if the technical objects are based on the principally new design and technological solutions, if they are built on the new element base with the application of new materials, if there are no a priori reliability data for this technical object, then the structural configuration of the product shall be even more detailed.

The number of hierarchy levels within the complex system affects the visibility of its structure. With a large number of levels the task of TS analysis becomes hard to observe, that being able to have a negative impact on the accuracy of estimation. When there are few levels, the number of subsystems at one level grows – it becomes difficult to establish connections between them. The level of “subdivision” of the technical system depends on the expected results of estimation of its reliability, usefulness of information for the analyses of possible consequences and product failure criticality.

Estimation of reliability of SE products and its CP is done with consideration of their maintainability and failure-free operation. Maintainability of the unit (module) is estimated by the possibility of the module replacement at site of operation (geographically).

Detailed specification of ROE structural configuration is performed on the basis of the analysis of its *structural arrangement* and in accordance with the restriction taken in such cases — up to the unit (module) unrepairable at site of operation [5]. The obtained hierarchical structure of the concerned product is shown in Fig. 1, where the modern standard portable system of radar observation is held together with four functionally completed parts: secondary power source (PS), radar module (RM), holder and operator’s automated workstation (AW). PS consists of accumulator battery (AB) and voltage converter (VC). RM consists of rotary support (RS) and antenna post (AP). The parts of AW are personal electronic computer (PC) and software (operating system (OS) and set of special software (SSW)). There are nine constituents under PC: data processing module (DPM) which is a motherboard assembled with an installed central processing unit and random access memory, supply unit (SU), network board (NB), hard disk drive (HDD), graphic adapter (GA), optical drive (OD), MOUSE, keyboard (KB) and video monitor (VM).

Based on the failure statistics analysis of each of the above indicated CP for the limited time interval [1] the reliability forecast for the whole product has been prepared.

Calculation algorithm includes the acquisition of statistics information about the occurred failures of products under test. This information shall contain the data of the failure type and time of occurrence (time from the beginning of tests or putting into operation).

For analysis the data are divided by time interval attributes. The shorter are the selected time intervals, the more accurate are the calculations made. In practice when making calculations it is reasonable to use the intervals of 150 hours, which corresponds to the average operating time of products for a month. Then, based on the data obtained, the calculation of failure rate parameter (FRP) at each time interval is done:

$$\omega(t) = \frac{n(\Delta t)}{N(\Delta t)}, \quad (1)$$

where $n(\Delta t)$ is the number of failures for a time interval; $N(\Delta t)$ is the number of test specimens. And the failures are divided into degradation failures and sudden failures:

$$n = n' + n'', \quad (2)$$

where n' is the total number of CP sudden failures, the flows of which are considered as the *stationary* Poisson processes; n'' is the total number of CP degradation failures, the flows of which are considered as the *non-stationary* Poisson ones.

The total number of CP failures n'' , the flows of which are considered as the non-stationary Poisson ones, is specified on the basis of the forecast of the number of failures n_{Fi} at the time interval $t_i^A \rightarrow t_i^R$ (real test time $\rightarrow$ resource time) by means of interpolating polynomials. The number of degradation failures of the i -th CP for the resource time is specified as the total sum of the actual number of degradation failures during the object test and the forecasted number of failures by the following formula

$$n_i^R = n_i^A + n_{Fi}, \quad (3)$$

where n_i^A is the actual number of degradation failures for the test period; n_{Fi} is the forecasted number of degradation failures.

Whereas, the total number of degradation failures of all CPs during the object test is calculated by the formula:

$$n'' = \sum_{k=1}^P \sum_{i=1}^Y n_{ik}^P, \quad (4)$$

where Y is the number of constituent parts of the product.

On the next stage the FRP average value and its upper confidence bound are calculated:

$$\omega_U = \frac{\omega_j^{av}}{r}, \quad (5)$$

where r is the coefficient of calculation of confidence bounds obtained from tables [6], ω_j^{av} is the average estimation of FRP of the j -th CP at the time interval Δt :

$$\omega_j^{av} = \frac{n_j(\Delta t)}{N_{av}(\Delta t)} \quad (6)$$

where n_j is the number of failures of j -th CP at the time interval Δt ; $N_{av}(\Delta t)$ is the average number of products with no failures from the beginning of the test at the time interval Δt .

In conclusion we should make sure that the upper bound of failure rate parameter does not exceed the bound specified at the stage of preparation of the technical specification (TS) for the product development:

$$\omega_U \leq \omega_{sp}, \quad (7)$$

where ω_{sp} is the value of the object FRP specified in TS.

Based on the results of check of the condition fulfillment (7) the decision is taken whether the test specimen corresponds to reliability requirements or not.

To sum up, the article demonstrates the improvement of the previous method for the analysis of product reliability [1]. It consists in simplification of the analysis of the structural configuration of product under consideration. The CPs with the same FRP are not considered in the algorithm as a separate calculation branch, besides, there is no analysis of correspondence of constituent parts to the purchaser's requirement at the initial stage of estimation. Algorithm simplification enables to reduce error risks under calculations and increases the accuracy of a trend line when interpolating time dependencies of CP FRP.

Application of the described method provides for obligatory data support system for reliability estimations. For this purpose the author of the paper proposed and realized the organizational and informative system for acquisition of reliability data. It implies a careful acquisition of information about failures of products in operation and most crucially, circulation of the data among operators, manufacturers and purchasers. Operators are a bit burdened by the system, but it helps to control the state of products and take appropriate measures to increase the product reliability.

The adequacy of the method offered to forecast reliability has been confirmed by comparative estimation analysis of reliability of radar observation equipment (ROE), based on the data of product trial operation and results of ROE reliability forecast by the limited operational information [1, 4].

This method is likely to be applicable to forecast reliability of other types of modern electronic equipment.

References

1. Sadykov R.R., Malykhin S.V. Method of estimation of reliability of radar observation equipment based on operational results with limited information // Collection "Materials for the 4th all-Russian scientific conference of scientists, experts and academic staff". Conference theme: "Geographically distributed security systems". Kaliningrad 2011. P.170-175.
2. GOST RV 0027 009 2008 Military reliability. Methods for estimation of compliance with reliability requirements // FSUE "Standartinform". – M.
3. Development concept of CALS-technologies in the Russian industry / RC CALS-technologies "Application logistics"; E.V. Sudov, A.I. Levin. – M., 2002.
4. Sadykov R.R. Method of estimation of reliability of radar observation equipment based on operational results with limited information // Collection "Natural and technical sciences" No. 3 (53), 2011. P. 347-352.
5. Burtaev Y.F., Ostreikovsky V.A. Statistical analysis of object reliability by limited information. – M: Energoatomizdat, 1995. – 240 p.: il.
6. Shor J. B., Kuzmin F. I. Tables for reliability analysis and control. – M.:Soviet Radio, 1968. – 288 p.



Кабак И.С.

ОПТИМИЗАЦИЯ ЗАТРАТ НА РАЗРАБОТКУ И ЭКСПЛУАТАЦИЮ СЛОЖНОГО ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИОННЫХ И УПРАВЛЯЮЩИХ СИСТЕМ

Задачи информатизации образования связаны с разработкой сложного программного обеспечения, решающего как информационные, так и управляющие задачи. Разработка такого программного обеспечения приводит к существенным финансовым затратам. Кроме затрат на разработку программного обеспечения необходимо оценивать их затраты, связанные с устранением последствий его отказов. Все эти затраты желательно оценить еще на стадии разработки технического задания на программный продукт. Данная статья посвящена вопросам оценки и минимизации вышеупомянутых затрат.

Ключевые слова: моделирование, надежность программного обеспечения.

В условиях рыночной экономики главным фактором становится качество продукции. Качество включает ряд показателей, в том числе – надежность. Для производства качественной продукции требуются надежные системы автоматизации. Автоматизированные системы управления (АСУ) включают аппаратную часть и программное обеспечение (ПО). Надежность ПО АСУ – это комплексное свойство, где главным показателем является безотказность. Безотказность – это свойство, характеризующее способность сохранять работоспособное состояние при соблюдении заданных режимов и условий эксплуатации. В настоящее время возрастает значение АСУ техническими системами. Они используются в промышленности, на транспорте, в авиационно-космическом комплексе, в оборонных и др. областях

Современные АСУ техническими системами – это сложные комплексы оборудования, где используются компьютеры, сети передачи данных, контроллеры, датчики, исполнительные механизмы и другие устройства. Они включают в себя, как необходимый компонент, сложное ПО. Качество и надежность работы всей АСУ в существенной степени зависит от качества и надежности ПО. Требования к качеству и надежности ПО необходимо обеспечивать при выполнении всех процессов жизненного цикла АСУ. Для оценки надежности ПО АСУ необходимо собирать и обрабатывать данные об отказах как во время разработки ПО, так и при его эксплуатации. Причиной отказов ПО АСУ являются, в первую очередь, ошибки в программном коде.

Целью данной статьи является снижение затрат на разработку ПО и потерь при эксплуатации комплекса оборудования, управляемого этими программами, в ходе производственного, учебного или научно-исследовательского процесса.

Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие задачи:

- провести оценку параметра надежности сложного ПО – среднего времени наработки на отказ;
- на основе среднего времени наработки на отказ ПО определить ожидаемые суммарные потери при отказах для комплекса оборудования;
- построить модель зависимости стоимости разработки сложного ПО от его надежности (среднего времени наработки на отказ);
- определить экономически обоснованный уровень надежности сложного ПО.

Оценка затрат на разработку программного обеспечения

Разработка программного обеспечения включает несколько стадий, в том числе, разработку технического задания и алгоритмизацию, автономную и комплексную отладку и приемо-сдаточные испытания. В зависимости от типа программ и используемых инструментальных средств, языков и технологий программирования, доля затрат на эти стадии различна. Однако, при создании сложных управляющих и информационных аппаратно-программных систем, включающих дорогостоящее оборудование, особо велика доля комплексной отладки, требующей наибольших затрат. Комплексная отладка часто совмещается с приемо-сдаточными испытаниями, поэтому можно считать, что эта стадия является завершающей для процесса разработки. Решение вопроса прекращения разработки и сдачи готового ПО в эксплуатацию может быть принято только на этой стадии.

При комплексной отладке, используются не только локальные ресурсы, но и дополнительное удаленное оборудование. Кроме расходов на заработную плату сотрудников при поиске и устранении ошибок в программном продукте, амортизацию локальной вычислительной техники и средств телекоммуникаций, необходимо учитывать еще расходы на аренду оборудования производственного комплекса, а также затраты на использование вычислительной и другой вспомогательной техники, стоимость заготовок и инструмента при непроизводственных действиях, оплату труда удаленных специалистов, электрической и тепловой энергии и др.

Рассмотрим в качестве примера проект разработки ПО для дистанционного обучения инженеров по специальности автоматизация производственных процессов и инженеров-машинистов. В табл. 1 приведены данные о недельной стоимости комплексной отладки в течение 10 недель. Данные приведены

с учетом стоимости всех затрат, в том числе, с учетом амортизации оборудования.

Приведенные в табл. 1 данные позволяют выдвинуть гипотезу о линейном характере зависимости затрат на отладку от ее длительности (от времени отладки в неделях). Используя метод Хи-квадрат, определим правомерность такого предположения. Обработка данных из табл. 1, позволяет говорить о справедливости гипотезы с вероятностью 99,5 %. Таким образом, подтверждается предположение о линейной зависимости роста затрат на комплексную отладку от времени. Эти затраты показаны на рис. 1 штриховой линией:

$$C^1 = c \cdot t, \quad (1)$$

где c – удельные затраты на разработку ПО в единицу времени; t – время отладки.

Каждый отказ ПО приводит к дополнительным финансовым потерям, связанным с приостановками технологического процесса и исправлением ошибок. Для определения потерь от отказа ПО, необходимо знать зависимость интенсивности отказов от времени отладки. Такая зависимость приведена в работах автора [1-3].

Поток отказов ПО считается ординарным. Интенсивность потока отказов совпадает с параметром потока отказов [1]. Среднее число отказов объекта с восстановлением в единицу времени совпадает с интенсивностью потока отказов. Интенсивность потока отказов определялась по модели надежности ПО [1]:

$$H(t) = \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t), \quad (1)$$

где N – количество различных групп операторов или классов; у которых одинаковые характеристики надежности; $a_1, a_2, a_3, \dots, a_N, b_1, b_2, b_3, \dots, b_N$ – коэффициенты модели.

Зададим среднюю стоимость отказа программного обеспечения C_1 и получим формулу, связывающую потери от отказа ПО C_0 с интенсивностью потока его отказов $H(t)$:

$$C_0 = C_1 \cdot H(t). \quad (2)$$

Подставив значение $H(t)$ из формулы (1) в итоге получим:

$$C_0 = C_1 \cdot \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t). \quad (3)$$

На рис. 1 кривая C_0 изображена непрерывной линией.

Таблица 1. Затраты на комплексную отладку программного обеспечения учебной гибкой производственной системы (МГТУ «СТАНКИН») в условных единицах

1 нед.	2 нед.	3 нед.	4 нед.	5 нед.	6 нед.	7 нед.	8 нед.	9 нед.	10 нед.
0,98	1,02	1,01	0,99	0,98	1,01	1,02	0,99	0,99	1,01

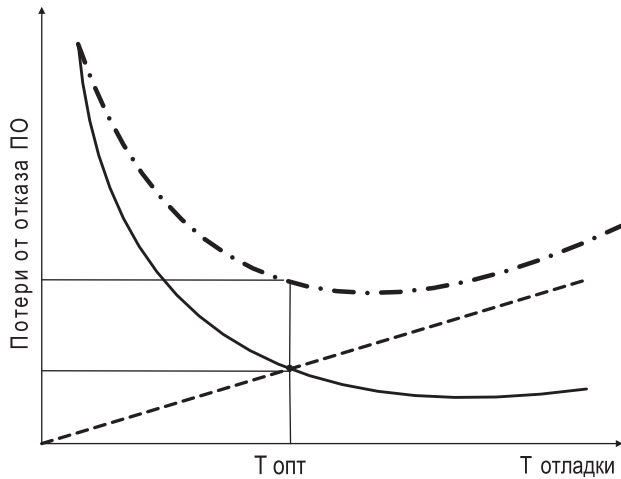


Рис. 1. Суммарные затраты на разработку ПО

Суммарные затраты на отладку ПО могут быть определены как сумма C^1 и C_0 :

$$C = C^1 + C_0 = c \cdot t + C_1 \cdot \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t) \quad (4)$$

На рис. 1 общие затраты C изображены штрихпунктирной утолщенной линией.

Функция C имеет минимум, что проиллюстрировано на рис. 1. Таким образом, существует оптимальное время отладки ПО ($T_{\text{отл}}$), для которого суммарные финансовые потери минимизированы.

Постановка задачи оптимизации надежности программного обеспечения и выбор метода

В работе [1] приведена формула, связывающая интенсивность отказов ПО с его структурой, интенсивностью отказов его модулей, и вероятностью работы модулей системы. Согласно этой формуле, интенсивность отказов ПО составляет:

$$H(t_1, t_2, \dots, t_N) = \sum_{i=1}^N v_i \cdot h_i(t_i), \quad (5)$$

где $h_i(t_i)$ — интенсивность отказов модуля i -й группы при отладке его в течении времени t_i , v_i — частотный коэффициент, учитывающий структуру системы и вероятности работы ее модулей.

Зависимость $H(t)$ рассмотрена в работе [2], где приведены результаты математического моделирования надежности. Было установлено, что значение функции $H(t)$ определяется по формуле:

$$H(t) = - \sum_{i=1}^N v_i \cdot \frac{1}{\tau_i} \cdot \ln \left[1 - \left(1 - \alpha_0^{-h_i^0 \tau_i} \right) \alpha_i^{\left(\frac{t}{\sum_{j=1}^N v_j \tau_j} \right)} \right], \quad (6)$$

где v_i — вероятность работы модуля i -го типа; τ_i — время его работы; α_i — комплексный коэффициент, учитывающий скорость отладки и ряд других параметров.

Зависимость $H(t)$ интенсивности потока отказов от времени работы ПО является нелинейной характеристикой.

Будем считать, что на отладку программной системы отведено время T_0 . Это время будет складываться из времени отладки всех модулей. Время отладки каждого модуля является неотрицательной величиной:

$$\begin{cases} T_0 = \sum_{i=1}^N t_i \\ t_1 \geq 0, t_2 \geq 0, \dots, t_N \geq 0. \end{cases} \quad (7)$$

Изменяя значения времени отладки i -го модуля t_i , при соблюдении системы ограничений (7), будем получать различные значения: функции $H(t_1, t_2, \dots, t_N)$.

Поставим задачу минимизировать значение интенсивности отказов ПО $H(t_1, t_2, \dots, t_N)$ (6) при ограничениях (7).

Учитывая нелинейный характер функций $h_i(t_i)$, задача оптимизации может быть решена методами нелинейного математического программирования.

Большинство методов нелинейного программирования не имеет ограничений по числу оптимизируемых переменных. С увеличением N трудоемкость вычислений резко возрастает, что затрудняет их практическое применение. Реальное программное обеспечение автоматизированных систем управления состоит из 100-500, а иногда и больше программных модулей. При столь больших значениях N многие из методов нелинейного программирования становятся неэффективными.

Рассмотрим случай, когда ПО состоит из большого числа программных модулей, которые характеризуются малым объемом кода и простой структурой.

Для оптимизации надежности такого ПО предлагается использовать алгоритм, основанный на принципе Беллмана [8,9].

Решение оптимизационной задачи на основе принципа Беллмана

Интенсивность отказов ПО в зависимости от времени отладки можно оценить по формуле [2]:

$$h(t) = -\frac{1}{\tau} \cdot \ln \left[1 - P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right]. \quad (8)$$

Разложим логарифмическую функцию $\ln \left[1 - P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right]$ в степенной ряд, подставим в выражение (8) и получим:

$$h(t) \approx \frac{1}{\tau} \cdot \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\left(P^0 \cdot \alpha^{\frac{t}{\tau}}\right)^j}{j}. \quad (9)$$

Отметим, что значение P^0 весьма мало и составляет 0,01-0,03. Значение α не превосходит единицы. При возведении в степень j произведение $\left(P^0 \cdot \alpha^{\frac{t}{\tau}}\right)^j$ будет быстро убывать. Второй член степенного ряда будет не менее чем в 100 раз, а третий не менее, чем в 15000 раз меньше первого члена ряда.

Без существенного ухудшения точности можно ограничиться только первым членом ряда:

$$h(t) = \frac{P^0 \cdot \alpha^{\frac{t}{\tau}}}{\tau}.$$

Приведем правую часть последнего равенства к экспоненциальному виду:

$$h(t) = \frac{P^0}{\tau} \cdot \exp\left(-\frac{\ln\left(\frac{1}{\alpha}\right)}{\tau} \cdot t\right).$$

Для упрощения дальнейших выкладок, обозначим:

$$\frac{P^0}{\tau} = \beta,$$

$$\frac{\ln\left(\frac{1}{\alpha}\right)}{\tau} = \gamma.$$

Тогда получим:

$$h_i(t) = \beta_i \cdot \exp(-\gamma_i \cdot t). \quad (10)$$

Подставим (10) в (5):

$$H(t_1, t_2, \dots, t_N) = \sum_{i=1}^N v_i \cdot \beta_i \cdot \exp(-\gamma_i \cdot t). \quad (11)$$

Необходимо найти минимум интенсивности отказов (11) при системе ограничений (7). Для оптимизации функции интенсивности отказов, задаваемой выражением (11), воспользуемся методом динамического программирования, т.е. составим последовательность рекуррентных формул:

$$f_k(T_0) = \min_{0 \leq t \leq T_0} [f_{k-1}(T_0 - t) + v_k \cdot \beta_{ki} \cdot \exp(-\gamma_k \cdot t)], \quad (12)$$

$$f_1(T_0) = v_1 \cdot \beta_1 \cdot \exp(-\gamma_1 \cdot t). \quad (13)$$

В формуле (12) вычисляется минимум суммы двух функций, одна из которых является экспонентой. Можно показать, что функции $f_k(t)$ при любом допустимом

значении k также будут экспонентами. Доказательство этого утверждения производится в [1].

Проведение операции минимизации, необходимое для вычислений по формулам (12) и (13), связано с определенными трудностями. Для перехода к следующему шагу – приращению значения k , необходимо определить функцию $f_k(t)$ на отрезке $0 \leq t \leq T_0$.

Для получения расчетных рекуррентных формул продифференцируем выражение (12), стоящее в квадратных скобках (при $k = 2$) и приравняем результат дифференцирования к нулю, как это принято при решении экстремальных задач классического математического анализа.

Решив полученное уравнение относительно переменной t_1 и подставив его в выражение (12), получим аналитическое выражение $f_2(t)$. Приведем выражение для $f_2(t)$ к виду (13) и определим соответствующие значения новых коэффициентов при экспоненте и аргументе t .

Доказательство правомочности описанных выше математических действий и подробный вывод рекуррентных формул приводится в работе [1].

Для оценки практических результатов оптимизации надежности ПО были проанализированы значения интенсивностей отказов реального ПО. Значения интенсивности отказов оценивали для двух методов:

- для традиционного распределения времени отладки, когда все программные модули отлаживаются до одинаковой величины интенсивностей отказов;
- для оптимального распределения времени отладки, которое вычисляют с использованием соотношений (11) – (13).

В результате сравнения двух методов распределения времени отладки получили, что использование оптимизации сокращает время отладки на 9–20% при том же уровне надежности, что и без оптимизации.

Выводы

В работе была поставлена и решена задача рационального планирования времени отладки ПО. Рациональное планирование включает две оптимизационные задачи: определение минимального фонда времени отладки сложного ПО для достижения им заданного уровня интенсивности его отказов и задачу достижения заданной интенсивности отказов программного комплекса за отведенное для разработки время. При этом интенсивность отказов представлена как функция от многих переменных, от времени отладки и интенсивностей отказов программных модулей – компонентов ПО.

Показано, что большинство методов нелинейного программирования неприменимы для оптимизации надежности ПО ГПС.

При незначительном упрощении математической модели надежности ПО, без существенной потери точности, возможно применение принципа Беллмана. На основании этого принципа выведены рекуррентные формулы, позволяющие решить обе поставленные задачи.

Литература

1. **Кабак И.С., Рапопорт Г.Н.** Оценка надежности программного обеспечения по его математической модели // Проблемы создания гибких автоматизированных производств под. Ред. И.М. Макарова, К.В. Фролова, П.Н. Белянина. – М.: Наука. – 1987. – С. 236-245.
2. **Кабак И.С.** Математическая модель для прогнозирования и оценки надежности программного обеспечения // Вестник МГТУ «СТАНКИН». – 2014. – №1 – С. 123-126.
3. **Кабак И.С., Суханова Н.В.** О моделировании и оценке надежности сложных программных комплексов // Известия кабардино-балкарского государственного университета. – 2012. – № 5. – С. 74-76.
4. **Гроссман К., Каплан А.А.** Нелинейное программирование на основе безусловной минимизации. Новосибирск: Наука. – 1981. – 84 с.
5. **Полак Э.** Численные методы оптимизации. Единый подход. М: Мир. – 1974. – 376 с.
6. **Сea Ж.** Оптимизация. Теория и алгоритмы. М.: Мир. – 1973. – 244 с.
7. **Фиакко А., Мак-Кормик Г.** Нелинейное программирование. Методы последовательной безусловной минимизации. М.: Мир.- 1972. – 240 с.
8. **Беллман Р.Е., Дрейфус С.Е.** Прикладные задачи динамического программирования М.:Наука. – 1965. – 460 с.
9. **Беллман Р.** Динамическое программирование пер. с англ. М.: Иностран. литер. – 1960. – 400 с.
10. **Колмогоров А.Н., Фомин С.В.** Элементы теории функций и функционального анализа. М.: Наука. – 1976. – 544 с.
11. Заявка на изобретение 2013133304 Российская Федерация Способ и устройство технической диагностики сложного технологического оборудования на основе нейронных сетей [Текст]/ Соломенцев Ю. М., Шептунов С.А., Кабак И.С., Суханова Н.В.: заявитель

и патентообладатель Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт конструкторско-технологической информатики Российской академии наук (ИКИ РАН.-№ ; заявл. 18.07.2013; уведомление о положительном результате формальной экспертизы.

12. Патент на полезную модель 75247 Российская Федерация МПК 7 G06F15/16 Модульная вычислительная система [Текст]/ Кабак И.С., Суханова Н. В.: заявитель и патентообладатель Кабак И.С., Суханова Н.В. – № 2008106859; заявл.26.02.2008; опубл. 27.07.2008, Бюл. № 21- 2 с.: ил.

13. Патент на изобретение 2398281 Российская Федерация МПК 7 G06N 3/06 Многослойная модульная вычислительная система [Текст]/ Соломенцев Ю.М., Шептунов С.А., Кабак И.С., Суханова Н. В.: заявитель и патентообладатель Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт конструкторско-технологической информатики Российской академии наук (ИКИ РАН.-№ 2008143737 ;заявл.07.11.2008; опубл. 27.08.2010, Бюл. № 24- 8с.: ил.

14. Патент на изобретение 2417442 Российская Федерация МПК 7 G06N7/02 Способ построения систем нечеткой логики и устройство для его реализации [Текст]/ Соломенцев Ю. М., Шептунов С.А., Кабак И.С., Суханова Н.В.: заявитель и патентообладатель Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт конструкторско-технологической информатики Российской академии наук (ИКИ РАН.-№ 2008150203; заявл. 19.12.2008; опубл. 27.04.2011, Бюл. № 12- 8 с.: ил.

15. **Кабак И.С.** Нейросетевая модель для прогнозирования и оценки надежности программного обеспечения// Вестник МГТУ «СТАНКИН». – 2014. №1 – С.107-111.

16. **Кабак И.С.** Создание больших аппаратно-программных нейронных сетей для систем управления. //Авиационная промышленность. – 2012. №4. – С. 57-61.



Kabak I.S.

OPTIMIZATION OF COSTS FOR DEVELOPMENT AND OPERATION OF COMPLEX SOFTWARE OF INFORMATION AND CONTROL SYSTEMS

The problems related to information solutions deployment in the education system are connected with the development of complex software that solves both information and management tasks. The development of such software involves significant material costs. Beside the software development costs, the expenses related to elimination of the consequences of software failures must be taken into consideration as well. All those costs should be evaluated at the stage of the development of performance specifications for software. This article deals with the evaluation and minimization of the above costs.

Keywords: modeling, software dependability.

In a market economy, product quality is of primary importance. Quality involves a number of parameters, including dependability. Manufacturing quality products requires dependable automation systems. Automated control systems (ACSs) include hardware and software. ACS software dependability is a comprehensive property whose main component is reliability. Reliability is a property that characterizes the ability to retain the availability in given operating modes and conditions. ACSs of technical systems are constantly growing in importance. They are used in industrial facilities, transportation, aerospace, defense and other industries.

Today's ACSs of technical systems are complex equipment systems that include computers, data networks, controllers, sensors, executive mechanisms and other devices. As an essential component they include complex software. The operational quality and dependability of the whole automated system largely depends on the quality and dependability of the software. Compliance with the requirements for the quality and dependability of the software must be ensured at all stages of an ACS's lifecycle. Evaluation of the dependability of ACS software involves collecting and processing of failure data both during software development and operation. ACS software failures are primarily caused by coding errors.

The purpose of this paper is to reduce the cost of software development and operation of equipment controlled by such software during business operations, personnel training and research.

In order to reach the set goal the following tasks must be solved:

- evaluate the dependability of complex software, mean time to failure;
- based on the software mean time to failure, identify the expected total losses caused by system failures;
- generate the model of dependence of a complex software development cost on its dependability (mean time to failure);
- define an economically feasible level of complex software dependability.

Evaluation of software development cost

The development of software includes a number of stages, including the development of performance specifications and algorithmic presentation, offline and complex debugging, acceptance testing. Depending on the type of program and design tools, programming languages and techniques used, the respective cost components differ. However, in the development of complex control and information management hardware and software systems that include costly equipment, the component relating to the complex debugging is the largest. The complex debugging is often combined with acceptance tests, therefore it can be considered that this is the final stage of the development process. The decision regarding the end of development and commissioning of the finished software can only be taken at this stage.

Complex debugging involves not only local resources, but also additional remote equipment. Beside the cost of personnel performing the search and elimination of software errors, depreciation of local computer and communications equipment, the expenses related to manufacturing equipment rental, as well as the cost of computer and other equipment operation, cost of intermediate products and tools used in non-production activities, remuneration to remote employees, electricity and heating should be taken into consideration as well.

As an example, let us consider the project of development of software for remote training of process automation and mechanical engineers. Table 1 shows the weekly cost of complex debugging during 10 weeks. The information includes all costs including equipment depreciation.

Table 1. Costs of complex debugging of software of the flexible industrial training system (MSTU STANKIN) in conventional units

1st week	2nd week	3rd week	4th week	5th week	6th week	7th week	8th week	9th week	10th week
0.98	1.02	1.01	0.99	0.98	1.01	1.02	0.99	0.99	1.01

The information given in Table 1 lets us suggest a linear dependence of debugging cost from its duration (time of debugging in weeks). Using the chi-square method, let us verify the legitimacy of that suggestion. The processing of the information given in Table 1 confirms the hypothesis with probability 99.5 %. Therefore, the assumption of the linear dependence of the rising cost of complex debugging on its duration is confirmed. Those costs are shown in Fig. 1 with the dash line:

$$C^1 = c \cdot t, \quad (1)$$

where c is the average cost of software development per time unit; t is the duration of debugging.

Each software failure entails additional financial losses caused by interruptions in the manufacturing process and correction of errors. In order to identify the losses caused by software failure it is required to know the dependence of the failure rate from the duration of debugging. Such dependence is considered in the author's papers [1-3].

The flow of software failures is considered to be ordinary. Failure rate matches the failure flow parameter [1]. The average number of failures with recovery per time unit matches the failure rate. The failure rate was identified based on the software dependability model [1]:

$$H(t) = \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t), \quad (1)$$

where N is the number of various groups of operators or classes with identical dependability characteristics; $a_1, a_2, a_3, \dots, a_N, b_1, b_2, b_3, \dots, b_N$ are the coefficients of the model equation.

Let us specify the average software failure cost C_1 and deduce the formula that associates the losses caused by software failure C_0 with the failure rate $H(t)$:

$$C_0 = C_1 \cdot H(t). \quad (2)$$

By inserting the value $H(t)$ from formula (1) we will finally deduce:

$$C_0 = C_1 \cdot \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t). \quad (3)$$

In Fig. 1 the curve C_0 is drawn with the solid line.

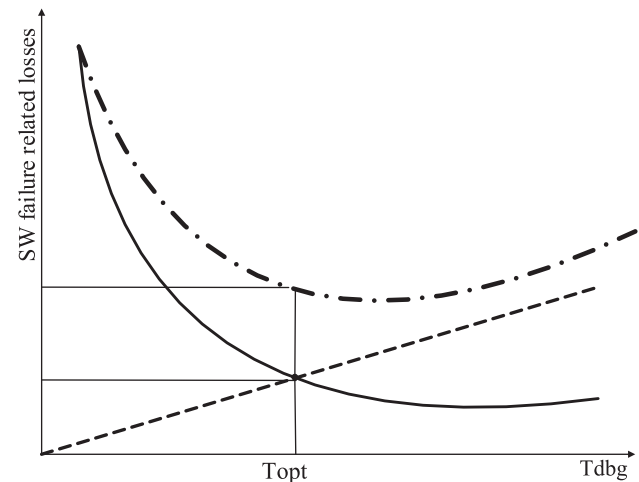


Fig. 1. Total software development cost

The total cost of software debugging can be defined as the sum of C^1 and C_0 :

$$C = C^1 + C_0 = c \cdot t + C_1 \cdot \sum_{i=1}^N a_i \cdot \exp(-b_i \cdot t) \quad (4)$$

In fig. 1 total costs C are shown with the heavy dash-and-dot line.

Function C has a minimum, which is shown in fig. 1. Thus, an optimal software debugging time exists (T_{dbg}) that minimizes total financial losses.

Statement of problem for optimization of software dependability and selection of method

In [1] the authors provide a formula that associates the software failure rate with its structure, failure rates of its modules and probability of no-failure of the system's modules. According to that formula, the software failure rate is:

$$H(t_1, t_2, \dots, t_N) = \sum_{i=1}^N v_i \cdot h_i(t_i) \quad (5)$$

where $h_i(t_i)$ is the failure rate of a module of the i -th group in case of its debugging during time t_i , v_i is the frequency factor that takes into consideration the system's structure and probability of no-failure of its modules.

Dependence $H(t)$ is considered in [2] that refers to the results of mathematical modeling of dependability. It has been found that the value of function $H(t)$ is determined from formula:

$$H(t) = - \sum_{i=1}^N v_i \cdot \frac{1}{\tau_i} \cdot \ln \left[1 - \left(1 - \alpha_0^{-h_0 \cdot \tau_i} \right) \alpha_i^{\left(\frac{t}{\sum_{i=1}^N v_i \cdot \tau_i} \right)} \right] \quad (6)$$

where v_i is the probability of no-failure of a module of the i th type; τ_i is the time of its operation; α_i is a complex coefficient that takes into consideration the debug time and several other parameters.

Dependence $H(t)$ of failure rate from the software operation time is a non-linear characteristic.

Let us assume that time T_0 has been given for software debugging. This time will be the total of all debug times of modules. The debug time of each module is a nonnegative quantity:

$$\begin{cases} T_0 = \sum_{i=1}^N t_i \\ t_1 \geq 0, t_2 \geq 0, \dots, t_N \geq 0, \end{cases} \quad (7)$$

By modifying the value of debug time of module i t_i while observing the set of constraints (7) we will deduct various values: functions $H(t_1, t_2, \dots, t_N)$.

Let us set the problem of minimizing the value of software failure rate $H(t_1, t_2, \dots, t_N)$ (6) while observing the constraints (7).

Given the non-linearity of functions $h_i(t_i)$ the optimization task can be solved based on the nonlinear mathematical programming methods.

Most non-linear programming methods have no restrictions of the number of optimizable variables. As N

grows, the labor intensity of the calculations increases as well, which complicates their practical application. Existing software of automated control systems consists of 100 – 500 or even more program modules. With the N values that high, many nonlinear programming methods become inefficient.

Let us consider a case when the software consists of a large number of program modules characterized by a small amount of code and simple structure.

In order to optimize such software's dependability it is suggested to use an algorithm based on the Bellman principle [8, 9].

Solution of the optimization task based on the Bellman principle

The software failure rate depending on the debug time can be evaluated using formula [2]:

$$h(t) = - \frac{1}{\tau} \cdot \ln \left[1 - P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right] \quad (8)$$

Let us expand the logarithmic function $\ln \left[1 - P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right]$ as a power series, use it in formula (8) and deduce:

$$h(t) \approx \frac{1}{\tau} \cdot \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\left(P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right)^j}{j} \quad (9)$$

Note that value P^0 is quite small and amounts to 0.1 – 0.03. Value α does not exceed 1. Raising to the j th power will make the product $\left(P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}} \right)^j$ rapidly diminish. The second element of the power series will be at least 100 times, while the third at least 15000 times smaller than the first element.

We can afford using just the first element of the series without significantly loosing in accuracy:

$$h(t) = \frac{P^0 \cdot \alpha_i^{\frac{t}{\tau}}}{\tau}$$

Let us reduce the right part of the last equation to an exponential form:

$$h(t) = \frac{P^0}{\tau} \cdot \exp \left(- \frac{\ln \left(\frac{1}{\alpha} \right)}{\tau} \cdot t \right)$$

In order to simplify further calculations let us indicate:

$$\frac{P^0}{\tau} = \beta,$$

$$\frac{\ln\left(\frac{1}{\alpha}\right)}{\tau} = \gamma.$$

Then we will deduce:

$$h_i(t) = \beta_i \cdot \exp(-\gamma_i \cdot t). \quad (10)$$

Let us substitute (10) into (5):

$$H(t_1, t_2, \dots, t_N) = \sum_{i=1}^N v_i \cdot \beta_i \cdot \exp(-\gamma_i \cdot t). \quad (11)$$

It is required to find the minimal failure rate (11) for the set of constraints (7). In order to optimize the failure rate function imposed by formula (11), let us use the dynamic programming method, i.e. generate a series of recurrence formulas:

$$f_k(T_0) = \min_{0 \leq t \leq T_0} [f_{k-1}(T_0 - t) + v_k \cdot \beta_{ki} \cdot \exp(-\gamma_k \cdot t)], \quad (12)$$

$$f_1(T_0) = v_1 \cdot \beta_1 \cdot \exp(-\gamma_1 \cdot t). \quad (13)$$

In formula (12), the minimal sum-function is calculated, one of the functions being exponential. It can be shown that functions $f_k(t)$ at all allowable values of k will be exponential as well. This assertion is evidenced in [1].

The minimization required to perform calculations using formulas (12) and (13) is somewhat complicated. In order to proceed to the next step, i.e. increment of value k , it is required to identify function $f_k(t)$ within the interval $0 \leq t \leq T_0$.

In order to obtain the recurrence calculation formulas, let us differentiate formula (12) in square brackets (where $k=2$) and equate the result of differentiation to zero, as it is normally done when solving extremum problems in classic mathematical analysis.

Having solved the resulting equation with respect to variable t_1 and substituted it into expression (12) we will obtain the analytic expression $f_2(t)$. Let us write the expression for $f_2(t)$ as (13) and identify the respective value of new coefficients with exponent and argument t .

The validity of the above mathematical operations is evidenced and the detailed development of the recurrence formulas is given in [1].

In order to evaluate the practical results of software dependability optimization, failure rates of existing software were analyzed. The values of failure rate were evaluated for two methods:

- for traditional debug time distribution, when all program modules are debugged to the same value of failure rate;
- for optimal debug time distribution that is calculated using formulas (11) – (13).

The comparison of the two debug time distribution methods has shown that optimization reduces the debug time by 9 – 20% while keeping the same level of dependability as without the optimization.

Conclusions

The paper has set and solved the task of rational planning of software debugging time. Rational planning includes two optimization tasks: definition of the minimal time fund of complex software debugging aimed at reaching the specified failure rate and the task of reaching the specified failure rate of software system within the allowed development time. The failure rate is presented as a function of many variables from the debug time and failure rates of individual software modules.

It is shown that most nonlinear programming techniques are not applicable to optimization of FMS software dependability.

The Bellman's principle can be used under condition of insignificant simplification of the mathematical model of software dependability without a significant loss of accuracy. Using that principle, recursion formulas have been determined that allow solving both of the above tasks.

References

1. **Kabak I.S., Rapoport G.N.** Software dependability evaluation based on its mathematical model // Matters of creation of flexible automated manufacturing facilities. Edited by Makarov, I.M., Frolova, K.V., Belianina, P.N. – Moscow. Nauka. – 1987. – P. 236–245.
2. **Kabak I.S.** Mathematical model for forecasting and evaluation of software dependability // Herald of MSTU STANKIN, 2014, Issue No. 1 – P. 123 – 126.
3. **Kabak I.S., Sukhanova N.V.** On modeling and dependability evaluation of complex software systems // Herald of the Kabardino-Balkarian State University. – 2012, Issue No. 5. – P. 74 – 76.
4. **Grossman K., Kaplan A.A.** Nonlinear programming based on unconstrained minimization. Novosibirsk: Nauka. – 1981. – 84 p.
5. **Polak E.** Computational methods in optimization. A unified approach. Moscow: Mir. – 1974. – 376 p.
6. **Cea J.** Optimization. Theory and algorithms. Moscow: Mir. – 1973. – 244 p.
7. **Fiacco A., McCormick G.** Nonlinear programming. Sequential unconstrained minimization techniques. Moscow: Mir. – 1972. – 240 p.
8. **Bellman R.E., Dreyfus S.E.** Applied dynamic programming. Moscow: Nauka. – 1965. – 460 p.
9. **Bellman R.** Dynamic programming: translation from English. Moscow: Inostrannaya literatura. – 1960, 400 p.
10. **Kolmogorov A.N., Fomin S.V.** Elements of the function theory and functional analysis. Moscow: Nauka. – 1976. — 544 p.
11. Application for invention 2013133304 Russian Federation Method and apparatus for technical diagnostics of complex manufacturing equipment based on neural networks [Text]/ **Solomentsev Yu.M., Sheptunov S.A., Kabak I.S., Sukhanova N.V.**: applicant and patent holder

Federal State Public Scientific Establishment Institute of Information Technology in Design and Engineering of the Russian Academy of Sciences (IKTI RAN. – No. ; application on 18.07.2013; notice of favorable result of examination as to form

12. Patent for utility model 75247 Russian Federation MPK 7 G06F15/16 Modular computer system [Text]/ **Kabak I.S., Sukhanova N.V.**: applicant and patent holder **Kabak I.S., Sukhanova N.V.** – No. 2008106859; application on 26.02.2008; published on 27.07.2008, Bul. No. 21 – 2 p.: drawings

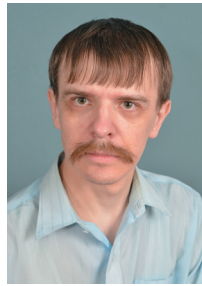
13. Patent for invention 2398281 Russian Federation MPK 7 G06N 3/06 Multilayer modular computer system [Text]/ **Solomentsev Yu.M., Sheptunov S.A., Kabak I.S., Sukhanova N.V.**: applicant and patent holder Federal State Public Scientific Establishment Institute of Information Technology in Design and Engineering of the Russian Academy of Sciences (IKTI RAN. – No.

2008143737; application on 07.11.2008; published on 27.08.2010, Bul. No. 24 – 8 p.: drawings.

14. Application for invention 2417442 Russian Federation MPK 7 G 06NMet7/02 Method for construction of fuzzy logic systems and apparatus for its implementation [Text]/ **Solomentsev Yu.M., Sheptunov S.A., Kabak I.S., Sukhanova N.V.**: applicant and patent holder Federal State Public Scientific Establishment Institute of Information Technology in Design and Engineering of the Russian Academy of Sciences (IKTI RAN. – No. 200810203; application on 19.12.2008; published on 27.04.2011, Bul. No. 12- 8 p.: drawings

15. **Kabak I.S.** Neural network model for forecasting and evaluation of software dependability // MSTU STANKIN Herald, 2014, Issue No. 1 – P. 107 – 111.

16. **Kabak I.S.** Development of large hardware and software neural networks for control systems. // Aviatsionnaya promyshlennost. – 2012, Issue No. 4. – p. 57 – 61



Бочков К.А., Комнатный Д.В.

МЕХАНИЗМЫ И ВЕРОЯТНОСТИ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ СБОЕВ МИКРОЭЛЕКТРОННОЙ ЭЛЕМЕНТНОЙ БАЗЫ ПОД ДЕЙСТВИЕМ ИМПУЛЬСНЫХ ЭЛЕКТРОМАГНИТНЫХ ПОМЕХ

В статье рассмотрены расчетно-экспериментальные методы определения вероятности функциональных сбоев электронной элементной базы под действием электромагнитных импульсных помех. Осуществлен анализ свойств случайного процесса импульсных помех и физических механизмов воздействия помех на электронные узлы. Разработаны способы вычисления вероятности сбоев на базе представления о вероятностной природе помех. Показано, что выполненный анализ помехового воздействия позволяет обосновать выбор условий эквивалентности импульсов, что является актуальной проблемой электромагнитной совместимости.

Ключевые слова: системы обеспечения безопасности, функциональный сбой, импульсные помехи, механизмы воздействия, вероятность сбоя, эквивалентность импульсов.

В настоящее время в энергетике, на транспорте, в химической и нефтехимической промышленности находят широкое применение микроэлектронные и микропроцессорные системы обеспечения безопасности. Задачей этих систем является минимизация или предотвращение последствий нарушения нормального функционирования технологического процесса, поэтому они являются критически важными информационными системами (КВИС) и к ним предъявляются особо высокие требования по функциональной безопасности.

Одной из причин снижения функциональной безопасности являются сбои функционального характера при воздействии импульсных электромагнитных помех на элементную базу. Искажения информации возникают на самом низком уровне в конструктивной иерархии – в интегральных микросхемах – и распространяются на более высокие уровни микроэлектронной и микропроцессорной системы. Анализ функциональной безопасности системы обеспечения безопасности в целом, соответственно, начинается с рассмотрения этого вопроса для устройств самого нижнего уровня конструктивной иерархии. Поэтому необходимы расчетно-экспериментальные методы определения вероятности функциональных сбоев элементной базы [1].

Для создания этих методов следует рассмотреть свойства импульсных помех. В общем случае помехи представляют собой случайный процесс вида [2, 3] (рис. 1)

$$s(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_k s_k(t - kT - t_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 \dots), \quad (1)$$

где $s(t)$ – случайная функция, k – счетная переменная, a_k – случайная амплитуда импульса, В; s_k – функция формы импульса, t – время, с; T – наибольшее время по-

вторения импульсов, с; t_0 – случайное время появления импульса, с, $0 \leq t_0 \leq T$; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ – параметры формы импульса, 1/с.

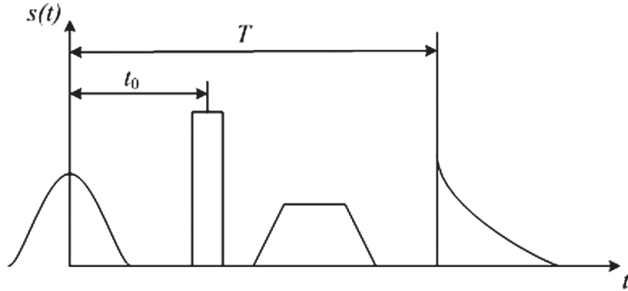


Рис. 1. Случайный поток импульсных помех

Так как каждый импульс в (1) может вызвать сбой элементной базы, то естественно перейти к рассмотрению отдельных реализаций процесса (1), т.е. отдельных импульсов.

Возможны два механизма воздействия импульсов на элементную базу. Импульсы, обладающие достаточной энергией, могут вызвать сбой элементной базы по причине перегрева p - n переходов, что приводит к снижению уровня полезного сигнала [4, 5]. Импульсы, не имеющие такой энергии, могут иметь достаточную для ложного переключения элементной базы вольт-секундную площадь [6, 7]. Следовательно, случайный процесс (1) должен характеризоваться законами распределения энергии, вольт-секундной площади и других параметров импульсов. Это подтверждается результатами [8], где потоки импульсных помех предлагается описывать распределениями интервала между импульсами и длительности импульсов, а также вероятностью появления импульсов, параметр которых превышает некоторый уровень, и средней частотой следования таких импульсов.

Известно [9, 10], что энергия, необходимая для сбоя конкретного типа элементной базы имеет малый разброс и, таким образом, может считаться постоянной. Устойчивость элементной базы к динамическим помехам описывается характеристикой динамической помехоустойчивости, которая имеет вид гиперболической кривой [6, 7] (рис. 2). В координатах U, τ уравнение этой кривой

$$U\tau = \text{const} = nS, \quad (2)$$

где U – амплитуда импульса, В; τ – длительность импульса, с; n – числовой коэффициент, S – вольт-секундная площадь импульса, В·с.

Из (2) следует, что для точек, принадлежащих характеристике

$$S = \frac{U\tau}{n} = \text{const}. \quad (3)$$

По [7] усредненная характеристика динамической помехоустойчивости справедлива для всей серии микро-

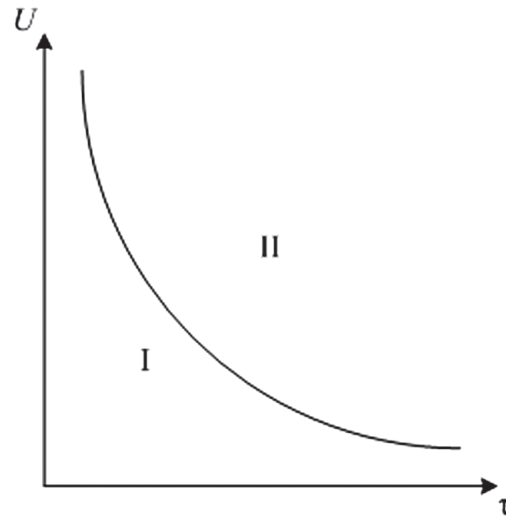


Рис. 2. Типовая характеристика динамической помехоустойчивости. I – область допустимых помех, II – зона недопустимых помех

электронных устройств. Следовательно, значение S в (3), превышение которого вызывает ложные переключения, также имеет пренебрежимо малый разброс и его также можно принимать постоянным.

Таким образом, энергия и вольт-секундная площадь одновременно характеризуют как уровни помех, так и уровень помехозащищенности элементной базы. Причем, если величина уровня помех по одному из параметров Y_i превысит уровень помехоустойчивости X_i ($Y_i - X_i > 0$), то произойдет событие сбоя устройства. Так как уровни помехоустойчивости X_i по вышеизложенному являются постоянными для данной элементной базы, то вероятность сбоя элементной базы $P_{сб}$ может быть определена как вероятность превышения уровня помех над уровнем помехоустойчивости [11, 12, 13] (рис. 3)

$$P_{сб} = \int_{X_i}^{\infty} f(Y_i) dY_i, \quad (4)$$

где $f(Y_i)$ – плотность распределения уровня помех.

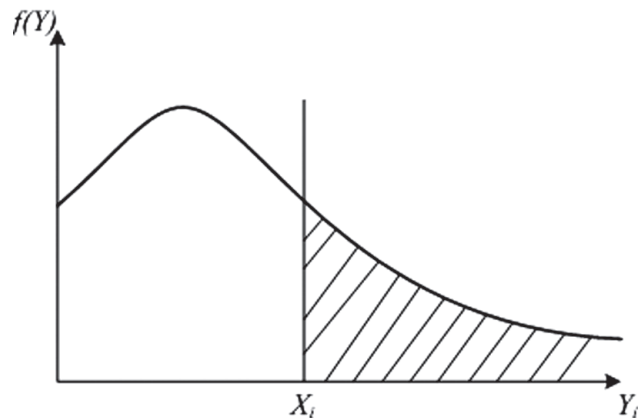


Рис. 3. Расчет вероятности сбоя электронного устройства

Тогда по (4) могут быть найдены вероятности сбоев элементной базы, происходящие по различным механизмам:

$$\begin{aligned} p_1 &= \int_{W_{\text{пор}}}^{\infty} f(W) dW, \\ p_{2 \text{ отп}} &= \int_0^{W_{\text{пор}}} f(W) dW \cdot \int_{S_{\text{пор,от}}}^{\infty} f(S) dS, \\ p_{2 \text{ зап}} &= \int_0^{W_{\text{пор}}} f(W) dW \cdot \int_{S_{\text{пор,зп}}}^{\infty} f(S) dS \end{aligned} \quad (5)$$

где p_1 – вероятность сбоя от импульса с высокой энергией; W – энергия помех, Дж; $f(W)$ – плотность распределения энергии помех; $W_{\text{пор}}$ – пороговое значение энергии помехи для данной элементной базы, Дж; $p_{2 \text{ отп}}$ – вероятность ложного отпираания; S – вольт-секундная площадь помехи, В·с; $f(S)$ – плотность распределения вольт-секундной площади помехи; $S_{\text{пор,от}}$ – пороговое значение вольт-секундной площади отпирающей помехи, В·с; $p_{2 \text{ зап}}$ – вероятность ложного запираания; $S_{\text{пор,зп}}$ – пороговое значение вольт-секундной площади запирающей помехи, В·с.

В формулах для вероятностей ложного отпираания и запираания учитывается, что при этом одновременно выполняются два условия, а именно: энергия помехового импульса меньше порогового уровня, а вольт-секундная площадь больше, чем пороговое значение.

Достоинство данного способа выбора параметров помех и помехоустойчивости в том, что выражения для расчета вероятностей сбоя существенно упрощаются по сравнению с другими параметрами, которые имеют ярко выраженный случайный характер и распределены по некоторому закону достаточно сложной математической формы.

Соотношение для вероятности сбоя может быть получено и на основании понятия запаса по помехозащищенности. Величиной запаса по помехозащищенности называется разность нормированных значений уровня помехозащищенности и уровня помех $u = X_i - Y_i$. Тогда вероятность сбоя может быть найдена по формуле [11]

$$P_{\text{сб}} = \int_{-\infty}^0 f(u) du.$$

Определение законов плотности распределения $f(Y)$, $f(u)$ производится либо путем сбора статистических данных о потоках импульсных помех в месте предполагаемой эксплуатации системы [11], либо экспериментальными методами теории вероятностей.

Импульсы с высокой энергией вызывают сбои вида $1 \rightarrow 0$ [4]. Импульсы переключающих помех вызывают сбои вида $1 \rightarrow 0$ и $0 \rightarrow 1$ [7]. Если считать поступление импульсов, воздействующих по различным физическим механизмам, независимыми и несовместными событиями,

то вероятности функциональных сбоев могут быть определены по формулам с учетом (5)

$$P_{1 \rightarrow 0} = p_1 + p_{2 \text{ зап}}, \quad P_{0 \rightarrow 1} = p_{2 \text{ отп}}.$$

Зная эти вероятности, анализ функциональной безопасности микроэлектронных и микропроцессорных КВИС может быть осуществлен методами, описанными в [1].

Следует отметить, что выполненный в статье анализ механизмов воздействия помех на микроэлектронную и микропроцессорную элементную базу дает подтверждение интегрального способа отыскания параметров эквивалентных импульсов помех, предложенного в [14, 15]. Эквивалентными импульсами называются такие, которые могут одинаковым образом повлиять на функциональную безопасность аппаратуры КВИС. Необходимость вывода условий эквивалентности импульсов объясняется тем, что на практике в составе потока (1) могут оказаться импульсы различной формы. Коммутационные помехи могут поступать в форме экспоненциальных, биэкспоненциальных импульсов, импульсов включения, импульсов в виде затухающей синусоиды. В случае коммутации с возникновением дуги появляются пачки импульсов в виде треугольника или экспоненты. Сверхширокополосные импульсы преднамеренного воздействия, возникновение которых не исключено в современных условиях, могут быть биэкспоненциальными, гауссовскими или косинусквадратными. Для испытаний предпочтительны прямоугольные импульсы, отличающиеся наиболее широким частотным спектром [11]. Такое разнообразие импульсных помех затрудняет осуществление расчетно-экспериментальных методов анализа функциональной безопасности КВИС и подтверждение результатов моделирования натурными испытаниями. Поэтому требуются методы, позволяющие сократить объем математического моделирования и натурных испытаний с целью снижения затрат времени и денежных расходов. Основным путем этого является выбор таких помеховых воздействий, стойкость к которым позволяла бы косвенно судить и о стойкости к другим типам помех. Реализовать этот подход удастся, только при условии эквивалентности импульсов [14, 16]. В интегральном способе условием эквивалентности импульсов является равенство энергий и вольт-секундных площадей двух импульсов

$$\begin{cases} W_1 = W_2 \\ S_1 = S_2 \end{cases} \quad (6)$$

Очевидно, что эквивалентные импульсы в этом способе имеют одинаковые параметры, определяющие последствия воздействия импульсов на элементную базу с точки зрения безошибочности информационных процессов в системе по основным физическим механизмам воздействия. В [14, 15] показано, что при подаче на вход цепей с сосредоточенными и распределенными параметрами прямоугольного импульса и эквивалентному ему

импульса, параметры которого рассчитаны по (6), сумма квадратов отклонений откликов является наименьшей, по сравнению с другими известными способами вывода условий эквивалентности импульсов. Также показано, что спектры обоих импульсов совпадают с достаточной для практики точностью. Таким образом, интегральный способ вывода условий эквивалентности импульсов является наиболее адекватным для анализа электромагнитной совместимости и функциональной безопасности КВИС.

В завершение статьи можно сделать некоторые выводы.

Определение вероятности сбоев микропроцессорной и микроэлектронной элементной базы вида $1 \rightarrow 0$ и $0 \rightarrow 1$ может быть осуществлено путем анализа свойств электромагнитных помех, как потока случайных событий, и механизмов воздействия помех на элементную базу.

Среди параметров импульсов помех могут быть выделены такие, которые одновременно описывают помехоустойчивость элементной базы и позволяют записать более простые соотношения для расчета вероятности сбоя.

Для адекватного моделирования функциональной безопасности аппаратуры КВИС необходим анализ электромагнитной обстановки в предполагаемом месте ее эксплуатации, с целью найти распределение вероятностных параметров импульсных помех и временных характеристик этих помех. Это объясняется значительным влиянием электромагнитной обстановки на функциональную безопасность КВИС.

Рассмотренный в статье подход к анализу воздействия импульсных помех на микроэлектронную и микропроцессорную элементные базы может найти широкое применение при разработке современных систем, критичных к безопасности, в области транспорта, энергетики и промышленности.

Литература

1. Шубинский И.Б. Функциональная надежность информационных систем. Методы анализа. – Ульяновск, типография «Печатный двор», 2012. – 296 с.
2. Коновалов Г.В., Тарасенко. И.М. Импульсные случайные процессы в электросвязи. – М. : Связь, 1973. – 304 с.
3. Иванов М.Т., Сергиенко А. Б., Ушаков В.Н. Радиотехнические цепи и сигналы. – СПб. : Питер, 2014. – 336 с.
4. Пирогов Ю.А., Солодов А.В. Повреждения интегральных схем в полях радиоизлучения. Журнал

радиоэлектроники. – 2013. – № 6. – С. 10-15.

5. Добыкин В.Д., Куприянов А.И., Пономарев В.Г., Шустов Л.Н. Радиоэлектронная борьба: Силовое поражение радиоэлектронных систем. – М.: Вузовская книга, 2007. – 468 с.

6. Наумов Ю.Е., Аваев Н.А., Бедрековский М.А. Помехоустойчивость устройств на интегральных логических схемах. – М. : Советское радио, 1975. – 216 с.

7. Кечиев Л.Н. Проектирование печатных плат для цифровой быстродействующей аппаратуры. – М : ООО Группа «ИДТ», 2007. – 616 с.

8. Певницкий В.П., Полозок Ю.В. Статистические характеристики промышленных радиопомех. – М. : Радио и связь, 1988. – 246 с.

9. Кравченко В.И. Грозозащита радиоэлектронных средств. – М. : Радио и связь, 1991. – 264 с.

10. Аполлонский С.М., Горский А.Н. Расчеты электромагнитных полей. – М.: Маршрут, 2006. – 992 с.

11. Бочков К.А. Теория и методы контроля электромагнитной совместимости микроэлектронных систем обеспечения безопасности движения поездов : дис. ... д-ра техн. наук. 05.22.08 / Московский ин-т. инженеров трансп. – М, 1993. – 379 с. : ил.

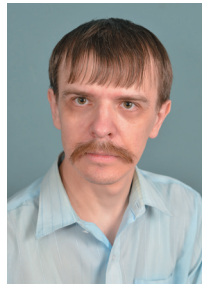
12. Bochkov K.A. Principles of Achieving EMC of Microelectronic systems controlling major sequences of operations / K. A. Bochkov // Proceedings of 1994 International Symposium on Electromagnetic Compatibility / IEICE. – Tokyo : IEICE, 1994. – P. 610–613.

13. Bochkov K.A. Determination of EMC degree based on probability models of microelectronic systems ensuring railway traffic safety / K. A. Bochkov, I. E. Zakharov, N. V. Ryazantseva // Proceedings of International Symposium EMC'98, Rome, Italy, 1998 / University "La Sapienza". – Roma : University "La Sapienza", 1998. – P. 707–709.

14. Бочков К.А., Березняцкий Ю.Ф., Рязанцева Н.В. Импульсы помех в эквивалентном представлении. Проблемы и перспективы развития устройств автоматики, связи и вычислительной техники на железнодорожном транспорте : сб. науч. тр. / РГУ ПС. – Ростов на Дону : РГУ ПС, 1999. – С. 103–107.

15. Березняцкий Ю.Ф. Методы испытаний на помехозащищенность микроэлектронных систем обеспечения безопасности движения поездов : автореф. дис. канд. техн. наук / Белорус. гос. ун-т транспорта. – Гомель, 2003. – 24 с.

16. Комягин С.И., Еряшев Д.И., Лафишев М.А. Необходимость и пути совершенствования электромагнитных испытаний. Технологии ЭМС. – 2010. – № 4. – С. 22-26.



Bochkov K.A., Komnatny D.V.

MECHANISMS AND PROBABILITIES OF FUNCTIONAL FAILURES OF MICROELECTRONIC ELEMENT BASE UNDER ELECTROMAGNETIC PULSE INTERFERENCE

The paper considers computational and experimental methods for defining the probability of functional failures for the electronic component base under electromagnetic pulse interference. The analysis of the properties of the pulse interference random process and the physical mechanisms of interference influence on electronic node elements is carried out. The ways of failure probability calculation based on the concept of the probabilistic interference nature are elaborated. It is shown that the analysis of interference influence enables to prove the choice of pulse equivalence conditions, which is vital for electromagnetic compatibility.

Keywords: safety systems, functional failure, pulse interference, mechanisms of influence, failure probability, pulse equivalence.

At present, microelectronic and microprocessor safety systems are widely applied in the sector of energy, transport, chemical and petrochemical industries. The purpose of these systems is to minimize and prevent the consequences of technological process malfunctions, therefore they are critical information systems (CIS) which are subject to very high requirements of functional safety.

One of the reasons for functional safety reduction is functional failures under the pulse electromagnetic interference influence on the element base. Data distortions occur at the lowest level of the structural hierarchy – in integrated microcircuits – with extension to the higher levels of a microelectronic and microprocessor system. The analysis of the functional safety of a safety system as a whole, consequently, begins with the consideration of this problem in relation to the devices of the lowest level of the structural hierarchy. Thus, there is a necessity in computational and experimental methods for defining the probability of functional failures in the element base [1].

To develop such methods, we should consider the properties of pulse interference. In general, the interference is a random process which can be represented by [2, 3] (Fig. 1)

$$s(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_k s_k(t - kT - t_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 \dots), \quad (1)$$

where $s(t)$ is a random function, k is an enumerative variable, a_k is a random amplitude of a pulse, V ; s_k is a function of a pulse form, t is time, s ; T is the longest time for pulse repetition, s ; t_0 is random time of pulse occurrence, s , $0 \leq t_0 \leq T$; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ are parameters of a pulse form, $1/s$.

As every pulse in (1) can cause a failure in the element base, it is logical to consider separate process implementations (1) – in other words, separate pulses.

There are two possible mechanisms of pulse influence on the element base. Pulses of sufficient energy may cause a failure in the element base due to overheating of $p-n$ transits, which

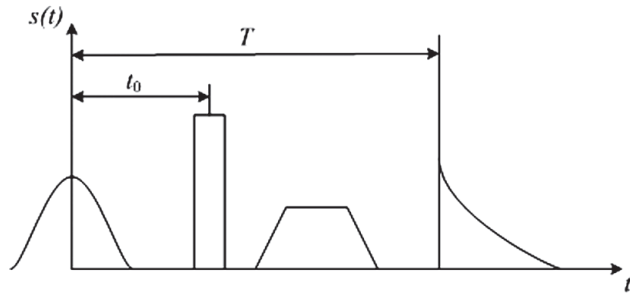


Fig 1. Random flow of pulse interference

leads to reduction of the wanted signal level [4, 5]. Pulses with no such energy can have the voltage-time area which is sufficient for the false switching of the element base [6, 7]. Consequently, a random process (1) shall be characterized by the laws of energy distribution, voltage-time area and other pulse parameters. It is confirmed by results [8], where the flows of pulse interference are proposed to be described by distributions of the interval among pulses and by pulse duration time, as well as by the probability of pulse occurrence, whose parameter exceeds a certain level and by average frequency of movement of such pulses.

It is known [9, 10] that the energy required for a failure of a certain type of the element base is of low dispersion degree, and thus it can be considered as energy constant. Immunity of the element base to dynamic interference is described by the characteristic of dynamic immunity which is expressed by a hyperbolic curve [6, 7] (Fig. 2). In the coordinates of U, τ formula of this curve is

$$U\tau = \text{const} = nS, \quad (2)$$

where U is an amplitude of a pulse, V ; τ is pulse duration, s ; n is a numerical coefficient, S voltage-time area of a pulse, $V \cdot s$.

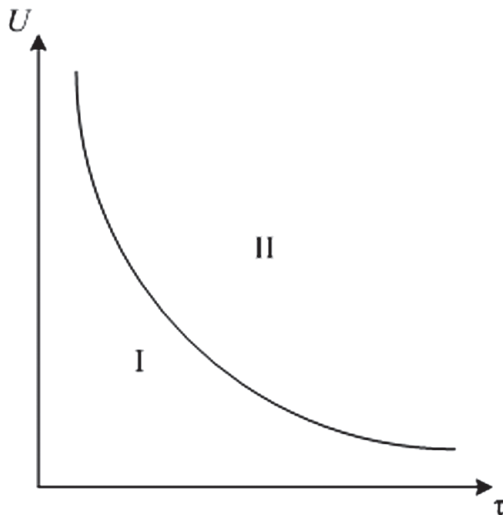


Fig. 2. Typical characteristic of dynamic immunity.
I – permissible interference area,
II – area of intolerable interference

As per formula (2), for the points of the characteristic

$$S = \frac{U\tau}{n} = \text{const}. \quad (3)$$

According to [7] the average characteristic of dynamic immunity is true for the whole range of microelectronic devices. Therefore, the S value in (3), the excess of which causes false switching, also has a negligible low dispersion, thus it also could be accepted as the constant one.

Accordingly, the energy and voltage-time area simultaneously characterize both – the interference levels and the level of the element base immunity. And if a value of the interference level using one of the Y_i parameters exceeds the immunity level X_i ($Y_i - X_i > 0$), the device failure occurs. Since, according to the above, the immunity levels X_i are constant for this element base, the probability of failure of the element base P_f can be determined as the probability of excess of the interference level over the immunity level [11, 12, 13] (Fig. 3)

$$P_f = \int_{X_i}^{\infty} f(Y_i) dY_i, \quad (4)$$

where $f(Y_i)$ represents the density of distribution of the interference level.

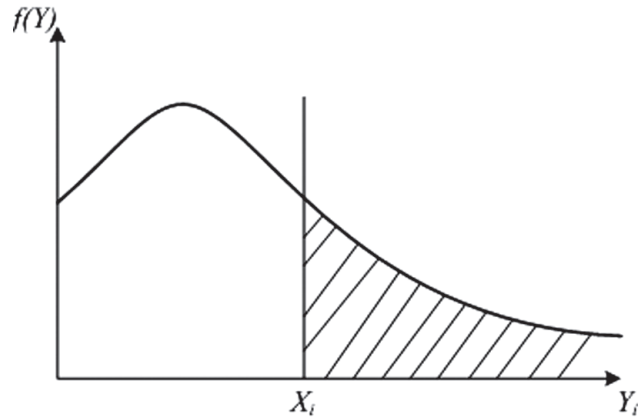


Fig.3. Calculation of the probability of an electronic device failure

Then in accordance with (4) it is possible to find the probabilities of element base failures caused by different influences:

$$P_1 = \int_{W_{\text{thr}}}^{\infty} f(W) dW, \quad (5)$$

$$P_{2\text{act}} = \int_0^{W_{\text{thr}}} f(W) dW \cdot \int_{S_{\text{thr,act}}}^{\infty} f(S) dS,$$

$$P_{2\text{deact}} = \int_0^{W_{\text{thr}}} f(W) dW \cdot \int_{S_{\text{thr,deact}}}^{\infty} f(S) dS$$

where p_1 is the probability of the failure by the pulse of high energy; W is the interference energy, J; $f(W)$ is the density of distribution of the interference energy; W_{thr} is the threshold value of the interference energy for this element base, J; p_{2act} is probability of false activation; S is voltage-time area of interference, V·s; $f(S)$ is the density of distribution of voltage-time area of interference; $S_{thr,act}$ is the threshold value of voltage-time area of activating interference, V·s; p_{2deact} is the probability of false deactivation; $S_{thr,deact}$ is the threshold value of voltage-time area of deactivating interference, V·s.

The formulas for the probabilities of false activation and deactivation consider the simultaneous fulfilment of two conditions: the energy of an interference pulse is less than the threshold level, and the voltage-time area is larger than the threshold value.

The advantage of this way of selection of interference parameters and immunity is that the formulas for probability calculation are significantly simplified in comparison to other parameters of a strongly marked random character, which are distributed by a certain law of a quite complicated mathematical form.

The failure probability can also be found on the basis of the notion of interference margin. The value of the interference margin is the difference of specified values of the immunity level and the interference level $u = X_i - Y_i$. Then the failure probability can be found under formula [11]

$$P_f = \int_{-\infty}^0 f(u) du.$$

The determination of the laws of distribution density $f(Y)$, $f(u)$ is made either by acquisition of statistics of pulse interference flows at the site of the expected operation of the system [11], or by computational and experimental methods of the probability theory.

Pulses of high energy cause the failures of 1→0 type [4]. Pulses of changeover interference cause the failures of 1→0 and 0→1 types [7]. If to consider the pulses with different physical influences to be independent and incompatible events, the probabilities of functional failures can be calculated by formulas with consideration of (5)

$$P_{1 \rightarrow 0} = p_1 + p_{2deact}, \quad P_{0 \rightarrow 1} = p_{2act}.$$

Having these probabilities, it is possible to make the analysis of functional safety of microelectronic and microprocessor CIS using the methods described in [1].

It should be noted that the considered analysis of interference influence on microelectronic and microprocessor element base confirms the integral method of the search of the parameters of equivalent interference pulses proposed in [14, 15]. Equivalent pulses are the pulses which can similarly influence the functional safety of CIS equipment. The necessity to define the conditions of pulse equivalence is explained by the fact that in practice the flow (1) could contain the pulses of a different form. Switching interference can occur in the form of exponential, bi-exponential

pulses, switching pulses, pulses in the form of a damped sinusoid. In case of commutation with a curve there occur pulse bursts in a form of a triangle or exponential curve. Ultra broadband nonrandom pulses which should not be ruled out under the current conditions can be bi-exponential, Gaussian or cosine-square pulses. For the tests, the rectangular pulses with the widest frequency spectrum are preferable [11]. Such diversity of pulse interference complicates the application of computational and experimental methods of the analysis of CIS functional safety and confirmation of the results of simulation by field tests. That is why there is a necessity in the methods for reduction of the scope of mathematical simulation and field tests with the aim of time and cost reduction. This could be achieved by the selection of such interference influences, the immunity to which would implicitly indicate the immunity to other types of interference. This approach can be implemented only in case of pulse equivalency [14, 16]. In the integral method the condition of pulse equivalence is the equation of the energies and voltage-time areas of two pulses

$$\begin{cases} W_1 = W_2 \\ S_1 = S_2 \end{cases} \quad (6)$$

It is obvious that the equivalent pulses here have similar parameters specifying the consequences of pulse influence on the element base in terms of faultlessness of information processes in the system by the main physical means of influence. As it is shown in [14, 15], at the input delivery of circuits with lumped and distributed parameters of a rectangular pulse and its equivalent pulse whose parameters are calculated in accordance with (6), the sum of squared deviation of responses is the least in comparison to other known methods of definition of the conditions of pulse equivalence. It is also shown that the spectra of both pulses coincide with the accuracy which is sufficient for practical applications. Thus, the integral method for the definition of the conditions of pulse equivalence is the most appropriate for the analysis of electromagnetic compatibility and functional safety of CIS.

To sum up we can draw some conclusions.

Determination of the probability of failures of microprocessor and microelectronic element base of 1→0 and 0→1 type can be made by analysis of the features of electromagnetic interferences which are the flow of random events, and the mechanisms of interference influence on the element base.

Among the parameters of interference pulses we can mark out the parameters which simultaneously describe the immunity of the element base and enable to note the more simple formulas for calculation of the failure probability.

For appropriate simulation of the functional safety of CIS equipment it is necessary to perform the analysis of electromagnetic environment at the expected site of its operation in order to find the distribution of probability parameters of pulse interference and their time characteristic. It is explained by a significant influence of electromagnetic environment on the CIS functional safety.

The considered approach to the analysis of influence of pulse interference on microelectronic and microprocessor element base can become widely used for the development of modern safety critical systems in transport, energy and industrial sectors.

References

1. **Shubinsky I.B.** Functional reliability of information systems. Methods of analysis. – Ulyanovsk, printing house «Pechatny Dvor», 2012. – 296 p.
2. **Konovalev G.V., Tarasenko I.M.** Pulse random processes in telecommunication. – M.: Svyaz, 1973. – 304 p.
3. **Ivanov M.T., Sergienko A.B., Ushakov V.N.** Radio circuits and signals. – SPb.: Piter, 2014. – 336 p.
4. **Pirogov Y.A., Solodov A.V.** Defects of integrated circuits in radio fields. Radio electronics magazine. – 2013. – No 6. – P. 10–15.
5. **Dobykin V.D., Kupriyanov A.I., Ponomaryov V.G., Shustov L.N.** Electronic warfare: Power defeat of radio-electronic systems. – M.: Vuzovskaya kniga, 2007. – 468 p.
6. **Naumov Y.E., Avaev N.A., Bedrekovsky M.A.** Device immunity in integrated logical circuits. – M.: Soviet radio, 1975. – 216 p.
7. **Kechiev L.N.** Engineering of printed boards for digital high-speed equipment. – M.: OOO Group «IDT», 2007. – 616 p.
8. **Pevnitsky V.P., Polozok Y.V.** Statistics of man-made interference. – M.: Radio and communication, 1988. – 246 p.
9. **Kravchenko V.I.** Lightning protection of radio-electronic equipment. – M.: Radio and communication, 1991. – 264 p.
10. **Apollonsky S.M., Gorsky A.N.** Calculations of electromagnetic fields. – M.: Marshrut, 2006. – 992 p.
11. **Bochkov K.A.** Theory and methods of control of electromagnetic compatibility of train safety microelectronic systems: thesis for Dr. Sci. 05.22.08 / Moscow State University of Railway engineering. – M., 1993. – 379 p.: il.
12. **Bochkov K.A.** Principles of achieving EMC of microelectronic systems controlling major sequences of operations / K. A. Bochkov // Proceedings of 1994 International Symposium on Electromagnetic Compatibility / IEICE. – Tokyo: IEICE, 1994. – P. 610–613.
13. **Bochkov K.A.** Determination of EMC degree based on probability models of microelectronic systems ensuring railway traffic safety / K. A. Bochkov, I. E. Zakharov, N. V. Ryazantseva // Proceedings of International Symposium EMC'98, Rome, Italy, 1998 / University "La Sapienza". – Roma: University "La Sapienza", 1998. – P. 707–709.
14. **Bochkov K.A., Berezyatsky Y.F., Ryazantseva N.V.** Interference pulses in equivalent representation. Problems and future development of automation equipment, communication and computer facilities on railway transport: col. of research papers / RSTU. – Rostov on Don: RSTU, 1999. – P. 103–107.
15. **Berezyatsky Y.F.** Methods of tests for interference immunity of microelectronic systems ensuring railway traffic safety: thesis for PhD/ Belarusian State University of Transport. – Gomel, 2003. – 24 p.
16. **Komyagin S.I., Eryashev D.I., Lafishev M.A.** Necessity and ways of improvement of electromagnetic tests. EMC technologies. – 2010. – No 4. – P. 22–26.



Новожилов Е.О.

ПРИНЦИПЫ ПОСТРОЕНИЯ МАТРИЦЫ РИСКОВ

Настоящая статья посвящена проблеме выбора параметров, обеспечивающих построение матрицы рисков. Выявлены основные аспекты, влияющие на погрешность представления результатов матрицы рисков, на частном примере показано построение матрицы с минимальной для заданных условий погрешностью, обозначены направления дальнейших исследований.

Ключевые слова: риск, матрица рисков, погрешность оценки риска, частота нежелательного события, размер последствий нежелательного события.

Применительно к техническим системам риск рассматривается как сочетание вероятности (или частоты) нежелательного события и размера его последствий [1]. Измерителем риска является уровень риска, который определяется некоторым функционалом, связывающим вероятность (или частоту) нежелательного события и математическое ожидание размера последствий (ущерба) от возникновения данного события [1]. Наиболее часто данный функционал представляет собой произведение частоты возникновения нежелательного события и среднего размера его последствий [2, 3]:

$$R = F \times C.$$

Однако, для задач по обработке риска представляет интерес не только значение уровня риска, но и соотношение его составляющих – частоты и последствий. Например, два риска могут иметь одинаковый уровень, но у первого высокая частота событий и небольшой размер последствий, а у второго – редкие события со значительными последствиями. В первом случае обработка риска может заключаться в снижении частоты события, а во втором, например, может использоваться передача риска (страхование).

В связи с необходимостью отображения как величины риска, так и сочетания его компонентов, на практике широкое распространение получили два средства: график риска в координатах «частота-последствия» и матрица риска. При этом матрица риска считается наиболее удобным и наглядным инструментом, который используется для поддержки принятия решения в системах управления рисками. Она представляет собой таблицу ячеек, отображающую сочетание частоты возникновения нежелательного события и тяжести его последствий и позволяет в наглядной форме проинформировать лица, принимающие решения, об уровнях рисков для рассматриваемого события. Параметры матрицы зависят от области ее применения.

Матрица риска имеет следующие основные параметры:

- количество N категорий (интервалов значений) рисков. В источниках рекомендуется использование 3-х [2, 4] или 4-х [1, 2, 5, 6] категорий рисков. В частности, ГОСТ Р 54505 [1] рекомендует 4 категории рисков (риск не принимаемый в расчет, допустимый, нежелательный, недопустимый). Соответственно, для N интервалов значений рисков требуется задать $N-1$ граничных уровней рисков (границы крайних областей, как правило, не ограничиваются): $R_1; R_2; \dots; R_{N-1}$. Их значения определяются, исходя из максимального и минимального отображаемых на матрице значений уровня риска, а также в

зависимости от выбранной шкалы риска (равномерная, логарифмическая или другая неравномерная шкала). Основным граничным уровнем, как правило, является допустимый уровень риска (значения риска выше данного уровня считаются неприемлемыми), этот уровень задается и является основным при формировании шкалы рисков. Категория рисков на матрице обычно обозначается определенным цветом, присваиваемым ячейке, которая принадлежит к данной категории;

- количество m интервалов значений частот события (соответствует количеству ячеек матрицы по вертикали). ГОСТ Р 54505 [1] рекомендует 6 интервалов: событие *маловероятное, крайне редкое, редкое, случайное, вероятное, частое*. Для m интервалов шкалы частот требуется задать $m+1$ граничных значений, которые будут определяться заданными минимальным и максимальным значениями частоты события, а также выбранным масштабом шкалы частот;

- количество n интервалов значений размеров последствий события (соответствует количеству ячеек матрицы по горизонтали). ГОСТ Р 54505 [1] рекомендует 4 интервала: размер последствий *незначительный, не-существенный, критический, катастрофический*. Для n интервалов шкалы последствий требуется задать $n+1$ граничных значений, которые будут определяться заданными минимальным и максимальным значениями размеров последствий события, а также выбранным масштабом шкалы последствий.

Рассмотрим графики риска в координатах «частота-последствия» в линейных (рис. 1а) и логарифмических (рис. 1б) координатах, приняв, что риск оценивается как произведение частоты нежелательного события на размер его последствий. На графиках показаны линии, соответствующие постоянным уровням риска $R = \text{const}$.

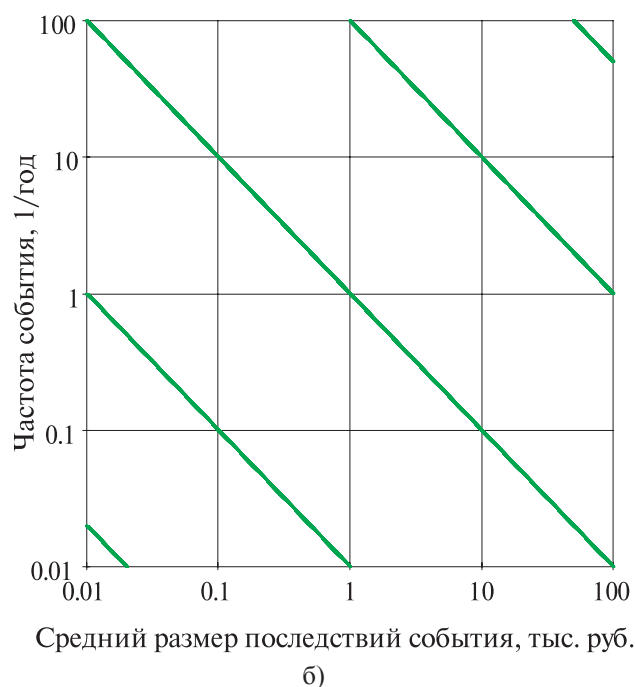
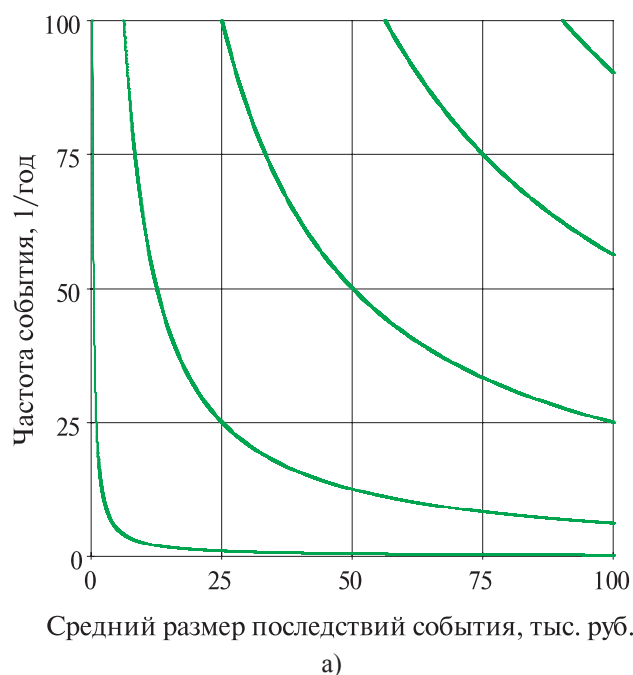


Рис. 1. Графики риска

Задачей перехода от графика к матрице риска является расположение ячеек матрицы на координатной плоскости и присвоение ячейкам определенной категории риска.

Из графиков на рис. 1 следует, что логарифмический масштаб является предпочтительным по следующим соображениям:

- в линейном масштабе линии $R = \text{const}$ являются гиперболами, а в логарифмическом они спрямляются;
- логарифмический масштаб позволяет использовать существенно более широкий диапазон значений частоты и последствий.

Таким образом, далее целесообразно рассматривать график риска «частота-последствия» в логарифмических координатах и его привязку к ячейкам матрицы риска, в которой шкала риска, а также шкалы частот и последствий имеют логарифмический масштаб.

Следует отметить, что матрица рисков обладает рядом недостатков, главным из которых является высокая погрешность оценки риска [7]. Поэтому целью данной статьи является рассмотрение подходов к построению матрицы рисков, позволяющих снизить погрешность представления результатов при заданных параметрах матрицы.

Параметры ячейки матрицы в логарифмических координатах соответствуют следующим положениям (рис. 2):

$$\log_k \frac{r_2}{r_1} = \log_k \frac{f_2}{f_1} + \log_k \frac{c_2}{c_1},$$

где r_1, r_2 – минимальный и максимальный уровни рисков, отображаемые в ячейке;

f_1, f_2 – минимальная и максимальная частота события, отображаемая в ячейке;

c_1, c_2 – минимальный и максимальный размер последствий, отображаемый в ячейке.

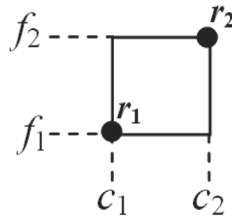


Рис. 2. Параметры ячейки матрицы риска

Примем условный шаг риска ячейки в логарифмических координатах равным единице:

$$\log_k \frac{r_2}{r_1} = 1.$$

Тогда условные шаги ячейки по шкале частот и последствий будут соответственно равны:

$$\alpha = \log_k \frac{f_2}{f_1}; \beta = \log_k \frac{c_2}{c_1}.$$

При этом должно выполняться условие

$$\alpha + \beta = 1. \quad (1)$$

В рассматриваемом случае относительный шаг ячейки по шкале рисков будет равен k , а относительные шаги ячейки по шкале частот и последствий – k^α и k^β соответственно. При этом диапазон частот, диапазон последствий и диапазон рисков матрицы будут соответственно равны:

$$k^{\alpha m}; k^{\beta n}; k^{(\alpha m + \beta n)}. \quad (2)$$

Очевидной проблемой при наложении ячеек матрицы рисков на график является то, что прямые, которые разделяют координатную плоскость на несколько областей (интервалов) значений риска, имеют наклон. Вследствие этого некоторые ячейки матрицы будут разделяться данными прямыми на части. Такие ячейки будут охватывать две (или более) областей значений рисков, поэтому возникают сложности с присвоением этим ячейкам определенной категории риска. В наиболее неблагоприятном случае ячейка может разделяться на два сегмента одинаковой площади, из-за чего нельзя точно определить, к какой области значений рисков относится большинство точек, расположенных внутри данной ячейки.

Следовательно, первой задачей является определение таких значений тангенса угла наклона прямых $R = \text{const}$, при которых количество ячеек матрицы, разделяемых пополам будет отсутствовать (или будет минимальным).

В результате анализа была выдвинута гипотеза, что тангенс угла наклона, при котором будут отсутствовать ячейки, разделенные пополам, выражается как

отношение натуральных чисел 1:2; 2:3; 1:4; 3:4; 2:5; 4:5 и т.д., причем отношение двух нечетных чисел не подходят, поскольку при этом существуют ячейки, разделяемые наполовину. Данная гипотеза была проверена путем имитационного компьютерного моделирования. Луч, выходящий из точки O под углом γ , проходит через ячейки, расположенные на плоскости (использовалась матрица 100×100 квадратных ячеек со стороной, равной 1), при этом некоторые ячейки разделяются лучом на две части (рис. 3). Тангенс угла наклона изменялся с шагом 0,001 в диапазоне от 0 до 1. В качестве критерия оценки использовались наибольшие доли площади всех разделяемых лучом ячеек, из которых выбиралось наихудшее (меньшее) значение.

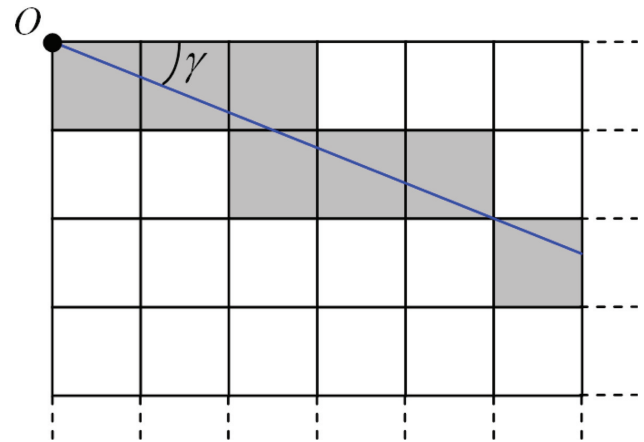


Рис. 3. Схема разделения ячеек лучом, проходящим под различным углом

В результате получены значения, представленные в таблице 1 (приведены результаты, в которых наихудшее значение доли площади наибольшего сегмента разделенных ячеек превышает 0,599).

Таблица 1. Наихудшее значение доли площади наибольшего сегмента ячейки от тангенса угла наклона

Тангенс угла наклона	Наихудшее значение доли площади наибольшего сегмента
-1/2 или -2	0,75
-2/3 или -1,5	0,6667
-1/4 или -4	0,625
-3/4 или -4/3	0,625
-2/5 или -2,5	0,6
-4/5 или -1,25	0,6

Из представленных в таблице 1 результатов следует, что наиболее благоприятное разделение ячеек имеет место при тангенсе угла наклона $\text{tg } \gamma = -0,5$ или $\text{tg } \gamma = -2$. При дальнейшем рассмотрении данные значения будут использованы как обеспечивающие наиболее высокую точность представления результатов.

Второй задачей является выбор шага между несколькими прямыми, проходящими по плоскости с ячейками и разделяющими плоскость на области значений. Шаг можно измерять как по горизонтали (d_β , рис. 4), так и по вертикали (d_α).

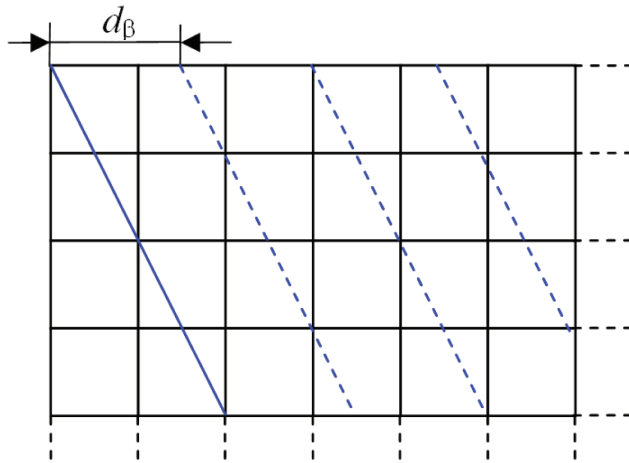


Рис. 4. Горизонтальный шаг между прямыми $R = \text{const}$

Анализ показал, что вероятность p принадлежности любой точки в ячейке требуемой области подчиняется закону:

$$\text{для } \text{tg } \gamma = -2: \begin{cases} p = d_\beta, & 0 \leq d_\beta \leq 0,5; \\ p = 1 - \frac{1}{4d_\beta}, & d_\beta > 0,5; \end{cases}$$

$$\text{для } \text{tg } \gamma = -0,5: \begin{cases} p = \frac{d_\beta}{2}, & 0 \leq d_\beta \leq 1; \\ p = 1 - \frac{1}{2d_\beta}, & d_\beta > 1. \end{cases}$$

График данной зависимости для $\text{tg } \gamma = -2$ представлен на рис. 5.

Из графика на рис. 5 следует, что оптимальное значение шага d_β будет находиться в диапазоне от 1 до 5, поскольку значения p , меньшие 0,5, не позволяют однозначно сопоставить ячейке область значений риска, а значения p от 0,5 до 0,75 не обеспечивают достоверность представления результатов. С другой стороны, в области значений d_β , превышающих 5, функция переходит в насыщение и значение p увеличивается незначительно (нет смысла выбирать большие значения d_β).

Также следует отметить, что чем выше значение шага d_β , тем большая размерность матрицы рисков потребуется для того, чтобы «вместить» заданное количество категорий рисков (чтобы в матрице присутствовала хотя бы одна ячейка каждой категории). Таким образом, от значения d_β зависит соотношение в матрице количества ячеек различных категорий.

Максимальное значение d_β , при котором в матрице размерностью $m \times n$ представлено заданное количество N ($N > 2$) категорий риска для тангенсов угла наклона -0,5 и -2 определяется выражением:

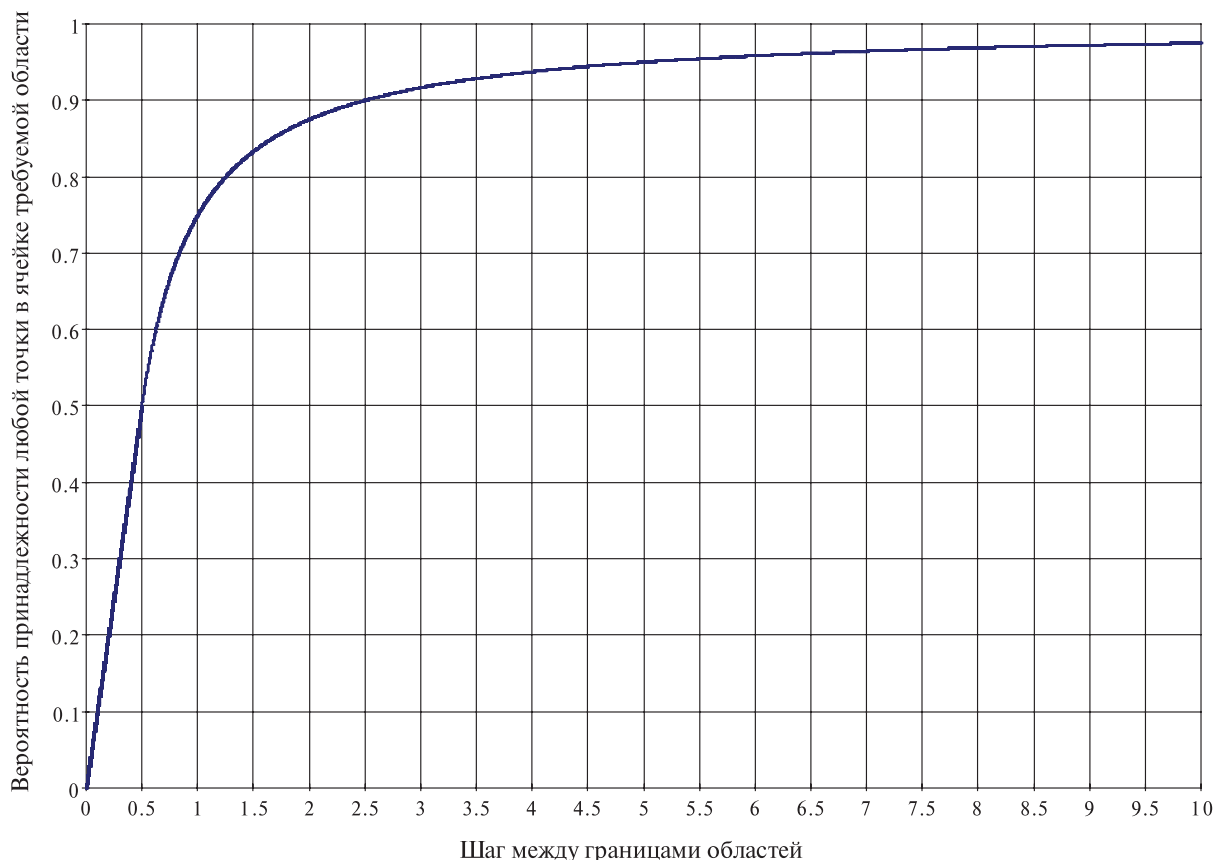


Рис. 5. Зависимость вероятности принадлежности точки требуемой области от шага между границами областей

$$\text{для } \operatorname{tg} \gamma = -2: d_{\beta} \leq \frac{0,5 \cdot m + n - 2}{N - 2}; \quad (3)$$

$$\text{для } \operatorname{tg} \gamma = -0,5: d_{\beta} \leq \frac{2m + n - 4}{N - 2}.$$

Для корректной интерпретации уровней рисков должно выполняться соотношение

$$\alpha \cdot d_{\alpha} = \beta \cdot d_{\beta},$$

где $\alpha \cdot d_{\alpha} = \beta \cdot d_{\beta}$ – условный шаг шкалы рисков матрицы.

Относительный шаг шкалы рисков матрицы находится из условия:

$$K = k^{\beta d_{\beta}} = k^{\alpha d_{\alpha}}. \quad (4)$$

Поскольку $d_{\alpha} = -\operatorname{tg} \gamma \cdot d_{\beta}$, то отсюда следует, что

$$\operatorname{tg} \gamma = -\frac{\beta}{\alpha}. \quad (5)$$

Следует также отметить, что относительный шаг K между границами категорий (областей значений) рисков в общем случае может отличаться от относительного шага k ячейки по шкале рисков и зависит от значения d_{β} .

Отдельной задачей является присвоение числовых значений шкалам частот и последствий, привязанных к границам ячеек матрицы. При этом основным требованием является обеспечение необходимых диапазонов частот и последствий.

Рассмотрим применение вышеизложенных положений на примере построения типовой матрицы риска [1], имеющей 4 категории рисков и размерность 6×4 ($N = 4$, $m = 6$, $n = 4$).

При выборе тангенса угла наклона прямых $R = \text{const}$ следует учитывать, что в соответствии с (2) условные диапазоны частот и последствий матрицы равны $\alpha \cdot m$ и $\beta \cdot n$.

Согласно (5), при тангенсе угла наклона $-0,5$ будет выполняться соотношение $\alpha = 2 \cdot \beta$. С учетом (1) получаем, что в этом случае $\alpha = 2/3$ и $\beta = 1/3$, а условные диапазоны частот и последствий – 4 и 1,333.

В случае выбора тангенса угла наклона -2 имеем: $\alpha = 1/3$, $\beta = 2/3$, условные диапазоны частот и последствий – 2 и 2,667. Второй вариант является наиболее предпочтительным, поскольку условные диапазоны шкал отличаются менее существенно. Поэтому для дальнейших расчетов принимаем $\operatorname{tg} \gamma = -2$.

С применением (3) находим максимальное значение шага d_{β} , при котором матрица заданной размерности охватывает 4 категории рисков:

$$d_{\beta} \leq \frac{0,5 \cdot m + n - 2}{N - 2} = \frac{0,5 \cdot 6 + 4 - 2}{4 - 2} = 2,5.$$

Минимальное значение d_{β} принимаем равным 1.

На рис. 6 а-г показаны ячейки матрицы с заданными параметрами при $d_{\beta} = 1$, $d_{\beta} = 1,5$, $d_{\beta} = 2$ и $d_{\beta} = 2,5$ соответственно. Согласно (2), условные шаги шкалы риска для данных матриц равны соответственно 0,667; 1; 1,333 и 1,667. Точность представления результатов (оценивается вероятностью попадания точки в соответствующую область значений), как следует из графика на рис. 5, составляет 0,75; 0,833; 0,875 и 0,9 (см. рис. 5).

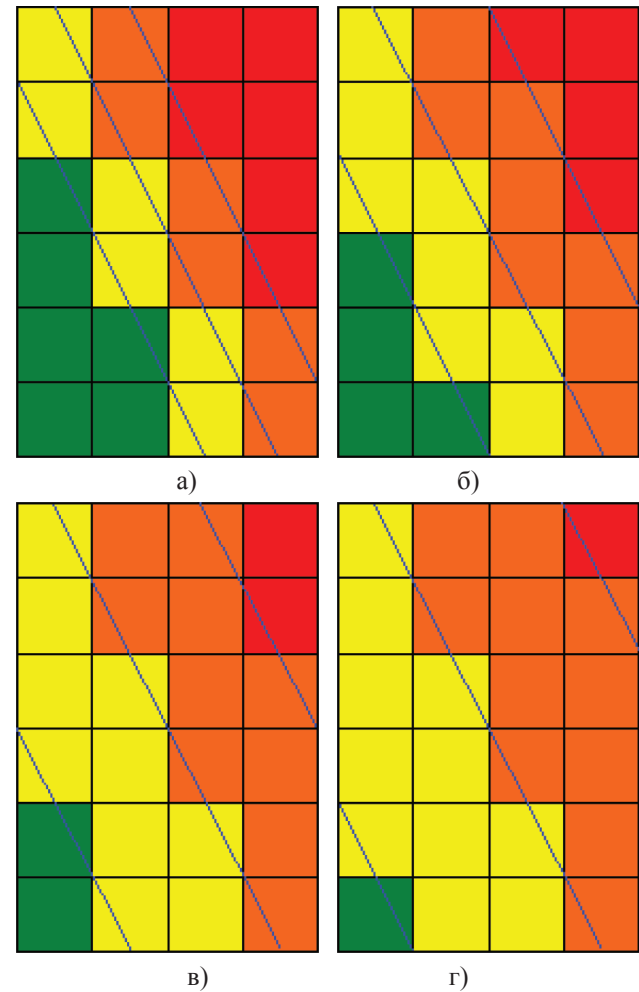


Рис. 6. Ячейки матрицы рисков 6×4 при $\operatorname{tg} \gamma = -2$ и $d_{\beta} = 1; 1,5; 2; 2,5$

С точки зрения удобства практического применения предпочтительной является матрица на рис. 6 б. В ней распределение ячеек по областям значений рисков осуществлено наиболее равномерно, а также, в соответствии с (4), относительный шаг K шкалы рисков матрицы совпадает с относительным шагом k рисков ячейки. Таким образом, для дальнейшего применения примем $d_{\beta} = 1,5$ и $K = k$.

Рассмотрим присвоение числовых значений шкалам частот и последствий для матрицы с выбранными параметрами при условии, что на шкале рисков задано только значение $R_{\text{доп}}$, соответствующее границе между категориями риска «нежелательный» и «недопустимый»

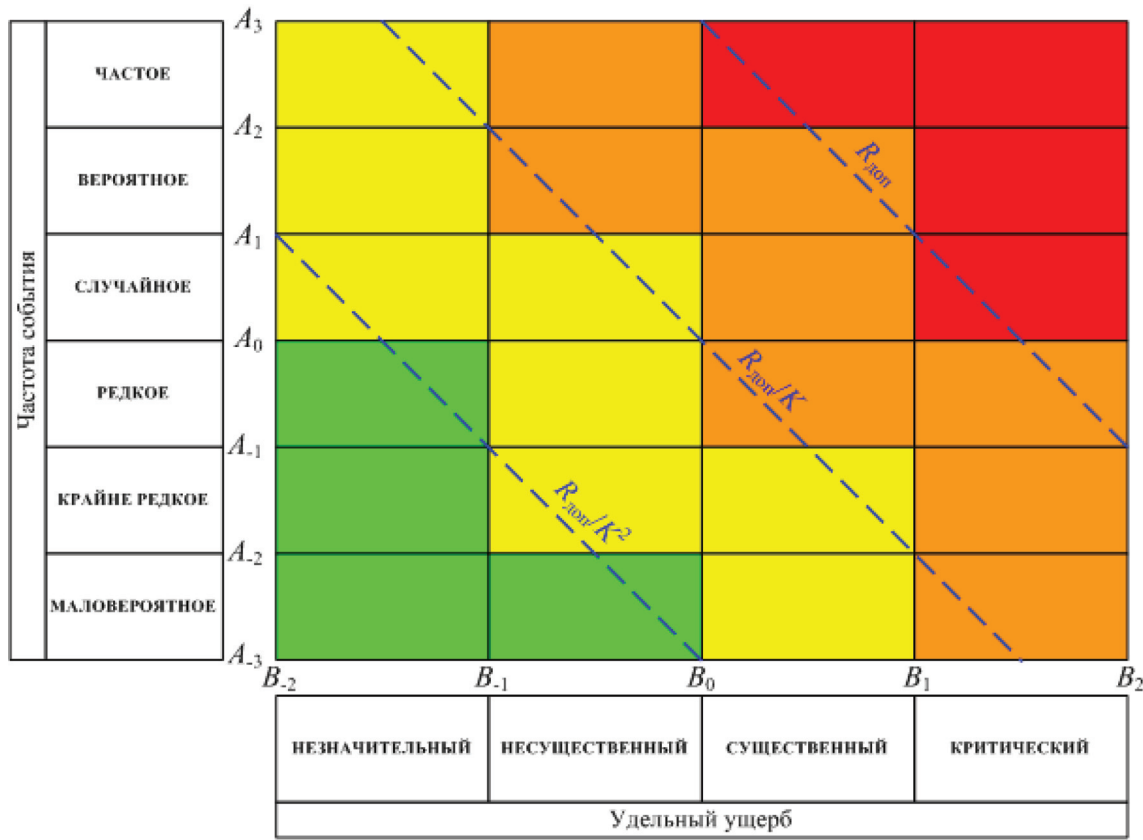


Рис. 7. Вид матрицы рисков 6×4 при $\lg \gamma = -2$ и $d_\beta = 1,5$

(остальные граничные значения категорий рисков получаются с использованием коэффициента K) (рис. 7).

Для привязки числовых значений к шкалам матрицы потребуются выборки значений частот события и удельного размера последствий за несколько интервалов наблюдения. Это позволит строить точки на данной матрице, соответствующие уровню риска за любой выбранный интервал наблюдения.

Относительный диапазон A частот (с учетом коэффициентов запаса $a_{\max}$ и $a_{\min}$) вычисляется по выражению:

$$A = \frac{a_{\max} \cdot F_{\max}}{F_{\min} \cdot a_{\min}},$$

где $F_{\min}$, $F_{\max}$ – минимальное и максимальное значения частоты нежелательного события в выборке.

Относительный диапазон B последствий (с учетом коэффициентов запаса $b_{\max}$ и $b_{\min}$) оценивается по аналогичной формуле:

$$B = \frac{b_{\max} \cdot C_{\max}}{C_{\min} \cdot b_{\min}},$$

где $C_{\min}$, $C_{\max}$ – минимальное и максимальное значения удельного размера последствий нежелательного события в выборке.

Необходимый относительный шаг шкалы рисков находится из условий, при которых область данной

матрицы попадают точки, соответствующие минимальному и максимальному уровню риска для заданных выборок значений частот события и удельного размера последствий:

$$\begin{cases} K \geq \left(\frac{f_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}}{R_{\text{дop}}} \right)^{\frac{1}{2\alpha+\beta}} \\ K \geq \left(\frac{f_{\min} \cdot C_{\min}}{R_{\text{дop}} \cdot a_{\min} \cdot b_{\min}} \right)^{\frac{1}{-4\alpha-3\beta}} \end{cases},$$

где $R_{\text{дop}}$ – допустимый уровень риска;

$\alpha = 1/3$ – условный шаг шкалы частот;

$\beta = 2/3$ – условный шаг шкалы последствий.

Обоснование определения коэффициентов запаса подлежит отдельному рассмотрению. Для тестовых расчетов использовались значения $a_{\max} = b_{\max} = 2$ и $a_{\min} = b_{\min} = 1,5$.

Если коэффициент K выбран по первому из двух вышеуказанных условий, привязка шкал матрицы проводится, начиная с максимальных уровней A_3 и B_2 :

$$A_3 = F_{\max} \cdot a_{\max} \cdot \left(\frac{R_{\text{дop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}} \right)^{\alpha},$$

$$B_2 = C_{\max} \cdot b_{\max} \cdot \left(\frac{R_{\text{дop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}} \right)^{\beta}.$$

При выборе K по второму условию привязка проводится, начиная с минимальных уровней A_{-3} и B_{-2} :

$$A_{-3} = \frac{F_{\min}}{a_{\min}} \cdot \left(\frac{a_{\min} \cdot b_{\min} \cdot R \cdot K^{(\alpha + 3\beta)}}{F_{\min} \cdot C_{\min}} \right)^{\alpha},$$

$$B_{-2} = \frac{C_{\min}}{b_{\min}} \cdot \left(\frac{a_{\min} \cdot b_{\min} \cdot R \cdot K^{(\alpha + 3\beta)}}{F_{\min} \cdot C_{\min}} \right)^{\beta}.$$

Далее определяются остальные уровни шкал по формулам:

$$A_{i-1} = A_i \cdot K^{(-\alpha)}, A_{i+1} = A_i \cdot K^{\alpha};$$

$$B_{i-1} = B_i \cdot K^{(-\beta)}, B_{i+1} = B_i \cdot K^{\beta}.$$

Линейные координаты точки с частотой f и размером последствий c , в виде смещения, отсчитываемого от левого нижнего угла ячеек матрицы (см. рис. 7), рассчитываются по следующим выражениям (за 1 принята ширина и высота ячейки):

$$a = \frac{1}{\alpha} \log_k \left(\frac{f}{A_{-3}} \right); b = \frac{1}{\beta} \log_k \left(\frac{c}{B_{-2}} \right),$$

где a – смещение по оси частот (по вертикали);

b – смещение по оси последствий (по горизонтали).

Таким образом, формируется матрица рисков, позволяющая отображать риск в количественном выражении с контролируемой погрешностью.

В рамках данной статьи были рассмотрены основные аспекты построения матрицы рисков, оказывающие влияние на погрешность представления результатов. На примере частного случая показано применение данных подходов. Расширение рассмотренных подходов на матрицы рисков с другими параметрами, уточнение правил построения матриц рисков и критериев выбора их параметров является задачей дальнейших исследований.

Литература

1. ГОСТ Р 54505-2011 Безопасность функциональная. Управление рисками на железнодорожном транспорте.
2. **Pickering A., Cowley S.P.** Risk Matrices: implied accuracy and false assumptions // Journal of Health & Safety Research & Practice. – Volume 2, issue 1. October, 2010.
3. **Cox L. A. Jr., Huber W.** Optimal design of qualitative risk matrices to classify binary quantitative risks [abstract] // Proceedings of the Annual Meeting of the Society of Risk Analysis. Boston, December 7-10, 2008.
4. **Clemens P.L.** Working with the risk assessment matrix (lecture notes). 2nd edition. Tullahoma, TN: Sverdrup Technology, Inc., 1993.
5. A risk matrix for risk managers. – The National Patient Safety Agency. London, January, 2008.
6. Risk assessment in audit planning. A guide for auditors on how best to assess risks when planning audit work // Internal Audit Community of Practice. http://www.pempal.org/data/upload/files/2014/09/rap_guide_eng.pdf.
7. **L.Cox.** Whats wrong with risk matrices? Risk analysis. Vol. 28. №2, 2008. Pp. 497-511.



Novozhilov E.O.

GUIDELINES FOR CONSTRUCTION OF A RISK MATRIX

The paper deals with the issue of selecting parameters that secure the construction of a risk matrix. Main aspects affecting the error of presentation of risk matrix results are identified. The construction of a risk matrix with minimum error for given conditions is shown by means of a particular example. Directions for further research are outlined.

Keywords: risk, risk matrix, risk estimation error, undesirable event frequency, severity of consequences of an undesirable event.

In respect to technical systems, the risk is considered as a combination of probability (or frequency) of an undesirable event and degree of severity of its consequences [1]. The measure of a risk is a risk level which is determined by certain functionality linking the probability (or frequency) of an undesirable event and the expected value of the severity of consequences (damage) of this event [1]. Typically, this functionality represents the multiplication of the undesirable event frequency by the average amount of its consequences [2, 3]:

$$R = F \times C.$$

For the aims of risk treatment, however, it is not only a risk level that is of interest, but also proportion of its components – frequency and consequences. Two risks, for example, may be of the same level, but the first one can be related to high event frequency and low degree of consequence severity, and the second one can refer to rare events with serious consequences. For the first case the risk treatment can involve the event frequency reduction, and for the second case it is possible to apply for risk transfer (insurance).

Due to the necessity of representing the risk value as well as the combination of its components, two means have got a wide application: a risk graph in the coordinates of «frequency-consequences» and a risk matrix. The risk matrix is considered as the most practical and illustrative tool used for decision making support in risk management systems. It has a form of cell table that represents the combination of the frequency of an undesirable event and the severity of its consequences and makes it possible to provide authorized decision-makers with visual information on risk levels for event in question. The parameters of a matrix depend on the field of its application.

A risk matrix has the following main parameters:

- number N of categories (value intervals) of risks. References recommend to use 3 [2, 4] or 4 [1, 2, 5, 6] risk categories. In particular GOST R 54505 [1] introduces 4 risk categories (*negligible, acceptable, undesirable, unacceptable*). Consequently, for N of risk categories it is required to set $N-1$ of boundary risk levels (boundaries of the far regions are generally not limited): $R_1; R_2; \dots; R_{N-1}$. Their values are determined based on maximum and minimum risk level values indicated by the matrix, as well as depending on the selected risk scale (linear, logarithmic or other nonlinear scale). The main boundary level is normally an acceptable risk level (risk values above this level are considered as inadmissible). This level is set and remains the main level when constructing a risk scale. A risk category on a matrix is normally

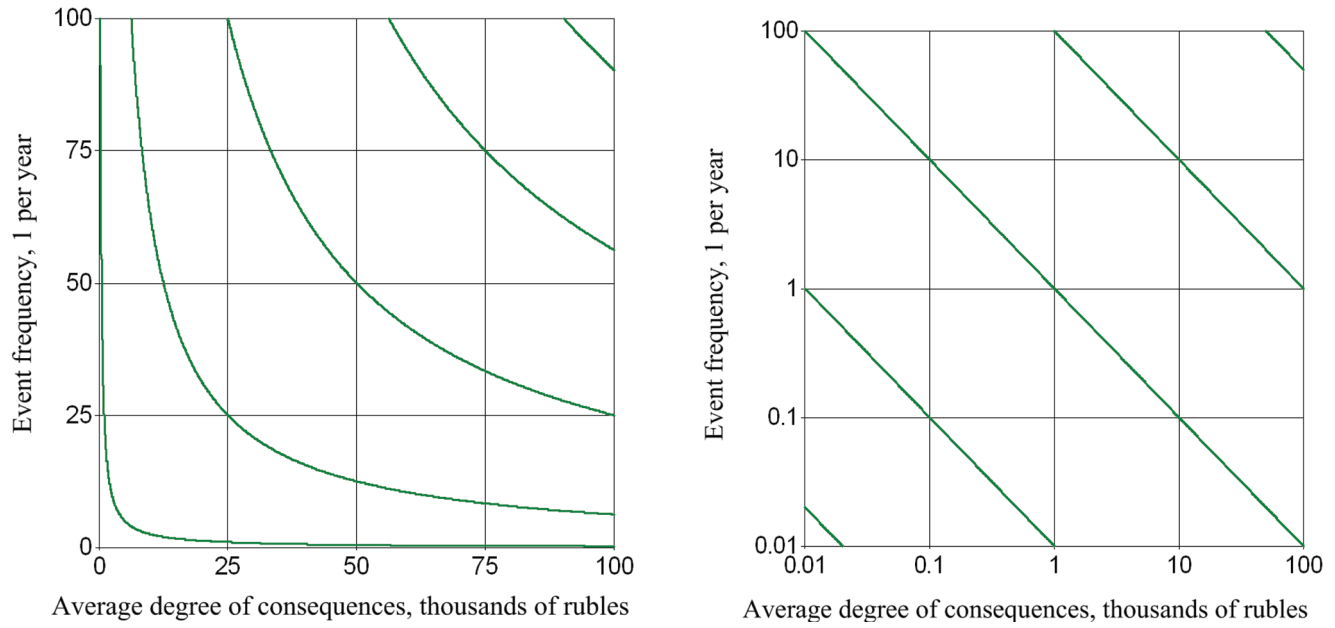


Fig. 1. Risk graphs

denoted with a particular color assigned to the cell relative to this category;

- number m of value intervals of event frequencies (corresponds to the number of matrix cells vertically). GOST R 54505 [1] introduces 6 intervals: the event may be *incredible*, *improbable*, *remote*, *occasional*, *probable*, *frequent*. For m of frequency scale intervals it is required to set $m+1$ of boundary values, which shall be determined by given minimum and maximum values of the event frequency, and by the selected frequency scale range;

- number n of value intervals of event consequences (corresponds to the number of matrix cells horizontally). GOST R 54505 [1] introduces 4 intervals: consequences may be *negligible*, *insignificant*, *critical*, *catastrophic*. For n of consequence scale intervals it is required to set $n+1$ of boundary values, which shall be determined by given minimum and maximum values of event consequences, and by the selected consequence scale range.

Let us consider risk graphs in linear (Fig. 1a) and logarithmic (Fig. 1b) «frequency-consequences» coordinates assuming that the risk is estimated as multiplication of the undesirable event frequency by the degree of its consequences. The graphs show the lines corresponding to constant risk levels $R = \text{const}$.

To change the graph into the risk matrix, it is required to array matrix cells on the coordinate plane and to assign the cells to a certain risk category.

According to Fig. 1 graphs, the logarithmic scale is preferable due to the following reasons:

- in linear scale the $R = \text{const}$ lines are hyperbolic, but in logarithmic scale they go right;
- logarithmic scale allows to use much broader range of values for frequency and consequences.

Therefore, it is reasonable to consider the risk graph «frequency-consequences» in logarithmic coordinates and

its reference to the cells of a risk matrix where the risk scale as well as the scales of frequency and consequences are presented in logarithmic format.

It should be noted that the risk matrix does have a number of disadvantages, and the main one is a high degree of error of risk estimation [7]. Thus the aim of this paper is to analyze the approaches for construction of a risk matrix enabling to reduce the error of results presentation under the given matrix parameters.

The matrix cell parameters in logarithmic coordinates correspond to the following formula (Fig. 2):

$$\log_k \frac{r_2}{r_1} = \log_k \frac{f_2}{f_1} + \log_k \frac{c_2}{c_1},$$

where r_1, r_2 are minimum and maximum risk levels represented in a cell;

f_1, f_2 are minimum and maximum event frequencies represented in a cell;

c_1, c_2 are minimum and maximum consequence degree represented in a cell.

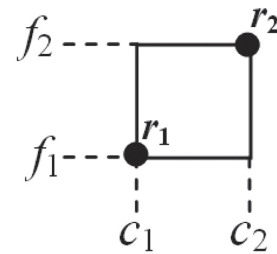


Fig. 2. Parameters of a risk matrix cell

Let us take the relative array pitch of a risk cell in logarithmic coordinates as being equal to entity:

$$\log_k \frac{r_2}{r_1} = 1.$$

Then the relative array pitches of the cell of the scale of frequency and consequences will respectively be equal to:

$$\alpha = \log_k \frac{f_2}{f_1}, \beta = \log_k \frac{c_2}{c_1}.$$

In this case the following condition must be met

$$\alpha + \beta = 1. \quad (1)$$

In case under consideration, the relative array pitch of the risk cell shall be equal to k , and the relative array pitches of the cell of the scale of frequency and consequences shall be k^α and k^β respectively. Meanwhile the range of frequencies, the range of consequences and the range of risks of the matrix shall be equal to:

$$k^{\alpha m}; k^{\beta n}; k^{(\alpha m + \beta n)}. \quad (2)$$

The obvious problem when overlapping the cells of the risk matrix onto the graph is that the right lines dividing the coordinate plane into several ranges (intervals) of risk values do have a slant. As the result, several matrix cells will be divided by these lines into parts. Such cells will cover two (or more) ranges of values, which leads to difficulties when assigning these cells to a certain risk category. In the most unfavorable case, a cell may be divided into two segments of equal space, this preventing us from precisely defining what range of risk values most of points allocated inside this cell belong to.

Consequently, the first task is to define such values of $R = \text{const}$ slope ratio, that will conduce to no matrix cells divided in half (or very few of them).

The analysis has lead to a hypothesis that the slope ratio with no divided cells is formulated as the ratio of natural numbers 1:2; 2:3; 1:4; 3:4; 2:5; 4:5, etc., and the ratio of two odd numbers is not useful as it implies the cells divided in half. This hypothesis has been checked by means of computer simulation modeling. The half line going from the O point on the γ angle runs through the cells located on the plane (100×100 square cell matrix with the side equal to

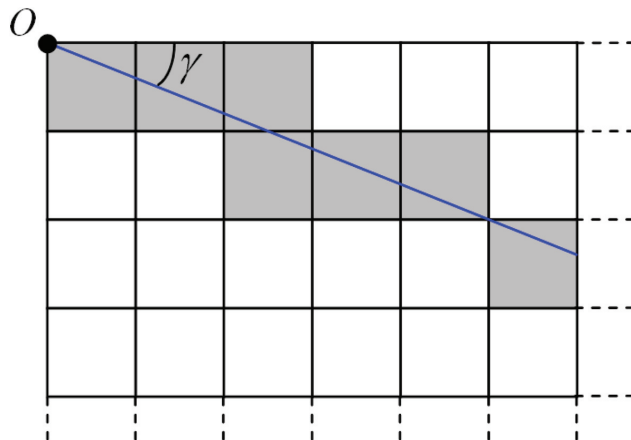


Fig. 3. Division of cells by a half line running at different angles

1 was used), and several cells are divided by the half line (Fig. 3). The slope ratio changed with a pitch of 0.001 within the range from 0 to 1. As the estimation criterion we used the largest space areas of all divided cells, from which the worst (the least) value was chosen.

As a result, we received the values given in Table 1 (these are the results with the worst value of space area of the divided cells largest segment exceeding 0.599).

Table 1. The worst value of space area of the cell largest segment of slope ratio

Slope ratio	The worst value of space area of the largest segment
-1/2 or -2	0.75
-2/3 or -1.5	0.6667
-1/4 or -4	0.625
-3/4 or -4/3	0.625
-2/5 or -2.5	0.6
-4/5 or -1.25	0.6

As it follows from the results listed in Table 1, the most favorable cell division goes with the slope ratio of $\text{tg } \gamma = -0.5$ or $\text{tg } \gamma = -2$. For further consideration these values shall be used as the values of the highest precision of the results presentation.

The second task lies in selection of array pitch between several right lines running on the cell plane and dividing the plane into ranges of values. The pitch can be measured both horizontally (d_β , Fig. 4) and vertically (d_α).

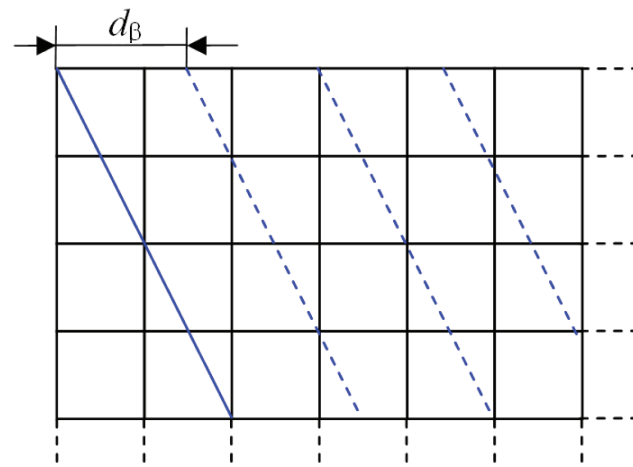


Fig. 4. Horizontal pitch between $R = \text{const}$ lines

The analysis showed that probability p of reference of any point inside a cell to the required range follows the law:

$$\text{for } \text{tg } \gamma = -2: \begin{cases} p = d_\beta, & 0 \leq d_\beta \leq 0.5; \\ p = 1 - \frac{1}{4d_\beta}, & d_\beta > 0.5; \end{cases}$$

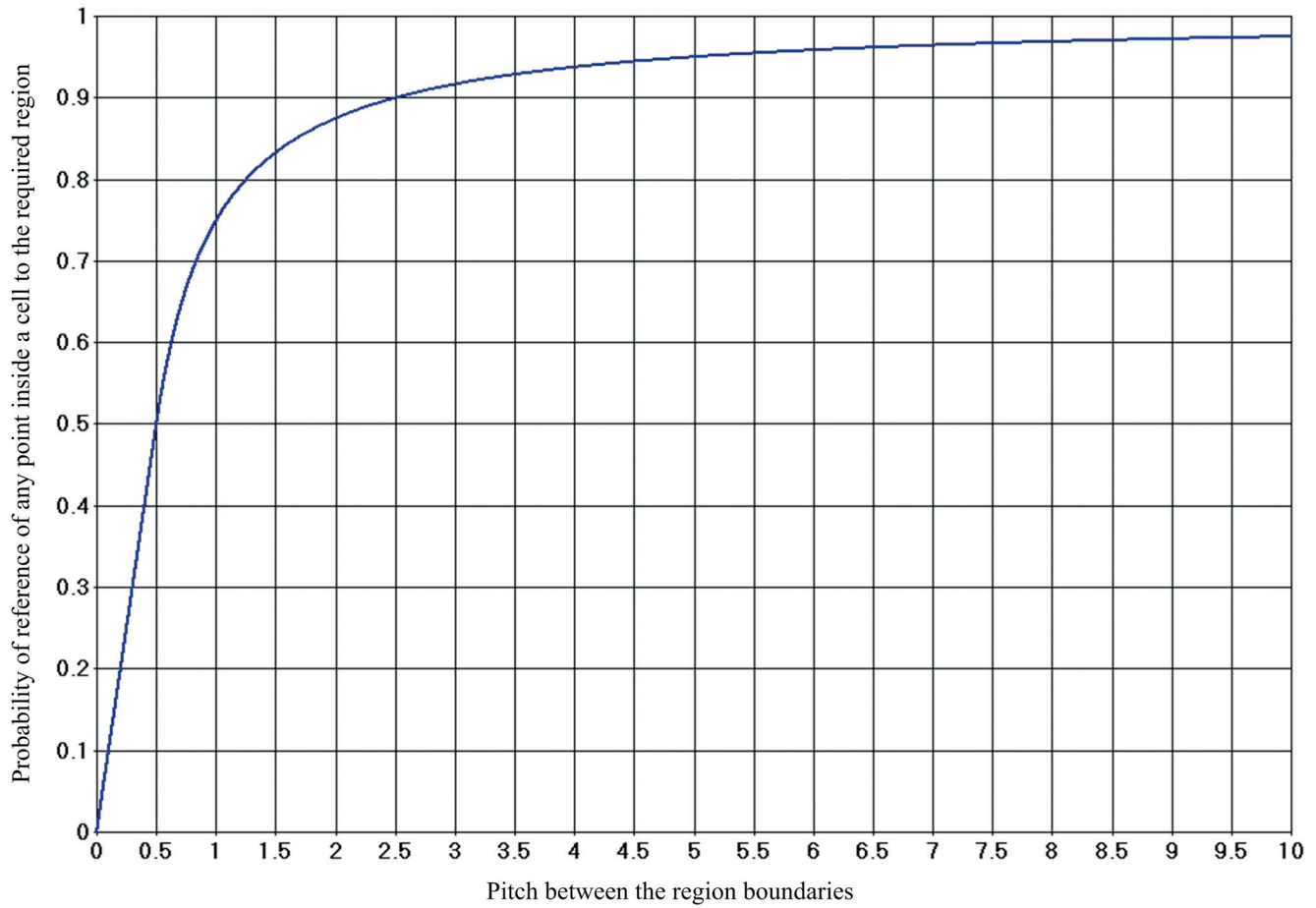


Fig. 5. Correlation between the probability of the point reference to the required region and the pitch between the region boundaries

$$\text{- for } \text{tg } \gamma = -0,5: \begin{cases} p = \frac{d_{\beta}}{2}, & 0 \leq d_{\beta} \leq 1; \\ p = 1 - \frac{1}{2d_{\beta}}, & d_{\beta} > 1. \end{cases}$$

The graph of this dependency for $\text{tg } \gamma = -2$ is shown in Fig. 5.

The graph of Figure 5 shows that the optimal pitch value d_{β} will be within the range from 1 to 5, as the p values which are less than 0.5 do not allow accurately relating the cell with the region of risk values, and the p values from 0.5 to 0.75 do not provide the presentation of results in an accurate way. On the other hand, if the values of the range d_{β} do exceed 5, the function passes into saturation and the p value increases insignificantly (it makes no sense to choose large d_{β} values).

It is also worth mentioning that the higher the pitch value d_{β} is, the bigger risk matrix shall be required to «cover» the given number of risk categories (so that there would be at least one cell of every risk category in the matrix). Therefore, it is the d_{β} value that determinates the correlation of the number of cells of different categories in the matrix.

The maximum d_{β} value under which the $m \times n$ matrix shows the given number N ($N > 2$) of risk categories for the slope ratio -0.5 and -2 , is formulated by:

$$\text{- for } \text{tg } \gamma = -2: d_{\beta} \leq \frac{0,5 \cdot m + n - 2}{N - 2}; \quad (3)$$

$$\text{- for } \text{tg } \gamma = -0,5: d_{\beta} \leq \frac{2m + n - 4}{N - 2}.$$

For proper interpretation of risk levels it is necessary to observe the correlation

$$\alpha \cdot d_{\alpha} = \beta \cdot d_{\beta},$$

where $\alpha \cdot d_{\alpha} = \beta \cdot d_{\beta}$ is the conditional pitch of scale of matrix risks.

The relative pitch of a risk matrix is found from the condition:

$$K = k^{\beta d_{\beta}} = k^{\alpha d_{\alpha}}. \quad (4)$$

As $d_{\alpha} = -\text{tg } \gamma \cdot d_{\beta}$, then it follows that

$$\text{tg } \gamma = -\frac{\beta}{\alpha}. \quad (5)$$

It should also be noted that the relative pitch K between the boundaries of risk categories (regions of values) in general can differ from the relative pitch k of a cell of the

risk scale, and it depends on the d_β value.

A separate task consists in the assignment of values to the scales of frequencies and consequences attached to the matrix cell boundaries. And the main requirement here is the provision of necessary ranges of frequencies and consequences.

Let us consider the application of the above guidelines exemplified by the construction of a typical risk matrix [1] with 4 risk categories and size of 6×4 ($N = 4$, $m = 6$, $n = 4$).

When selecting the slope ratio for $R = \text{const}$ lines it is should be taken into account that in accordance with (2) the relative ranges of frequency and consequences of a matrix are equal to $\alpha \cdot m$ and $\beta \cdot n$.

As per (5), for the slope ratio of -0.5 the correlation $\alpha = 2 \cdot \beta$ will be observed. Considering (1) we get that in this case $\alpha = 2/3$ and $\beta = 1/3$, and relative ranges of frequency and consequences are -4 and 1.333 .

In case the slope ratio has been chosen as being equal to -2 we have: $\alpha = 1/3$, $\beta = 2/3$, relative ranges of frequency and consequences are -2 and 2.667 . The second variant is more preferable as the relative ranges of the scales differ less notably. That is why for further calculations we will use $\text{tg } \gamma = -2$.

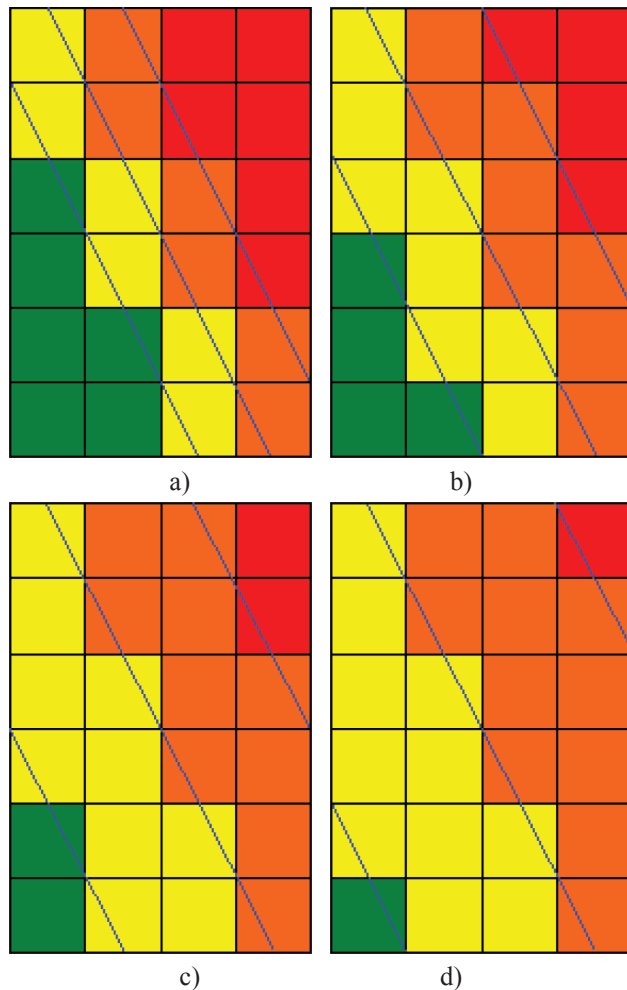


Fig. 6. Cells of 6×4 risk matrix with $\text{tg } \gamma = -2$ and $d_\beta = 1; 1.5; 2; 2.5$

With the application of (3) let us find the maximum value of the pitch d_β , with which the matrix of given dimensionality covers 4 risk categories:

$$d_\beta \leq \frac{0,5 \cdot m + n - 2}{N - 2} = \frac{0,5 \cdot 6 + 4 - 2}{4 - 2} = 2,5.$$

The minimum value of d_β shall be taken as being equal to entity.

Figures 6 a-d show the matrix cells with the given parameters with $d_\beta = 1$, $d_\beta = 1.5$, $d_\beta = 2$ and $d_\beta = 2.5$ respectively. According to (2), relative pitches of the risk scales for the present matrices are equal to 0.667; 1; 1.333 and 1.667 respectively. As it appears from the graph in Fig. 5, precision of the results presentation (estimated by the probability of the point hitting the respective region of values) is 0.75; 0.833; 0.875 and 0.9 (see Fig. 5).

For the convenience of practical use the matrix shown in Fig. 6 b is more preferable. Distribution of the cells by the risk value ranges is steadier, and besides, as per (4), the relative pitch K of the matrix risk scale coincides with the relative pitch k of the cell risks. Thus for further application let us assume $d_\beta = 1.5$ and $K = k$.

Let us consider the assignment of numerical values to the scales of frequency and consequences for the matrix with the selected parameters provided that on the risk scale we set only R_{add} value, corresponding to the boundary between the risk categories «undesirable» and «unacceptable» (other limit values of risk categories are received with the use of K coefficient) (Figure 7).

To assign numerical values to the ranges of a matrix we need the samples of values of event frequencies and total amounts of consequences gained by several intervals of observation. It will give the opportunity to draw points on this matrix that correspond to a risk level for every selected interval of observation.

Relative range A of frequencies (considering margin factors a_{max} and a_{min}) is calculated by the formula:

$$A = \frac{a_{\text{max}} \cdot F_{\text{max}}}{F_{\text{min}} a_{\text{min}}},$$

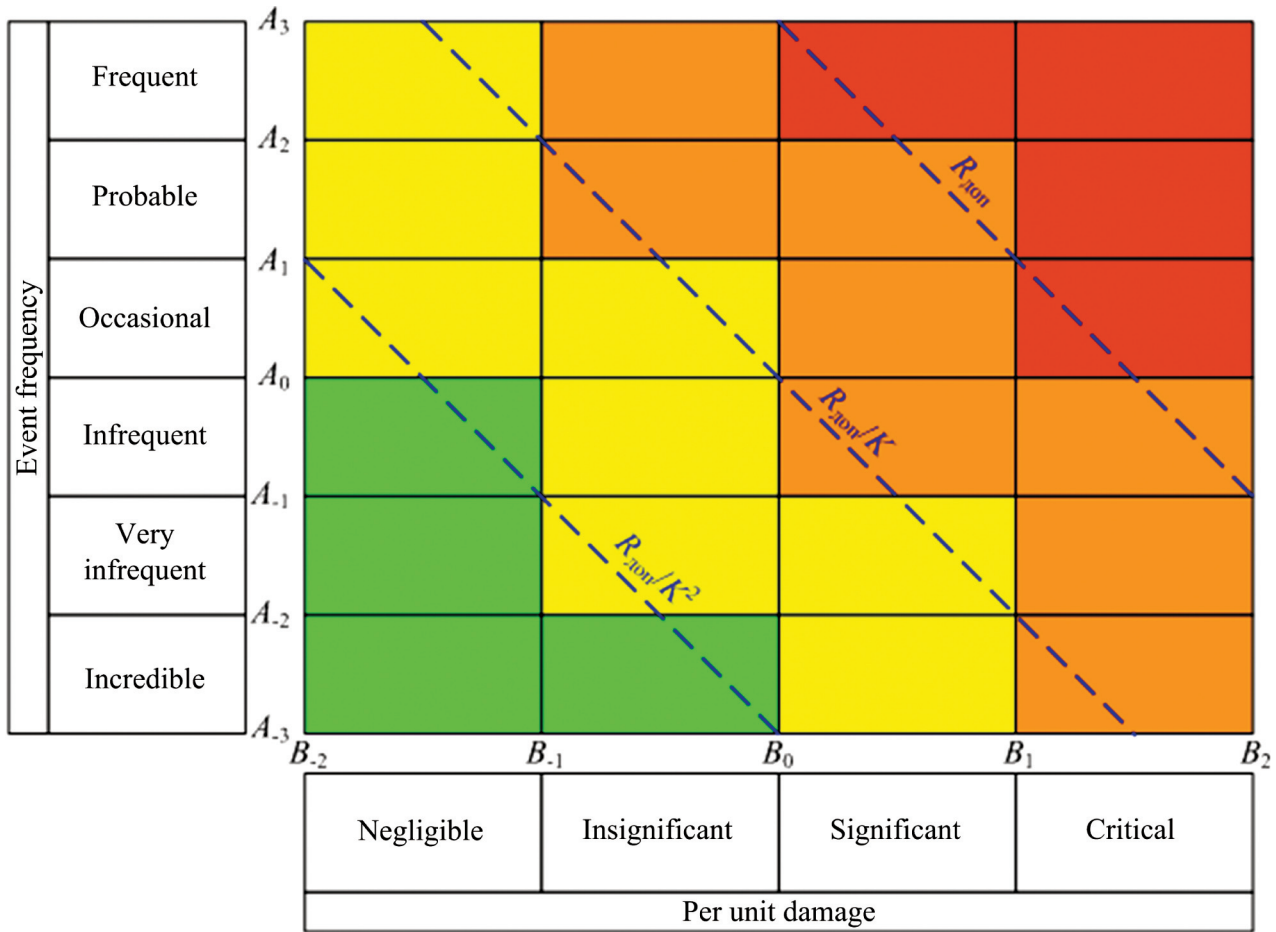
where F_{min} , F_{max} are the minimum and maximum values of frequency of an undesirable event I a sample.

Relative range B of consequences (considering margin factors b_{max} and b_{min}) is calculated by the similar formula:

$$B = \frac{b_{\text{max}} \cdot C_{\text{max}}}{C_{\text{min}} b_{\text{min}}},$$

where C_{min} , C_{max} are the minimum and maximum values of the total amount of consequences of an undesirable event in a sample.

The required relative pitch of the risk scale is deduced from the provision that the region of this matrix includes the points corresponding to the minimum and maximum risk

Fig. 7. 6x4 risk matrix with $\text{tg } \gamma = -2$ and $d_\beta = 1.5$

levels for the assigned samples of the values of frequencies and total amounts of consequences:

$$\begin{cases} K \geq \left(\frac{f_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}}{R_{\text{add}} \cdot \gamma} \right)^{\frac{1}{2\alpha+\beta}} \\ K \geq \left(\frac{f_{\min} \cdot C_{\min}}{R_{\text{add}} \cdot \gamma \cdot a_{\min} \cdot b_{\min}} \right)^{\frac{1}{-4\alpha-3\beta}} \end{cases},$$

where R_{add} is the acceptable risk level;
 $\alpha = 1/3$ is the relative pitch of a frequency scale;
 $\beta = 2/3$ is the relative pitch of a consequence scale.

Principles for defining margin factors should be considered separately. For test calculations the values $a_{\max} = b_{\max} = 2$ and $a_{\min} = b_{\min} = 1.5$ were used.

If coefficient K is selected by the first of two above mentioned conditions, the matrix scales are assigned beginning with maximum levels A_3 and B_2 :

$$A_3 = F_{\max} \cdot a_{\max} \cdot \left(\frac{R_{\text{dop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}} \right)^{\alpha},$$

$$B_2 = C_{\max} \cdot b_{\max} \cdot \left(\frac{R_{\text{dop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\max} \cdot C_{\max} \cdot a_{\max} \cdot b_{\max}} \right)^{\beta}.$$

When choosing K under the second condition the assignment is done starting with minimum levels A_{-3} and B_{-2} :

$$A_{-3} = \frac{F_{\min}}{a_{\min}} \cdot \left(\frac{a_{\min} \cdot b_{\min} \cdot R_{\text{dop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\min} \cdot C_{\min}} \right)^{\alpha},$$

$$B_{-2} = \frac{C_{\min}}{b_{\min}} \cdot \left(\frac{a_{\min} \cdot b_{\min} \cdot R_{\text{dop}} \cdot K^{(\alpha+\beta)}}{F_{\min} \cdot C_{\min}} \right)^{\beta}.$$

Afterwards the other scale levels are defined by formulas:

$$A_{i-1} = A_i \cdot K^{(-\alpha)}, A_{i+1} = A_i \cdot K^{\alpha};$$

$$B_{i-1} = B_i \cdot K^{(-\beta)}, B_{i+1} = B_i \cdot K^{\beta}.$$

Linear coordinates of the point with frequency f and consequences c , in the form of displacement measured from the bottom left corner of matrix cells (see Figure 7), are calculated by formulas (width and height of the cell are taken as being equal to 1):

$$a = \frac{1}{\alpha} \log_k \left(\frac{f}{A_{-3}} \right); b = \frac{1}{\beta} \log_k \left(\frac{c}{B_{-2}} \right).$$

where a is the displacement on the frequency axis (vertically);

b is the displacement on the consequence axis (horizontally)

Therefore, the risk matrix gets constructed that helps to present the risk in a quantitative way with a controllable error.

The paper has investigated the main aspects of constructing a risk matrix affecting the error of results presentation. The application of these approaches has been exemplified by a particular case. Their extension to matrices with different parameters, the specification of the rules for construction of risk matrices and criteria for selection of their parameters are the subjects for further research.

References

1. GOST R 54505-2011 Functional safety. Risk management on railway transport.

2. **Pickering A., Cowley S.P.** Risk Matrices: implied accuracy and false assumptions // Journal of Health & Safety Research & Practice. – Volume 2, issue 1. October, 2010.

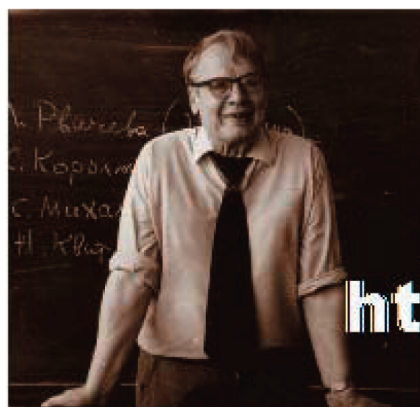
3. **Cox L. A. Jr., Huber W.** Optimal design of qualitative risk matrices to classify binary quantitative risks [abstract] // Proceedings of the Annual Meeting of the Society of Risk Analysis. Boston, December 7-10, 2008.

4. **Clemens P.L.** Working with the risk assessment matrix (lecture notes). 2nd edition. Tullahoma, TN: Sverdrup Technology, Inc., 1993.

5. A risk matrix for risk managers. – The National Patient Safety Agency. London, January, 2008.

6. Risk assessment in audit planning. A guide for auditors on how best to assess risks when planning audit work // Internal Audit Community of Practice. http://www.pempal.org/data/upload/files/2014/09/rap_guide_eng.pdf.

7. **L.Cox.** Whats wrong with risk matrices? Risk analysis. Vol. 28. №2, 2008. Pp. 497-511.



Дорогие коллеги!

В 2005 году была основана неформальная Ассоциация специалистов по надежности, прикладной вероятности и статистике (I.G.O.R.), которая имеет свой сайт в Интернете GNEDENKO FORUM. Сайт назван в честь выдающегося математика Бориса Владимировича Гнеденко (1912-1995). Целью Форума является улучшение профессиональных и персональных контактов специалистов по математической статистике, теории вероятностей и их важных ветвей, как Теория надежности и контроля качества, Теория массового обслуживания, Теории управления запасами и т.п.

Начиная с января 2006 года Форум издает ежеквартальный Международный электронный журнал

«Надежность: Теория и приложения» (“Reliability: Theory & Applications”).

Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321). Все права сохраняются за авторами, так что статьи затем могут быть свободно опубликованы в любых других изданиях или представлены на конференции.



**Вступайте в Форум
Гнеденко!**

Добро

пожаловать!

В наших рядах уже более

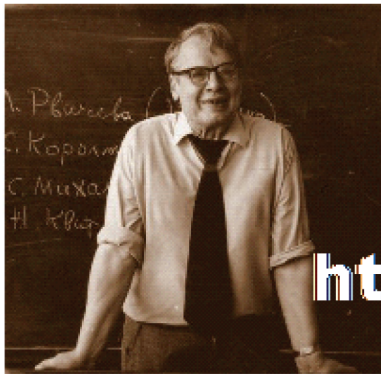
500 специалистов

из **44** стран мира.

Для вступления в
Форум присылайте
фото и краткое резюме
по адресу:

к.т.н. Александр Бочков,
a.bochkov@gmail.com

Membership is free.



<http://Gnedenko-Forum.org/>

Dear colleagues!

In 2005 the informal Association of Experts in Reliability, Applied Probability and Statistics (I.G.O.R.) was established with its own Internet website GNEDENKO FORUM. The site has been named after the outstanding mathematician Boris Vladimirovich Gnedenko (1912-1995). The Forum's purpose is an improvement of personal and professional contacts between experts in the mathematical statistics, probability theory and their important branches, such as reliability theory and quality control, the theory of mass service, storekeeping theory, etc.

Since January 2006, the Forum has published a quarterly international electronic magazine

"Reliability: Theory and Applications".

The magazine is registered with the Library of Congress in the USA (ISSN 1932-2321). All rights reserved for authors so that articles can be freely published in any other publications or presented at conferences.



Join Gnedenko Forum!

Welcome!

**More than 500 experts
from 44 countries
worldwide have already
joined us!**

To join the Forum, send a
photo and a short CV to the
following address:

Alexander Bochkov, PhD

a.bochkov@gmail.com

Membership is free.

АВТОРЫ НОМЕРА / AUTHORS OF THIS ISSUE

Антонов Александр Владимирович

доктор технических наук, профессор кафедры «АСУ», Обнинский институт атомной энергетики – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ»
e-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Бочков Константин Афанасьевич

доктор технических наук, профессор, проректор по научной работе, Белорусский государственный университет транспорта
тел.: +7 (375-232) 95-20-73,
+7 (375-232) 95-39-81
e-mail: bochkov1999@mail.ru

Володарский Владислав Афанасьевич

кандидат технических наук, старший научный сотрудник, профессор кафедры систем обеспечения движения, Красноярский институт железнодорожного транспорта – филиал ИРГУПС
тел.: +7 (391) 221-60-72
e-mail: volodarsky.vladislav@yandex.ru

Зайко Юрий Григорьевич

кандидат технических наук, доцент, старший научный сотрудник, начальник сектора ОАО «НИИ «Аргон»
тел.: +7 (495) 319-68-89
e-mail: zayko@argon.ru

Искандарова Ларелла Нургалиевна

ведущий инженер-программист ОАО «НИИ «Аргон»
тел.: +7 (495) 319-68-89

Кабак Илья Самуилович

кандидат технических наук, доцент, МГУТ «СТАНКИН» профессор, ИКТИ РАН, старший научный сотрудник
тел.: +7 (903) 660-59-71
e-mail: ikabak@mail.ru

Киселевич Валентин Владимирович

ассистент кафедры «Промышленная теплоэнергетика и экология», Учреждение образования «Гомельский государственный технический университет имени П.О.Сухого»
тел.: +7 (375-25) 967-60-33
e-mail: valentinkis@list.ru

Комнатный Дмитрий Викторович

кандидат технических наук, доцент, докторант кафедры «Автоматики и телемеханика», Белорусский государственный университет транспорта
тел.: +7 (375-232) 95-39-06
e-mail: toe4031@gstu.bu

Мишин Владимир Федорович
заместитель генерального директора по научной работе ОАО «НИИ «Аргон»
тел.: +7 (495) 319-05-78

Новожилов Евгений Олегович

кандидат технических наук, начальник отдела Отделения управления рисками сложных технических систем, ОАО «НИИАС»
тел.: +7 (495) 967-77-05
e-mail: eo.novozhilov@vniias.ru

Похабов Юрий Павлович

кандидат технических наук, начальник инженерно-инновационного центра, Специальное конструкторско-технологическое бюро «Наука» Красноярского научного центра Российской академии наук (СКТБ «Наука» КНЦ СО РАН)
тел.: +7 (913) 593-43-89
e-mail: pokhabov_yury@mail.ru

Садыков Равиль Рафаилович

Воинская часть 69617, военнослужащий
тел.: +7 (912) 035-99-62
e-mail: rw74@yandex.ru

Шабловский Ярослав Олегович

кандидат физико-математических наук, доцент кафедры «Теоретические основы электротехники», Учреждение образования «Гомельский государственный технический университет имени П.О.Сухого»
тел.: +7 (375-29) 345-60-15
e-mail: ya.shablowsky@yandex.ru

Чепурко Валерий Анатольевич

кандидат физико-математических наук, доцент кафедры «АСУ», Обнинский институт атомной энергетики – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ»
e-mail: v.a.chepurko@mail.ru

Чумаков Илья Александрович

аспирант кафедры «АСУ», Обнинский институт атомной энергетики – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ»
e-mail: aidforwork@gmail.com

Antonov Alexander Vladimirovich

Doctor of Technical Sciences, Professor of «ACS» Chair, Obninsk Institute for Nuclear Power engineering – Branch of National Research Nuclear University MEPhI
E-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Bochkov Konstantin Afanasievich

Doctor of Technical Sciences, Professor, Vice Rector for Research, Belarusian State University of Transport
Tel.: +7 (375-232) 95-20-73,
+7 (375-232) 95-39-81
E-mail: bochkov1999@mail.ru

Chepurko Valery Anatolievich

Candidate of physical-mathematical sciences, Assistant Professor of «ACS» Chair, Obninsk Institute for Nuclear Power Engineering – Branch of National Research Nuclear University MEPhI
E-mail: v.a.chepurko@mail.ru

Chumakov Ilya Alexandrovich

Postgraduate student of «ACS» Chair, Obninsk Institute for Nuclear Power Engineering – Branch of National Research Nuclear University MEPhI
E-mail: aidforwork@gmail.com

Iskandarova Larella Nurgalievna

Leading Programmer Engineer JSC «NII «Argon»
Tel.: +7 (495) 319-68-89

Kabak Ilya Samuilovich

PhD Engineering, Associate Professor, Professor of Stankin Moscow State Technological University, Senior Researcher of IKTI of Russian Academy of Sciences,
Tel.: +7 (903) 660-59-71
E-mail: ikabak@mail.ru

Kiselevich Valentin Vladimirovich

Assistant of Chair of Industrial Heat Power and Ecology, Sukhoi Gomel State Technical University
Tel.: +7 (375-25) 967-60-33
E-mail: valentinkis@list.ru

Komnatny Dmitry Viktorovich

PhD Engineering, Associate Professor, Doctoral Candidate of Chair of Signalling and Remote Control, Belarusian State University of Transport
Tel.: +7 (375-232) 95-39-06
E-mail: toe4031@gstu.bu

Mishin Vladimir Fedorovich

Deputy Director General for Research JSC «NII «Argon»
Tel.: +7 (495) 319-05-78

Novozhilov Evgeny Olegovich

PhD Engineering, Chief of Division for Risk Management of Complex Technical Systems, JSC «NIAS»
Tel.: +7 (495) 967-77-05
E-mail: eo.novozhilov@vniias.ru

Pokhabov Yuri Pavlovich

PhD Engineering, Chief of Engineering Innovative Center, Special Design and Technological Bureau «Science» of Krasnoyarsk Research Center of Russian Academy of Sciences
Tel.: +7 (913) 593-43-89
E-mail: pokhabov_yury@mail.ru

Sadykov Ravil Rafailovich

Military Unit 69617, military man
Tel.: +7 (912) 035-99-62
E-mail: rw74@yandex.ru

Shablowsky Yaroslav Olegovich

Candidate of physical-mathematical sciences, Assistant Professor of Chair of Theoretical Basis of Electric Engineering, Sukhoi Gomel State Technical University
Tel. +7 (375-29) 345-60-15
e-mail: ya.shablowsky@yandex.ru

Volodarsky Vladislav Afanasievich

PhD Engineering, Senior Research Assistant, Professor of Chair of Traffic Systems, Krasnoyarsk Institute of Railway Transport – Branch of Irkutsk State University of Railway Transport
Tel.: +7 (391) 221-60-72
E-mail: volodarsky.vladislav@yandex.ru

Zayko Yuri Grigorievich

PhD Engineering, Associate Professor, Senior Research Assistant, Head of Section in JSC «NII «Argon»
Tel.: +7 (495) 319-68-89
E-mail: zayko@argon.ru

ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

Письмо от организации, где работает автор(ы), либо лично от автора(ов) с предложением о публикации статьи направляется в редакцию журнала по фактическому адресу: 107078, г.Москва, Орликов переулок, д.5, офис 755 ООО «ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ» или по адресу e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru (в отсканированном виде). Для журналов издательской группы IDT PUBLISHERS по адресу: 105005, г.Москва, набережная академика Туполева, д.15, корп. 29 ООО «Издательский дом «Технологии» или по адресу e-mail: knstas@yahoo.com (в отсканированном виде).

К письму прилагается в электронном виде (на CD или по приведенному выше E-mail) текст статьи с аннотацией и ключевыми словами, информацией об авторах, с приставленным библиографическим списком, предоставляется с одним комплектом рисунков

Внимание! Названия статьи, ФИО авторов, аннотация и ключевые слова обязательно представляются в соответствии с требованиями ВАК на русском и английском языках.

Информация о каждом авторе должна содержать следующие стандартные сведения:

- Фамилия, имя, отчество;
- Ученая степень, ученое звание, почетное звание;
- Членство в общественных союзах и т.д.;
- Место работы, должность;
- Перечень и номера журналов IDT Publishers, в которых ранее публиковались статьи автора;
- Сведения для контактов;
- Фотографии всех авторов статьи.

Текст необходимо набирать в редакторе Word 97-2003 шрифтом № 12; текст не форматируется. Абзацы организуются путем нажатия клавиши Enter.

Текст статьи набирается через полтора интервала на странице формата А4; слева должно быть поле 2 см; страницы нумеруются, «красная строка» обязательна. Все буквенные обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или под-

рисуночном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте. Нумеровать следует только те формулы и уравнения, на которые есть ссылка в тексте.

Непосредственно в тексте набираются простые формулы (например, m^2 ; n^2t , $C = 1 + DDF - A_2$), греческие буквы и символы, например, β , $\odot$ — шрифтом Symbol. То, что невозможно набрать непосредственно в текстовом редакторе, — с использованием редактора формул Microsoft Equation (входящего в комплект поставки Microsoft Office) или редактора формул Mathtype.

Не допускается представление текста, в котором формулы представлены в виде изображения.

Фотографии и рисунки к статьям предоставляются отдельными файлами с расширением TIF, или EPS или JPEG с разрешением не менее 300 dpi.

Список использованной литературы составляется в порядке цитирования и дается в конце статьи.

Ссылки на литературу в тексте отмечаются порядковыми цифрами в квадратных скобках.

Вниманию авторов, публикующихся в журналах IDT Publishers.

Представленная информация о каждом авторе помимо журнала будет размещаться на сайте techizdat.ru в разделе «Авторы» на отдельной интернет-странице.

Авторам также предоставляется возможность при публикации своих статей направить в редакцию свою электронную фотографию и дополнительные материалы для размещения их на этой индивидуальной Интернет-визитке. По своему усмотрению автор может рассказать более подробно о себе, об интересных примерах и историях решения технических проблем, о современных задачах - в соответствии с тематикой соответствующего журнала - и т.п. Желательный объем этого материала — не более 1000 знаков с пробелами.

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

Подписаться на журнал в 2016 году можно:

- Через агентство «Роспечать» — индекс 81733;

- По каталогу «Пресса России» агентства «Книга-Сервис» — индекс 11804;

- Через редакцию на любой срок
тел.: 8-916-105-81-31
e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

REQUIREMENTS OF EDITION ON EXECUTION OF PAPERS IN JOURNALS OF PUBLISHING GROUP OF IDT PUBLISHERS

A letter from the organisation where the author (s) works or from the author (s) personally with the paper offered for publication should be sent to the de facto editorial office address: 107078, Moscow, 5 Orlikov lane, Office 755, LLC "JOURNAL DEPENDABILITY" or e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru (in scanned form). For journals of the publishing group of "IDT PUBLISHERS" the paper offered for publication should be sent to the address: 105005, Moscow, 15 Quay of Academician Tupolev, building 29, LLC "the publishing house Technology" or e-mail to: knstas@yahoo.com <mailto:knstas@yahoo.com> (in scanned form). The letter should be attached to a paper text containing the summary and keywords, information on authors, bibliographic list, and one complete set of figures. All listed items are to be presented in an electronic form (on CD or via the e-mail address provided above).

Attention! Titles of papers, names of authors, summary and keywords must be presented, in Russian and English languages, according to the requirements of the Higher Attestation Commission. The information on each author should contain the following standard data:

- Surname, name, patronymic;
- Scientific degree, academic status, honorary title;
- Membership of relevant public unions, etc.;
- Place of employment, position;
- The list and numbers of Journals of IDT Publishers in which papers of the author have been previously published;
- Contact information.

Texts should be presented in Word 97-2003 format in a 12-point typeface; the text should not be formatted. Paragraphs should be arranged by pressing the "return" key. The text of the paper should be double-spaced on pages of A4; on the left there should be a margin of 2 cm; pages should be numbered, the «first line indent» is obligatory.

All alphabetical designations represented in figures should be explained in the body text or in a legend. Inconsistencies between designations in figures and in the text are inadmissible. Numbering should only be applied to those formulas and equations that are referred to in the text.

Simple formulas appearing directly in the text (for example, m^2 , n^2t , $c = 1 + DDF - A_2$), and the Greek letters and symbols, for example, β , $\otimes$ may be typed using the Symbol font. When it is not possible to type directly in the text editor, use the "Microsoft Equation" formula editor (available with the complete installation of Microsoft Office) or the "Mathtype" formula-editing program. Representation of formulae in the text in the form of images is not admissible. Photos and figures for papers should be provided in individual files with extension TIF, EPS or JPG with a resolution of not less than 300 dpi. The list of literature referred to in the paper (bibliography) is presented according to order of citation and provided at the end of paper. References to the literature in the text are marked by serial numerals in square brackets.

To authors that are published in journals of "IDT Publishers".

In addition to the journal, information on each author will be presented at the techizdat.ru site in the «Authors» section on the individual web page.

Authors of papers for publication have the opportunity to send an electronic photo and additional material to appear on this individualised Internet-business card. At their own discretion, authors can present more details about themselves, interesting examples and stories of solutions to technical problems, about contemporary problems according to subjects of corresponding journal, etc. This material should not exceed 1000 characters including spaces.

SUBSCRIPTION TO THE JOURNAL «DEPENDABILITY»

It is possible to subscribe to the journal for 2016:

- Through the agency «Rospechat»
– for the first half of the year: an index 81733;

- Under the catalogue "Press of Russia" of the agency «Books-services»:
– for half a year: an index 11804;

- Through the editorial office:
– for any time-frame
tel.: 8-916-105-81-31; e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

ЗАЯВКА НА ПОДПИСКУ НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

с № _____ 20__ г. по № _____ 20__ г., количество экз. _____

Полное наименование организации	
Юридический адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
Почтовый адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
ИНН/КПП	
Расчетный счет	
Банк	
Корреспондентский счет	
БИК	
Контактное лицо: Ф.И.О., должность	
Телефон/факс, e-mail	

Реквизиты: ООО «Журнал «Надежность»

Адрес редакции: 109029, г. Москва, ул. Нижегородская, д.27, стр.1, оф. 209

Тел./факс: (495) 967-77-02 , e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

ИНН 7709868505 КПП 770901001

р/с 40702810100430000017

к/с 30101810100000000787

Адрес доставки:

Кому: _____

Куда: _____

Для оформления подписки на журнал «Надежность» заполните заявку и отправьте ее по факсу или электронной почте.

По всем вопросам, связанным с подпиской, обращайтесь в редакцию журнала.

Стоимость годовой подписки 4180-00 руб, в т.ч. НДС 10%.

Периодичность – 4 номера в год.

SUBSCRIBER APPLICATION FOR DEPENDABILITY JOURNAL

Please subscribe us for 20____
from No. _____ to No. _____ number of copies _____

Company name	
Name, job title of company head	
Phone/fax, e-mail of company head	
Mail address (address, postcode, country)	
Legal address (address, postcode, country)	
VAT	
Account	
Bank	
Account number	
S.W.I.F.T.	
Contact person: Name, job title	
Phone/fax, e-mail	

Publisher details: Dependability Journal Ltd.

Address of the editorial office: office 209, bldg 1, 27 Nizhegorodskaya Str., Moscow 109029,
Russia Phone/fax: 007 (495) 967-77-02, e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

VAT 7709868505 Account 890-0055-006

Account No. 40702810100430000017

Account No. 30101810100000000787

Address of delivery:

To whom: _____

Where: _____

To subscribe for Dependability journal, please fill in the application form and send it by fax or email.

In case of any questions related to subscription, please contact us.

Cost of year subscription is 4180 rubles, including 18 per cent VAT.

The journal is published four times a year.

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

ОТКРЫТОГО АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ, АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»
(ОАО «НИИАС»)



ОАО «НИИАС» – ведущее предприятие ОАО «РЖД» в области создания комплексов и систем обеспечения безопасности движения, управления движением, геоинформационного обеспечения, мониторинга состояния подвижного состава и инфраструктуры железных дорог



Цели:

- ☐ эффективность,
- ☐ безопасность
- ☐ надежность перевозок



Основные направления деятельности

- Интеллектуальные системы управления
- Технологии управления перевозками и транспортного обслуживания
- Системы автоматики и телемеханики
- Центры автоматизированного управления
- Информационные системы
- Геоинформационные системы и спутниковые технологии
- Системы транспортной безопасности
- Системы управления инфраструктурой
- Системы управления топливно-энергетическими ресурсами
- Испытания, сертификация и экспертиза
- Информационная безопасность
- Нормативно-правовое обеспечение



www.vniias.ru