

НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ / SCIENTIFIC-TECHNICAL JOURNAL

B HOMEPE / IN THIS RELEASE:

ISSN 1729-2646

- МАТЕМАТИЧЕСКОЕ И ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ СИСТЕМЫ УРРАН
- MATHEMATICAL AND INFORMATION SUUPORT OF THE URRAN SYSTEM
- ОПТИМАЛЬНОЕ ПЛАНИРОВАНИЕ РЕМОНТНЫХ РАБОТ ПО КРИТЕРИЮ РАВНОМЕРНОСТИ ЗАГРУЗКИ
- OPTIMAL UNIFORM-LIKE SCHEDULING OF MAINTENANCE
- ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫХ ЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ
- SIMULATION MODELLING IN ESTIMATING RELIABILITY OF FAIL-SAFE ELECTRONIC EQUIPMENT
- К ВОПРОСУ РАСЧЕТА НАДЕЖНОСТИ РЕЗЕРВИРОВАННЫХ СТРУКТУР С УЧЕТОМ СТАРЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ
- ON THE ISSUE OF RELIABILITY CALCULATION FOR REDUNDANT STRUCTURES IN VIEW OF AGEING ELEMENTS
- ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ ДЛЯ МОДЕЛИ УСКОРЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ С ПЕРЕМЕННОЙ НАГРУЗКОЙ
- ESTIMATION OF RELIABILITY FOR A MODEL OF ACCELERATED TESTING UNDER VARIABLE LOAD
- НАДЁЖНОСТЬ ПЬЕЗОСКАНЕРОВ В ЗОНДОВОЙ МИКРОСКОПИИ
- RELIABILITY OF PIEZOELECTRIC SCANNERS IN PROBE MICROXCOPY
- КОНЦЕПЦИИ ВХОДНОГО КОНТРОЛЯ МАТЕРИАЛОВ И КОМПЛЕКТУЮЩИХ, ПОСТУПАЮЩИХ В ПРОИЗВОДСТВО
- CONCEPT OF INCOMING INSPECTION OF MATERIALS AND COMPONENTS COMING INTO PRODUCTION
- НАДЕЖНОСТЬ РАССЕИВАНИЯ ПРИМЕСЕЙ ПРИ УДАЛЕНИИ ОТ ОДИНОЧНОГО ИСТОЧНИКА ЗАГРЯЗНЕНИЯ
- RELIABILITY OF CONTAMINATION DISPERSION AWAY FROM A SINGLE POLLUTION SOURCE

THE JOURNAL IS PUBLISHED WITH PARTICIPATION AND SUPPORT

OF JOINT-STOCK COMPANY RESEARCH & DESIGN INSTITUTE FOR INFORMATION TECHNOLOGY, SIGNALLING AND TELECOMMUNICATIONS ON RAILWAY TRANSPORT (JSC NIIAS)



JSC NIIAS is RZD's leading company in the field of development of train control and safety systems, traffic management systems, GIS support technology, railway fleet and infrastructure monitoring systems



Mission:

transportation

- safety,
- reliability



Key areas of activity

- Intellectual control and management systems
- Transportation management systems and transport service technology
- Signalling and remote control systems
- Automated transportation management centers
- Railway transport information systems
- Geoinformation systems and satellite technology
- Transport safety systems
- Infrastructure management systems
- Power consumption and energy management systems
- Testing, certification and expert assessment
- Information security
- Regulatory support



www.vniias.ru

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

Оформить подписку можно по каталогу «Пресса России» агентства «Книга-Сервис» 11804 – полугодовой индекс.

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., к.т.н. Каштанов В.А., д.ф.-м.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. Стась К.Н., к.т.н. Тарасов А.А., д.т.н., проф. Уткин Л.В., д.т.н., проф. Ушаков И.А., д.т.н., проф. Черкесов Г.Н., д.т.н., проф. Шебе Х., д.ф.-м.н. Щербаков О.В., д.т.н., проф. 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.pro

Верстка Куртиш Б.С.

Отпечатано в ОАО «Областная типография «Печатный двор». 432049, г. Ульяновск, ул. Пушкарева, 27. Тираж 700 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)

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

Subscription is possible under the catalogue **"Press of Russia"** of the agency **"Book-service"** 11804 – a semi-annual index.

Editor-in-chief I. Shubinsky, Dr. Sci., prof. **Editorial board** A. Bochkov, PhD. E. Dzirkal, PhD. V. Kashtanov, Dr. of physicalmathematical science, prof. J. Kofanov, Dr. Sci., prof. E. Letsky, Dr. Sci., prof. V. Netes, Dr. Sci., prof. I. Rozenberg, Dr. Sci., prof. K. Stas, Ph. D. F. Tarasov, Dr. Sci., prof. L. Utkin, Dr. Sci., prof. I. Ushakov, Dr. Sci., prof. G. Cherkesov, Dr. Sci., prof. H. Schaebe, Dr. of physical and math. science, prof.

O. Shcherbakov, Dr. Sci., prof. E. Jurkevich, Dr. Sci., prof. A. Zamyshlaev, Ph. D. **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.pro Make-up B. Kurtish

Printed by JSC "Regional printing house, Printing place" 432049, Ulyanovsk, Pushkarev str., 27. Circulation: 700 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

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ И ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ СИСТЕМЫ УРРАН Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М.	3
MATHEMATICAL AND INFORMATION SUUPORT OF THE URRAN SYSTEM Gapanovich V.A., Shubinsky I.B., Zamyshlyaev A.M.	12
ОПТИМАЛЬНОЕ ПЛАНИРОВАНИЕ РЕМОНТНЫХ РАБОТ ПО КРИТЕРИЮ РАВНОМЕРНОСТИ ЗАГРУЗКИ Генис Я.Г., Ушаков И.А.	20
OPTIMAL UNIFORM-LIKE SCHEDULING OF MAINTENANCE Genis Y.G., Ushakov I.A.	26
ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫХ ЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ Жаднов В.В., Тихменев А.Н.	32
SIMULATION MODELLING IN ESTIMATING RELIABILITY OF FAIL-SAFE ELECTRONIC EQUIPMENT Zhadnov V.V., Tikhmenev A.N.	44
К ВОПРОСУ РАСЧЕТА НАДЕЖНОСТИ РЕЗЕРВИРОВАННЫХ СТРУКТУР С УЧЕТОМ СТАРЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н	55
ON THE ISSUE OF RELIABILITY CALCULATION FOR REDUNDANT STRUCTURES IN VIEW OF AGEING ELEMENTS Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev H.N.	62
ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ ДЛЯ МОДЕЛИ УСКОРЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ С ПЕРЕМЕННОЙ НАГРУЗКОЙ Павлов И.В.	68
ESTIMATION OF RELIABILITY FOR A MODEL OF ACCELERATED TESTING UNDER VARIABLE LOAD Pavlov 1.V.	80
НАДЁЖНОСТЬ ПЬЕЗОСКАНЕРОВ В ЗОНДОВОЙ МИКРОСКОПИИ Васин В.А., Ивашов Е.Н., Степанчиков С.В.	92
RELIABILITY OF PIEZOELECTRIC SCANNERS IN PROBE MICROXCOPY Vasin V.A., Ivashov E.N., Stepanchikov S.V	104
КОНЦЕПЦИИ ВХОДНОГО КОНТРОЛЯ МАТЕРИАЛОВ И КОМПЛЕКТУЮЩИХ, ПОСТУПАЮЩИХ В ПРОИЗВОДСТВО Медведев А.М., Мылов Г.В.	115
CONCEPT OF INCOMING INSPECTION OF MATERIALS AND COMPONENTS COMING INTO PRODUCTION Medvedev A.M., Mylov G.V.	126
Φ ункциональная надежность. Теория и практика / Functional reliability. The theory and practice	
НАДЕЖНОСТЬ РАССЕИВАНИЯ ПРИМЕСЕЙ ПРИ УДАЛЕНИИ ОТ ОДИНОЧНОГО ИСТОЧНИКА ЗАГРЯЗНЕНИЯ <i>Лидский Э.А.</i> , Селиванов И.С.	i 137
RELIABILITY OF CONTAMINATION DISPERSION AWAY FROM A SINGLE POLLUTION SOURCE <i>Lidsky E.A.</i> , <i>Selivanov I.S.</i>	145
Информация / Information	
КНИГА И.Б.ШУБИНСКОГО «СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ»	153
BOOK BY I.B.SHUBINSKY STRUCTURAL RELIABILITY OF INFORMATION SYSTEMS	153
КНИГА И.Б.ШУБИНСКОГО «ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ»	154
BOOK BY I.B.SHUBINSKY FUNCTIONAL RELIABILITY OF INFORMATION SYSTEMS	154
ГНЕДЕНКО-ФОРУМ	155
GNEDENKO-FORUM	156

Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М.

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ И ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ СИСТЕМЫ УРРАН

Математическое обеспечение информационной технологии УРРАН состоит из трех взаимосвязанных составных частей, где первая часть – это система поддержки принятия решений по управлению надежностью и функциональной безопасностью, вторая часть – система поддержки принятия решений по транспортным по управлению ресурсами и третья часть – система поддержки принятия решений по транспортным происшествиям. Информационная технология представляет собой систему сбора, анализа, обработки и расследования событий и поддержки принятия решений. Она базируется на хранилище данных и включает в себя разработанные под руководством и при непосредственном участии авторов автоматизированные прикладные информационные системы учета и контроля устранения отказов технических средств КАСАНТ, ревизоров безопасности движения (АС РБ), ситуационного анализа безопасности движения и поддержки принятия решений (ИКСАР СЦ), АС УРРАН и Корпоративную автоматизированную систему контроля знаний работников ОАО «РЖД» КАСКОР. Показана эффективности практического применения информационной технологии УРРАН.

Ключевые слова: надежность, функциональная безопасность, управление ресурсами, стоимость жизненного цикла, информационные технологии, железнодорожный транспорт, матрица рисков, хранилище данных.

Введение

Система УРРАН – это информационная технология управления надежностью, ресурсами и функциональной безопасностью на железнодорожном транспорте. Она построена на основе комплексного применения модифицированных методологий RAMS (безотказности, готовности, ремонтопригодности и безопасности) и LCC (стоимости жизненного цикла), новых информационных технологий поддержки принятия решений, распределенных информационных систем оперативного сбора и анализа данных и новой нормативной базы [1,2]. Система УРРАН обеспечивает практическое управление ресурсами, рисками, надежностью и функциональной безопасностью на сети железных дорог ОАО «РЖД». Эта система впервые позволяет в условиях дефицита финансовых средств увеличивать назначенный срок службы объектов железнодорожного транспорта до предельного состояния на основе оценки рисков и перераспределять инвестиции на поддержание надежности и безопасности наиболее проблемных объектов железнодорожного транспорта [3].

Структура математического обеспечения системы УРРАН

Математическое обеспечение информационной технологии системы УРРАН состоит из трех взаимосвязанных составных частей. На рис. 1 показана укрупненная структурная схема математического обеспечения системы. Она включает две общих составляющих, а именно: информационную технологию, реализованную в системе КАСАНТ, и регулярно обновляемую базу данных, в которой содержатся матрицы рисков по объектам всех дистанций инфраструктуры железнодорожного транспорта, в том числе хозяйств пути, автоматики и телемеханики, электрификации и электроснабжения. Система КАСАНТ аккумулирует информацию об отказах всех технических средств инфраструктуры, обеспечивает расследование отказов и по критерию длительности задержки поездов группирует их в три категории. Отказы третьей категории не оказывают влияния на экономические риски в перевозочном процессе. Матрицы рисков обновляются в технических отделах хозяйств инфраструктуры два раза в месяц.

Информация об отказах и рисках объектов инфраструктуры поступает во все три системы поддержки принятия решений, которые являются ядром информационной технологии УРРАН и обозначены на рис. 1 соответственно как часть 1, часть 2 и часть 3.

• Часть 1 – это система поддержки принятий решения по управлению надежностью и функциональной безопасностью. Она включает в себя (рис. 2):

- модуль первичного расчета и оценки надежности объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта. Он является составной частью АС УРРАН и осуществляет расчет показателей безотказности, ремонтопригодности, готовности, долговечности, безопасности, а также стоимости жизненного цикла эталонных объектов всех хозяйств (пути, автоматики и телемеханики, электрификации и электроснабжения, связи и информатизации). Все эталонные объекты – это простые устройства, для которых определены необходимые коэффициенты пересчета для расчетов их надежности.



Рис. 1. Укрупненная структурная схема математического обеспечения системы УРРАН

- модуль расчета и прогнозирования показателей надежности и функциональной безопасности сложных систем. Этот модуль предназначен для расчетов резервированных систем автоматики и телемеханики, электроснабжения и информационно-управляющих систем АС УРРАН. Он основывается на разработанном топологическом полумарковском методе и позволяет рассчитывать как стационарные, так и нестационарные показатели надежности и функциональной безопасности системы. Теоретические основы метода приведены в работах [4,5].

- модуль поддержки принятия решений по управлению надежностью и функциональной безопасностью на железнодорожном транспорте с учетом интенсивности и скорости движения поездов, длительности задержек поездов по причине отказов технических средств, рисков железнодорожной администрации и, конечно, интенсивности отказов и длительности их восстановления [6]. Модуль реализуется в АС УРРАН. Следует отметить, что рекомендации по принятию соответствующего решения учитывают результаты оценки рисков по каждому из хозяйств инфраструктуры, которые выполняются согласно разработанным в диссертации организационным схемам и сосредоточены в модуле расчета и оценки рисков. Теоретические основы построения модуля расчета и оценки рисков, включая организационные схемы управления рисками, изложены в работе [7].

• Часть 2 – это система поддержки принятия решений по управлению ресурсами. Она содержит:

- модуль оптимизации технического обслуживания и ремонтов объектов по их состоянию. Теоретические положения модуля приведены в патенте «Способ определения времени проведения очередного профилактического обслуживания объекта и система для его реализации» [8].

Практическая схема поддержки принятия решения на техническое обслуживание объекта реализована в АС УРРАН.



Рис. 2. Структура математического обеспечения системы управления надежностью, ресурсами, прогнозирования транспортных происшествий и управления чрезвычайными ситуациями на железнодорожном транспорте

- модуль поддержки принятия решений по управлению стоимостью жизненного цикла. Назначение работ в АС УРРАН согласно данному модулю основывается на сравнении фактических и контрольных значений ряда назначенных показателей, таких как пропущенный тоннаж, млн. т., частота отказов на 1 км пути, прямые расходы на текущее содержание 1 км пути. Теоретическое положение метода приведено в [3].

• Часть 3 – это система поддержки принятия решений по транспортным происшествиям. Она состоит из системы прогнозирования транспортных происшествий и системы поддержки принятия решений при возникновении чрезвычайных ситуаций на железнодорожном транспорте (пожаров, стихийных бедствий, крупных транспортных происшествий, вандализма, терроризма).

Первая система реализована в качестве модуля поддержки принятия решений в информационноуправляющей системе АС РБ. Вторая система – в ситуационном центре ОАО «РЖД». В системе УРРАН реализован статистический метод прогнозирования транспортных происшествий и событий, основанный на апостериорной обработке данных методами параметрической статистики. В качестве последних рассматриваются материалы (далее – протоколы) расследований, сформированные Департаментом безопасности движения за годы работы ОАО «РЖД». Разработана процедура оценки этих вероятностей и алгоритм поддержки принятия решений. Теоретические положения этого метода приведены в [9].

В состав рассматриваемой части математического обеспечения входит также модуль дистанционной оценки знаний и навыков оперативного персонала, позволяющий интегрально оценить уровень знаний специалистов хозяйства в целом с возможностью дифференциации до структурного подразделения или отдельно взятого специалиста и знания им отдельных пунктов нормативных документов.

Архитектура информационной технологии УРРАН

Информационная технология комплексного управления надежностью, ресурсами и функциональной безопасностью на железнодорожном транспорте представляет собой систему сбора, анализа, обработки и расследования событий и поддержки принятия решений, целью которой является помощь руководителям, принимающим решения в сложных условиях для полного и объективного анализа предметной деятельности.

Ядром информационной технологии УРРАН, без которого ее функционирование невозможно, является хранилище данных (рис. 3). Информация в Компании зачастую распределена по различным, не связанным между собой информационным системам. Задача хранилища – собрать эти данные, структурировать их и преобразовать, т.е. по сути – сделать пригодными для проведения анализа и полезными для принятия управленческих решений. Основное преимущество хранилища заключается в том, что в нем собирается информация по всем процессам, которые происходят в Компании, а не только по отдельным сферам ее деятельности.

На основе информации, которая находится в хранилище данных, выстраивается работа трех систем в рамках информационной технологии УРРАН, а именно:

 – системы анализа и оценки рисков в эксплуатационной работе ОАО «РЖД» на основе показателей эксплуатационной надежности и безопасности;

 – системы управления экономическими процессами поддержания и развития инфраструктуры и подвижного состава в целях обеспечения приемлемых уровней безопасности и надежности с учетом допустимых остаточных рисков;

- системы ситуационного анализа безопасности движения и поддержки принятия решений.

Все три указанные системы позволяют сформировать корпоративные модели и метрики ключевых показателей надежности, стоимости жизненного цикла, безопасности и управлять ими. С их помощью стратегические цели Компании конкретизируются, переводятся в набор количественных показателей и привязываются к задачам и действиям подразделений. Системы помогают вести мониторинг деятельности Компании, моделировать возможные сценарии развития ситуации в краткосрочной и долгосрочной перспективе.

Определяя и отслеживая показатели надежности и безопасности, можно получить ответ на вопрос, насколько успешно Компания идет к намеченным целям. Как правило, выделяют три уровня показателей надежности и безопасности:

 – целевые показатели – носят стратегический характер, это цели, которые нужно достичь Компании в течение 3-5 лет;

- плановые показатели - определяются на 1 год вперед в результате формирования годового бюджета;

– фактические показатели – рассчитываются по результатам фактической работы Компании.



Рис. 3. Архитектура информационной технологии УРРАН

В результате создается своеобразная система координат, по которой можно оценивать все решения и действия в контексте достижения целей Компании.

Система анализа и оценки рисков в эксплуатационной работе ОАО «РЖД» на основе показателей эксплуатационной надежности и безопасности является одним из основных компонентов информационной технологии УРРАН. Система позволяет проанализировать накопленные данные (поддерживаются такие виды анализа, как анализ «что, если», анализ рисков, целевой функции, чувствительности, корреляционно-регрессионный и оптимизационный анализ) и применить к ним математические алгоритмы. Это помогает не только получить ответ на вопрос «как сейчас дела в Компании?», но и понять, почему ситуация сложилась именно так, и затем разработать программу корректирующих действий.

С помощью подсистемы поддержки принятия решений по комплексному управлению надежностью, рисками, стоимостью жизненного цикла на железнодорожном транспорте формируется ресурсное обеспечение действий Компании: при составлении бюджета стратегические цели и задачи Компании увязываются с теми объемами средств, которые у нее есть или скоро появятся. При планировании подсистема позволяет посмотреть данные по предыдущим годам, выявить тенденции и закономерности и использовать их для формирования бюджета – это поможет сделать его более обоснованным и точным. Другая возможность – применение метода моделирования «что, если», с помощью которого можно составить несколько вариантов плана (например, «оптимистичный», «реалистичный», «пессимистичный»), анализировать и сопоставлять их, а затем в каждый конкретный период выбирать наиболее актуальную версию. Кроме того, подсистема используется для постоянного мониторинга выполнения планов и бюджетов, достижения зафиксированных значений показателей. Подсистема дает возможность настроить автоматическую подготовку нужных отчетов к заданному времени, их рассылку определенному кругу лиц. Это особенно важно в плане контроля соблюдения лимитов бюджетов и предотвращения «выхода» отдельных целевых показателей эффективности за установленные границы. Если подсистема видит, что складывается подобная ситуация, то она автоматически рассылает соответствующие оповещения ответственным руководителям и формирует пакет документов и отчетов, которые позволят понять причины отклонений и принять упреждающие меры. При этом можно сформировать различные группы адресатов для получения подобных оповещений в зависимости от степени критичности проблемы. К примеру, если отклонение от плана незначительно, то информация поступит только в финансовое подразделение, если допустимый лимит превышен в несколько раз – данные отправляются уже всему топ-менеджменту Компании.

Система ситуационного анализа безопасности движения и поддержки принятия решений используется для поиска скрытых закономерностей, трендов и построения прогнозов (на основе найденных связей). Данный компонент позволяет увидеть неблагоприятные тенденции по безопасности движения, которые не очевидны на первый взгляд. После их обнаружения и анализа появляется возможность разработать программу действий (мероприятий), которые помогут оперативно исправить ситуацию.

Главное достоинство системы – в развитых возможностях для визуализации данных. Вся информация выводится на экран компьютера в очень наглядном и удобном для восприятия виде (для этого применяются графические средства и диаграммы, технологии цветовой индикации, «спидометры», «светофоры» и т.д.). Система позволяет построить «ситуационные комнаты» и панели управления – с их помощью руководитель не только видит агрегированную информацию по всем сферам деятельности Компании, но и может детализировать ее до необходимого уровня (вплоть до первичных документов), чтобы полностью разобраться в ситуации и принять решения для ее исправления. Использование в качестве основы для работы системы хранилища данных позволяет проводить анализ «сверху – вниз»: мгновенно переходить от неудовлетворительного значения в управленческой отчетности к анализу проблемы (с помощью аналитической отчетности), от проблемных вопросов в аналитическом отчете – к конкретным документам, которые могут объяснить их появление. Автоматизированные прикладные информационные системы КАСАНТ и КАСАТ реализуют соответственно процессы учета, контроля устранения отказов технических средств и возникновения и устранения технологических нарушений и транспортных происшествий. Они построены на основе комплекса существующих на железнодорожном транспорте ОАО «РЖД» технологий, которые решают информационно-коммуникационные и технико-технологические задачи на базе новейших компьютерных средств.

Целью создания *Автоматизированной системы ревизоров безопасности движения (АС РБ)* является повышение эффективности работы и роли ревизорского аппарата всех уровней в обеспечении безопасности движения в соответствии с возложенными на них комплексами задач, а также выработка скоординированных решений, направленных на повышение безопасности движения за счет использования информационных технологий.

Система ситуационного анализа безопасности движения и поддержки принятия решений (ИКСАР СЦ) функционально разделена на четыре сегмента: безопасность движения, транспортная безопасность, пожарная безопасность, прогнозирование и контроль метеорологических условий, а также имеет два режима работы: штатный и ликвидации последствий чрезвычайной ситуации.

Автоматизированная информационная система АС УРРАН предназначена для решения следующих задач:

- автоматизация процессов первичной обработки статистических данных об отказах технических средств объектов инфраструктуры и подвижного состава железнодорожного транспорта;

- автоматизированное определение показателей эксплуатационной надежности и безопасности объектов инфраструктуры;

- количественная оценка производственной деятельности хозяйств инфраструктуры и подвижного состава с учетом отказов и организации технического обслуживания и эксплуатации объектов инфраструктуры;

- мотивация деятельности структурных подразделений в рамках хозяйства на основании показателей эксплуатационной надежности и безопасности;

- оценка соответствия достигнутых показателей эксплуатационной надежности и безопасности заданным нормам;

- подготовка расчетных данных для формирования рекомендаций по снижению уровня рисков;

- определение уязвимых объектов с точки зрения оценки рисков;

 подготовка проектов планов работ по техническому содержанию инфраструктуры и подвижного состава;

- подготовка проектов распределения инвестиций по наиболее проблемным объектам железнодорожного транспорта.

В состав АС УРРАН входят следующие подсистемы:

- подсистема получения информации об объектах инфраструктуры из АСУ хозяйств;

- подсистема получения информации об отказах технических средств из системы КАСАНТ;

 подсистема формирования эталонной объектно-элементной структуры объектов инфраструктуры;

- подсистема автоматизированного расчета показателей эксплуатационной надежности и безопасности объектов инфраструктуры;

- подсистема формирования выходных форм и справок.

Корпоративная автоматизированная система контроля знаний работников ОАО «РЖД» КАСКОР предназначена для автоматизации процессов проверки знаний и обучения работников ОАО «РЖД». Объектом проверки является круг знаний работников, а также их умения и навыки по безопасному выполнению производственных операций. Система КАСКОР входит в состав системы дистанционного обучения (СДО) работников ОАО «РЖД». Цель создания системы КАСКОР – повышение уровня безопасности и экономической эффективности работы ОАО «РЖД» на основе улучшения качества профессиональных знаний и умений работников.

Как уже отмечалось, одной из центральных задач системы УРРАН является задача поддержки принятия решений по управлению ресурсами, необходимыми для текущего содержания объектов железнодорожного транспорта, а также поддержки принятия решений по инвестиционным расходам в инфраструктуру и подвижной состав. С этой целью предусмотрено информационное взаимодействие информационной технологии УРРАН с существующими АСУ экономического блока Компании, такими как ЕК АСУФР (Единая корпоративная автоматизированная система финансов и ресурсов) АСУ Инвест (рис.3). Рекомендации, формируемые системой УРРАН, подаются руководству Компании для стратегического и оперативного планирования имеющихся ресурсов. В зависимости от текущих экономических возможностей с одной стороны и остроты потребностей в привлечении ресурсов для снижения рисков нарушения безопасности перевозочного процесса с другой стороны, руководством Компании корректируются оперативные планы в соответствии с рекомендациями системы УРРАН и/или увеличивается (возможно, перераспределяется) объем инвестирования или модернизации объектов при стратегическом планировании. Полученные практические результаты, эффективность управления ресурсами контролируются руководством Компании с помощью ЕК АСУ-И (Единой корпоративной автоматизированной системы инфраструктуры), которая содержит и оперативно обновляет весь спектр исходной информации о текущем состоянии работоспособности всех хозяйств инфраструктуры и обо всех работах и связанных с ними расходах по текущему содержанию инфраструктуры. В зависимости от предыдущих и текущих вложенных средств должен изменяться уровень работоспособности объектов транспорта. Контроль характера изменения уровня работоспособности позволяет руководству Компании оценивать эффективность принимаемых решений.

Система УРРАН также взаимодействует с базовыми АСУ ОАО «РЖД», которые снабжают ее в реальном масштабе времени информацией о поездопотоках, об эксплуатационной работе, а также существующей и обновляемой нормативно – справочной информацией. Рекомендации системы используются в ЕК АСУТР (Единой корпоративной системе управления трудовыми ресурсами) для мотивации как отдельных работников, так и производственных подразделений.

Заключение

Применение информационной технологии УРРАН позволяет [10]:

- Значительно повысить оперативность и объективность данных об отказах и технологических нарушениях. Так, с помощью этой технологии установлено ежегодное занижение количества регистрируемых отказов технических средств на железных дорогах России в 4 раза. При этом установлено, что доля отказов технических средств в задержках поездов не превышает 10%. Основная причина – технологические нарушения.

- Управлять техническим содержанием объектов железнодорожного транспорта по текущему состоянию их надежности и безопасности.

- При дефиците финансовых средств назначать ремонт наиболее проблемных участков и обеспечивать надежную работу инфраструктуры и безопасность движения. Так, по данным опытной эксплуатации на Северной железной дороге установлена возможность сокращения на 200 км (примерно на 25%) объема ремонтных работ главных путей 1 и 2 класса на основании технологии УРРАН при снижении почти в 2 раза остаточной средней интенсивности отказов путевой инфраструктуры после ремонта.

 Оперативно оценивать риски возникновения опасных ситуаций на железнодорожном транспорте и прогнозировать возможность возникновения транспортных происшествий.

- Прогнозировать возможность возникновения транспортных происшествий на выявленных проблемных участках железнодорожных линий.

Литература

1. **Гапанович В.А.** Система УРРАН – универсальный инструмент поддержки принятия решений// Железнодорожный транспорт №10, -2012. –с.16-22.

2. Гапанович В.А., Замышляев А.М., Шубинский И.Б. Некоторые вопросы управления ресурсами и рисками на железнодорожном транспорте на основе состояния эксплуатационной надежности и безопасности объектов и процессов (проект УРРАН) // Надежность, – 2011. – №1. – с.2-8.

3. Замышляев А.М., Рачковский М.Ю., Никифорова М.С. Экономические критерии принятия решений о замене основных средств на основе методологии УРРАН // Экономика железных дорог №12, -2012. –с.11-22.

4. Шубинский И.Б. Топологический метод и алгоритм определения стационарных показателей надежности технических систем. – М.: Надежность и контроль качества, 1984.-№5.-с.3.-14

5. **Shubinsky Igor B., Zamyshlyaev Alexey M.** TOPOLOGICAL SEMI-MARKOV METHOD FOR CALCULATION OF STATIONARY PARAMETERS OF RELIABILITY AND FUNCTIONAL SAFETY OF TECHNICAL SYSTEMS // «Reliability: Theory & Applications», -2012. c.12-22.

6. Замышляев А.М., Ермаков А.О., Новожилов Е.О. Метод управления надежностью и функциональной безопасностью объектов железнодорожного транспорта на основе оценки рисков// Надежность, – 2012. – №4. – с.149-157.

7. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Построение и использование матриц рисков в системе управления рисками на железнодорожном транспорте // Надежность, – 2011. – №4. – с.56-68.

8. Патент «Способ определения времени проведения очередного профилактического обслуживания объекта и система для его реализации».

9. Замышляев А.М., Кан Ю.С., Кибзун А.И., Шубинский И.Б. Статистическая оценка опасности возникновения происшествий на железнодорожном транспорте // Надежность №2, – 2012. – с.104-117.

10. Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Основные научные и практические результаты разработки системы УРРАН// Железнодорожный транспорт №10, -2012. –с.23-28. Gapanovich V.A., Shubinsky I.B., Zamyshlyaev A.M.

MATHEMATICAL AND INFORMATION SUUPORT OF THE URRAN SYSTEM

The mathematical support of the URRAN information system comprises three interrelated parts wherein the first part is the support system for decision making as to reliability and functional safety management, the second part is the support system for decision making as to resources management, and the third part is the support system for decision making as to transport accidents. The information technology represents a system of collecting, analyzing, processing and investigating events and supporting decision making. It is based on a data warehouse and includes specialized automated applied information systems developed under the guidance and with the direct participation of the authors. These are the system of recording and managing the elimination of technical failures (KASANT), the system of traffic safety controllers (AS RB), the system of traffic safety situational analysis and decision-making support (IKSAR SC), AS URRAN and the corporate automated system of RZD's staff knowledge control (KASKOR). The URRAN information system has demonstrated the efficiency of its practical application.

Keywords: reliability, functional safety, resources management, life cycle cost, information technology, railway transport, risks matrix, data warehouse.

Introduction

The URRAN system is an information technology of reliability, resources and functional safety on railway transport. The system is based on an integrated application of the modified RAMS (reliability, availability, maintainability, safety) and LCC (life cycle cost) methodology, advanced information technology of decision-making support, distributed information systems of collecting and analyzing real-time data, and state-of-the-art regulation framework [1,2]. The URRAN provides a practical management of resources, risks, reliability and functional safety on the network of Russian Railways. For the first time, under the conditions of limited financial investments, this system enables to extend a specified life time of railway transport facilities till limit tolerance state based on estimating risks and to redistribute investments for improving the reliability and safety of the most vulnerable railway transport facilities [3].

Structure of mathematical support of the URRAN system

The mathematical support of the URRAN information system comprises three interrelated parts. Figure 1 shows a generalized structure of mathematical support of the system. It includes two com-

mon components, i.e. the information technology implemented with the KASANT system and the data warehouse regularly updated which contains risks matrixes for facilities of all railway transport enterprises, including track, signalling and remote control, electrification and power supply enterprises. The KASANT system accumulates information about failures of all infrastructure technical means, provides investigations about failures and groups them into three categories according to the criterion of train delay length. The third category failures do not influence economical risks in transportation process. Risks matrixes are updated twice in a month at the technical departments of infrastructure enterprises.

Information about infrastructure facilities failures and risks come into all the three of decision-making support systems that are a nucleus of the URRAN information system and presented in Fig. 1 as Part 1, Part 2 and Part 3 respectively.

• Part 1 is a system of support for decision making about reliability and functional safety management. It comprises (Fig. 2):

- Module of primary calculation and evaluation of reliability of railway transport infrastructure facilities. It is integral part of AC URRAN and perform calculations of failure-free operation, maintainability, availability, durability and safety parameters as well as life cycle costs of reference facilities of railway enterprises (track, signalling and remote control, electrification and power supply, telecommunication and information enterprises). All reference facilities are simple devices with specified factors required to calculate their reliability.



Fig. 1. Generalized structure of mathematical support of the URRAN system

- Module of calculation and prediction of reliability and functional safety parameters of complex systems. This module is designed to calculate redundant systems of signalling and remote control, power supply and AC URRAN information and management systems. It is based on a developed topological semi-Markov method and allows to calculate both a system's stationary and non-stationary reliability and functional safety metrics. The theoretical basis of the method is presented in works [4,5].

- Module of support for decision making as to management of reliability and functional safety on railway transport, with traffic intensity and speed, train delay length due to failure of equipment,

railway administration risks and, naturally, failure rates and recovery lengths taken into account [6]. The module is implemented in AC URRAN. It is worth mentioning that recommendations as to making a corresponding decision take into account results of risks estimations for each of infrastructure enterprises that are realized in compliance with the schematics developed and concentrated in the module of risks calculation and evaluation. The theoretical basis for construction of the module of risks calculation and evaluation including the schematics of risks management is presented in [7].

• Part 2 is a system of support for decision making as to resources management. It comprises:

- Module of optimization of facilities technical maintenance and repair as to their actual state. Theoretical provisions of the module are presented in the patent *Method of defining the time of scheduled preventive maintenance of a facility and system for its implementation* [8].

- Practical schematic of support for decision making as to facility technical maintenance is implemented in AC URRAN.

– Module of support for decision making as to life cycle cost management. According to this module, the assignment of works in AC URRAN is based on comparison of actual and reference values of a set of assigned parameters such as missed tonnage, million tons, failure rate per 1 km of track, direct expenditures on current maintenance of 1 km of track. The theoretical basis of the method is presented in [3].



Fig. 2. Structure of mathematical support for the system of reliability, resources management, transport accidents prediction and emergency situations management on railway transport

• Part 3 is a system of support for decision making as to transport accidents. It comprises a system of transport accidents prediction and a system of support of decision making in case of occurrence of emergency situation on railway transport (fire, acts of God, large transport accidents, vandalism, and terrorism).

The former system is implemented as a module of decision-making support within the AS RB information and management system. The latter is implemented in RZD's situational centre. The URRAN system implements a statistical method of transport accidents and events prediction based on a posterior data processing by methods of nonparametric statistics. The data are materials (hereinafter referred to as protocols) of investigations prepared by RZD's Safety and Security Department. There are procedures of estimating these probabilities and an algorithm of decision-making support developed. The theoretical basis of the method is presented in [9].

The mathematical support under consideration also includes a module of distance evaluation of operators' knowledge and skills which permits to evaluate in a complex way a knowledge level of enterprises staff in general with the possibility of differentiating down to a division or an individual and his/her knowledge of particular provisions of regulatory documents.

Architecture of the URRAN information technology

The information technology of integrated management of reliability, resources and functional safety on railway transport is a system of data collection, analysis, processing and investigation of events and decision-making support, which aims to help decision-makers in difficult conditions to have the comprehensive and objective analysis of the subject.

The core of the URRAN information technology, without which it cannot function, is the repository of data (Fig. 3). The information in the company is often distributed over various information systems unrelated to each other. The goal of the data warehouse is to collect these data, structure and convert them, i.e. in fact to make them applicable for analysis and useful for decision making. The main advantage of the repository is that it collects information on all processes that take place in the company, not just the individual areas of its operations.

Based on the information that is kept in the data warehouse, the URRAN information system arranges the work of its other three systems, namely:

• System of risk analysis and assessment in RZD's operations based on operational reliability and safety parameters;

• Systems of managing the economical processes of infrastructure and rolling stock maintenance and development to ensure acceptable levels of safety and reliability, with tolerable residual risks taken into account;

• System of traffic safety situational analysis and decision-making support.

All the three systems mentioned above allow us to form corporate models and metrics of key reliability, life cycle cost, and safety parameters, and to manage them. With their help, the strategic goals of the company are specified, translated into a set of quantitative indicators and linked to the objectives and actions of enterprises. Systems help to monitor the activities of the company and to model possible scenarios in the short and long terms.

Identifying and tracking the parameters of reliability and safety, we can get an answer to the question how well the company is heading to set goals. Generally, there are three levels of reliability and safety singled out:

• Target indicators are of strategic nature, these are the goals to be achieved in the company for 3-5 years;

• Planned indicators are defined for 1 year ahead as a result of the preparation of the annual budget;

• Actual figures are calculated upon results of the actual performance of the company.



Fig. 3. Architecture of the URRAN information system

As a result, we have a kind of coordinate system that we can use to evaluate all decisions and actions in the context of achieving the company's goals.

The system of risk analysis and assessment in RZD's operations based on operational reliability and safety parameters is one of the major components of the URRAN information technology. The system allows us to analyze collected data (such types of analysis as "what-if" analysis, risk analysis, target function analysis, sensitivity analysis, correlation and regression analysis and optimization analysis are supported) and to apply mathematical algorithms to them. This helps not only to answer the question of "how things are now in the company?" but also to understand why the situation is so, and then to develop a program of corrective actions.

With the help of the subsystem of support for decision-making as to integrated management of reliability, risks, life cycle cost on railway transport, resource support for the company's activities is formed. While preparing a budget, strategic goals and objectives are linked with the amount of funds that the company has or that will be available soon. When planning, the subsystem allows to see the data of previous years, to identify trends and patterns and to use them for preparation of a budget – it will help make it more reasonable and accurate. Another possibility is the application of "what if" modelling method by means of which we can have several variants of the plan (for example, "optimistic", "realistic", "pessimistic"), analyze and compare them, and then at each particular period choose the most relevant version. In addition, the subsystem is used to continuously monitor the implementation of plans and budgets, and how the

specified values of the indicators are achieved. The subsystem presents a possibility to set an automatic generation of required reports by a scheduled time and their distribution among specified people. This is particularly important in terms of sticking to budget limits and preventing from certain performance targets to be out of the established boundaries. If the subsystem sees that such situation develops, it automatically sends appropriate alert messages to responsible managers and generates a set of documents and reports that will help to understand the causes of deviations and to take proactive measures. It is possible to create different groups of recipients to receive these alerts, depending on the severity of a problem. For example, if a deviation from the plan is insignificant, then information will be sent only to the financial department, if the allowed limit is exceeded several times, the data are sent to the entire top management of the company.

The system of traffic safety situational analysis and decision-making support is used to find hidden patterns, trends, and to crate predictions (based on the found relations). This component allows seeing the unfavorable trends in traffic safety which are not visible and not obvious at first glance. After their detecting and analyzing, there arises an opportunity to develop a program of actions (measures) that will help promptly correct the situation.

The main advantage of the system is the advanced options for data visualization. All information is displayed on computer screen in a very illustrative and user-friendly form (graphics and charts, color display technology, "speedometers", "signals", etc. are used for this purpose). The system allows to build "situation rooms" and the control panels; with their help a manager not only sees the aggregated information related to all areas of the company's operations, but can also itemize it to the required level (up to original documents) in order to fully understand the situation and make decisions to correct it. Using the data warehouse as a basis for the system's operation allows to make "top – down" analysis – to instantly switch from a poor value in the management accounts to the analysis of a problem (with the help of analytical reporting), from problematic issues in a report to specific documents that may explain their appearance.

The KASANT and KASAT automated applied information systems implement processes of recording and control of equipment failures elimination, and occurrence and elimination of technological violations and transport accidents respectively. They are based on a set of technologies existing on RZD's railway transport that address info-communications, technical and technological problems using the latest computer tools.

The purpose of development of *the automated traffic safety controllers (AS RB)* is to improve the efficiency of the work and role of controllers at all levels to ensure traffic safety in accordance with their assigned set of tasks, as well as to develop solutions coordinated for the whole railway transport industry and aimed at improving traffic safety through the use of information technology.

The system of traffic safety situational analysis and decision-making support (IKSAR SC) is functionally divided into four segments: traffic safety, transport security, fire safety, prediction and control of weather conditions, and also has two operating modes: regular mode and emergency response mode.

The AS URRAN automated information system is designed to solve the following problems:

• Automation of initial processing of statistical data on failures of technical equipment of railway transport infrastructure facilities and rolling stock;

• Automated identification of operational reliability and safety parameters of infrastructure facilities;

• Quantification of production activities of infrastructure and rolling stock enterprises, with failures and organization of maintenance and operation of infrastructure facilities taken into account;

• Motivation of activities of structural units within enterprises based on operational reliability and safety parameters;

- Assessment of compliance of achieved reliability and safety indicators with specified standards;
- Preparation of design data to develop recommendations to reduce risks;
- Identification of vulnerable facilities in terms of risk assessment;
- Preparation of draft work plans as to technical maintenance of infrastructure and rolling stock;
- Drafting of investment allocation for most vulnerable railway transport facilities.

The AS URRAN comprises the following subsystems:

• Subsystem of receiving information on infrastructure facilities from automated management systems of enterprises;

- Subsystem of receiving information about equipment failures from the KASANT system;
- Subsystem of forming a reference object-element structure of infrastructure facilities;

• Subsystem of automated calculation of operational reliability and safety parameters of infrastructure facilities;

• Subsystem of generating output forms and references.

The KASKOR corporate automated system for monitoring RZD's staff knowledge is designed to automate the testing of knowledge and training of employees of JSC Russian Railways. Subject to inspection is a circle of staff's knowledge as well as their abilities and skills in safe performance of operations. The KASKOR system is part of the distance training system (SDO) for the employees of JSC Russian Railways. The purpose of establishing the KASKOR system is to improve the level of safety and economic efficiency of RZD's operations based on improving the quality of professional knowledge and skills of workers.

As it was already noted, one of the key goals of the URRAN system is a task related to support of decision making on management of resources necessary for operational maintenance of railway transport facilities as well as support of decision making as to investments in infrastructure and rolling stock. To this end, the URRAN information technology is foreseen to interface with the existing automated management systems of the Company's economical block, such as EK ASUFR (common corporate automated system of finances and resource) and ASU Invest (Fig. 3). Recommendations generated by the URRAN system are submitted to the management of the Company to plan available resources strategically and operationally. Depending on current economical indices, on the one hand, and demand in attracting resources to reduce risks related to infringement of transportation safety, on the other hand, the management of the Company promptly correct operational programs in compliance with recommendations provided by the URRAN system, and/or volumes of investment or modernization of facilities are increased (perhaps redistributed) in case of strategically planning. Practical results obtained and efficiency of resources management are controlled by the Company's management using EK ASU-I (common corporate automated system of infrastructure) which keeps and promptly updates the whole range of information related to current availability state of all infrastructure enterprises, and all activities and related expenditures on operational maintenance of infrastructure. Depending on previous and ongoing investments, an availability level of railway transport facilities shall change. By supervising trends in changes of an availability level, the management of the Company are able to evaluate the efficiency of decisions taken.

The URRAN system also interacts with RZD's base automated management systems which provide the system with online information about traffic flows, operations as well as information about existing and updated reference documents and standards. Recommendations generated by the system are used in EK ASUTR (common corporate automated system of HR management) to motivate individual employees as well as departments and enterprises.

Conclusion

Application of the URRAN information technology allows [10]:

• To substantially increase operational efficiency and objectivity of data on failures and technological violations. Thus, owing to the technology it has been identified that the annual number of recorded failures on the network of Russia is 4 times more than declared. At the same time it has been found that a share of technical equipment failures in train delays does not exceed 10 per cent. The main cause is technological violations.

• To manage technical maintenance of railway transport facilities based on current states of their reliability and safety.

• In case of financing deficits, to provide maintenance of the most vulnerable segments and to ensure the reliable operation of infrastructure and traffic safety. Thus, according to the data of trial operation on the Northern Railway, it has been identified using the URRAN technology that there is a possibility of decreasing by 200 km (approximately 25 per cent) the volume of repairing of 1 and 2 class main tracks while decreasing almost by 2 times the residual mean failure rate of track infrastructure after repairing.

• To evaluate risks of occurrence of hazardous events on railway transport in real-time mode and to predict possibilities of occurrence of transport accidents.

• To predict possibilities of occurrence of transport accidents on railway lines identified as vulnerable.

References

1. **Gapanovich V.A.** URRAN system is a universal tool for decision-making support// Railway Transport No.10, 2012. – pp.16-22.

2. Gapanovich V.A., Zamyshlyaev A.M., Shubinsky I.B. Some issues of resources and risks management on railway transport based on reliability and safety states of facilities and processes (URRAN project) // Dependability – 2011. No.1. – pp.2-8.

3. Zamyshlyaev A.M., Rachkovsky M.Yu., Nikiforova M.S. Economical criteria of decision making on replacement of facilities based on the URRAN methodology // Economics of Railways – No.12, 2012 – pp.11-22.

4. **Shubinsky I.B.** Topological method and algorithm for defining stationary metrics of reliability of technical facilities. – Moscow, Reliability and quality management, 1984, No.5 – pp.3-14

5. **Shubinsky I.B., Zamyshlyaev A.M.** TOPOLOGICAL SEMI-MARKOV METHOD FOR CALCU-LATION OF STATIONARY PARAMETERS OF RELIABILITY AND FUNCTIONAL SAFETY OF TECHNICAL SYSTEMS // «Reliability: Theory & Applications», 2012 – pp.12-22.

6. Zamyshlyaev A.M., Ermakov A.O., Novozhilov E.O. Method of managing the reliability and functional safety of railway transport facilities based on risk evaluation//Dependability – 2012. – No.4 – pp.149-157.

7. Gapanovich V.A., Zamyshlyaev A.M., Shubinsky I.B. Building and application of risks matrixes for systems of risks management on railway transport // Dependability – 2011, No.4 – pp.56-68.

8. Patent Method of defining the time of scheduled preventive maintenance of a facility and system for its implementation.

9. Zamyshlyaev A.M., Kan Yu.S., Kibzun A.I., Shubinsky I.B. Statistical estimation of accident occurrence risks on railway transport // Dependability No.2, 2012 – pp.104-117.

10. **Shubinsky I.B., Zamyshlyaev A.M.** Key scientific and practical results of development of the URRAN system // Railway Transport No.10, 2012 – pp.23-28.

Генис Я.Г.¹, Ушаков И.А.²

ОПТИМАЛЬНОЕ ПЛАНИРОВАНИЕ РЕМОНТНЫХ РАБОТ ПО КРИТЕРИЮ РАВНОМЕРНОСТИ ЗАГРУЗКИ

Предлагается алгоритм для оптимального расписания ремонтов (обслуживания) технических устройств, когда прерывание процесса обслуживания невозможно, но имеется определенное «окно» для проведения этого обслуживания. Ресурсы ремонтной базы ограничены. Оптимальность понимается в том смысле, что расписание обеспечивает максимальную равномерность загрузки ремонтных бригад.

Формулировка задачи

Имеется n заявок на работы с объемами v1, v2, ..., vn (см. рис.1). Каждая k-я работа должна быть выполнена в течение некоторого интервала [sk, ek], который лежит между разрешенным моментом времени начала, Sk, и допустимым моментом ее окончания, Ek, т.е.

 $[sk, ek] \subseteq [Sk, Ek].$



(1)

Рис. 1. Разрешенные интервалы выполнения работ и их объемы

Прерывание работы или изменение интенсивности ее выполнения не допускается. Таким образом, интенсивность rk выполнения работы k определяется, как

¹ Яков Генис <yashag5@yahoo.com>

² Игорь Ушаков <iushakov2000@yahoo.com>

$$r_{k}(t) = \begin{cases} \frac{v_{k}}{e_{k} - s_{k}} & \text{если } t \in [e_{k} - s_{k}] \\ 0, \ \varepsilon \ npomubhom \ cnyчae \end{cases}$$
(2)

Понятно, что суммарная интенсивность работы при некотором заданном размещении работ, назовем его G, есть

$$R(t) = \sum_{k \in G} r_k(t), \qquad (3)$$

где G – выбранное размещение работ.

Заметим, что для любого выбранного расписания функция R(t) представляет собой ступенчатую функцию типа той, которая представлена на рис. 2.



Рис. 2. Начальное распределение интенсивности работ

Задача заключается в том, чтобы найти такое разбиение подинтервалов $[s_k, e_k]$, чтобы а) максимум распределения суммарной интенсивности работ был минимален

$$\min_{g} \max_{t} R(t) \tag{4}$$

и/или минимумы суммарной интенсивности работ должны быть максимальны

$$\max_{g} \min_{t} R(t) \tag{5}$$

где g – некоторое размещение интервалов $[s_k, e_k]$;

б) распределение суммарной интенсивности работ R(t) на всем интервале работы системы обслуживания должно быть наиболее равномерным (минимум разницы между max R(t) и min R(t)).

<u>Замечание</u>: полученное размещение *g* не является единственным в силу дискретности квантов времени.

2. Словесное описание алгоритма FV&CH

Название алгоритм FV&CH образовано из сокращения его полного английского имени: «FILL THE VALLEYS & CUT THE HILLS». Смешно сказать, но буквальное словесное описание этого алгоритма приводится в следующих словах Евангелия от Луки (гл.3, стих 5): « ...всякий дол да наполнится, и всякая гора и холм да понизятся».

Но переходя от Библии к математике, дадим строгое (хотя и словесное) описание алгоритма, реализованного на языке Visual Basic.

Итак, мы должны найти такое разбиение подинтервалов (1), чтобы выполнить (4) и/или (5) и сделать R(t) настолько равномерным, насколько это возможно при заданных ограничениях. Разработанная на Visual Basic программа FV&CH имеет две кнопки «Cut Hills» (Срежь Холмы) и «Fill Valleys» (Заполни Долины). Первая кнопка выполняет (4), а вторая – (5). Выбирая последовательность нажатия этих кнопок, мы можем найти разбиение подинтервалов (1), которое наибольшим образом спрямляет распределение R(t).

Объясним алгоритм на иллюстративном примере. Пусть имеется пять работ с заданными объемами v_k и соответствующими допустимыми интервалами исполнения $[S_k, E_k], k=\overline{1,5}$. Ради простоты введем в рассмотрение дискретные кванты времени, с точностью которых измеряется время. Они могут быть равны, например, часу или 15 минутам или 1 минуте и т.д. Исходные данные приведены в табл. 1, где d_1 , d_2 , d_3 , d_4 и d_5 – это некоторые временные интервалы. Например, работа №1 первоначально должна была начаться в начале интервала d_1 и закончиться в конце интервала d_4

Работа №	Объем	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅
1	8	2	2	2	2	
2	9	3	3	3		
3	15		5	5	5	
4	12			4	4	4
5	3		1	1	1	
	9.4 ^{opt}	5	11	15*	12	4*

Табл. 1. Первоначальное размещение работ в допустимых интервалах

Последнее значение в столбце «Объем» дает оптимальное значение нагрузки для идеального случая: когда все работы удается равномерно «размазать» на всем интервале времени, начиная с d_1 и кончая d_5 . В последней строке звездочкой сверху обозначена наибольшая необходимая интенсивность обслуживания, а звездочкой снизу – наименьшая интенсивность для начальной расстановки работ. Начальное распределение работ представлено на рис. 3.

Табл. 1 и рис. 3 показывают, что максимальная нагрузка приходится на интервал d_3 . Найдем те работы, которые предназначались для выполнения в этом интервале в исходном расписании и сдвиг которых мог бы уменьшить максимальную нагрузку.



Рис. 3. Начальное распределение нагрузки в иллюстративном примере

Шаг 1. Начнем с работы №1. Поскольку каждая работа может выполняться только непрерывно и с постоянной нагрузкой, мы можем сдвинуть выполнение всей этой работы либо левее интервала d_3 либо правее. В данном конкретном случае видно, что только сдвиг влево ведет к уменьшению пиковой нагрузки.

<u>Замечание</u>: на первом шаге могла бы быть выбрана и любая другая работа, выполнение которой намечалось в этом интервале в соответствии с исходным расписанием работ. При этом не должна увеличиваться пиковая нагрузка и не должна уменьшаться минимальная нагрузка. Новое расписание приведено в табл. 2.

Работа №	Объем	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Действие
1	8	4	4				Сдвиг влево
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			4	4	4	
5	3		1	1	1		
	9.4	7	13*	13*	10	4*	

Табл. 2. Шаг 1: Проверка размещения работы №1

Мы должны попробовать «пошевелить» и другие работы. В качестве решения на первом шаге выбирается наилучшее из решений. Компьютерная программа легко выполняет эти действия.

В данном примере, выполняя действия вручную, мы на интуитивном уровне отдаем предпочтение работе №4 в качестве следующей работы, подлежащей возможному перемещению. Она может быть вся перемещена для выполнения в интервал времени d_5 . Назовем эту передвижку «вправовправо». Это действие также приводит к улучшению расписания. Заметим, что это действие на первом шаге оказывается наилучшим (см. табл. 3).

		_	_	_	_	_	
Работа №	Объем	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Действие
1	8	2	2	2	2		
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			0	0	12	«вправо-вправо»
5	3		1	1	1		
	9.4	5*	11	11	8	12*	

Табл. 3. Шаг 1: Проверка размещения работы №4

Шаг 2. Этот шаг направлен на «заполнение ямы» в кванте *d*₁. Вся работа №1 перемещается в этот квант. Назовем этот сдвиг «влево-влево». Новое расписание представлено в табл. 4.

				-		-	
Работа №	Объем	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Действие
1	8	8					«влево-влево»
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			0	0	12	
5	3		1	1	1		
	9.4	11	9	9	6*	12*	

Табл. 4. Шаг 2: Проверка размещения работы №1

При этом действии мы одновременно «убили двух зайцев»: минимум возрос, а распределение стало более равномерным.

Шаг 3. Перенесем всю работу №5 в интервал времени *d*₄, т.е. произведем с этой работой операцию переноса «вправо-вправо». Результат переноса показан в табл. 5.

Табл. 5. Шаг 3: Проверка размещения работы №5

Работа №	Объем	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Действие
1	8	8					
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			0	0	12	
5	3		0	0	3		«вправо-вправо»
	9.4	11	8	8	8*	12*	

На этом шаге заканчивается построение наиболее равномерного расписания с минимально возможной «пиковой нагрузкой» и максимальной «недогрузкой».

Сравнение исходного распределения и распределения после оптимизации приведено на рис. 4.



Рис. 4. Сравнение исходного распределения и распределения после оптимизации

Заключение

Предложенный алгоритм FV&CH дает строгое решение в смысле нахождения приближенного к равномерному оптимального расписания обслуживания.

Полученное решение является оптимальным (в смысле выравнивания нагрузки за счет достижения минимума максимальной нагрузки и максимума минимальной нагрузки), хотя и не является единственным.

Описанный алгоритм прост для программирования.

Разработана программа на Visual Basic, использующая этот алгоритм. Программа имеет простой и удобный интерфейс и позволяет работать с неограниченным числом работ при сколь угодно малом временном кванте. Заинтересованных в программе просим обращаться к авторам.

Yakov Genis¹, Igor Ushakov²

OPTIMAL UNIFORM-LIKE SCHEDULING OF MAINTENANCE

The paper presents the algorithm for the optimal scheduling of work performance when the process of maintenance cannot be interrupted but there is some "possession" to perform such maintenance. The maintenance resources are limited. The optimal maintenance means that the schedule provides for as uniform-like distribution of activities of maintenance crews as possible.

1. Formulation of the scheduling problem

There are *n* requests for works with volumes $v_1, v_2, ..., v_n$ (see an example in Fig.1). Each work, *k*, has to be fulfilled during interval $[s_k, e_k]$, which lies between the allowed start moment, S_k , and the permissible end moments E_k , i.e.

$$[s_k, e_k] \subseteq [S_k, E_k]. \tag{1}$$



Fig. 1. The initial intervals and their volumes

During its performance each work cannot be interrupted and rate of its performance must be constant.

¹ Yakov Genis <yashag5@yahoo.com>

² Igor Ushakov <iushakov2000@yahoo.com>

The rate rk of performance of work k within the interval $[s_k, e_k]$ is equal to:

$$r_{k}(t) = \begin{cases} \frac{v_{k}}{e_{k} - s_{k}} & \text{if } t \in [e_{k} - s_{k}] \\ \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$
(2)

It is clear that the total rate of work performance for a given allocation of works, to be denoted as *G*, is equal to

$$R(t) = \sum_{k \in G} r_k(t).$$
(3)

where G is the chosen allocation of works.

Notice that for any chosen schedule function, R(t) is a step function of the type presented in Fig. 2.



Fig. 2. The initial distribution of work rates

The problem is to find such subintervals $[s_k, e_k]$ that a) the maximums of the sum of work rates should be minimal

$$\min_{g} \max_{t} R(t) \tag{4}$$

and/or the minimum(s) of the sum of work rates should be maximum

$$\max_{g} \min_{t} R(t) \tag{5}$$

where g is some allocation of intervals $[s_k, e_k]$;

b) the distribution of the total work rate R(t) on the whole maintenance interval has to be the most uniform-like (minimum difference between max R(t) and min R(t)).

Note: The obtained g is not unique due to the discrete nature of time quanta.

2. Verbal description of the algorithm FV&CH

The title of the algorithm FV & CH is the abbreviation of its whole name "FILL THE VALLEYS & CUT THE HILLS". It is funny but the literal verbal description of this algorithm is given in the following words of the Gospel: "Every valley shall be filled, and every mountain and hill shall be brought down" (Saint Luke, Chapter 3, Verse 5).

But let us go from the Bible to mathematics, and give the strict (though a verbal) description of the algorithm that was implemented in Visual Basic.

So, we should find such splitting of subintervals (1) that allows us to deliver (4) and/or (5), and to make R(t) as uniformly distributed as possible under the given restrictions. The FV&CH program developed in Visual Basic has two buttons: "Cut Hills" and "Fill Valleys". The first button performs, and the second one (5). Choosing the sequence of activation of these buttons, we can find the splitting of subintervals (1), which aligning the distribution R(t) as much as possible.

Let us explain the algorithm using some illustrative example. Let there be five works with specified volumes v_k and corresponding admissible time intervals $[S_k, E_k]$, $k=\overline{1,5}$. For convenience, introduce discrete quanta of time with whose precision the time is measured. They may be equal to, for example, an hour, or 15 minutes, or one minute, etc. The initial data are given in Table 1, wherein the values d_1 , d_2 , d_3 , d_4 and d_5 are some time slots. For example, the work No. 1 initially had to be started at the beginning of slot d_1 and had to be finished at the end of slot d_4 .

	1	1	r			
Work No.	Volume	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅
1	8	2	2	2	2	
2	9	3	3	3		
3	15		5	5	5	
4	12			4	4	4
5	3		1	1	1	
	9.4 ^{opt}	5	11	15*	12	4.

Table 1 Initial distribution of works



Fig. 3. The initial total work rate distribution in the illustrative example

The last value in the column "Volume" gives the optimal rate for the ideal case when we manage to distribute all works on the entire time interval staring from d_1 and ending by d_5 . In the last row the superscript asterisk denotes the maximum rate and the subscript asterisk denotes the minimum rate for the initial distribution of works. The initial distribution of works is given in Fig.3.

Table 1 and Fig. 3 show that the maximum rate for initial work distribution locates at slot d_3 . Let us find what works had to be fulfilled in slot d_3 according to the initial distribution and whose shifting to the left or to the right may decrease the maximum rate.

<u>Step 1</u>. Let us begin with work No.1. Since any work has to be fulfilled with no interruptions, we can move the beginning of this work either to the left or to the right of slot d_4 . In this particular case, only shifting to the left leads to decrease of the peak load.

<u>Note</u>: At step 1, one may choose any other work that had to be performed at this interval according to the initial schedule. However, the peak rate should not increase, and the minimum rate should not decrease. The new schedule is given in Table 2.

Work No.	Volume	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Action
1	8	4	4				Shift to the left
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			4	4	4	
5	3		1	1	1		
	9.4	7	13*	13*	10	4*	

Table 2 Step 1: Distribution after shifting work No.1

We should try to shift other works as well. The best solutions of all will be chosen as the solution at the first step. The computer program performs these actions easily.

In this example, when doing actions manually, we intuitively select work No.4 as the next work subject to possible shifting. This work can be entirely moved to time slot d_5 wherein to be performed. Let us this shift "right-right". This action leads to improvement of the schedule. Note that this action seems to be the best one at the first step (see the Table 3).

 Table 3 Step 2: Distribution after moving work No.4

Work No.	Volume	d ₁	d ₂	d ₃	d ₄	d ₅	Action
1	8	2	2	2	2		
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			0	0	12	"Right-right"
5	3		1	1	1		
	9.4	5*	11	11	8	12*	

<u>Step 2</u>. This step should "fill the hole" in slot d_1 . The entire work No.1 is moved to this slot (we call this move conditionally as "left-left"). The result is shown in Table 4.

		-						
Work No.	Volume	d_1	d_2	<i>d</i> ₃	d_4	d_5	Action	
1	8	8					"Left-left"	
2	9	3	3	3				
3	15		5	5	5			
4	12			0	0	12		
5	3		1	1	1			
	9.4	11	9	9	6*	12*		

Table 4. Step 2: Distribution after moving work No.1

By this action we simultaneously "killed two birds with one stone": we increased the minimum rate and made the rate distribution more uniform-like.

<u>Step 3</u>. Move the entire work No.5 to time slot d_4 , i.e. do the procedure of shifting over this work called "right-right". The result is shown in Table 5.

 Table 5. Step 3: Distribution after moving work No.5

Work No.	Volume	<i>d</i> ₁	<i>d</i> ₂	<i>d</i> ₃	<i>d</i> ₄	<i>d</i> ₅	Action
1	8	8					
2	9	3	3	3			
3	15		5	5	5		
4	12			0	0	12	
5	3		0	0	3		"Right-right"
	9.4	11	8	8	8*	12*	



Fig. 4. The comparison of the initial distribution and the distribution after optimization

At this step we finish building the most uniform-like distribution with a minimum possible peak rate and maximum underuse.

The comparison of the initial distribution and the distribution after optimization is shown in Fig. 4.

Conclusion

1. The suggested algorithm FV&CH gives the strict solution of the problem in the sense of finding of the optimal uniform-like maintenance scheduling.

2. The obtained result is optimal (in terms of aligning rates by reaching the minimum of a maximum rate, and the maximum of a minimum rate), though is not unique.

3. The described algorithm is simple for programming.

4. The program has been developed using Visual Basic that applies this algorithm. The program has a simple and convenient interface and permits to work with an unlimited number of works with slots that may be as small as user needs. Everybody interested in the program, please contact the authors.

Жаднов В.В., Тихменев А.Н.

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫХ ЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ

Предприятия отечественной радиопромышленности, занимающиеся разработкой и производством электронных средств (ЭС) для космических аппаратов (КА), сталкиваются с проблемами обеспечения надежности, и, в первую очередь, безотказности. Об этом свидетельствуют как отказы при проведении приемо-сдаточных испытаний ЭС, так и аварии при эксплуатации КА. Одной из причин такой ситуации является применение устаревших и неточных методов оценки надежности ЭС КА на этапе проектирования, где закладывается та надежность, которая будет реализована при изготовлении и поддерживаться при эксплуатации.

С другой стороны, использование «нижних» оценок показателей безотказности может привести к снижению конкурентоспособности ЭС КА, так как в этом случае для повышения надежности необоснованно используют различные дополнительные способы, что ведет к ухудшению экономических, массогабаритных и других показателей. Поэтому повышение точности расчетной оценки надежности ЭС КА с длительными сроками активного существования, особенно для ЭС, в которых для обеспечения надежности используются и резервирование, и реконфигурация, является актуальной задачей.

Ключевые слова: надежность, электронные средства, отказоустойчивость, имитационное моделирование.

Резервирование – одно из основных средств обеспечения заданного уровня надежности ЭС при недостаточно надежных его составных частях (СЧ). Цель резервирования – обеспечить безотказность ЭС в целом, т.е. сохранить его работоспособность, когда возник отказ одной или нескольких СЧ. Наряду с «традиционным» резервированием путем введения дополнительных (резервных) СЧ применяют и другие виды резервирования. Среди них временное резервированием резервов времени), информационное резервирование (с использованием резервов времени), информационное резервирование (с использованием резервов времени), информационное резервирование (с использованием между СЧ выполнять дополнительные функции или способность ЭС перераспределять функции между СЧ, нагрузочное резервирование, при котором используется способность воспринимать дополнительные нагрузки сверх номинальных, а также способность ЭС перераспределять нагрузки между СЧ [1].

Одним из способов практической реализации резервирования, основанного на способности ЭС перераспределять функции (или нагрузки) между СЧ, является реконфигурация его структуры при отказах. При использовании такого резервирования возникает проблема оценки эффективности

алгоритмов реконфигурации, то есть необходимо оценить, на сколько в количественном исчислении возросли показатели надежности ЭС.

В случае наличия реконфигураций структуры в ходе функционирования ЭС для оценки надежности необходимо учитывать не только возможные комбинации работающих и не работающих СЧ на конец периода функционирования, но и последовательность их отказов. Это обусловлено тем, что при отказе одних СЧ могут изменяться режимы работы других, а, следовательно, и их характеристики надежности [2].

Для таких случаев общепринятые методы аналитических расчетов (методы минимальных путей/ сечений и др.) малопригодны. Для оценки показателей надежности аналитическим методом может быть построена математическая модель, учитывающая структурную избыточность и возможные сценарии отказов и реконфигураций ЭС с вероятностями каждого из них. Такая модель строится на основе теоремы полной вероятности и для максимальной адекватности должна учитывать все возможные сценарии функционирования, при которых сохраняется работоспособность ЭС. В противном случае результаты расчета будет заведомо приближенными.

Однако на практике при большом количестве взаимосвязанных компонентов и разнообразных алгоритмах реконфигураций выполнить данное требование при построении математической модели крайне сложно из-за непомерно большого количества вариантов, поэтому обычно вводят ряд допущений, позволяющих получить «нижнюю» оценку надежности.

Альтернативой аналитическому методу является метод имитационного моделирования. Однако построение модели, ее верификация и проведение имитационного эксперимента являются сложными и достаточно длительными операциями, требующими высокой квалификации исследователя. Применение имитационного моделирования позволяет получить оценку показателей надежности сложных ЭС с высокой точностью за счет адекватного описания его структуры и алгоритмов реконфигурации. Основная сложность применения этого метода заключается не столько в построении формальной модели, сколько в ее верификации для подтверждения правильности полученных результатов.

Несмотря на универсальность этого метода исследования, его применение для расчета надежности не носит системного характера, немногочисленные статьи по данной тематике разрозненны и описывают построение моделей для конкретных структур ЭС [3, 4]. Это приводит к необходимости многократного повторения разработки достаточно схожих между собой моделей надежности ЭС средствами различных языков программирования. Существующие разработки в области имитационного моделирования надежности сложных систем относятся к вопросам технического обслуживания [5]. Для решения этих задач созданы и специализированные программные продукты (например, система AvSim+ компании Isograph) с наборами заготовок и универсальные языки моделирования (например, широко известный язык GPSS позволяет описывать достаточно сложные по структуре системы ЗИП [6]), позволяющие провести моделирование системы технического обслуживания и оценить ее эффективность. Однако применение даже гибких, на первый взгляд, языков имитационного моделирования не позволяет существенно упростить задачу построения и верификации модели ЭС со сложным алгоритмом реконфигурации.

Для решения подобных задач была разработана система АСОНИКА-К-РЭС, позволяющая создавать модели реконфигурируемых ЭС из «стандартных» элементов, по аналогии с тем, как создаются модели систем массового обслуживания в языке GPSS. Система (см. рис. 1) включает в себя компилятор языка, инструменты верификации модели, средства проведения имитационных экспериментов и обработки их результатов.

🔜 АСОНИКА-К-РЭС	
Формальная модель Статистика по компонентам	
Формальная модель	
<pre>distribution Dis_D (4e-5); distribution Dis_D_hran (5e-5); distribution Dis_D_vost (const 24); distribution Dis_vnFail (4e-5);</pre>	Выполнено: 100 Компиляция модели Кол-во экспериментов Длительность эксперимента 100 87600 Расчет: Результат программы ВБР
<pre>knot D1 { state: Fail, Work, pFail, Wait; mode: Normal; startState: Work; startMode: Normal; </pre>	 Наработка на отказ Козф. готовности Доверит. вероятность Данные для графиков 0.87 Старт Сохранение сообщений Доверит. интервал
<pre>cntrlMode: unDistribution; tableDistribution:</pre>	Начать отладку Узел Текущее время: Изменить Состояние Текущее состояние None Режим Текущий режим Выставить стартовое состояние
Сообщения	
	*

Рис. 1. Система АСОНИКА-К-РЭС. Интерфейс пользователя

Для описания моделей был разработан специализированный язык описания отказов реконфигурируемых электронных средств (входной язык системы АСОНИКА-К-РЭС). Язык позволяет описать отдельно каждый компонент ЭС через его список состояний и режимов, а также интенсивности переходов между состояниями. В соответствии с семантикой языка модель каждого компонента в некоторой степени «живет своей жизнью», то есть после начала имитационного эксперимента для каждого компонента определяется время, которое он проведет в стартовом состоянии и далее его состояния начинают изменяться в соответствии с его описанием [7].

В качестве примера рассмотрим задачу расчета блока телеметрии (БТ), который входит в состав бортового интегрированного вычислительного комплекса, (БИВК) предназначенного для использования в околоземном космическом пространстве в составе бортовых вычислительных сетей космического аппарата. Для обеспечения требований по надежности, исходя из структурных особенностей БТ, была разработана схема резервирования и алгоритм реконфигурации.

БТ является сложным изделием, содержащим большое число СЧ, объединенных в резервированные группы на нескольких уровнях разукрупнения. БТ состоит из 2-х комплектов модулей. Однотипные модули расположены на одной ячейке, но питаются от различных источников электроэнергии. БТ имеет локальный контур резервирования для поддержания автономного функционирования независимо от работоспособности остальной части БИВК. Этот контур имеет 4 ступени резервирования и представлен на рис. 2.


Рис. 2. Локальный контур резервирования БТ

Следует отметить, что для цепочек компонентов внутри прямоугольников (см. рис. 2) отказ любого компонента в каждом из них (кроме МКС) или даже нескольких компонентов не приводит к полному отказу всей цепочки, поскольку, если такие же компоненты остаются работоспособными в аналогичной цепочке, то эти отказы могут парироваться аппаратно-программными средствами самого БТ без участия внешнего управления (при условии, что питание подано на обе цепочки) и, таким образом, БТ остается полностью работоспособным.

Модули телеметрии полукомплектов А и Б (см. рис. 2) функционируют следующим образом: - модуль МПС(А) обеспечивает питание следующих групп модулей:

- модуль MM(A) + модуль MMX8(A);

- 2 группы модулей МКПС(А);

- 11 групп модулей МУП2(А), причем каждый модуль МУП2(А) связан по цепям питания с одним из измерительных модулей МПТ32(А), МПА64(А), МПЦ80(А), МПН32(А).

- каждый из двух модулей МКПС(А) связан функционально с группой измерительных модулей: модуль МКПС1(А) связан с тремя модулями МПТ32(А) (группа 1 измерительных модулей на рис. 3), двумя модулями МПЦ80(А) (группа 3 измерительных модулей на рис. 3) и одним модулем МПН32(А) (группа 4 измерительных модулей на рис. 3);

- модуль МКПС2(А) связан с двумя модулями МПТ32(А) (группа 1 измерительных модулей на рис. 3), одним модулем МПА64(А) (группа 2 измерительных модулей на рис. 3) и двумя модулями МПЦ80(А) (группа 3 измерительных модулей на рис. 3).

- аналогично модуль МПС(Б) обеспечивает питанием такие же модули полукомплекта Б.

- при отказе модуля МПС(А) отключаются все модули полукомплекта А, перечисленные выше, и в работу включается модуль МПС(Б) и все модули полукомплекта Б.

- при отказе модулей MM(A) или MMX8(A) в работу включаются модуль MПС(Б) и все модули полукомплекта Б, модули MM(Б) и MMX8(Б) начинают функционировать вместо отключенных модулей MM(A) и MMX8(A).

- при отказе одного из модулей МКПС(А) в работу включаются модуль МКПС(Б) и все модули полукомплекта Б, кроме измерительных модулей и модулей МУП2, связанных с модулем МКПС(Б),

соответствующим исправному модулю МКПС(А). Вместо отказавшего модуля МКПС(А) и связанной с ним цепочки измерительных модулей с соответствующими им модулями МУП2(А) начинает функционировать модуль МКПС(Б) и связанная с ним цепочка измерительных модулей и модулей МУП2(Б).

- при отказе одного из модулей МУП2(А) или одного из измерительных модулей полукомплекта А в работу включаются следующие модули: МПС(Б), ММ(Б), ММХ8(Б), МКПС1(Б), МКПС2(Б), измерительный модуль полукомплекта Б вместе со своим модулем МУП2, соответствующие отказавшему модулю полукомплекта А. Все остальные измерительные модули и соответствующие им модули МУП2 полукомплекта Б остаются в выключенном состоянии. Вместо отказавшего модуля МУП2(А) или измерительного модуля полукомплекта А начинают функционировать соответствующий измерительный модуль полукомплекта Б и связанный с ним по питанию модуль МУП2(Б).

Структурная схема надежности БТ, соответствующая этим условиям функционирования, приведена на рис. 3.



Рис. 3. Структурная схема надежности БТ

Описание модулей БТ на входном языке системы АСОНИКА-К-РЭС является достаточно простым, т.к. все они являются невосстанавливаемыми и просто работают до отказа, и лишь для модулей полукомплекта Б есть два режима: ожидания (хранения) и работы. Такой процесс можно представить в виде диаграммы, приведенной на рис. 4.

Для «элементарных» компонентов моделируется переход из состояния в состояние через законы распределения. Переход в другое состояние с тем же режимом характеризуется некоторой плотностью вероятности во времени. Плотность в формальной модели задается через закон распределения времени нахождения компонента в каждом состоянии.



Рис. 4. Диаграммы переходов модулей БТ

Переход из состояния в состояние также может произойти в результате какого-либо события в модели. Причем переход по интенсивности не может изменить режима, изменяется только состояние. Событие же может перевести компонент в любую пару «режим-состояние». Семантика стандартной модели компонента предполагает, что первое состояние – это состояние отказа, из него переход в другое состояние невозможен.

Формальная модель компонента выглядит несколько более громоздко, но, несмотря на это, достаточно проста и логична:

knot MMX8 B state: Fail, Work: mode: Normal, Wait; startState: Work; startMode: Wait; cntrlMode: unDistribution; tableDistribution: Normal | Wait Work | Dis MMX8|Dis_MMX8_Wait; tableStateChange: Normal |Wait Work Fail Fail: }; Приведенное описание является универсальным и состоит из следующих блоков: - state <список возможных состояний компонента>; - mode <список возможных режимов компонента>; - startState <стартовое состояние>;

- startMode <стартовый режим>;
- cntrlMode <параметр, определяющий тип компонента (элементарный или составной)>;
- tableDistribution <таблица распределений времени нахождения в каждой паре (режим; состояние)>;
- tableStateChange <таблица направлений переходов из каждой пары (режим; состояние)>.

Таким образом, «текстовая» модель однозначно описывает вид диаграммы переходов, представленной на рис. 4.

В данной модели используется экспоненциальное распределение, поэтому нет необходимости в учете предыдущих состояний компонента, однако в общем случае предусмотрена возможность учета пути для других типов распределения. Такие модели описаны в [7].

Объединение компонентов в единую модель проводится путем использования компонентов более высокого уровня разукрупнения. Так, в качестве этого может использоваться либо условное обозначение группы компонентов, входящих в резерв, либо описание ЭС в целом. Группа компонентов определяется аналогично отдельному компоненту, но ее состояние определяется не распределением, а как функция от состояния других компонентов. При этом в условие отказа группы может быть включен как элементарный компонент, так и группа компонентов. Именно для этого внешне компонент, описывающий группу, характеризируется такими же параметрами, как и элементарный – состояние и режим работы [8].

При построении модели БТ достаточно удобно объединить в группы компоненты из полукомплекта А и Б, которые резервируют друг друга. Для описания критериев отказа используются логико-математические операции над состояниями компонентов. В общем случае это может быть вычислительная процедура со своими локальными и глобальными переменными, циклами и ветвлениями. В случае же модели БТ достаточно использовать небольшие выражения над состояниями компонентов. Результат такого выражения должен быть равен «1», если группа работоспособна, и «0» в случае ее отказа. Для любой из резервированных групп написать такое выражение не составляет труда. Пример такого выражения приведен ниже:

function FunctGroup2
{
 return (MPS_A&MUP2_2_A &MPT32_2_A)|(MPS_B&MUP2_2_B&MPT32_2_B);
};

При вычислении состояния имена компонентов заменяются «1», если компонент не в состоянии отказа (первом указанном в списке состояний), и «0» в противоположном случае. Также можно использовать следующую запись: K1_1:Work. Этот оператор возвращает «1», если компонент находится в состоянии «Work» и «0» для любого другого состояния. Таким образом, данное выражение остается равным «1» до тех пор, пока остаются работоспособными компоненты хотя бы в одном полукомплекте.

Для описания подключения резервных компонентов и отключения основных используется специализированная конструкция switch_event. Эта конструкция представляет собой пару «условие реконфигурации – действие реконфигурации». Для описания действия реконфигурации используются операторы смены состояния и смены режима. В условии реконфигурации также используются логико-математические операции над состояниями компонентов в модели, однако для упрощения задачи были добавлены операторы определения момента перехода компонента из состояния в состояние. Для описания реконфигураций внутри БТ необходимо создать достаточно много действий реконфигурации, но они являются дополнением друг друга. Каждое из действий описывает реконфигурацию при отказе одного компонента, поэтому включает в себя всего несколько действий. Пример одной из таких конструкций приведен ниже:

```
switch_Event MUP_1_A_FAIL (->MUP2_1_A:Fail|->MPT32_1_A:Fail)
{
set_mode (MPS_B:Normal);
```

set_mode(MM_B:Normal); set_mode(MMX8_B:Normal); set_mode(MKPS1_B:Normal); set_mode(MKPS2_B:Normal); set_mode(MUP2_1_B:Normal); set_mode(MPT32_1_B:Normal); };

В данном примере условием начала реконфигурации является переход компонента МУП2 или компонента МПТ32 в состояние отказа. Действием является изменение режимов тех компонентов, которые должны включиться в работу в соответствии с описанием: это общие компоненты полукомплекта Б и резервная группа для отказавших компонентов. Составить остальные действия реконфигурации по аналогии с этим не представляет особого труда, так как они полностью повторяют описание структуры БТ.

После программирования описания формальной модели необходима ее верификация, так как, не подтвердив адекватность запрограммированных алгоритмов реконфигурации и критериев отказов, нельзя быть уверенным, что результаты моделирования будут достоверными.

На начальном этапе для верификации использовались результаты расчета вероятности безотказной работы (*P*_{БТ}), полученные по следующей математической модели:

$$P_{BT}(t) = e^{-\lambda_{A(\mathfrak{z})}t} + \sum_{i=1}^{10} \lambda_{Mi(\mathfrak{Z})} \int_{0}^{t} e^{-\lambda_{B(\mathfrak{Z})}\tau} \cdot e^{-\lambda_{A(\mathfrak{z})}\tau} \cdot P_{pe_{\mathfrak{Z}}(i)}(t-\tau)d\tau,$$
(1)

где $\lambda_{A(\mathfrak{I})}$ – интенсивность отказов всех модулей полукомплекта A, находящихся во включенном состоянии; i – номер сценария реконфигурации, соответствующего отказу в момент времени τ i-го модуля из полукомплекта A; $\lambda_{Mi(\mathfrak{I})}$ – интенсивность отказов i-го модуля полукомплекта A во включенном состоянии; $\lambda_{\mathcal{F}(x)}$ – интенсивность отказов всех модулей полукомплекта A, находящихся в выключенном состоянии; $P_{pe3(i)}$ – BБР резервированной системы модулей телеметрии за время t, после отказа в момент времени τ i-го модуля полукомплекта A, при условии что до момента τ все модули полукомплекта Б были исправны.

Модель (1) имеет ряд ограничений, в частности при ее выводе было принято, что полукомплект Б должен быть полностью исправен для замены любого отказавшего модуля полукомплекта А, однако в реальности требуется функционирование только тех узлов, которые непосредственно включаются в работу в соответствии со сценарием реконфигурации и лишь один из сценариев требует полнофункционального комплекта Б – отказ МПС(А), в то время как остальные допускают возможность отказа части компонентов полукомплекта Б. Кроме того, (1) учитывает реконфигурацию БТ только при первом отказе, а любой последующий отказ считается отказом всей БТ, что также не соответствует реальному алгоритму функционирования.

Несмотря на эти ограничения, очевидно, что значение $P_{\rm ET}$, полученное в результате имитационного моделирования, не может быть ниже рассчитанного по модели (1). Кроме того, для верификации модели в системе АСОНИКА-К-РЭС предусмотрена и возможность проведения управляемого эксперимента. В этом случае пользователь сам определяет последовательность отказов компонентов и контролирует состояние модели после каждого отказа (рис. 5).

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫХ ЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ

альная мод	ель Статисти	ка по компо	нентам						
Имя узла	Состоян	пред. С	Режим	пред. Р	Время см	Распределение			
EL_1 EL_2 Switcher RES	Fail Work StS Work	Work Rezerv SLS Work	Normal Save Normal Normal	Save Save Normal Normal	-1 168131691 556 -1	None Dis_Save Dis_per_Save unFunction	Выполнено: 100 Колно эксперимент 100 Результат программ Доверит. вероятнос 0.87 Доверит. интервал Узел EL_1 Состояние Fail	ов Длительно 87600 Расчет: ВБР Наработка Козф. готое Тъ Старт Текущее время: 2988 Текущее состояни Work	Компиляция модели тъ эксперимента на отказ вности Данные для графиков Сохранение сообщений Начать отладку Изменить Шаг без изменений
							Normal	текущий режим ▼ Normal	Выставить стартовое состояние
-> Старт -> Выпол -> Switcl -> Bыпол -> Старт -> Табли -> Имя у	StartSwitc нилось усло hOn выстави иилось усло DrawTime ца состояни вла	h вие событ ло узлу Е ло узлу Е вие событ я системы состояние	ия Switch L_2 режи L_1 режи ия Switch после он сост	hOn м №0 м №0 hOn кончания п г. на нача	зага экспер: ыло шага	имента режим	режии на начало шага	время смены состоя	іния
								1.65.0.62012	



1	Шаг отладки 🕅	7							
\		/							
info->	Часы сдвинуты н	а 330 часов							
info->	Часы системы вы	ставленны на з	начение 2988 часов						
info->	Изменяет сотоян	ие узел Switch	er						
info->	Узлу Switcher присвоенно состояние StS								
info->	CTapT StartSwitch								
info->	Выполнилось усл	овие события S	witchOn						
info->	SwitchOn выстав	ило узлу EL_2	режим №0						
info->	SwitchOn выстав	ило узлу EL_1	режим №0						
info->	Выполнилось усл	овие события S	witchOn						
info->	Старт DrawTime								
info->	Таблица состоян	ия системы пос	ле окончания шага экспер	имента					
info->	Имя узла	состояние	сост. на начало шага	режим	режим на начало шага	время смены состояния			
info->	EL_1	Work	Work	Save	Normal	19813522			
info->	EL_2	Rezerv	Rezerv	Save	Normal	81382895			
info->	Switcher	StS	StW	Normal	Normal	3544			
info->	RES	Work	Work	Normal	Normal	-1			
í.	Шап оппалки	108 U							
۰ <u>\</u>	шаг отнадног	/							
info->	УЗЛУ ЕТ 1 ПОИСВ	оенно состояни	e Fail pexxum Work						
info->	> Chang Lag in proceeding coclosing rail permittions								
info->	Выполнилось усл	овие события Е	L 1 fail						
info->	EL 1 fail выста	вило узлу EL 2	состояние №1						
info->	CTAPT DrawTime								
info->	Таблица состоян	ия системы пос	ле окончания шага экспер	имента					
info->	Имя узла	состояние	сост. на начало шага	режим	режим на начало шага	время смены состояния			
 info->	 EL_1	 Fail	Work	Normal	Save	-1			

Рис. 6. Система АСОНИКА-К-РЭС. Лог-файл управляемого эксперимента

В случае несоответствия реакции модели описанию работы БТ поиск ошибки можно осуществить при помощи анализа лог-файла выполнения шага эксперимента, в котором содержится информация о том, какие условия каких событий реконфигурации были выполнены и какие именно действия с компонентами модели ими были проведены. Пример такого лог-файла приведен на рис. 6.

Так как события реконфигурации обычно имеют достаточно простые условия и выполняют не так много действий, то на основе этого лог-файла и распечатки состояния компонентов до и после изменения можно легко определить источник ошибок и внести коррективы в программу (модель). Отметим, что в общем случае всегда рекомендуется верифицировать модель с участием специалиста, хорошо знающего объект исследования и не занятого непосредственно в разработке модели, т.к. это существенно облегчает процесс верификации и способствует быстрому поиску и устранению ошибок.

Однако и верифицированная модель не может дать «точную» оценку вероятности безотказной работы (или средней наработки) даже при значительном количестве виртуальных экспериментов (испытаний модели), поэтому для вычисляемых показателей надежности в системе АСОНИКА-К-РЭС рассчитывается доверительный интервал для доверительной вероятности, задаваемой пользователем. Очевидно, что увеличение числа экспериментов ведет к повышению точности оценки показателей надежности исследуемого ЭС. Графики, характеризующие снижение относительной ширины доверительного интервала для $P_{\rm bT}$ при увеличении количества экспериментов, приведены на рис. 7.



Рис. 7. Зависимость ширины доверительного интервала P_{БТ} от количества экспериментов

Полученная в результате имитационного моделирования оценка $P_{\rm bT}$ оказалась на 17% выше результатов аналитического расчета по модели (1), что позволило подтвердить эффективность алгоритма реконфигурации БТ. Кроме того, по собранной в ходе экспериментов статистике времен отказов БТ были построены зависимости $P_{\rm bT}$ (рис. 8) и интенсивности отказов (рис. 9) от времени.

Такие графики представляют интерес при исследованиях надежности ЭС и поэтому включены в состав сервисных функций системы АСОНИКА-К-РЭС.

Еще одним полезным дополнением к методу имитационного моделирования, реализованному в системе АСОНИКА-К-РЭС, является возможность сбора статистик по причинам отказа. Это позволяет провести сравнительный анализ и выявить не только наименее надежные группы





Рис. 9. Система АСОНИКА-К-РЭС. График зависимости интенсивности отказов от времени

компонентов, но и наоборот, определить составные части ЭС, обладающие избыточной надежностью. Проведение повторных расчетов после внесения изменений в модель дает возможность оценить эффект этих изменений, и, тем самым, оптимизировать ЭС по критерию надежности.

Таким образом, в заключении можно констатировать, что созданный язык описания процесса реконфигурации ЭС при отказах его компонентов и программное обеспечение для работы с ним являются эффективными и перспективными инструментами исследования надежности. Применение системы АСОНИКА-К-РЭС позволяет не только повысить точность расчетов за счет адекватного описания структуры и алгоритмов реконфигурации ЭС, но и провести исследования, направленные на оптимизацию их структуры с точки зрения обеспечения надежности, непосредственно инженерам-разработчикам, от которых не требуется глубоких знаний ни в области имитационного моделирования, ни в теории надежности.

Литература

1. ГОСТ 27.002-89. Надежность в технике. Термины и определения.

2. Жаднов В.В., Лазарев Д.В. Модели характеристик надежности составных частей РЭА. / Надежность: Научно-технический журнал. № 4 (11), 2004. – с. 15-23. 3. **Федухин А.В.** Моделирование надежности восстанавливаемой резервированной системы со структурой типа «k из n». / Математичні машини і системи, 2008, № 4.

4. Задорожный В.Н., Рафалович С.А. Решение уравнений в переключательных функциях на GPSS WORLD. / Автоматизированные системы обработки информации и управления в УНИРС: Сб. докл. студенч. науч.-практ. конф. – Омск: ОмГТУ, 2007. – с. 31-34.

5. John J. Black, Mejabi O.O. Simulation of Complex Manufacturing Equipment Reliability Using Object Oriented Methods. / Reliability Engineering & System Safety, 2004.

6. **Тихменев А.Н.** Применение языка GPSS WORLD для моделирования отказов электронных средств со сложной структурой резервирования. / Надёжность и качество: Труды Международного симпозиума: в 2-х т. // Под ред. Н.К. Юркова. – Пенза: ПГУ, 2011 – 1 т. – с. 333-335.

7. **Тихменев А.Н.** Язык описания отказов электронных средств с реконфигурируемой структурой. / Научно-техническая конференция студентов, аспирантов и молодых специалистов МИЭМ: Тез. докладов. – М.: МИЭМ, 2010. – с. 137.

8. Жаднов В.В., Тихменев А.Н. Моделирование компонентов электронных средств с реконфигурируемой структурой. / Надёжность и качество: Труды Международного симпозиума: в 2-х т. // Под ред. Н.К. Юркова. – Пенза: ПГУ, 2010 – 1 т. – с. 330-331.

9. Жаднов В.В., Полесский С.Н., Тихменев А.Н. Разработка моделей надежности для проектных исследований надежности радиоэлектронной аппаратуры. / Радиовысотометрия-2010: Сб. тр. Третьей Всероссийской научно-технической конференции. // Под ред. А.А. Иофина, Л.И. Пономарева. – Екатеринбург: Из-во «Форт Диалог-Исеть», 2010. – с. 200-201. Zhadnov V.V., Tikhmenev A.N.

SIMULATION MODELLING IN ESTIMATING RELIABILITY OF FAIL-SAFE ELECTRONIC EQUIPMENT

Enterprises of Russia's radio industry engaged in development and production of electronic instrumentation (EI) for space vehicles (SV), face problems of insuring reliability and, first of all, problems of failurefree operation. Failures during El acceptance tests and accidents at SV operation are real evidences of mentioned problems. One of the reasons of such situation is application of out-of-date and inaccurate methods of estimating the reliability of SV El at the design stage where developers embed the reliability that will be realized during production and supported at the operation stage.

On the other hand, use of "lower" estimates of failure-free operation parameters can lead to decrease of SV El competitiveness, as this way in order to enhance reliability, manufacturers unreasonably use various additional ways that lead to deterioration of economic, mass-dimensional and other indices. Therefore, increase of accuracy of estimating the reliability of SV El with long terms of active existence is a pressing problem, in particular for El wherein redundancy as well as reconfiguration is used to ensure reliability.

Keywords: reliability, electronic equipment, fail-safety, simulation modeling.

Redundancy is one of the basic means to insure a required level of EI reliability with its insufficiently reliable constituents (C). The purpose of redundancy is to provide failure-free operation of EI as a whole, i.e. to keep its serviceability when there is a failure of one or several Cs. Together with «traditional» redundancy introducing additional (redundant) Cs, there are also other kinds of redundancy used. Among them, there is time redundancy (using time reserves), information redundancy (using reserves of information), functional redundancy when we use the ability of C to carry out additional functions or the ability of EI to redistribute functions between Cs, loading redundancy when the ability to take on additional loads exceeding nominal ones and the ability of EI to redistribute loads between Cs are used [1].

One of the ways of practical implementation of redundancy based on the EI ability to redistribute functions (or loads) between Cs is reconfiguration of its structure during failures. When using such redundancy, there occurs a problem of estimating the efficiency of reconfiguration algorithms, i.e. it is necessary to estimate how much the reliability parameters of EI have increased quantitatively.

In case of availability of structure reconfigurations during EI operation, to estimate reliability it is necessary to take into account not only possible combinations of working and not working Cs at the end of the time period of functioning, but also the sequence of their failures. It is caused by the fact that failures of some Cs can make other Cs change their operating modes, and consequently, their reliability characteristics [2].

The standard methods of analytical calculations (methods of minimal paths / cross sections, etc.) are of little use for such cases. To estimate reliability parameters by using an analytical method, we can build some mathematical model that takes into account the structural redundancy and possible failure scenarios and reconfigurations of EI with probabilities of each of them. Such a model is developed on the basis of the theorem of total probability, and to be as much adequate as possible, should take into account all possible operation scenarios when EI serviceability is retained, otherwise results of calculation will be obviously approximate.

However, in practice with a lot of interrelated components and various reconfiguration algorithms it is extremely difficult to satisfy the given requirement when constructing a mathematical model due to a huge amount of alternatives, therefore one usually makes a number of assumptions that allow us to obtain the «lower» estimation of reliability.

The alternative to an analytical method is the method of simulation modelling. However, construction of a model, its verification and conduction of a simulation experiment are quite complicated and timeconsuming operations requiring high qualifications of a researcher. Application of simulation modelling allows to very precisely estimate the reliability parameters of a complex EI due to the adequate description of its structure and reconfiguration algorithms. The basic complexity of application of this method consists not so much in construction of a formal model, but in its verification to confirm the correctness of obtained results.

In spite of universality of this research method, its application for reliability calculation is not systematical; a few articles on the topic are isolated and describe construction of models for particular EI structures [3, 4]. It leads to the necessity of recurrence of developing sufficiently similar models of EI reliability by

🔛 AC	соника-к-рэс		J X
Форм	иальная модель Статистика по компонентам		
	Формальная модель		
	distribution Dis_D (4e-5);	Выполнено: 100 Компиляция модели	
	distribution Dis_D_hran (5e-5); distribution Dis_D_vost (const 24); distribution Dis_mFail (4o-5);	Кол-во экспериментов Длительность эксперимента 100 87600	
	knot D1	Расчет: Результат программы Маработка на отказ Козф. готовности	
1000	{ state: Fail, Work, pFail, Wait;	Доверит. вероятность Данные для графиков	
>	mode: Normal; startState: Work;	Доверит. интервал	>
	startMode: Normal;		
	cntrlMode: unDistribution;	, Начать отладку	
	tableDistribution:	Узел Текущее время:	
	Work Dis_D	Состояние Текущее состояние	-
	<pre>wait [Dis_D_hran] pFail [Dis_D_vost;</pre>	 None Шаг без изменений 	
	,	Режим Текущий режим Выставить стартовое	•
Coo	бщения		
			<
			+

Fig. 1. The ASONIKA-K-RES system: user interface

means of various programming languages. Existing developments in the field of reliability simulation of complex systems concern the issues of maintenance service [5]. To solve these problems, there are also some specialized software products (for example, AvSim + system by Isograph company) with some sets of templates, and some universal languages of modelling (for example, a widely known GPSS language provides a possibility to describe sufficiently complex structure systems of spares [6]), which allow us to model a maintenance service system and estimate its efficiency. However, even application of flexible (as it seems at first glance) languages of simulation modelling does not allow us to essentially simplify the problem of constructing and verifying an EI model with a complicate reconfiguration algorithm.

In order to solve similar problems, the ASONIKA-K-RES system has been developed. The system enables to build models of reconfigurable EI using «standard» elements, by analogy to how models of queuing systems in the GPSS language are created. The system (see Fig. 1) includes a language compiler, model verification tools, means for carrying out simulation experiments and processing their results.

The specialized language for description of reconfigurable EI failures (ASONIKA-K-RES system input language) has been developed for model description. The language allows describing separately each component of EI through its list of states and modes, and also transitioning rates in between states. In compliance with the language semantics, the model of each component to some extent "lives its own life", that is, after the beginning of a simulation experiment for each component we define time for which it should keep in initial state, and after that its states start to change in compliance with its description [7].

As an example, we shall consider the calculation problem of telemetry unit (TU) which is part of the onboard integrated computer complex (OICC) intended for use in near-Earth space environment as part of onboard computer networks of a space vehicle. To insure reliability requirements, a redundancy schematic and reconfiguration algorithm have been developed using structural features of TU.

TU is a complex product containing a big number of Cs, incorporated in redundancy groups at several downsizing levels. TU consists of 2 sets of modules. The same type modules are located in one cell, but are fed from various sources of power supply. TU has a local circuit of redundancy for supporting independent functioning, irrespective of serviceability of other parts of OICC. This circuit has 4 levels of redundancy and is presented in Fig. 2.



Fig. 2. Local circuit of TU redundancy

It is worth to note that for chains of components inside bars (see Fig. 2), failure of any component in each of them (except for MKC), or even several components, does not lead to total failure of the whole chain since if the same components remain efficient in a similar chain these failures can be parried by hardware-software means of TU without participation of external control (provided that power supply is sent onto both chains) and, thus, TU remains completely efficient.

Telemetry modules of half-sets A and B (see Fig. 2) function as follows:

- The MPS module (A) provides power supply to the following groups of modules:
- module of MM (A) + module MMH8 (A);
- 2 groups of modules MKΠC(A);

• 11 groups of modules MYII2(A), and in this case each module MYII2(A) is connected over power supply circuits to one of measuring modules MIIT32(A), MIIA64(A), MIIL80(A), MIIH32(A).

- Each of the two modules $MK\Pi C(A)$ is connected functionally to groups of measuring modules: the module $MK\Pi C1(A)$ is connected to the three modules $M\Pi T32(A)$ (group of 1 measuring modules in Fig. 3), to the two modules $M\Pi III(80(A)$ (group of 3 measuring modules in Fig. 3) and to the one module $M\Pi H32(A)$ (group of 4 measuring modules in Fig. 3);

- Module MK Π C2(A) is connected to the two modules M Π T32(A) (group of 1 measuring modules in Fig. 3), to the one module M Π A64(A) (group of 2 measuring modules in Fig. 3) and to the two modules M Π L480(A) (group of 3 measuring modules in Fig. 3).

- Similarly the module MIIC(B) provides power supply to such modules of the half-set B.

- When the module $M\Pi C(A)$ fails, all modules of the half-set A listed above are disconnected, and the module $M\Pi C(B)$ and all modules of the half-set are activated.

- When modules of MM (A) or MMX8 (A) fail, the module $M\Pi C(B)$ (B) and all modules of the halfset are activated, and modules of MM (B) and MMX8 (B) start to function instead of the switched-off modules of MM (A) and MMX8 (A).

- When one of the modules MKIIC(A) fails, the module MKPS (B) and all modules of the half-set are activated, except for measuring modules and modules MVII2, connected to the module MKIIC(B), corresponding to the serviceable module MKIIC(A). Instead of the failed module MKIIC(A) and the chain of measuring modules connected to it with their corresponding modules MVII2(A), the module MKIIC(B) and the chain of measuring modules connected to it and modules MVII2(B) start to function.

- When one of the modules MYII2(A) or one of the measuring modules of the half-set A fail, the following modules are activated: (B), MM(B), MMX8(B), MKIIC1(B), MKIIC2(B), the measuring module of the half-set B together with the module MYII2 corresponding to the failed module of the half-set A. All other measuring modules and modules MUP2 of the half-set B corresponding to them keep switchedoff. Instead of the failed module MYII2(A) or the measuring module of the half-set A, the corresponding measuring module of the half-set B and connected with it by power supply module MYII2(B) start to function.

The block diagram of TU reliability corresponding to these conditions of functioning is shown in Fig. 3.

SIMULATION MODELLING IN ESTIMATING RELIABILITY OF FAIL-SAFE ELECTRONIC EQUIPMENT



The description of TU modules in the input language of system ASONIKA-K-RES is simple enough since all of them are no restorable and just operate to failure, and only for modules of the half-set B there are two modes: expectations (storage) and operation. Such process can be presented in the form of diagram shown in Fig. 4.



Fig. 4. Diagrams of transitions of TU modules

Transition of "elementary" components from one state to another is modeled through the laws of distribution. Transition into another state with the same mode is characterized by some density of probability in time. The density in formal model is set through the law of time distribution of a component being in each state.

Transition from one state into another can also take place as a result of any event in the model. And intensity induced transition cannot change a mode, only the state changes. An event can transfer a component in any pair "mode – state". The semantics of the standard model of a component assumes that the first state is a state of failure, from that state the transition in other state is impossible.

The formal model of a component looks more bulky, but still it is simple enough and logical:

```
knot MMX8_B
state: Fail, Work;
mode: Normal, Wait;
startState: Work;
startMode: Wait;
cntrlMode: unDistribution;
tableDistribution:
   Normal |
                   Wait |
Work | Dis MMX8|
                          Dis MMX8 Wait;
tableStateChange:
      Normal |Wait
Work
            Fail
                  |Fail:
};
```

The presented description is universal and will consist of the following blocks:

- state <the list of possible states of a component>;

- mode <the list of possible modes of a component>;

- startState <starting condition>;

- startMode <starting mode>;

- cntrlMode <parameter determining the type of a component (elementary or compound)>;

- tableDistribution ;

- tableStateChange .

Thus, the "text" model definitely describes the diagram form of transitions, shown in Fig. 4.

The exponential distribution is used in the given model, therefore there is no necessity to take into account the previous states of a component, and however, the possibility for considering other types of distribution is generally stipulated. Such models are described in [7].

Components are combined into a common model by using components of a higher downsizing level. So, either symbolic notation of a group of components included in the reserve or EI description as a whole can be used for this. A group of components is defined similarly as a single component but its state is determined not by the distribution, but as a function of the state of other components. Thus, an elementary component and a group of components can be both included in a state of group failure. This is why a component externally describing a group is characterized by the same parameters as an elementary one is characterized by a state and an operating mode [8].

When constructing a TU model, it is convenient enough to combine components into groups from half-sets A and B which back up each other. To describe failure criteria, logical and mathematical

operations over states of components are used. Generally, it can be a computing operation with its own local and global variables, cycles and ramifications. In the case of TU model, it is sufficient to use small expressions related to states of components. The result of such expression should be equal to «1" if the group is efficient, and to "0" in case of its failure. For any of redundant groups it is possible to write such an expression. The example of such an expression is shown below:

```
function FunctGroup2
{
    return (MPS_A&MUP2_2_A &MPT32_2_A)|( MPS_B&MUP2_2_B&MPT32_2_B);
};
```

When calculating the state, names of components are replaced by "1" if the component is not in a failure state (the first state specified in the list of states), and by "0" otherwise. It is also possible to use the following writing: $K1_1$: Operation. This operator returns "1" if the component is in a "Operation" state and – "0" for any other state. Thus, the given expression remains equal to "1" until components remains efficient even in one half-set.

To describe the switching-on of redundant components and the switching-off of the basic ones, a specialized construction switch-event is used. This construction represents the pair "reconfiguration condition – reconfiguration action". To describe reconfiguration action, operators of state change and mode change are used. In the case of reconfiguration, logical and mathematical operations over the states of components in the model are also used. However, to simplify the task, operators for defining the time of transition of a component from one state into another have been added. To describe reconfigurations inside a TU, it is necessary to create many reconfiguration actions but they supplement each other. Each of actions describes reconfiguration in case of failure of one component; therefore, it includes just a few operations. The example of one such construction is shown below:

```
switch_Event MUP_1_A_FAIL (->MUP2_1_A:Fail|->MPT32_1_A:Fail)
{
  set_mode (MPS_B:Normal);
  set_mode(MM_B:Normal);
  set_mode(MKPS1_B:Normal);
  set_mode(MKPS2_B:Normal);
  set_mode(MUP2_1_B:Normal);
  set_mode(MPT32_1_B:Normal);
};
```

In the given example the condition for the beginning of reconfiguration is transition of the component MVII2 or a component in MIIT32 into failure state. Action consists in changing modes of those components which should be put into operation according to the description: these are the common components of the half-set and the redundant group for failed components. It is not difficult to make other reconfiguration actions by analogy as they completely repeat the description of TU structure.

After programming of the description of the formal model, its verification is required since if we have not verified the adequacy of the programmed reconfiguration algorithms and failure criteria, it is impossible to be confident that the results of modelling will be reliable.

At the initial stage for verification we used the results of probability calculation of failure-free operation $(P_{\rm BT})$ obtained under the following mathematical model:

$$P_{\mathcal{B}T}(t) = e^{-\lambda_{\mathcal{A}(\mathfrak{s})}t} + \sum_{i=1}^{10} \lambda_{\mathcal{M}i(\mathfrak{I})} \int_{0}^{t} e^{-\lambda_{\mathcal{B}(\mathfrak{s})}\tau} \cdot e^{-\lambda_{\mathcal{A}(\mathfrak{s})}\tau} \cdot P_{pe\mathfrak{I}(i)}(t-\tau)d\tau,$$
(1)

where $\lambda_{A(\mathcal{P})}$ is failure rate of all the modules of the half-set A being in the switched-on state; *i* is number of a reconfiguration script corresponding to failure at the moment of time τ of the *i*-th module from the half-set A; $\lambda_{Mi(\mathcal{P})}$ is failure rate of the *i*-th module of the half-set A being in the switched-on state; $\lambda_{E(x)}$ is failure rate of all the modules of the half-set B being in the switched-on state; $P_{pe3(i)}$ is probability of failure-free operation of the redundant system of telemetry modules during the time *t*, after failure at the moment of time τ of the *i*-th module of the half-set A provided that before the moment of time τ all modules of the half-set B were serviceable.

Model (1) has a number of restrictions, in particular it was accepted that the half-set B should be completely serviceable for replacement of any failed module of the half-set A. In reality, however, it is required that only those units which are directly involved in operation according to the reconfiguration script should function, and only one of the scripts needs a full-function complete set B, i.e. failure of $M\Pi C(A)$, while the others tolerate the possibility of failure of some components pertaining to the half-set B. In addition, (1) takes into account reconfiguration of TU only at the first failure, and any subsequent failure is considered as failure of all TU which also does not correspond to the real algorithm of functioning.

Despite of these restrictions, it is obvious that the value $P_{\rm BT}$ obtained as a result of simulation modelling cannot be lower than that calculated as to model (1). Besides, the ASONIKA-K-RES system provides the opportunity of conducting a controlled experiment to verify the model. In this case the user on his/her own defines the sequence of failures of components and controls a model's state after each failure (Fig. 5).



Fig. 5. The ASONIKA-K-RES system: process of model verification

In case of mismatch of a model's reaction to the description of TU operation, the error can be found with the help of the analysis of the log file as to execution of an experiment's step, which contains data about which conditions pertaining to which reconfiguration events have been satisfied and which operations over a model's components have been made. An example of such log file is presented in Fig. 6.

Ι.	Шаг отладки 🕅	7								
		/								
info->	часы сдвинуты н	а 330 часов								
info->	Часы системы вы	ставленны на з ко ирод Switch	начение 2900 часов							
info->	Nomy Switcher n	Ne ysen switch	OTINO StS							
info->	Grapm StartSwitch									
info->	Выполнилось усл	овие события S	witchOn							
info->	SwitchOn BUCTAB	MIO VERV FL 2	DENUM NO							
info->	SwitchOn Bucras	ило узлу EL 1	режим №0							
info->	Выполнилось усл	овие события S	witchOn							
info->	Старт DrawTime									
info->	Таблица состоян	ия системы пос	ле окончания шага экспер	имента						
info->	Имя узла	состояние	сост. на начало шага	режим	режим на начало шага	время смены состояния				
info->	EL_1	Work	Work	Save	Normal	19813522				
info->	EL_2	Rezerv	Rezerv	Save	Normal	81382895				
info->	Switcher	StS	StW	Normal	Normal	3544				
info->	RES	Work	Work	Normal	Normal	-1				
, —		,								
	Шаг отладки	.vs8 (
info->	Узлу EL 1 присв	оенно состояни	e Fail peжим Work							
info->	CTAPT StartSwit	ch	-							
info->	Выполнилось усл	овие события Е	L 1 fail							
info->	EL_1_fail выста	вило узлу EL_2	состояние №1							
info->	Старт DrawTime	_								
info->	Таблица состоян	ия системы пос	ле окончания шага экспер	имента						
info->	Имя узла	состояние	сост. на начало шага	режим	режим на начало шага	время смены состояния				
info->	EI, 1	Fail		Normal	Save	-1				

Fig. 6. The ASONIKA-K-RES system: log file of a controlled experiment

As reconfiguration events usually have sufficiently simple conditions and perform not so many actions, then based on this log file and print-out of components states before and after change, it is possible to easily determine the source of errors and to make corrections to the program (model). It should be noted that generally it is always recommended to verify a model with the participation of an expert who knows the object of research and has not been involved directly in the development of a model, as this essentially facilitates process of verification and promotes fast search and elimination of errors.



Fig. 7. Relation between the width of the $P_{\rm BT}$ confidential interval and the number of experiments

However, a verified model cannot provide a "precise" estimation of the probability of failure-free operation (or mean time to failure) even in case of a significant number of virtual experiments (tests of a model), therefore, in order to calculate reliability parameters, the ASONIKA-K-RES system calculates a confidential interval for a confidential probability specified by the user. It is obvious that the increase of the number of experiments leads to the increase of estimation accuracy of reliability parameters of EI in question. The diagrams that characterize reduction of the relative width of a confidential interval for $P_{\rm BT}$ in case of increase of the number of experiments are shown in Fig. 7.

The $P_{\rm BT}$ estimation obtained as a result of simulation modelling was 17 % higher than the results of the analytical calculation using the model (1), and that proved the efficiency of TU reconfiguration algorithm. In addition to that, according to statistics of TU failure times collected during experiments, time dependences of $P_{\rm BT}$ (Fig. 8) and failure rates (Fig. 9) have been constructed.



Fig. 9. ASONIKA-K-RES system: Chart of failure rate dependence of time

200000

250000

t, h

300000 350000 400000

150000

0,00001

0

0

50000

100000

These charts are of interest for EI reliability studies and consequently included in the structure of service functions of the ASONIKA-K-RES system.

One more useful supplement to the method of simulation modelling realized in the ASONIKA-K-RES system is the opportunity of gathering statistics about failure causes. It allows to carry out the

450000

comparative analysis and to reveal not only the least reliable groups of components, but also vice verse, to define EI components possessing redundant reliability. Carrying out repeated calculations after model modifications enables to estimate the effect of these changes and, thus, to optimize EI according to reliability criterion.

Thus, in the conclusion it is possible to ascertain that the developed language for the description of the reconfiguration process of EI in case of failures of its components and the software designed to work with it are efficient and perspective tools for reliability study. ASONIKA-K-RES application allows not only to raise accuracy of calculations due to the adequate description of structure and EI reconfiguration algorithms, but also to carry out researches aimed at optimization of their structure in terms of reliability insuring by engineers-developers from whom no profound knowledge either in the field of simulation modelling or in the theory of reliability is required.

References

1. GOST 27.002-89. Reliability in technical equipment. Terms and definitions.

2. Zhadnov V.V., Lasarev D.V. Simulator of electronic radio equipment reliability characteristics of components. / Reliability: Scientific and technical journal. No. 4 (11), 2004. – pp. 15-23.

3. Feduhin A.V. Modelling of a restorable redundant system with the structure like "k out of n". / Mathematical machines and systems, 2008, No. 4.

4. **Zadorozhny V.N., Rafalovich S.A.** Solving equations in switching functions on GPSS WORLD. / Automated systems of information processing and management in UNIPS university: Collection of reports of theoretical and practical workshop. – Omsk: OmGTU, 2007. – pp. 31-34.

5. John J. Black, Mejabi O.O. Simulation of Complex Manufacturing Equipment Reliability Using Object Oriented Methods. / Reliability Engineering and System Safety, 2004.

6. **Tikhmenev A.N.** Application of GPSS WORLD language for failure modelling of electronic instrumentation with complex structure of redundancy. / Reliability and quality: Conference proceedings of the International symposium: in 2 v. // Edited by N.K.Jurkov. – Penza: PGU, 2011 – 1 v. -pp. 333-335.

7. **Tihmenev A.N.** Language for failure description of electronic instrumentation with reconfigurable structure. / Scientific and technical conference of students, post-graduate students and young experts MIEM: Brief outline reports – M.: MIEM, 2010. – p. 137.

8. **Zhadnov V.V., Tikhmenev A.N.** Modelling of electronic instrumentation components with reconfigurable structure. / Reliability and quality: Conference proceedings of the International symposium: in 2 v. // Edited by N.K.Jurkov. – Penza: PGU, – 1 v. – pp. 330-331.

9. Zhadnov V.V., Polessky S.N., Tikhmenev A.N. Development of reliability models for design researches of radio-electronic equipment reliability. / Radio altimeter 2010: Proceedings. The third All-Russia scientific and technical conference. // Edited by. A.A.Iofina, L.I.Ponomareva. – Ekaterinburg: Publishing House "Fort Dialogue-Iset", 2010. – pp. 200-201.

Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н.

К ВОПРОСУ РАСЧЕТА НАДЕЖНОСТИ РЕЗЕРВИРОВАННЫХ СТРУКТУР С УЧЕТОМ СТАРЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ

В статье рассматривается вопрос расчета показателей надежности резервированных структур с учетом старения элементов. Практика эксплуатации объектов на современных промышленных предприятиях такова, что как основные элементы, так и элементы из состава запасных, подвержены старению в процессе их функционирования. Отказавшие объекты подлежат восстановлению и после ремонта пополняют состав запасных элементов. При этом необходимо учесть, что при выполнении ремонта происходит, как правило, частичное восстановление работоспособности. Часть ресурса объект вырабатывает в процессе предыдущей эксплуатации и во время ремонта полного восстановления не происходит. Задача определения состава запасных изделий с учетом неполного (частичного) восстановления резервных элементов и выработки определенной части их ресурса решается методом имитационного моделирования.

Ключевые слова: безопасность, надежность, запасные изделия и приборы, резервирование, геометрический процесс, ресурс, граф переходов, неполное восстановление.

Введение

При организации эксплуатации промышленных объектов, особенно объектов повышенного риска, таких как ядерные энергетические установки (ЯЭУ), предъявляются высокие требования к обеспечению безопасности и надежности их функционирования. Одним из способов повышения уровня надежности является планирование профилактического обслуживания, контроль исправности функционирования объектов, создание комплектов запасных изделий для оперативной замены вышедшего из строя оборудования.

В данной работе рассмотрим вопросы расчета надежности восстанавливаемого оборудования с учетом наличия запасных элементов и приборов (ЗИП) и определения необходимого количества запасных изделий, гарантирующих обеспечение заданных показателей надежности.

Вопросы расчета надежности оборудования с учетом ЗИП и определения его оптимального состава рассматривались в работах как российских, так и зарубежных специалистов. Обзор литературы по данному вопросу можно найти, например, в работах [1, 2]. Здесь следует отметить, что вопросы расчета и оптимизации ЗИП представлены в соответствующих справочниках, ссылки на

которые можно также найти в работах [1, 2] и отражены в ГОСТ (ссылки см., например, в [3]). Однако следует заметить, что данный вопрос не потерял своей актуальности к настоящему времени и по-прежнему находится в поле зрения специалистов. Так, в журнале «Надежность» идет полемика по вопросу корректировки методики оценки ЗИП, представленной в соответствующих ГОСТ [4] и РД [5].

Отметим здесь одну особенность, которая характерна для большого количества оборудования, находящегося в эксплуатации в различных отраслях промышленности. Эта особенность заключается в том, что оборудование имеет большую наработку. Зачастую она превышает ресурс или срок службы, установленный для него в нормативных документах. Во многих отраслях промышленности функционируют объекты, которые были введены в эксплуатацию еще в советское время. Перевооружение осуществляется медленно. Следовательно, можно предполагать, что в данном оборудовании идут процессы старения, обусловленные износом материалов и деградационными процессами, происходящими внутри изделий. В связи с этим встает задача расчета надежности оборудования, имеющего ЗИП, с учетом старения.

1. Процесс функционирования восстанавливаемых ремонтируемых изделий

Рассмотрим методику расчёта характеристик надёжности восстанавливаемого и ремонтируемого элемента, имеющего *n* запасных частей. Стратегия функционирования элемента следующая. В начальный момент времени элемент находится в исправном состоянии. С интенсивностью $\lambda(t)$ элемент отказывает. В случае отказа элемент заменяется на резервный. Интенсивность замены элемента $\mu(t)$. Неисправный элемент отправляется в ремонт. После ремонта элемент считается восстановившим работоспособность и переходит в резерв. Интенсивность ремонта v(t). Если исправных элементов в резерве не осталось, наступает отказ. Описанная стратегия функционирования может быть представлена с помощью графа, приведённого на рисунке 1.

Необходимо оценить характеристики надёжности системы (коэффициент готовности, вероятность отказа системы из-за отсутствия запасных элементов) для рассмотренной стратегии и определить требуемое количество запасных изделий, обеспечивающих заданный уровень работоспособности системы.

Состояние объекта на графе будем обозначать двумя символами (k, i), где первый символ означает количество запасных элементов, k=0,...,n, второй символ i – состояние основного элемента, находящегося под нагрузкой, i=1 – элемент работоспособен, i=0 – элемент неработоспособен.

Рассмотрим функционирование объекта с запасными элементами более подробно. В начале работы элемент находится с вероятностью 1 в состоянии (n,1) (в наличии имеется п запасных элементов, объект работоспособен). В случайный момент времени с интенсивностью отказа $\lambda(t)$ элемент переходит в состояние (n,0) (*n* запасных элементов, объект в состоянии отказа, начинается замена элемента). С интенсивностью восстановления $\mu(t)$ объект переходит в состояние (n-1,1)(n-1) запасной элемент, объект работоспособен); из этого состояния возможны переходы в состояние (n,1) с интенсивностью восстановления $\nu(t)$ (ремонт окончен, в резерве опять *n* элементов) или в состояние (n-1,0) с интенсивностью $\lambda(t)$ (ремонт не закончен до наступления следующего отказа) и так далее. При попадании в состояние (0,0) объект прекращает работу и находится в состоянии отказа до момента пополнения ЗИП.

В данной задаче интерес представляет расчет вероятности нахождения в каждом из промежуточных состояний $P_{i,j}(t)$, где i = 1, n, j = 0, 1. Особую важность имеет задача определения веро-



Рис. 1. Граф переходов восстанавливаемого ремонтируемого элемента

ятности попадания в состояние $P_{0,0}(t)$, характеризующееся тем, что отказал рабочий элемент и отсутствуют запасные элементы.

Рассмотренная стратегия функционирования может быть описана нестационарным марковским процессом и представлена в виде системы дифференциальных уравнений

Однако аналитическое решение данной задачи представляет значительные трудности. В данной работе поставленную задачу будем решать методами имитационного моделирования.

Для описания зависимости интенсивности отказов элементов будем использовать модель геометрического процесса.

2. Геометрические процессы

Приведем модель, применяемую для описания изменения характеристик надежности объектов и учитывающую старение объектов в процессе эксплуатации или неполное восстановление работоспособности после отказа [6].

Рассмотрим следующую стратегию функционирования объекта. Объект исправно работает в течение случайного времени. После отказа он восстанавливается. Подразумевается, что восстановление производится не полностью. Неполнота восстановления характеризуется коэффициентом деградации γ. Будем считать, что восстановление объекта происходит за время пренебрежимо малое по сравнению с наработками между отказами (практически мгновенно). В результате неполного восстановления наработка ξ восстановленного объекта уменьшена (по вероятности) в γ раз по сравнению с предыдущим этапом эксплуатации:

$$\xi_2 \stackrel{d}{=} \gamma \ \xi_1, \dots \xi_n \stackrel{d}{=} \gamma^{n-1} \xi_1, 0 < \gamma \le 1.$$

Другими словами можно сказать, что наработка между отказами восстановленного объекта за рассматриваемый промежуток времени относительно нового объекта уменьшится по вероятности пропорционально некоторому коэффициенту. Математически зависимость между функциями распределения наработки между отказами восстановленного объекта, с учетом неполного восстановления, можно записать следующим образом

$$F_{\xi_{2}}(t) = F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma}\right), ..., F_{\xi_{n}}(t) = F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right),$$

где $F_{\xi_i}(t)$ – функция распределения наработки между отказами (*i*-1) раз восстановленного объекта, γ – коэффициент неполноты восстановления, коэффициент деградации или износа. Соответствующие плотности распределения связаны соотношением

$$f_{\xi_n}(t) = \frac{1}{\gamma^{n-1}} f_{\xi_1}(\frac{t}{\gamma^{n-1}}).$$

Смысл коэффициента деградации состоит в следующем: γ – это усредненная величина, отражающая процесс накопления повреждений, дефектов, косвенно характеризующая процесс постепенной усталости материала, процесс физического старения, изнашиваемости, охрупчивания, коррозии и т.п. В ряде случаев под γ можно понимать коэффициент, отражающий увеличение нагрузки на объект из-за переменных режимов эксплуатации. **Определение.** Пусть $\{\xi_i\}, i \ge 1$ последовательность независимых случайных переменных, представляющих собой наработки между отказами объекта с соответствующими функциями распределения $F_{\xi_i}(t)$, порождаемыми распределением F(t), выглядит следующим образом

$$F_{\xi_i}(t) = F\left(\frac{t}{\gamma^{i-1}}\right), i=1,2,\ldots,$$

где γ – положительная константа. Тогда последовательность $\{\xi_i\}, i \ge 1$ называется геометрическим процессом.

Приведем выражение, связывающее интенсивность отказа на начальном этапе функционирования и интенсивность после (*n*-1)-го отказа. По определению интенсивность отказа равна отношению

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

Запишем выражение для интенсивности отказа (n-1) раз восстановленного объекта

$$\lambda_{\xi_{n}}(t) = \frac{f_{\xi_{n}}(t)}{1 - F_{\xi_{n}}(t)} = \frac{\frac{1}{\gamma^{n-1}} f_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right)}{1 - F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right)} = \frac{1}{\gamma^{n-1}} \lambda_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right).$$
(2)

Таким образом, интенсивность отказа после каждого восстановления становится в $\frac{1}{\gamma}$ раз больше, чем интенсивность на предыдущем временном интервале, при этом также меняется шкала времени, на котором определен процесс.

3. Решение задачи

Процесс моделирования организован в соответствии с описанием, представленным в разделе 1. В начальный момент времени объект исправен. Далее в случайный момент времени происходит отказ объекта. Отказавший элемент снимается с эксплуатации, отправляется в ремонт, а на его место ставят элемент из состава запасных. После ремонта объект возвращается в состав запасных элементов, причем ставится в конец очереди на использование. То есть в следующий раз он будет установлен в систему только после того, как отработают до отказа все запасные элементы, находящиеся впереди него. Точно так же организован процесс установки в систему, отказа, ремонта и возвращения в состав ЗИП для всех других элементов. Отметим, что в первый цикл использования объекты имеют интенсивность отказа $\lambda_{\xi_1}(t)$, после первого отказа она будет иметь значение $\lambda_{\xi_{1,1}}(t)$.

Представим результаты тестовых расчетов, проведенных по описанной методике. В качестве исходных данных для расчета использовались следующие величины:

- интенсивность отказа элемента $\lambda(t) = 0.001 \ 1/час$,
- интенсивность замены элемента $\mu(t) = 1 \frac{1}{\text{час}}$,
- интенсивность ремонта v(t) = 0,1 1/час.

Количество реализаций метода имитационного моделирования *N*=10⁵. Время работы резервированной структуры будем считать равным 16000 часов.

На первом этапе проведем расчеты изменения среднего времени работы элемента в зависимости от количества восстановлений. При этом будем изменять коэффициент деградации. При проведении расчетов рассматривалась структура с одним основным элементом и тремя запасными. На рисунке 2 приведены графики поведения среднего времени работы элемента до отказа в зависимости от времени функционирования структуры для различных значений коэффициента деградации. WT = время работы, RC = количество восстановлений, α= коэффициент деградации.



Рис. 2. Изменение среднего времени наработки между отказами в зависимости от номера восстановления

Из приведенных графиков видно, что для элементов без учета старения среднее время наработки до отказа не изменяется и равно 1000 час. Для всех остальных графиков имеет место ситуация, характерная тем, что чем меньше коэффициент деградации, тем быстрее убывает среднее время наработки до отказа. Для данного примера с введенными значениями параметров проведены расчеты коэффициента готовности. Результаты расчета представлены в таблице 1.

Значение параметра у	1	1/1,05	1/1	1/1,15	1/1,2
Коэффициент готовности	0,999	0,9989	0,9988	0,9986	0,9979

Таблица 1

Результаты расчетов показывают, что коэффициент готовности уменьшается с увеличением коэффициента деградации.

Предлагаемая математическая модель может быть использована для решения вопроса о расчете необходимого количества запасных элементов, которые гарантируют достижение заданных параметров надежности на рассматриваемом временном интервале функционирования структуры. Зададим в качестве показателя надежности коэффициент готовности. Пусть необходимо обеспечить значение коэффициента готовности не менее 0,99 за время работы 16000 час. Результаты проведенных расчетов приведены в таблице 2.

		-			
Значение параметра у	1	1/1,05	1/1,1	1/1,15	1/1,2
Количество запасных элементов обе- спечивающих заданные требования	2	2	2	2	3
Коэффициент готовности	0,9964	0,9974	0,9943	0,9928	0,9979

Таблица 2

Как видно из таблицы 2, заданным требованиям на коэффициент готовности удовлетворяет структура с одним основным и двумя запасными элементами для коэффициентов деградации $\gamma = 1 \div 1/1,15$, и тремя запасными элементами для $\gamma = 1/1,2$.

Заключение

Таким образом, можно констатировать, что в предлагаемой работе представлена модель расчета надежности резервированной структуры с учетом старения элементов. В ней сделано предположение о том, что в процессе функционирования системы как основной элемент, так и запасные расходуют часть своего ресурса. В результате происходит частичное восстановление работоспособности системы. Проведены исследования поведения параметров системы в зависимости от значения коэффициента деградации на тестовых примерах. Показано, что разработанная модель может быть использована для расчета необходимого количества запасных элементов, которые гарантируют достижение заданных параметров надежности на рассматриваемом временном интервале функционирования структуры.

Литература

1. Антонов А.В., Пляскин А.В., Чепурко В.А. Оптимизация числа запасных элементов оборудования, важного для безопасности АЭС. Методы менеджмента качества. №8. 2001. с. 27-30.

2. Антонов А.В., Пляскин А.В. Определение оптимального количества запасных элементов системы с учётом ограничений на стоимость //Надёжность. – 2003. – №4. – с. 9-16.

3. Жаднов В.В., Авдеев Д.К., Тихменев А.Н. Проблема расчета показателей достаточности и оптимизации запасов в системах ЗИП // Надёжность, – №3(38)-2011, с. 53-60.

4. ГОСТ Р В 27.3.03-2005. Надежность военной техники. Оценка и расчет запасов в комплектах ЗИП.

5. РД В 319.01.19-98. Радиоэлектронные системы военного назначения. Методика оценки и расчета запасов в комплектах ЗИП.

6. Антонов А.В., Поляков А.А., Чепурко В.А. Модель анализа надежности объектов с неполным восстановлением // Надёжность, -№3(38)-2011, с. 33-41.

Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev H.N.

ON THE ISSUE OF RELIABILITY CALCULATION FOR REDUNDANT STRUCTURES IN VIEW OF AGEING ELEMENTS

This paper considers the issue related to calculation of reliability parameters of redundant structures in view of ageing elements. Maintenance of facilities at modern industrial enterprises shows that basic parts as well as spare parts are subject to ageing during their functioning. Failed items are subject to restoration, and after repair they are added to the stock of spares. However, one should take into account that repairing generally brings only partial recovery of functionality. An item uses up a part of its life time during the previous operation, and during repair full recovery is not achieved. The problem of defining the structure of spares, with incomplete (partial) recovery of redundant elements and depletion of some part of their life time taken into account, is solved by simulation modelling.

Keywords: safety, reliability, spares, redundancy, geometrical process, life time, transition graph, incomplete recovery.

Introduction

For maintenance of industrial facilities, in particular facilities with increased risk, such as nuclear power installations (NPI), very high requirements are assigned to their safety and reliability. One of the ways to increase the level of reliability is to plan preventive maintenance, to control availability of functioning objects, and to build sets of spares for operative replacement of failed equipment.

In the present paper we shall consider issues related to calculating reliability of repairable equipment, with available spares taken into account, and defining required amounts of spares to insure specified reliability parameters.

Issues related to calculating reliability of equipment in view of spares and defining their optimal structure were considered in the works of Russian and foreign experts. The review of the literature on the issue can be found, for example, in [1, 2]. Here, it is worth mentioning that issues of calculation and optimization of spares are presented in corresponding handbooks, references to which can also be found in studies [1, 2], and they are reflected in GOST (see references, for example, in [3]). However, it should be noted that the issue has not lost its importance nowadays and is still at the focus of experts. Thus, in the *Dependability* journal there is an ongoing discussion about updating the method of spares estimation presented in the corresponding GOST [4] and the guidelines [5]. Note one feature characteristic of much of the equipment in operation in various industries. The feature consists in the fact that the equipment has a great mean time to failure. Very often this is higher than the resource or life time defined in specifications. In many industries there are facilities still functioning that were put into operation during the Soviet time. Refurbishment is being carried out slowly. Consequently, we can expect that in these facilities there are processes of ageing caused by wear of materials and degradation processes occurring inside of products. In reference with this, there arises an issue of calculating the reliability of equipment with available spares in view of ageing.

1. Functioning process of restorable maintainable products

Let us consider a method for calculating of the reliability characteristics of a restorable and maintainable item with *n* spares available. The functioning strategy of an item is as follows. At the initial moment of time the item is in good state. The item fails with the rate $\lambda(t)$. In case of failure, the item is replaced by a spare one. The rate of item replacement is equal to $\mu(t)$. The faulty item is sent for repair. After repair the item is considered as one with restored availability and is transferred into the reserve. Denote a repair rate as v(t). If there is no more serviceable item in the reserve, a failure occurs. The described strategy of functioning can be presented with the help of the graph, as is shown in Figure 1.



Fig. 1. Graph of transitions of a restorable maintainable item

It is necessary to estimate system reliability characteristics (availability factor, probability of a system's failure due to the absence of spare items) for the considered strategy and to determine a required quantity of spares to ensure the set level of system availability.

The state of an object on the graph will be denoted by two symbols (k, i) where the first symbol means the quantity of spares, k=0, ..., n, and the second symbol *i* means the state of a basic item under load, i=1 means that the item is available, i=0 means that the item is unavailable.

Let us examine the functioning of an item with spares available in more detail. In the beginning of operation the item is in state (n, 1) with probability 1 (there are *n* spares available, the item is sound). At a random moment of time, with a failure rate $\lambda(t)$, the item transits in state (n, 0) (*n* spares, the item in failure state, and replacement of the item begins). With a repair rate $\mu(t)$ the item transits in state (n-1, 1) (*n*-1 spares, the item is sound). From this state the item can transit in state (n, 1) with a repair rate $\nu(t)$ (repair is finished, and there are again *n* spares in the reserve), or in state (n-1, 0) with a rate $\lambda(t)$ (repair is not finished before a next failure), and so on. When getting into state (0,0), the item stops functioning and is in a failure state till the moment when spares are replenished.

In this problem the interest is in calculating the probability of being in each of intermediate states $P_{i,j}(t)$, where i = 1, n, j = 0, 1. Special interest is presented by the problem of defining the probability of getting into state $P_{0,0}(t)$ characterized by failure of a working item and absence of spares.

The considered strategy of functioning can be described by a non-stationary Markov process and represented as a system of differential equations

However, the analytical solution of the given problem presents significant difficulties. In the given paper we shall solve this task by methods of simulation modelling.

To describe the relationship of failure rates of items, we shall use the model of geometrical process.

2. Geometrical processes

Take the model applied to describe the change of reliability parameters of facilities that takes into account ageing of facilities while in service or incomplete restoration of functionality after failure [6].

Consider the following strategy of functioning of a facility. The item functions well for random time. It is recovered after failure. The recovery is assumed to be in complete. The incompleteness of restoration is characterized by the degradation factor γ . Suppose that recovery of an item takes a negligibly little time compared to mean times between failures (practically instantly). As a result of incomplete restora-

tion, the MTBF ξ of the restored object is reduced (in terms of probability) in γ times in comparison with the previous operation phase:

$$\xi_2 \stackrel{d}{=} \gamma \ \xi_1, \dots \xi_n \stackrel{d}{=} \gamma^{n-1} \xi_1, 0 < \gamma \le 1$$

In other words, we can say that the MTBF of the restored item for an observed time interval in relation to a new object will decrease in terms of probability proportional to some coefficient. Mathematically, the relationship between functions of distribution of mean times between failures of a restored object with incomplete restoration taken into account can be written

$$F_{\xi_{2}}(t) = F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma}\right), ..., F_{\xi_{n}}(t) = F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right),$$

where $F_{\xi_i}(t)$ is the function of distribution of mean time between failures of a *(i-1)*-time restored object, γ is the factor of restoration incompleteness, factor of degradation or wear. Corresponding densities of distribution are related by

$$f_{\xi_n}(t) = \frac{1}{\gamma^{n-1}} f_{\xi_1}(\frac{t}{\gamma^{n-1}})$$

The degradation factor means the following: γ is the averaged quantity reflecting the process of accumulation of damages, defects, indirectly describing the process of gradual fatigue of material, process of physical ageing, wearability, embrittlement, corrosion, etc. In some cases γ can be understood as the factor reflecting increase of load imposed on the object due to variable modes of operation.

Definition. Let $\{\xi_i\}, i \ge 1$ be the sequence of independent random variables representing mean times between failures of an object with the corresponding distribution functions $F_{\xi_i}(t)$ generated by the distribution F(t), then

$$F_{\xi_i}(t) = F\left(\frac{t}{\gamma^{i-1}}\right), i=1,2,\ldots,$$

where γ is a positive constant. Then the sequence $\{\xi_i\}, i \ge 1$ is defined as geometrical process.

Let us use the expression relating the failure rate at the initial stage of functioning and that after (n-1)-th failure. By definition, the failure rate is equal to the ratio

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

Write down the expression for failure rate of the object restored (n-1) times

$$\lambda_{\xi_{n}}(t) = \frac{f_{\xi_{n}}(t)}{1 - F_{\xi_{n}}(t)} = \frac{\frac{1}{\gamma^{n-1}} f_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right)}{1 - F_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right)} = \frac{1}{\gamma^{n-1}} \lambda_{\xi_{1}}\left(\frac{t}{\gamma^{n-1}}\right).$$
(2)

Thus, a failure rate after each restoration becomes in $\frac{1}{\gamma}$ times higher than the failure rate on the previous time interval, with the time scale on which the process is defined changing as well.

3. Task solution

Modeling process is arranged according to the description presented in Section 1. At the initial moment of time an object is in good state. Then, at a random moment of time the object fails. The failed item is removed from operation, sent to repair, and an item from spares is put in its place. After repair the object is added back to the stock of spares, being placed at the end of the use queue. That is, the next time it will be installed into the system only after all spares ahead of it at the queue have worked to failure. The same applies to process of installation, failure, repair and returning into the stock of spares for all other items. It should be noted that during the first cycle of use, facilities have a failure rate $\lambda_{\xi_1}(t)$, after the first failure the rate changes in consistence with Expression (2) and is equal to $\lambda_{\xi_2}(t)$, and after the *i*-th failure, it will have the value $\lambda_{\xi_{11}}(t)$.

Now, consider the results of test calculations carried out as to the described technique. As initial data for calculation, the following values were used:

- Item failure rate $\lambda(t) = 0.001$ 1/hour,

- Replacement rate of an item $\mu(t) = 1$ 1/hour,

- Repair rate v(t) = 0.1 1/hour. The number of realizations of simulation modeling is N=105. The operating time of a redundant structure is assumed to be equal to 16000 hours.

At the first stage we shall calculate the changes of an item's average operating time depending on the amount of restorations. In parallel, we shall change the degradation factor. For calculations, the structure with one basic item and three spares was considered. Figure 3 shows the diagrams of the behavior of an item's mean time to failure depending on the time of functioning of the structure for various values of degradation factor. WT = operating time, RC = number of restorations, α = degradation factor.



Fig. 2. Change of mean time between failures depending on the restoration number

The presented diagrams clearly demonstrate that the mean time to failure does not change and is equal to 1000 hour for items, without ageing taken into account. For all other diagrams, the situation is that the less the degradation factor is, the more quickly the mean time to failure decreases. For the given example with the set values of parameters, the availability factor has been calculated. The results are presented in Table 1.

Τ	a	b	le	1

Value of parameter γ	1	1/1,05	1/1	1/1,15	1/1,2
Availability factor	0,999	0,9989	0,9988	0,9986	0,9979

The results of calculations show that the availability factor decreases as the degradation factor increases.

The offered mathematical model can be used for solving the task related to calculating a required amount of spares to guarantee the compliance with specified reliability parameters on a considered time interval of a structure's functioning. Let us set an availability factor as the reliability parameter. Let it be required to ensure the value of the availability factor as not less than 0.99 during 16000 hours of operation. The results of the calculations are presented in Table 2.

Value of parameter γ	1	1/1,05	1/1,1	1/1,15	1/1,2
Number of spares ensuring specified requirements	2	2	2	2	3
Availability factor	0,9964	0,9974	0,9943	0,9928	0,9979

As is shown in Table 2, the specified requirements for an availability factor are satisfied by a structure with one basic and two spares for degradation factors $\gamma = 1 \div 1/1, 15$, and with three spares for $\gamma = 1/1, 2$.

Conclusion

Thus, we can say that this paper presents a model of calculating the reliability of a redundant structure, with ageing of items taken into account. The assumption has been made that during the functioning of a system, a basic element as well as spares use up a part of their service life. As a result, a partial restoration of system functionality takes place. The behavior of system parameters depending on the value of degradation factor has been studied using test examples. It has been demonstrated that the developed model can be used for calculating a required number of spares to guarantee the compliance with specified reliability parameters on a considered time interval of a structure's functioning.

References

1. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Chepurko V.A. Optimizatsija chisla zapasnyh elementov oborudovanija, vazhnogo dla bezopasnosti AES. Metody menegmenta kachestva [Optimization of equipment spares number, important for nuclear power plant safety. Methods of quality management]. No.8. 2001. P. 27-30.

2. Antonov A.V., Plyaskin A.V. Opredelenie optimaljnogo kolichestva zapasnyh elementov sistemy s uchetom ogranichenij na stoimost' [Definition of optimum number of system spares in view of cost limits]. Dependability Journal, 2003. No.4, 9-16.

3. **Zhadnov V.V., Avdeev D.K., Tikhmenev A.N.** Problema rascheta pokazatelej dostatochnosti i optimizatsii zapasov v sistemah ZIP [Problem of calculation of sufficiency parameters and optimization of spares stocks]. Dependability Journal, 2011. No.3 (38), 53-60.

4. GOST R B 27.3.03-2005. Nadezhnosť voennoy tehniki. Ozenka i raschet zapasov v komplektah ZIP [Reliability of military equipment. Estimation and calculation of stocks of spares].

5. RD B 319.01.19-98. Radioelektronnye sistemy voennogo naznachenija. Metodika ozenki i rascheta zapasov v komplektah ZIP [Radio-electronic systems of military purpose. Method of estimation and calculation of stocks of spares].

6. Antonov A.V., Polyakov A.A., Chepurko V.A. Model' analiza nadezhnosti obektov s nepolnym vosstanovleniem [Model of reliability analysis of objects with incomplete restoration]. Dependability Journal, 2011. No.3 (38), 33-41.

Table 2

Павлов И.В.

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ ДЛЯ МОДЕЛИ УСКОРЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ С ПЕРЕМЕННОЙ НАГРУЗКОЙ

Рассматриваются две связанные между собой задачи: 1. На основе известных характеристик надежности в условиях постоянных нагрузок найти эти характеристики для случая произвольных кусочнонепрерывных функций нагрузки. 2. Обратная задача, состоящая в том, чтобы на основе ускоренных испытаний в условиях переменной (монотонно возрастающей) нагрузки оценить характеристики надежности изделия в условиях постоянных нагрузок.

Ключевые слова: надежность, переменный режим, переменная функция нагрузки, интенсивность отказов, функция ресурса, ускоренные испытания.

Оценка надежности в условиях переменной нагрузки

Оценка характеристик надежности технических систем, работающих в переменном режиме под воздействием одного или нескольких переменных факторов (нагрузка, температура и др.) является одной из актуальных проблем теории надежности. Кроме того, актуальной с прикладной точки зрения является также и обратная задача, состоящая в том, чтобы на основе ускоренных испытаний в условиях переменной (например, монотонно возрастающей) нагрузки оценить характеристики надежности изделия в условиях постоянных нагрузок, в том числе для малых и средних нагрузок, соответствующих «нормальным режимам» (что, собственно, и является одной из основных задач ускоренных испытаний).

Пусть u(t) – нагрузка, действующая на систему в момент времени $t \ge 0$ (заметим, что под нагрузкой u(t), вообще говоря, может пониматься любой переменный фактор, действующий на систему в момент времени t и влияющий на ее надежность), F(t, u) – функция распределения времени безотказной работы, f(t, u) – соответствующая плотность распределения, P(t, u)=1–F(t, u) – функция надежности и $\lambda(t, u) = f(t, u) / P(t, u) – функция интенсивности отказов системы в условиях по$ стоянной нагрузки u(t) = u. Обозначим также через

$$\Lambda(\mathbf{t},\mathbf{u}) = \int_0^t \lambda(z,u) dz$$

функцию ресурса [1] (ведущую функцию или функцию риска в терминологии [2], [3]) в условиях постоянной нагрузки u(t) ≡ u.

Задача, рассматриваемая далее, состоит в том, чтобы на основе указанных характеристик надежности в условиях постоянных нагрузок $u(t) \equiv u > 0$ найти эти характеристики для случая произвольной переменной функции нагрузки u(t) из достаточно широкого для возможных применений класса функций.

Далее будем предполагать, что u(t) – кусочно-непрерывная функция, непрерывная справа по $t \ge 0$ и имеющая предел слева в каждой точке $t \ge 0$, u(t) ≥ 0 при $t \ge 0$, функция $\lambda(t,u)$ непрерывна по $t \ge 0$, $u \ge 0$ и $\lambda(t,u) \ge 0$ при $t \ge 0$, $u \ge 0$ и $\lambda(t,u) \ge 0$ при $t \ge 0$, $u \ge 0$. Обозначим через g(R, u) – функцию, обратную к функции $\Lambda(t,u)$ по первому аргументу t при фиксированном значении u.

Рассмотрим процесс [u(t), r(t), R(t)], где u(t) – заданная функция нагрузки, r(t) – функция интенсивности отказов и

$$R(t) = \int_{0}^{t} r(y) dy \tag{1}$$

– функция ресурса при данной функции нагрузки u(t), $t \ge 0$. Величина R(t) в соответствии с равенством (1) может интерпретироваться как накопленная к моменту t функция интенсивности отказов. Другая связанная с этим естественная интерпретация, по-видимому впервые предложенная в [4], состоит в том, что величина R(t) характеризует истраченный ресурс изделия к моменту времени t (если до момента t отказа еще не было).

В данный текущий момент времени $t \ge 0$ объект находится под воздействием нагрузки u(t). Учитывая, что накопленная к этому моменту функция ресурса равна R(t), процесс дальнейшего накопления R(t) в момент времени t, в соответствии с указанной ее физической интерпретацией, должен начинаться с момента $\sigma_t = g [R(t), u(t)]$, для которого накопленная на интервале (0, t) в режиме с постоянной нагрузкой, равной значению u(t), функция ресурса совпадает со значением R(t). Тем самым, значение функции интенсивности отказов r(t) в данный текущий момент времени t в условиях переменной нагрузки должно равняться величине

$$r(t) = \lambda \left[g\left(R_t, u_t \right), u_t \right]$$
⁽²⁾

(здесь и далее используем сокращенные обозначения $R_t = R(t)$, $u_t = u(t)$). Из (2), учитывая, что r(t) = R'(t), далее следует дифференциальное уравнение для определения функции ресурса $R_t = R(t)$ в условиях переменной функции нагрузки $u_t = u(t)$

$$R_t = \lambda \left[g\left(R_t, u_t \right), u_t \right] \tag{3}$$

с начальным условием R(0) = 0. После чего соответствующая функция надежности в условиях переменной нагрузки $u_t = u(t)$ определяется как P(t) = exp[-R(t)].

Заметим, что используемая здесь и далее универсальная интерпретация R(t) как функции накопления истраченного ресурса, конечно, не является очевидной во всех случаях, тем более по отношению к объектам различной физической природы. Тем не менее, получаемые исходя из этой интерпретации статистические выводы имеют довольно естественный качественный характер и могут служить, по крайней мере, хорошей первичной моделью для решения указанных выше задач. Рассмотрим далее некоторые частные случаи и следствия из уравнений (2), (3). В наиболее простом частном случае, когда функция нагрузки u(t) является кусочно-постоянной, эти уравнения дают решение, совпадающее с известным ранее решением [4], [5] для кусочно-постоянных режимов.

Пример 1. (Экспоненциальная модель). Рассмотрим частный случай, когда функция интенсивности отказов $\lambda(t, u)$ в каждом постоянном режиме (т.е. при постоянной нагрузке $u(t) \equiv u$) зависит от значения нагрузки, но не зависит от времени t, то есть

$$\lambda(\mathbf{t}, u) = \lambda(u) \tag{4}$$

при любом $u \ge 0$, $t \ge 0$. Другими словами, в каждом постоянном режиме с постоянной нагрузкой $u(t) \equiv u$ время безотказной работы имеет экспоненциальное распределение с параметром $\lambda = \lambda(u)$. В этом случае из уравнений (2), (3) следует

$$r(t) = \lambda(u_t) \tag{5}$$

то есть в этом случае функция интенсивности отказов в условиях переменной нагрузки вычисляется путем простой подстановки функции нагрузки $u_t = u(t)$ в функцию интенсивности отказов для случая постоянных нагрузок (4) вместо u.

В общем случае аналогичную по смыслу величину $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t)$, которая вычисляется путем подстановки u_t в функцию $\lambda(t, u)$ вместо второго аргумента u, назовем упрощенной оценкой для функции интенсивности отказов r(t) в условиях переменной нагрузки $u_t = u(t)$. В экспоненциальной модели такая упрощенная оценка дает точное решение (5). В общем случае такая оценка является неточной, поскольку при этом не учитывается ресурс, уже истраченный к моменту времени t. Тем не менее, при некоторых естественных условиях монотонности, а именно если функция нагрузки u(t) монотонно возрастает по t, а функция интенсивности отказов $\lambda(t, u)$ монотонно возрастает по t, а функция интенсивности отказов $\lambda(t, u)$ монотонно возрастает по t и по u, то упрощенная оценка $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t)$ дает верхнюю оценку для функции интенсивности отказов r(t) в условиях переменной нагрузки u(t), что является аналогом известных ранее (для постоянных режимов) результатов [2], [6] – [12] для распределений с возрастает функцией интенсивности отказов.

Пример 2. (Вейбулловская модель). Пусть $\lambda(t, u) = c ut$, $\Lambda(t, u) = c ut^2 / 2$, где c > 0 – константа, то есть в условиях постоянных нагрузок время безотказной работы системы имеет распределение Вейбулла-Гнеденко с параметром формы $\alpha = 2$ и функцией интенсивности отказов, пропорциональной действующей на систему нагрузке. Пусть u(t) = vt, то есть функция нагрузки монотонно возрастает с постоянной скоростью v > 0. В этом случае g $(R_t, u_t) = \sqrt{2R_t / (cu_t)}$ и уравнение (3) имеет вид

$$R_t' = \sqrt{2cu_t R_t} = \sqrt{2cvtR_t}$$

Откуда следует

$$R(t) = (2/9) \text{ cv}t^3, r(t) = (2/3) \text{ cv}t^2$$

То есть в условиях переменной монотонно возрастающей с постоянной скоростью нагрузки u(t) = vt время безотказной работы имеет распределение Вейбулла-Гнеденко с параметром формы
$\alpha = 3$. Упрощенная оценка функции интенсивности отказов в условиях переменной нагрузки в этом случае имеет вид $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t) = c u_t t = cvt^2$.

Приведенные выше уравнения (2), (3), таким образом, позволяют найти распределение времени безотказной работы и характеристики надежности изделия в условиях произвольной кусочнонепрерывной переменной функции нагрузки u(t), если известны характеристики в условиях постоянных нагрузок. Рассмотрим далее обратную задачу — оценить, используя эти уравнения, характеристики надежности в условиях постоянных нагрузок на основе ускоренных испытаний в условиях переменной (монотонно возрастающей) нагрузки.

2. Модель 1 с коэффициентом ускорения

Пусть в условиях постоянных нагрузок, то есть при $u(t) \equiv u$, функция ресурса $\Lambda(t, u)$ и функция интенсивности отказов $\lambda(t, u)$ имеют вид

$$\Lambda(t,u) = k(u)\Lambda(t), \ \lambda(t,u) = k(u)\lambda(t)$$

где $\Lambda(t) = \Lambda(t, u_0) - функция ресурса и \lambda(t) = \lambda(t, u_0) - функция интенсивности отказов в условиях некоторой (постоянной) базовой нагрузки <math>u_0$. В данной модели форма распределения времени безотказной работы при различных значениях постоянной нагрузки $u(t) \equiv u$ имеет одинаковый вид и задается функцией $\Lambda(t)$, а влияние нагрузки учитывается через «коэффициент ускорения» k(u). Основной задачей в этом случае является определение зависимости коэффициента ускорения k(u) от величины нагрузки $u \ge 0$ по результатам ускоренных испытаний.

Функция g(*R*, *u*) в этом случае определяется выражением g(*R*, *u*) = $\Lambda^{-1} [R/k(u)]$, где $\Lambda^{-1}(z)$ функция, обратная к функции $\Lambda(t)$. Уравнение (4) для данной модели принимает вид

$$R_{t}^{'} = \mathbf{k}(u_{t}) \,\lambda \left[\Lambda^{-1} \left(\frac{R_{t}}{\mathbf{k}(u_{t})} \right) \right]$$
(6)

где $u_t = u(t)$ функция нагрузки. Рассмотрим случай, когда

$$\Lambda(t) = \beta t^{\alpha}, \ \lambda(t) = \alpha \beta t^{\alpha-1},$$

то есть время безотказной работы в условиях постоянных нагрузок имеет распределение Вейбулла-Гнеденко, предполагая далее, что параметр формы $\alpha \ge 1$, то есть функция интенсивности отказов $\lambda(t)$ монотонно возрастающая, что является естественным физическим допущением для большинства технических систем. Уравнение (6) в этом случае записывается в следующем виде

$$R_{t}' = \alpha \beta^{1/\alpha} k^{1/\alpha}(u_{t}) R_{t}^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}$$
(7)

откуда

$$R(t) = \beta \left[\int_{0}^{t} k^{1/\alpha}(u_z) dz \right]^{\alpha}$$
(8)

После чего функция надежности в условиях переменной нагрузки $u_t = u(t)$ определяется как P(t) = exp[-R(t)].

Эти формулы позволяют найти распределение времени безотказной работы изделия в условиях переменной нагрузки, если известна зависимость коэффициента ускорения k(u) от нагрузки. Рассмотрим обратную задачу, когда функция k(u) неизвестна и требуется оценить ее по результатам ускоренных испытаний с переменной монотонно возрастающей нагрузкой.

Форма и вид распределения времени безотказной работы в условиях переменной нагрузки, вообще говоря, могут существенно отличаться от формы и вида этого распределения в условиях постоянной нагрузки и могут существенно зависеть от скорости возрастания нагрузки, а в общем случае от вида функции нагрузки u(t). Поэтому класс распределений, на основе которого производится оценка характеристик в условиях переменной нагрузки, должен быть более широким по сравнению с используемым классом распределений для случая постоянных нагрузок (в данном случае по сравнению с классом распределений Вейбулла-Гнеденко).

Очевидно, что коэффициент ускорения k (u) должен монотонно возрастать при возрастании нагрузки u. В связи с этим далее будем использовать класс M всех функций коэффициента ускорения k (u), удовлетворяющих этому естественному физическому ограничению. Более точно обозначим через M класс всех функций k (u) ≥ 0 , непрерывных по $u \geq 0$ с непрерывной при всех $u \geq 0$ производной k'(u) > 0 при u > 0. Введем также класс U всех непрерывных функций нагрузки $u(t) \geq 0$, $t \geq 0$ с непрерывной при всех $t \geq 0$ производной u'(t) и таких, что u(0) = 0, u'(t) > 0 при t > 0.

При данной фиксированной функции нагрузки $u(t) \in U$ введем далее класс L всех решений $R_t = R(t)$ уравнения (7), порождаемый указанным выше классом M функций k(u). Другими словами, L – класс всех функций ресурса вида (8) при различных возможных функциях коэффициента ускорения k(u) из класса M.

Заметим, что в некоторых ситуациях заранее очевидно, что при отсутствии нагрузки должно выполняться условие k(0)=0 (например, при отсутствии нагрузки изделие выключено из работы и не может отказывать в этом состоянии). Чтобы учесть такие ситуации, введем подкласс $M_0 \subset M$ всех функций k(u) из класса M, удовлетворяющих дополнительному условию k(0)=0.

При данной фиксированной функции нагрузки $u(t) \in U$ введем также подкласс $L_0 \subset L$ всех решений уравнения (7), порождаемый классом M_0 , другими словами, L_0 – класс всех функций ресурса вида (8) при различных возможных функциях коэффициента ускорения k(u) из класса M и таких, что k(0) = 0.

Класс *L* функций ресурса R(t) задает, таким образом, различные возможные распределения времени безотказной работы изделия при данной функции нагрузки $u(t) \in U$. Соответственно класс L_0 задает эти же распределения в условиях функции нагрузки $u(t) \in U$ при дополнительном условии k(0) = 0.

Для аппроксимации функции интенсивности отказов r(t) и функции ресурса R(t) для распределения наработки в условиях переменной нагрузки $u(t) \in U$ далее будем использовать параметрический класс указанных функций следующего вида

$$r(t,\theta) = \sum_{l=m}^{n} \theta_{l} t^{l}, \quad R(t,\theta) = \sum_{l=m}^{n} \frac{\theta_{l}}{l+1} t^{l+1}, \quad \theta \in \Theta$$

$$\tag{9}$$

где $m \le n$, $\theta = (\theta_m, \theta_{m+1}, ..., \theta_n)$ – вектор параметров, принимающий значения из множества

$$\Theta = \left\{ \theta : \theta_l \ge 0, \ l = m, ..., n \right\}$$

Соответствующий параметрический класс функций распределения для аппроксимации распределения времени безотказной работы в условиях переменной нагрузки $u(t) \in U$ имеет вид

$$F(t,\theta) = 1 - exp[-R(t,\theta)], \quad \theta \in \Theta$$
⁽¹⁰⁾

Заметим, что для любого распределения из этого класса функция интенсивности отказов $r(t, \theta)$ монотонно возрастает по t, что является естественным физическим ограничением.

Кроме того, учитывая указанное выше условие монотонности функции k(u), должно выполняться условие

$$R(t, \theta) \in L$$
 при любом $\theta \in \Theta$ (11)

Другими словами, для того, чтобы решение обратной задачи — функция коэффициента ускорения k(u) монотонно возрастала по u, необходимо, чтобы выполнялось условие (11). Если относительно коэффициента ускорения используется дополнительное ограничение k(0)=0, то соответственно должно выполняться более жесткое условие

$$R(t, \theta) \in L_0$$
 при любом $\theta \in \Theta$, (12)

где L, L_0 – указанные выше классы функций ресурса для времени безотказной работы в условиях переменной функции нагрузки $u(t) \in U$, для которых при решении обратной задачи автоматически выполняется необходимое физическое ограничение монотонности для функции коэффициента ускорения k (u).

Теорема 1. Условие (11) выполняется тогда и только тогда, когда выполняется одно из следующих двух условий

$$\alpha - 1 = m < n \tag{13}$$

$$\alpha - 1 < m \le n \tag{14}$$

Доказательство. Пусть функция нагрузки $u(t) \in U$ и вектор параметров $\theta \in \Theta$. Тогда при данной функции ресурса $R(t, \theta)$ в соответствии с (7) при любом $t \ge 0$ выполняется равенство

$$k(u_t) = \left(\frac{1}{\beta \alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t,\theta)}{R^{\alpha-1}(t,\theta)}$$
(15)

откуда, учитывая, что функция $u_t = u(t)$ строго монотонно возрастает по $t \ge 0$, получаем

$$\mathbf{k}(u) = \left(\frac{1}{\beta\alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t_{u}, \theta)}{R^{\alpha-1}(t_{u}, \theta)}$$
(16)

где $t_u = t(u) - функция,$ обратная к функции нагрузки $u(t) \in U$. В используемых условиях обратная функция t(u) существует и непрерывна при всех $u \ge 0$ и имеет непрерывную по u > 0 производную t'(u) > 0, u > 0. Отсюда следует, что определенная в (16) функция коэффициента

ускорения (решение обратной задачи) $k(u) \in M$, то есть удовлетворяет указанному выше основному физическому условию монотонности тогда и только тогда, когда выполняется неравенство

$$\frac{d}{dt}\left[\frac{r^{\alpha}\left(t,\theta\right)}{R^{\alpha-1}\left(t,\theta\right)}\right] > 0 \tag{17}$$

при всех t > 0. Это неравенство эквивалентно неравенству

 $\alpha r'(t,\theta)R(t,\theta) > (\alpha-1)r^2(t,\theta)$

или с учетом (9) неравенству

$$\alpha \sum_{i=m}^{n} i \theta_i t^{i-1} \sum_{j=m}^{n} \left(\frac{\theta_j}{j+1} \right) t^{j+1} > (\alpha - 1) \sum_{i=m}^{n} \theta_i t^i \sum_{j=m}^{n} \theta_i t^j$$

откуда получаем далее, что это неравенство эквивалентно следующему

$$\sum_{l=2m}^{2n} b_l t^l > 0, \qquad t > 0$$

где

$$b_l = \frac{1}{2} \sum_{(i,j)\in A_l} c_{ij} \theta_i \theta_j,$$

где коэффициенты

$$c_{ij} = \alpha \left(\frac{i}{j+1} + \frac{j}{i+1}\right) - 2(\alpha - 1)$$

а суммирование идет по множеству индексов

$$A_l = \left\{ (i, j): i+j=l; m \le i \le n, m \le j \le n \right\}$$

Минимум функции

$$f(x,y) = \frac{x}{y+1} + \frac{y}{x+1}$$

на множестве

$$A'_{l} = \{(x, y): x + y = l, x \ge 0, y \ge 0\}$$

достигается в симметричной точке x = y = l/2. Отсюда следует, что

$$c_{ij} \ge \left(\frac{2}{l+2}\right) (l+2-2\alpha)$$

при всех $(i, j) \in A_l$, где $2m \le l \le 2n$, откуда следует, что неравенство (11) выполняется при любом t > 0, если выполняется условие (13) или условие (14).

Таким образом, выполнение (13) или (14) является достаточным для (11). Нетрудно далее видеть, что выполнение (13) или (14) является и необходимым для (11). Действительно, если $m < \alpha - 1$, то в соответствии с (16) $k(u) \rightarrow \infty$ при $u \rightarrow 0$. Если $\alpha - 1 = m = n$, то функция k(u) является тождественной константой. Тем самым, выполнение одного из условий (13) или (14) является и необходимым для (11). Теорема доказана.

Теорема 2. Условие (12) выполняется тогда и только тогда, когда выполняется условие

$$\alpha - 1 < m \le n$$

Доказательство. Пусть функция нагрузки $u(t) \in U$ и вектор параметров $\theta \in \Theta$. Тогда в соответствии с (15), (16) выполняется равенство

$$k(0) = \begin{cases} \frac{\theta_m}{\beta \alpha}, & e c \pi u & m = \alpha - 1 \\ 0, & e c \pi u & m > \alpha - 1 \end{cases}$$

после чего, учитывая, что $L_0 \in L$, доказательство следует из предыдущей теоремы.

Теоремы 1, 2 устанавливают условия, при которых использование определенного выше в (9), (10) параметрического класса распределений для оценки функции ресурса R(t) и функции распределения F(t)=1-exp[-R(t)] в условиях переменной нагрузки $u(t) \in U$ является корректным в том смысле, что получаемая затем исходя из этой оценки последующая оценка функции коэффициента ускорения k(u) удовлетворяет необходимому физическому ограничению монотонности $k(u) \in M$ и, если это необходимо, дополнительному ограничению k(0)=0.

Пусть далее $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_m, ..., \hat{\theta}_n)$ – вектор оценок параметров распределения времени безотказной работы изделия в условиях ускоренных испытаний при переменной нагрузке $u(t) \in U$, где параметры $m \le n$ выбираются на основе предыдущих теорем 1, 2. Тогда в соответствии с (16) оценка функции коэффициента ускорения (решение обратной задачи) находится по формуле

$$\widehat{\mathbf{k}}(u) = \left(\frac{1}{\beta\alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t_{u},\widehat{\theta})}{R^{\alpha-1}(t_{u},\widehat{\theta})} = \left(\frac{1}{\beta\alpha^{\alpha}}\right) \sum_{l=m}^{n} \widehat{\theta}_{l} t^{l}(u) / \sum_{l=m}^{n} \frac{\widehat{\theta}_{l}}{l+1} t^{l+1}(u)$$
(18)

где $t_u = t(u)$ – функция, обратная к функции нагрузки u(t).

Пример 3. Пусть $\alpha = 2$, m = 1, n = 4 и функция нагрузки имеет вид u(t) = vt, то есть нагрузка возрастает линейно с постоянной скоростью v > 0. В этом случае обратная функция t(u) = u/v и оценка (18) зависимости коэффициента ускорения от нагрузки имеет вид, изображенный на рис. 1.



3. Модель 2 с коэффициентом ускорения

Рассмотрим случай, когда в условиях постоянных нагрузок функция ресурса $\Lambda(t,u)$ и функция интенсивности отказов $\lambda(t,u)$ имеют вид

$$\Lambda(t,u) = \Lambda(\mathbf{k}_u t), \ \lambda(t,u) = \mathbf{k}_u \lambda(\mathbf{k}_u t),$$

где $\Lambda(t) = \Lambda(t, u_0) - функция ресурса и \lambda(t) = \lambda(t, u_0) = \Lambda'(t) - функция интенсивности отказов$ $в условиях некоторой базовой (постоянной) нагрузки <math>u_0$. Функция $k_u = k(u)$ в этой модели так же, как и в предыдущей модели 1, имеет смысл «коэффициента ускорения» при переходе от одной (постоянной) нагрузки u_0 к другой (постоянной) нагрузке u. При этом в данной модели фактически предполагается линейная детерминированная связь $\xi_u \equiv \xi_0 / k_u$ между случайными наработками ξ_u , ξ_0 в условиях указанных постоянных нагрузок u, u_0 . Упрощающим свойством данной модели так же, как и в предыдущей модели 1, является то, что форма распределения времени безотказной работы ξ_u при различных значениях постоянной нагрузки u имеет одинаковый вид и задается функцией $\Lambda(t)$. Влияние нагрузки при этом учитывается через коэффициент ускорения (по оси времени) k(u), который в этом модели соответственно приобретает иной физический смысл. (В предыдущей модели величина k(u) имеет смысл коэффициента ускорения по оси значений функции интенсивности отказов или функции ресурса.)

В данном случае функция g(R, u) определяется выражением

$$g(R, u) = \Lambda^{-1}(R) / k(u),$$

где $\Lambda^{-1}(R)$ – функция, обратная к функции $\Lambda(t)$. Уравнение (3) для данной модели принимает вид

$$\mathbf{R}_{t}^{'} = k(u_{t})\lambda \left[\Lambda^{-1}\left(R_{t}\right)\right],\tag{19}$$

где $u_t = u(t)$ – функция нагрузки. Из (19) далее следует

$$\int_{0}^{R} \frac{dz}{\lambda[\Lambda^{-1}(z)]} = \int_{0}^{t} k(u_z) dz$$

Откуда после замены переменных $z = \Lambda(t)$ получаем

$$R(t) = \Lambda\left(\int_{0}^{t} k(u_z) dz\right)$$

После чего функция надежности в условиях переменной нагрузки определяется как P(t) = exp[-R(t)]. Это же выражение для данной модели было получено Коксом и Оуксом в [3], исходя непосредственно из указанной выше линейной связи между наработками (соотношением масштаба) $\xi_u \equiv \xi_0 / k_u$. В этом частном случае полученные выше уравнения (2), (3) дают ответ, совпадающий с решением [3], полученным исходя из других соображений.

4. Общая модель с коэффициентом ускорения

Пусть

$$\Lambda(t,u) = \Lambda(t, \mathbf{k}_u), \ \lambda(t,u) = \lambda(t, \mathbf{k}_u)$$
(20)

где $\lambda(t,k) = \Lambda'_t(t,k)$. Распределение времени безотказной работы в данной модели зависит от нагрузки через параметр $k_u = k(u)$, который аналогично предыдущим моделям имеет смысл «коэффициента ускорения» в зависимости от того или иного значения нагрузки. (Предыдущие модели 1 и 2, очевидно, являются частными случаями данной модели.) Указанная выше обратная задача в этом случае сводится к определению зависимости k(u) по результатам ускоренных испытаний в условиях переменной нагрузки u(t).

Уравнение (2) для данной модели может быть записано в виде

$$r(t) = \lambda \left[\sigma_{t}, k(u_{t})\right], \tag{21}$$

где в каждый текущий момент времени $t \ge 0$ величина $\sigma_t = g(R_t, u_t)$ определяется из уравнения

$$\Lambda \left[\sigma_{t}, k\left(u_{t}\right) \right] = R(t).$$
⁽²²⁾

Пусть $u_t = u(t), t \ge 0$ – заданная функция нагрузки и $N = \{u : u = u(t), 0 \le t \le T\}$ – множество всех значений функции u(t) на отрезке времени $0 \le t \le T$, где T – момент завершения испытаний в условиях переменной нагрузки u(t). Пусть функция нагрузки u(t) имеет непрерывную производную и строго монотонно возрастает на отрезке $0 \le t \le T$, u(0) = 0, при этом множество N = [0, d], где d = u(T). И пусть R(t) – статистическая оценка функции ресурса по результатам испытаний в условиях нагрузки u(t) и r(t) = R'(t) – соответствующая оценка функции интенсивности отказов. Из уравнений (21), (22) после замены переменных u = u(t) получаем далее, что решение обратной задачи – функция коэффициента ускорения $k_u = k(u)$ определяется из системы уравнений

$$\lambda(\sigma, \mathbf{k}) = r(t_u) \tag{23}$$

$$\Lambda(\sigma,\mathbf{k}) = R(t_u) \tag{24}$$

77

относительно пары (σ ,k) при каждом $u \in N$. После чего функция надежности в условиях постоянных нагрузок определяется как

$$P(t,u) = exp\left[-\Lambda(t,k_u)\right], u \in N$$

Система уравнений (23), (24) позволяет, таким образом, находить решение обратной задачи для общей модели (22) с коэффициентом ускорения.

Пример 4. Для рассмотренной выше модели 2 (с коэффициентом ускорения по оси времени) функция ресурса $\Lambda(t, k_u) = \Lambda(k_u t)$ и функция интенсивности отказов $\lambda(t, k_u) = k_u \lambda(k_u t)$. Система уравнений (23), (24) в этом случае принимает вид

$$k\lambda(k\sigma) = r(t_u), \Lambda(k\sigma) = R(t_u)$$

откуда следует выражение для коэффициента ускорения

$$\mathbf{k}(u) = \frac{r(t_u)}{\lambda \left\{ \Lambda^{-1} \left[R(t_u) \right] \right\}},$$

что дает решение обратной задачи для данной модели.

Таким образом, полученные выше уравнения (2), (3), (23), (24) позволяют оценить распределение времени безотказной работы и характеристики надежности в условиях произвольных кусочнонепрерывных функций нагрузки на основе известных характеристик в условиях постоянных нагрузок. Кроме того, эти уравнения позволяют решать и обратную задачу – оценить показатели надежности в условиях постоянных нагрузок по результатам ускоренных испытаний в условиях переменной монотонно возрастающей нагрузки, что является одной из основных задач ускоренных испытаний. Заметим также, что существенный интерес с точки зрения приложений представляет дальнейшее обобщение приведенных результатов на более общие, в том числе непараметрические модели, а также построение гарантированных (доверительных) оценок для показателей надежности по результатам ускоренных испытаний.

Литература

1. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К. Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. – М.: Наука, 1965. – 524 с.

2. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности. – М.: Радио и связь, 1969. – 488 с.

3. Кокс Д.Р., Оукс Д. Анализ данных типа времени жизни. – М.: «Финансы и статистика», 1988. – 192 с.

4. Седякин М.Н. Об одном физическом принципе надежности. // Известия АН СССР, Техническая кибернетика. – 1966. – №3. – с. 80 – 87.

5. **Карташов Г.Д.** Оценка надежности изделий, работающих в переменном режиме. // Известия АН СССР, Техническая кибернетика. – 1972. – №4. – с. 60 – 66.

6. **Barlow R., Proschan F.** Tolerance and confidence limits for classes of distributions based on failure rate. // Ann. Math. Statistics. $-1966. - v.37. - N_{2}6. - p. 1184 - 1195.$

7. **Павлов И.В.** Доверительные границы в классе распределений с возрастающей функцией интенсивности отказов.// Известия АН СССР, Техническая кибернетика. – 1977. – №6. – с. 72 – 84.

8. **Павлов И.В.** Статистические методы оценки надежности сложных систем. – М.: Радио и связь, 1982. – 168 с.

9. Надежность технических систем. (справочник под ред. Ушакова И.А.) – М.: Радио и связь, 1986. – 781 с.

10. Gnedenko B.V., Pavlov I.V., Ushakov I.A. Statistical reliability engineering. N.Y.: John Wiley, 1999, 514 p.

11. **Pavlov I.V., Teskin O.I., Goryainov V.B., Ukolov S.N.** Confidence bounds for system reliability based on components test data // Proceeding of the second international conference, MMR'2000, Bordeaux, France. – Jul., 2000. – p. 852-855.

12. **Левин П.А., Павлов И.В.** Оценка показателей ресурса технических систем в переменном режиме функционирования.//Вестник МГТУ им. Н.Э.Баумана, серия «Естественные науки». – 2009. – № 2. – с. 28 – 37.

Pavlov I.V.

ESTIMATION OF RELIABILITY FOR A MODEL OF ACCELERATED TESTING UNDER VARIABLE LOAD

The paper considers two interrelated problems: 1. Based on known characteristics of reliability under the conditions of constant load, how to find these characteristics for the case of arbitrary piecewise continuous functions of load. 2. The inverse problem consists in how to estimate the reliability parameters of a product under the conditions of constant loads, including those for small loads which correspond to normal modes, based on accelerated testing with variable (monotonically increasing) loads.

Keywords: reliability, variable mode, function of variable load, failure rate, resource function, accelerated testing.

Estimation of reliability under the conditions of variable load

Estimation of reliability parameters of systems operating in variable modes under the impact of one or several variable factors (load, temperature etc) is one of the vital problems of the reliability theory. Also, in applied terms a very important problem is the reverse one, that is, based on accelerated testing with variable (for example, monotonically increasing) loads, to estimate the reliability parameters of a product under the conditions of constant loads, including those for small and medium loads corresponding to "normal modes" (which itself is one of the major tasks of accelerated testing).

Let u(t) be load influencing a system at the instant of time $t \ge 0$ (note that, generally speaking, the load u(t) can mean any variable factor influencing a system at the instant of time t and affecting its reliability), F(t, u) function of failure-free operation time distribution, f(t, u) respective density of distribution, P(t, u)=1-F(t, u) function of reliability and $\lambda(t, u)=f(t, u)/P(t, u)$ function of system failure rate under the conditions of constant load $u(t) \equiv u$. Denote also as

$$\Lambda(t,u) = \int_{0}^{t} \lambda(z,u) dz$$

function of resource [1] (key function or risk function according to the terminology [2], [3]) under the conditions of constant load $u(t) \equiv u$.

Considered further is how, based on the abovementioned reliability parameters under the conditions of constant loads $u(t) \equiv u > 0$, to find these parameters for the case of an arbitrary variable function of load u(t) among sufficiently wide applications of the class of functions.

Suppose further that u(t) is a piecewise continuous function, continuous from the right at $t \ge 0$ and having a limit from the left at each point t0, u(t)>0 with t0, function $\lambda(t,<)$ is continuous at $t\ge 0$, $u\ge 0$ and $\lambda(t,u)>0$ with t>0, u>0. Denote as g(R, u) the function inverse of the function $\Lambda(t,u)$ for the first argument t with the fixed value of u.

Consider the process [u(t), r(t), R(t)], where u(t) is a specified function of load, r(t) is a function of failure rate, and

$$R(t) = \int_{0}^{t} r(y) dy \tag{1}$$

is a resource function for the given function of load u(t), $t \ge 0$. The value of R(t) consistent with Equation (1) can be interpreted as the function of failure rate accumulated before the moment t. Another interpretation related to this and apparently suggested for the first time in [4] is that the quantity R(t) characterizes the resource of a product used up before the moment of time t (if there has not been any failure before the moment t yet).

At the given current moment of time $t \ge 0$ an object is under the load u(t). Taking into account that the function of resource accumulated by this moment is equal to R(t), the process of R(t) further accumulation at the moment of time t, according to its specified physical interpretation, has to start from the moment $\sigma_t = g[R(t), u(t)]$, for which the function of resource accumulated on the interval (0, t) in constant load mode equal to u(t) is identical to the value of R(t). Thus, the value of the function of failure rate r(t) at the given current moment of time t under the conditions of variable load shall be equal to

$$r(t) = \lambda \left[g\left(R_t, u_t \right), u_t \right]$$
⁽²⁾

(hereinafter we shall use the abridged notation $R_t = R(t)$, $u_t = u(t)$). From (2), considering that r(t) = R'(t), we have a differential equation to define the function of resource $R_t = R(t)$ under the conditions of variable load function $u_t = u(t)$

$$R_t = \lambda \left[g \left(R_t, u_t \right), u_t \right]$$
(3)

with the initial condition R(0) = 0. Whereupon the corresponding function of reliability under the conditions of variable load $u_t = u(t)$ is defined as P(t) = exp[-R(t)].

Note that the hereinafter used universal interpretation of R(t) as a function of accumulation of used-up resource is surely not evident in all cases, all the more so in relation to objects of different physical nature. Yet, statistical inferences derived owing to this interpretation have quite a natural qualitative character and can serve at least a good preliminary model to solve the problems specified above.

Let us consider special cases and consequences of Equations (2), (3). In the most simple special case when the function of load u(t) is piecewise continuous, these equations provide a solution identical to the solution known earlier [4], [5] for piecewise constant modes.

Example 1. (Exponential model) Let us consider a special case when the function of failure rate $\lambda(t, u)$ in each constant mode (i.e. under constant load $u(t) \equiv u$) depends on the value of load but does not depend on the time t, that is

$$\lambda(\mathbf{t}, u) = \lambda(u) \tag{4}$$

for any $u \ge 0$, $t \ge 0$. In other words, in each constant mode under constant load $u(t) \equiv u$ the time of failure-free operation has an exponential distribution with $\lambda = \lambda(u)$ parameter. In this case, Equations (2), (3) lead to

$$r(t) = \lambda(u_t) \tag{5}$$

i.e. in this case the function of failure rate under the conditions of variable load is calculated by means of a simple substitution of the load function $u_t = u(t)$ in the function of failure rate for the case of constant loads (4) for u.

In the general case, the similar quantity $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t)$, which is calculated via substitution of u_t in the function $\lambda(t, u)$ for the second argument u, shall be named as a simplified estimation for the function of failure rate r(t) under the conditions of variable load $u_t = u(t)$. In the exponential model this simplified estimation provides an accurate solution (5). In the general case such estimation is inaccurate as it does not take into account the resource already used up by the moment of time t. However, for some natural conditions of monotony, namely if the function of load u(t) monotonically increases with t, and the function of failure rate $\lambda(t, u)$ monotonically increases with t and with u, the simplified estimation $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t)$ provides an upper estimation for the function of failure rate r(t) under the conditions of variable load u(t). Which is analogous to the results known earlier (for constant modes) [2], [6] – [12], for distributions with an increasing function of failure rate.

Example 2. (Weibull model) Let $\lambda(t, u) = cut$, $\Lambda(t, u) = cut^2 / 2$, where c > 0 is a constant, i.e. under the conditions of constant loads the time of system failure-free operation has a Weibull-Gnedenko distribution with the form parameter $\alpha = 2$, and with the function of failure rate proportional to the load imposed on a system. Let u(t) = vt, where the function of load monotonically increases with the permanent velocity v > 0. In this case g $(R_t, u_t) = \sqrt{2R_t / (cu_t)}$, and Equation (3)

$$R_t' = \sqrt{2cu_t R_t} = \sqrt{2cvtR_t}$$

looks like

$$R(t) = (2/9) \operatorname{cv} t^3, r(t) = (2/3) \operatorname{cv} t^2.$$

That is, under the conditions of a variable load monotonically increasing with the constant velocity u(t) = vt, the time of failure-free operation has a Weibull-Gnedenko distribution with the form parameter $\alpha = 3$. The simplified estimation of failure rate under the conditions of variable load in this case looks like $\tilde{r}(t) = \lambda(t, u_t) = c u_t t = cvt^2$.

Equations (2), (3) presented above, therefore, allow us to find a distribution of the time of failure-free operation and reliability parameters of a product under the conditions of the arbitrary piecewise continu-

ous variable function of load u(t), if the parameters under the conditions of constant loads are known. Consider further the inverse task, that is, using these equations, how to estimate reliability parameters under the conditions of constant loads on the basis of accelerated testing under the conditions of variable (monotonically increasing) load.

Model 1 with acceleration factor

Let, under the conditions of constant loads, i.e. with $u(t) \equiv u$, the function of resource $\Lambda(t, u)$ and the function of failure rate $\lambda(t, u)$ look like

$$\Lambda(t,u) = \mathbf{k}(u)\Lambda(t) , \ \lambda(\mathbf{t},u) = \mathbf{k}(u)\lambda(t)$$

where $\Lambda(t) = \Lambda(t, u_0)$ is the function of resource, and $\lambda(t) = \lambda(t, u_0)$ is the function of failure rate under the conditions of some (constant) basic load u_0 . In this model the form of distribution of the failure-free operation time for different values of constant load $u(t) \equiv u$ looks the same and is defined by the function $\Lambda(t)$, and the impact of load is taken into account through "acceleration factor" k(u). In this case the main task is to define the relation between the acceleration factor k(u) and the value of load $u \ge 0$ following the results of accelerated testing.

The function g(R, u) in this case is defined by the expression $g(R, u) = \Lambda^{-1} [R/k(u)]$, where $\Lambda^{-1}(z)$ is the function inverse of the function $\Lambda(t)$. Equation (4) for this model appears to be

$$R_t' = \mathbf{k}(u_t) \,\lambda \left[\Lambda^{-1} \left(\frac{R_t}{\mathbf{k}(u_t)} \right) \right] \tag{6}$$

where $u_t = u(t)$ is the function of load. Consider the case wherein

$$\Lambda(t) = \beta t^{\alpha}, \ \lambda(t) = \alpha \beta t^{\alpha-1},$$

i.e. the time of failure-free operation under the conditions of constant loads has the Weibull-Gnedenko suggesting further that the form parameter is $\alpha \ge 1$, that is, the function of failure rate $\lambda(t)$ increases monotonically which is a natural physical assumption for most of technical systems. Equation (6) in this case writes as follows

$$R_{t}^{'} = \alpha \beta^{1/\alpha} k^{1/\alpha}(u_{t}) R_{t}^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}$$
(7)

whence

$$R(t) = \beta \left[\int_{0}^{t} k^{\frac{1}{\alpha}}(u_z) dz \right]^{\alpha}$$
(8)

Then the function of reliability under the conditions of variable load $u_t = u(t)$ is defined as P(t) = exp[-R(t)].

These formulas allow us to find the distribution of the time of a product's failure-free operation under the conditions of variable load if the dependence of the acceleration factor k(u) is known in relation to load. Consider the inverse task when the function k(u) is unknown, and one has to estimate it upon results of accelerated testing with a variable, monotonically increasing load.

Generally speaking, the form and appearance of the distribution of the time of failure-free operation under the conditions of variable load can be significantly different from those of this distribution under the conditions of constant load, and can substantially depend on the velocity of load increase, and in the general case on the type of the load u(t). Therefore, a class of distributions that serves a basis for estimating parameters under the conditions of variable load, shall be broader compared to the used class of distributions for the case of constant load (in this case compared to the class of Weibull-Gnedenko distributions).

Obviously, the acceleration factor k(u) shall increase monotonically as the load u increases. Hence, we shall further use the class M of all functions of the acceleration factor k(u) satisfying this natural physical limitation. For precision, denote as M the class of all the functions $k(u) \ge 0$ continuous at $u \ge 0$ with the continuous derivative k'(u) > 0 for all $u \ge 0$, for u > 0. Also, introduce the class U of all the continuous functions of load $u(t) \ge 0$, $t \ge 0$ with the continuous derivative u'(t) for all $t \ge 0$ and such that u(0) = 0, u'(t) > 0 for t > 0.

For this fixed function of load $u(t) \in U$, introduce further the *L* class of all the solutions $R_t = R(t)$ for Equation (7) generated by the above *M* class of functions k(u). In other words, *L* is a class of all functions of resource belonging to type (8) for different possible functions of the acceleration factor k(u) of the *M* class.

Note that in some situations it is evident beforehand that in absence of load the condition k(0)=0 shall be satisfied (for example, in absence of load, a product is switched off and cannot failure in this state). In order to take into account these situations, introduce the subclass $M_0 \subset M$ of all M functions k(u)meeting the supplementary condition k(0)=0.

For this fixed function of load $u(t) \in U$, introduce further the subclass $L_0 \subset L$ of all solutions of Equation (7) generated by the M_0 class, in other words, L_0 is a class of all functions of resource belonging to type (8) for different possible functions of the acceleration factor k(u) of the M class and such that k(0) = 0.

The *L* class of functions of resource R(t), therefore, assigns different possible distributions of the time of a product's failure-free operation for the given function of load $u(t) \in U$. Correspondingly, the L_0 class assigns the same distributions under the conditions of the load function $u(t) \in U$, with the supplementary condition k(0)=0.

For approximation of the function of failure rate r(t) and the function of resource R(t), for distribution of mean time to failure under the conditions of variable load $u(t) \in U$, we shall further use a parametric class of the above functions looking like

$$r(t,\theta) = \sum_{l=m_l}^n \theta t^l, \quad R(t,\theta) = \sum_{l=m}^n \frac{\theta_l}{l+1} t^{l+1}, \theta \in \Theta$$
(9)

where $m \le n$, $\theta = (\theta_m, \theta_{m+1}, ..., \theta_n)$ is the vector of parameters taking on values out of the set

$$\Theta = \left\{ \theta : \theta_l \ge 0, \ l = m, ..., n \right\}$$

The appropriate parametric class of distribution functions for approximation of the distribution of failure-free operation time under the conditions of variable load $u(t) \in U$ looks like

$$F(t,\theta) = 1 - exp[-R(t,\theta)], \theta \in \Theta$$
(10)

Note that for any distribution of this class, the function of failure rate $r(t,\theta)$ increases monotonically at *t*, this being a natural physical limitation.

Also, taking into account the above condition of monotony of the function k(u), the condition shall be satisfied

$$R(t,\theta) \in L \text{ for any } \theta \in \Theta \tag{11}$$

In other words, for the solution of the inverse task to be the function of the acceleration factor k(u) increasing monotonically at u, it is required that the condition (11) should be satisfied. If the supplementary limitation k(0)=0, is used in relation to the acceleration factor, then correspondingly a stricter condition should be satisfied

$$R(t,\theta) \in L \text{ for any } \theta \in \Theta$$
 (12)

where L, L_0 are the above classes of resource functions for the time of failure-free operation under the conditions of variable functions of load $u(t) \in U$, for which, in case of solving the inverse problem, a required physical limitation of monotony is automatically satisfied for the function of the acceleration factor k(u).

Theorem 1. The condition (11) is satisfied if and only if one of the following two conditions is fulfilled

$$\alpha - 1 = m < n \tag{13}$$

$$\alpha - 1 < m \le n \tag{14}$$

Proof. Let the function of load $u(t) \in U$ and the vector of parameters $\theta \in \Theta$. Then, for the given function of resource $R(t, \theta)$, in compliance with (7), for any $t \ge 0$, the equation is satisfied

$$k(u_t) = \left(\frac{1}{\beta \alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t,\theta)}{R^{\alpha-1}(t,\theta)}$$
(15)

whence, taking into account that the function $u_t = u(t)$ increases strictly monotonically at $t \ge 0$,

$$k(u) = \left(\frac{1}{\beta \alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t_u, \theta)}{R^{\alpha - 1}(t_u, \theta)}$$
(16)

85

where $t_u = t(u)$ is the function inverse of the function of load $u(t) \in U$. Under these conditions the inverse function t(u) exists and is continuous for all $u \ge 0$, with the derivative t'(u) > 0, u > 0 continuous at u > 0. Hence, the defined in (16) function of the acceleration actor (solution of the inverse problem) is $k(u) \in M$, i.e. it satisfies the main condition of monotony specified above if and only if the equation is fulfilled

$$\frac{d}{dt} \left[\frac{r^{\alpha}(t,\theta)}{R^{\alpha-1}(t,\theta)} \right] > 0$$
(17)

for all t > 0. The equation is equivalent to the inequality

$$\alpha r'(t,\theta)R(t,\theta) > (\alpha-1)r^2(t,\theta)$$

or, considering (9), to the inequality

$$\sum_{i=m}^{n} i\theta_{i}t^{i-1}\sum_{j=m}^{n} \left(\frac{\theta_{j}}{j+1}\right)t^{j+1} > (\alpha-1)\sum_{i=m}^{n} \theta_{i}t^{i}\sum_{j=m}^{n} \theta_{j}t^{j}$$

whence this inequation is equivalent to the following one

$$\sum_{l=2m}^{2n} b_l t^l > 0, \quad t > 0$$

where

$$b_l = \frac{1}{2} \sum_{(i,j)\in A_l} c_{ij} \theta_i \theta_j,$$

where the coefficients are

$$c_{ij} = \alpha \left(\frac{i}{j+1} + \frac{j}{i+1}\right) - 2(\alpha - 1)$$

and the summation is done through a set of indices

$$A_{l} = \{(i, j): i + j = l; m \le i \le n, m \le j \le n\}$$

The minimum function

$$f(x,y) = \frac{x}{y+1} + \frac{y}{x+1}$$

at the set

$$A'_{l} = \{(x, y): x + y = l, x \ge 0, y \ge 0\}$$

is reached at the symmetrical point x = y = l/2. Hence,

$$c_{ij} \ge \left(\frac{2}{l+2}\right) (l+2-2\alpha)$$

for all $(i, j) \in A_l$, where $2m \le l \le 2n$, hence, Inequality (17) is fulfilled with any t > 0, if the condition (13) or the condition (14) is satisfied.

Therefore, satisfaction of (13) or (14) is sufficient for (11). We can easily see further that satisfaction of (13) or (14) is also necessary for (11). Indeed, if $m < \alpha - 1$, then, according to (16), $k(u) \rightarrow \infty$ for $u \rightarrow 0$. If $\alpha - 1 = m = n$, then the function k(u) is an identical constant. Thus, satisfaction of one of the conditions (13) or (14) is also necessary for (11). The theorem is proven.

Theorem 2. The condition (12) is satisfied if and only if the condition is fulfilled

$$\alpha - 1 < m \leq n$$

Proof. Let the function of load be $u(t) \in U$ and the vector of parameters be $\theta \in \Theta$. Then, following (15), (16), the Equation is satisfied

$$\mathbf{k}(0) = \begin{cases} \frac{\theta_m}{\beta \alpha}, & \text{if } m = \alpha - 1\\ 0, & \text{if } m > \alpha - 1 \end{cases}$$

then, considering that $L_0 \in L$, the proof ensues from the previous theorem.

Theorems 1, 2 set conditions, for which the use of the parametric class of distributions defined above in (9), (10) to estimate the function of resource (t) and the function of distribution F(t)=1-exp[-R(t)] under the conditions of variable load $u(t) \in U$ is correct in that the resulting estimation of the acceleration factor k(u) based on this estimation satisfies the necessary physical limitation of monotony $k(u) \in M$, and, if need, the supplementary limitation k(0)=0

Let further $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_m, ..., \hat{\theta}_n)$ be the vector of estimations of parameters as to distribution of the time of a product's failure-free operation under the conditions of accelerated testing with variable load $u(t) \in U$. Where the parameters $m \le n$ are chosen on the basis of the previous theorems 1, 2. Then, in compliance with (16), the estimation of the function of the acceleration factor (solution of the inverse problem) is found by using the formula

$$\widehat{\mathbf{k}}(u) = \left(\frac{1}{\beta\alpha^{\alpha}}\right) \frac{r^{\alpha}(t_{u},\widehat{\boldsymbol{\theta}})}{R^{\alpha-1}(t_{u},\widehat{\boldsymbol{\theta}})} = \left(\frac{1}{\beta\alpha^{\alpha}}\right) \sum_{l=m}^{n} \widehat{\boldsymbol{\theta}}_{l} t^{l}(u) / \sum_{l=m}^{n} \frac{\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{l}}{l+1} t^{l+1}(u)$$
(18)

where $t_u = t(u)$ is the function inverse of the function of load u(t).

Example 3. Let $\alpha = 2$, m = 1, n = 4 and the function of load look like u(t) = vt, i.e. the load increases linearly with the constant velocity v > 0. In this case the inverse function t(u) = u/v and the estimation (18) of the relation between an acceleration factor and load looks like in Fig. 1.



3. Model 2 with acceleration factor

Consider the case when under the conditions of constant loads, the function of resource $\Lambda(t,u)$ and the function of failure rate $\lambda(t,u)$ look like

$$\Lambda(t,u) = \Lambda(\mathbf{k}_u t), \ \lambda(t,u) = \mathbf{k}_u \lambda(\mathbf{k}_u t),$$

where $\Lambda(t) = \Lambda(t, u_0)$ resource function, and $\lambda(t) = \lambda(t, u_0) = \Lambda'(t)$ is function of failure rate under the conditions of some basic (constant) load u_0 . The function $k_u = k(u)$ in this model as in the previous model 1 means "acceleration factor" when moving from one (constant) load u_0 to another (constant) load u. This said, the model actually assumes a linear deterministic relation $\xi_u \equiv \xi_0 / k_u$ between random times to failure ξ_u , ξ_0 under the conditions of the above constant loads u, u_0 . Simplification to this model as to the previous model 1 is that the form of distribution of failure-free operation ξ_u for different values of (constant) load u looks identical and is defined by the function $\Lambda(t)$. the impact of load in this case is taken into account through the acceleration factor (on time axis) k(u), which in this model accordingly takes on some other physical meaning. (In the previous model the quantity k(u) has the meaning of the acceleration factor on the axis of values of the function of failure rate or the function of resource.)

In this case the function g(R, u) is defined by the expression

$$g(R, u) = \Lambda^{-1}(R) / k(u)$$

where $\Lambda^{-1}(R)$ is the function inverse of the function $\Lambda(t)$. Equation (3) for this model looks like

$$\mathbf{R}_{t}^{'} = k(u_{t})\lambda\left[\Lambda^{-1}\left(R_{t}\right)\right],\tag{19}$$

where $u_t = u(t)$ is the function of load. From (19),

$$\int_{0}^{R} \frac{dz}{\lambda[\Lambda^{-1}(z)]} = \int_{0}^{t} k(u_z) dz$$

Whence, after the substitution of variables $z = \Lambda(t)$,

$$R(t) = \Lambda\left(\int_{0}^{t} k(u_z) dz\right)$$

Following this, the function of reliability under the conditions of variable load is defined as P(t) = exp[-R(t)]. This expression for this model was derived by Cox and Oakes in [3], directly based on the above linear relation between mean times to failure (scale correlation) $\xi_u \equiv \xi_0 / k_u$. In this particular case the above equations (2), (3) provide an answer matching the solution [3] derived using some other considerations.

4. General model with acceleration factor

Let

$$\Lambda(t,u) = \Lambda(t, \mathbf{k}_u) , \ \lambda(t,u) = \lambda(t, \mathbf{k}_u)$$
(20)

where $\lambda(t, u) = \Lambda'_t(t, u)$. Distribution of the time of failure-free operation in this model depends on the load through the parameter $k_u = k(u)$, which as in the previous models has the meaning of "acceleration factor" depending on the value of load. (The previous models 1 and 2 are obviously specific case of this model.) In this case the inverse problem specified above is restricted to the definition of dependency k(u) upon results of accelerated testing under the conditions of variable load u(t).

Equation (2) for this model can be written this way

$$r(t) = \lambda \left[\sigma_{t}, k\left(u_{t}\right)\right]$$
(21)

where at each current moment of time $t \ge 0$ the value $\sigma_t = g(R_t, u_t)$ is calculated by the equation

$$\Lambda \left[\sigma_{t}, k\left(u_{t}\right) \right] = R(t)$$
(22)

Let $u_t = u(t)$, $t \ge 0$ be the specified function of load and $N = \{u : u = u(t), 0 \le t \le T\}$ is a set of all values of the function u(t) on the time interval $0 \le t \le T$, where T is the moment of completion of the testing under the conditions of variable load u(t). Let the function of load u(t) have a continuous derivative and increase strictly monotonically on the interval $0 \le t \le T$, u(0) = 0, with the set N = [0, d], where d = u(T). And let R(t) be the statistical estimation of the function of resource upon results of resting under the conditions of load u(t), and r(t) = R'(t) be the corresponding estimation of the function factor $k_u = k(u)$ is then defined using the system of equations

$$\lambda(\sigma, \mathbf{k}) = r(t_u) \tag{23}$$

$$\Lambda(\sigma, \mathbf{k}) = R(t_u) \tag{24}$$

89

in relation to the pair (σ ,k), for each $u \in N$. After that the function of reliability under the conditions of constant loads is defined as

$$P(t,u) = exp\left[\Lambda - (t,k_u)\right], \ u \in N$$

The system of Equations (23), (24), therefore, allows us to find a solution of the inverse problem for the general model (22) with acceleration factor.

Example 4. For model 2 considered above (with acceleration factor), the function of resource is $\Lambda(t, k_u) = \Lambda(k_u t)$, and the function of failure rate is $\lambda(t, k_u) = k_u \lambda(k_u t)$. The system of Equations (23), (24) in this case looks like

$$k\lambda(k\sigma) = r(t_u), \Lambda(k\sigma) = R(t_u)$$

whence the expression for acceleration factor is

$$\mathbf{k}(u) = \frac{r(t_u)}{\lambda \left\{ \Lambda^{-1} \left[R(t_u) \right] \right\}}$$

this providing a solution of the inverse problem for this model.

Therefore, Equations (2), (3), (23), (24) derived above allow us to estimate the time distribution of failure-free operation and reliability parameters under the conditions of the arbitrary piecewise continuous function of load based on known parameters under the conditions of constant loads. Also, these equations allow us to solve the inverse problem as well, i.e. to estimate reliability parameters under the conditions of a variable, monotonically increasing load, and this being one of the key tasks of accelerated testing. Note also that in terms of applications it can be very interesting to further generalize the presented results to more general models, including nonparametric ones, as well as to construct guaranteed (confident) evaluations for reliability parameters based on the results of accelerated testing.

References

1. Gnedenko B.V., Belyaev Ju.K., Soloviev A.D. Matematicheskie metody v teorii nadezhnosti [Mathematical methods in the reliability theory]. Moscow: Nauka, 1965, 524.

2. **Barlow R., Proschan F.** Matematicheskaja teorija nadezhnosti [Mathematical Theory of Reliability]. Moscow: Radio i svyaz', 1969, 488.

3. Cox D., Oakes D. A Analiz dannyh tipa vremeni zhizni [Analysis of survival data]. Moscow: "Finansy i statistika", 1988, 192.

4. **Sedyakin M.N.** Ob odnom fizicheskov prinzipe nadezhnosti [On one physical principle of reliability]. Izvestiya AN USSR, Tehnicheskaya kibernetika. 1966, No.3, 80 – 87.

5. **Kartashov G.D.** Ozenka nadezhnosti izdelii, rabotajutschih v peremennom rezhime [Estimation of reliability of products operating in variable mode]. Izvestiya AN USSR, Tehnicheskaya kibernetika. 1972, No.4, 60 – 66.

6. **Pavlov I.V.** Doveritel'nye granitsy v klasse raspredelenii s vozrastajutschej funkziej intensivnosti otkazov [Confident boundaries in a class of distributions with an increasing function of failure rate]. Izvestiya AN USSR, Tehnicheskaya kibernetika.1977, No.6, 72 - 84.

7. **Pavlov I.V.** Stasticheskie metody ozenki nadezhnosti slozhnyh sistem [Statistical methods of estimating the reliability of complex systems]. Moscow: Radio i svyaz', 1982, 168.

8. Nadezhnost' tehnicheskih sistem, ed. Ushakov I.A. [Reliability of technical systems]. Moscow: Radio i svyaz', 1986, 781.

9. Levin P.A., Pavlov I.V. Ozenka pokazatelei resursa tehnicheskih sistem v peremennom rezhime funkzionirovaniya [Estimation of resource parameters of technical systems in variable functioning mode]. Vestnik MGTU im. N.E. Baumana [Bauman Moscow State Technical University], issue "Natural sciences". 2009, No.2, 28 – 37.

10. **Barlow R., Proschan F.** Tolerance and confidence limits for classes of distributions based on failure rate. // Ann. Math. Statistics. $-1966. - v.37. - N_{2}6. - p. 1184 - 1195.$

11. Gnedenko B.V., Pavlov I.V., Ushakov I.A. Statistical reliability engineering. N.Y.: John Wiley, 1999, 514 p.

12. **Pavlov I.V., Teskin O.I., Goryainov V.B., Ukolov S.N.** Confidence bounds for system reliability based on components test data // Proceeding of the second international conference, MMR'2000, Bordeaux, France. – Jul., 2000. – p. 852-855.

Васин В.А., Ивашов Е.Н., Степанчиков С.В.

НАДЕЖНОСТЬ ПЬЕЗОСКАНЕРОВ В ЗОНДОВОЙ МИКРОСКОПИИ

В статье рассмотрены вопросы надёжности систем из многофункциональных пьезомодулей, которая зависит от системы автоматического управления пьезосканерами в целом (и отдельными пьезомодулями), а также от надёжности работы самих пьезомодулей, в которых реализуется преобразование электрической энергии в механическую.

Ключевые слова: сканирующая зондовая микроскопия, многофункциональный пьезомодуль, надёжность пьезосканера, вероятность безотказной работы, относительная погрешность.

Основным элементом сканирующих зондовых микроскопов (C3M), который и обеспечивает возможность работы прибора в режимах атомных разрешений, является сканер (пьезодвигатель). Сканер изготавливают из поликристаллических пьэзоэлектрических материалов, которые с одной стороны обеспечивают высокую жесткость конструкции, а с другой – возможность перемещения на весьма малые расстояния, вплоть до единиц пикометров.

Кроме того, современное состояние C3M таково, что возникла необходимость перехода от чисто качественных измерений поверхностных структур к количественным, метрологически выверенным измерениям, что требует углубленного изучения поведения пьезокерамических материалов, используемых для изготовления сканеров, разработки методов прецизионных измерений и метрологической аттестации и коррекции пьезосканеров. Причем для процедур литографии необходимы сканеры с ортогональностью в плоскости на уровне лучше десятых долей процента. Если неортогональность в плоскости еще допустимо исправлять методами программной коррекции, то неортогональность в плоскости оси *Z*, которая в некорректированной керамике может достигать десятков градусов, недопустима, так как приводит к тому, что низкая боковая частота сканера начинает быть существенной для работы петли обратной связи, что значительно снижает качество работы прибора.

Именно эти обстоятельства привели к необходимости углубленного изучения свойств сканера и разработки технологии, их коррекции на физическом уровне.

Практически во всех C3M пьезоэлектрический сканер используется как очень тонкое позиционирующее устройство для того чтобы перемещать зонд относительно образца или образец относительно зонда. Сканер обеспечивает два независимых движения: сканирование вдоль поверхности образца (в плоскости *XY*) и перемещение в направлении перпендикулярном к поверхности (по оси *Z*) [1]. Сканер зондового микроскопа перемещает зонд относительно образца по типу растровой картины как показано на рис. 1.



Рис. 1. Движение сканера СЗМ в плоскости (Х, Ү). Точками показаны места сбора информации

Сканер движется вдоль первой линии скана и обратно. Затем он смещается на шаг в перпендикулярном направлении на следующую линию сканирования, движется вдоль нее и обратно, затем смещается на третью линию и таким образом дальше. Путь отличается от традиционной растровой картины тем, что чередующиеся линии данных измеряемых сигналов не берутся в обратных направлениях. Измеряемые данные при сканировании собираются только в одном направлении, обычно называемом направлением быстрого сканирования, чтобы минимизировать ошибки регистрации, которые возникают из-за гистерезиса сканера. Перпендикулярное направление, в котором сканер перемещается от линии к линии, называется направлением медленного сканирования [2].

Пока сканер движется вдоль линии сканирования, данные изображения оцифровываются через одинаково расположенные интервалы. Данными является высота сканера по направлению Z для режима постоянной силы или режима постоянного тока. Для режима постоянной высоты данными являются отклонения кантилевера или туннельный ток.

Промежуток между точками данных называется шагом сканирования. Размер шага определяется полным размером сканирования и числом точек данных на одну линию. В типичном сканирующем зондовом микроскопе размеры скана изменяются от 10 ангстрем до 100 микрон и от 64 до 1000 точек данных на линию. Некоторые системы имеют 3000 точки данных на линию. Число линий устанавливается обычно равным числу точек на линии. Таким образом, идеальная установка данных соответствует квадратной сетке измерений [3].

При работе сканеров имеют место такие нежелательные эффекты, как гистерезис, старение, крип, которые приводят к искажению получаемого изображения.

Пьезоэлектрические сканеры является критическими элементами в сканирующих зондовых микроскопах, которые существенно влияют на качество получаемого изображения. Поэтому характеристики сканера должны удовлетворять определенным требованиям. Одним из самых важных требований, предъявляемых к сканеру, является требование ортогональности сканера [4].

Пьезоэлектрический эффект был открыт в 1880 году Джексом и Пьером Кюри. Они заметили, что в некоторых кристаллах при механическом воздействии на них появляется электрическая поляризация, причем степень ее пропорциональна величине воздействия. Позже Кюри открыл инверсионный пьезоэлектрический эффект – деформирование материалов, помещенных в электрическое поле. Эти явления еще называют прямым и обратным пьезоэлектрическим эффектом [5].

Пьезоэлектрический эффект присущ некоторым природным кристаллам, таким как кварц и турмалин, которые в течение многих лет использовались в качестве электромеханических преобразователей. Кристаллическая решетка кристаллов, обладающих пьезоэлектрическим эффектом, не имеет центра симметрии. Воздействие (сжимающее или растягивающее), приложенное к такому кристаллу, приводит к поляризации после разделения положительных и отрицательных зарядов, имеющихся в каждой отдельной элементарной частице. Эффект практически линейный, то есть степень поляризации прямо пропорциональна величине прилагаемого усилия, но направление поляризации зависимо, так как усилие сжатия или растяжения генерирует электрические поля, а следовательно, и напряжение противоположной полярности. Соответственно, при помещении кристалла в электрическое поле, упругая деформация вызовет увеличение или уменьшение его длины в соответствии с величиной и направлением полярности поля.

В современных условиях протекания процессов особое внимание уделяется точным методам позиционирования и перемещения в вакууме. И к прецизионным системам предъявляются высокие требования – это точность позиционирования, быстродействие, а также малая инерционность систем позиционирования. Прецизионные системы перемещения являются необходимым условием увеличения процента выхода годных изделий. В современном технологическом и исследо-



Рис. 2. Пьезоэлемент

вательском оборудовании используются различные типы устройств прецизионных перемещений. Но особо выделим устройства на пьезопреобразователях, отличительной чертой которых является их безинерционность. Благодаря своей жесткой структуре пьезосканера являются идеальным инструментом для быстрой и точной их настройки.

Характеристики пьезопреобразователя выражаются простейшими соотношениями (рис. 2).

$$E_i = g_{in} \times \sigma_n = -h_{in} \times \varepsilon_n; \tag{1}$$

$$\varepsilon_n = d_{kn} \times E_k; \tag{2}$$

$$\sigma_n = C_{nn} \times \varepsilon_n; \tag{3}$$

$$U_i = E_i \times l_i; \tag{4}$$

$$C_n = \varepsilon_r \times \varepsilon_0 \times F_x / l_n, \tag{5}$$

где E_i и E_k – напряженность поля в кристалле в направлении осей *i* и *k* в в/м; σ_n – механическое напряжение в кристалле вдоль оси *n* в н/м²;

 ε_n – относительная деформация кристалла вдоль оси n;

 U_i – напряжение на гранях кристалла вдоль оси *i* в *в*;

C_n – емкость кристалла между обкладками, расположенными на гранях, перпендикулярных оси *n*;

 l_n и l_i – размер пластины вдоль оси *i* и n (обычно это толщина пластины *t*) в м;

 ε_r – относительная диэлектрическая проницаемость ($\varepsilon_0 = 8,85 \cdot 10^{-12} \Phi/m$ – электрическая постоянная);

 $F_{\rm x}-$ площадь обкладки конденсатора в м²;

 g_{in} , d_{kn} , C_{nn} – пьезокоэффициенты.

Индексы *i*, *k*, *n* соответствуют направлениям осей или плоскостям, при этом цифрам 1, 2 и 3 соответствуют направления осей X, Y и Z, цифрам 4, 5 и 6 – плоскости ZY, ZX и XY. Первый индекс характеризует приложенное воздействие, второй – полученный результат. Так, у коэффициента g_{12} индекс 1 означает, что пластина деформируется вдоль оси X, а напряженность поля измеряется вдоль оси *Y*. У коэффициента d₃₆ индекс 3 означает, что электрическое поле приложено вдоль оси Z. Индекс 6 означает, что кристалл претерпевает сдвиг в плоскости XY [6].

Для пьезоэлектрического материала характерно появление поляризационного заряда при его механической деформации и наоборот, если пьезоэлектрический материал внести в электрическое поле, то можно наблюдать изменение его длины. Электрическая поляризация $P = D - \varepsilon_0 E$, которая связана с поверхностным зарядом, в первом приближении увеличивается линейно относительно механического напряжения σ . Материальный закон выражен так:

$$D = P + \varepsilon_0 E = d\sigma. \tag{6}$$

Электрическое смещение D и напряжённость поля E – векторы, механическое напряжение σ и деформация є – это тензоры второго ранга. Следовательно, пьезоэлектрический коэффициент *d* – тензор третьего ранга. Так как тензор напряжения симметричен, тензор пьезоэлектрического коэффициента в общем случае имеет 3×6=18 независимых компонентов. В компонентном представлении мы получаем следующие отношения:

$$D = \begin{pmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{12}d_{13}d_{14}d_{15}d_{16} \\ d_{21}d_{22}d_{23}d_{24}d_{25}d_{26} \\ d_{31}d_{32}d_{33}d_{34}d_{35}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_1 \\ \sigma_2 \\ \sigma_3 \\ \sigma_4 \\ \sigma_5 \\ \sigma_6 \end{pmatrix}$$
(7)

Индексы 1,2,3 относятся к кристаллическим параметрам и их можно совместить с координатными направлениями *x*, *y*, *z* при соответствующей ориентации. Например, положительное значение означает, что растягивающее напряжение в направлении *z* ведёт к положительному заряду на поверхности, лежащей в направлении *z*.

Обратный или косвенный пьезоэлектрический эффект даёт соотношение между напряжённостью электрического поля *E* и механической деформацией *є*:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1} \\ \varepsilon_{2} \\ \varepsilon_{3} \\ \varepsilon_{4} \\ \varepsilon_{5} \\ \varepsilon_{6} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{21}d_{31} \\ d_{12}d_{22}d_{32} \\ d_{13}d_{23}d_{33} \\ d_{14}d_{24}d_{34} \\ d_{15}d_{25}d_{35} \\ d_{16}d_{26}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1} \\ E_{2} \\ E_{3} \end{pmatrix}$$
(8)

Коэффициенты *d_{ij}* тождественны прямому пьезоэлектрическому эффекту. Электрострикция определяется как эффект второго порядка, она зависит от квадрата напряжённости электрического поля, и описывается тензором четвёртого ранга:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1} \\ \varepsilon_{2} \\ \varepsilon_{3} \\ \varepsilon_{4} \\ \varepsilon_{5} \\ \varepsilon_{6} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{21}d_{31} \\ d_{12}d_{22}d_{32} \\ d_{13}d_{23}d_{33} \\ d_{14}d_{24}d_{34} \\ d_{15}d_{25}d_{35} \\ d_{16}d_{26}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1} \\ E_{2} \\ E_{3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11}\gamma_{12}\gamma_{13}\gamma_{14}\gamma_{15}\gamma_{16} \\ \gamma_{21}\gamma_{22}\gamma_{23}\gamma_{24}\gamma_{25}\gamma_{26} \\ \gamma_{31}\gamma_{32}\gamma_{33}\gamma_{34}\gamma_{35}\gamma_{36} \\ \gamma_{41}\gamma_{42}\gamma_{43}\gamma_{44}\gamma_{45}\gamma_{46} \\ \gamma_{51}\gamma_{52}\gamma_{53}\gamma_{54}\gamma_{55}\gamma_{56} \\ \gamma_{61}\gamma_{62}\gamma_{63}\gamma_{64}\gamma_{65}\gamma_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1}^{2} \\ E_{2}^{2} \\ E_{3}^{2} \\ E_{2}E_{3} \\ E_{3}E_{1} \\ E_{1}E_{2} \end{pmatrix}$$
(9)

Для пьезоэлектрического эффекта характерно, что изменение направления электрического поля вызывает переход растягивающего напряжения в сжимающее напряжение. Эффект электрострикции связан с квадратом напряжённости электрического поля и, значит, не зависит от полярности. В зависимости от кристаллической структуры некоторые пьезоэлектрические коэффициенты станут нулевыми или их можно приравнять друг к другу. Фактический вид тензора для пьезоэлектрического материала определяется тем кристаллографическим классом, к которому материал принадлежит. Кристаллический кварц относится к тригональному классу: $d_{11}=-d_{12}$; $d_{14}=-d_{25}$; $d_{26}=-2d_{11}$, а остальные коэффициенты исчезают. Оксид цинка и нитрид алюминия принадлежат

к гексагональному классу, где только коэффициенты $d_{31}=d_{32}$; $d_{24}=-d_{15}$ и d_{33} отличны от нуля. Кристаллы, обладающие центральной симметрией (как кремний) или изотропные материалы не проявляют пьезоэлектрический эффект, однако электрострикция имеет место во всех таких материалах, включая изотропные.

Особенно высокий пьезоэлектрический коэффициент проявляет сегнетоэлектрическая керамика. Одной из особенностей любого сегнетоэлектрического материала является то, что он изменяет свои свойства в точке Кюри *T_c*. При температуре *T*>*T_c* кристалл не проявляет себя как сегнетоэлектрик, однако до тех пор пока T<T он сегнетоэлектрик. Большинство кристаллов могут находиться в различных кристаллических фазах, которые устойчивы при различных температурах и диапазонах давлений. Переход между фазами сопровождается изменением термодинамических характеристик (упругости, оптических и тепловых свойств, объема, энтропии, и т.д.). Во время перехода атомы перемещаются таким образом, что кристалл сменяет один кристаллический класс на другой. Вообще переход происходит при различных температурах, при нагревании и охлаждении (температурный гистерезис). Фазовый переход первого порядка отличается сильными и резкими изменениями в кристаллической структуре. В течение перехода второго порядка изменения менее сильны и переход непрерывен. Фазовые переходы второго порядка не обладают температурным гистерезисом. Фазовые переходы часто сопровождаются наличием новых физических явлений (сегнетоэлектричество, ферромагнетизм, сверхпроводимость). Для ВаТіО, точка Кюри равняется 120°С. Выше этой температуры BaTiO₂ принадлежит кубическому кристаллическому классу и теряет, таким образом, свои сегнетоэлектрические и пьезоэлектрические свойства, ниже точки Кюри кристалл тетрагональный, от 0 и до -70 °C дальнейшие фазовые переходы происходят от орторомбического к тригональному кристаллическому классу. Смена кристаллической группы симметрии, связанная с фазовым переходом, становится причиной появления новых коэффициентов в тензоре материала. Материалы с пригодным для использования коэффициентом продольной деформации охватывают минералы, монокристаллические вещества и полимеры. Обычно пьезоэлектрический эффект наиболее ярко выражен в монокристаллических веществах. Для материалов годных к использованию в микросистемах пьезоэлектрический коэффициент обычно лежит в диапазоне 1÷100×10⁻¹² м/В.

При максимальной напряжённости поля E=10⁷ В/м относительная продольная деформация лежит в диапазоне $\varepsilon_r = 10^{-3} \div 10^{-5}$. В результате достижимый диапазон управления мал, но при помощи напряжения можно очень точно управлять перемещением. В отличие от большинства других принципов активации нельзя достигнуть более низкого предела, получаемого на атомном уровне. Эта особенность используется в растровом туннельном микроскопе или в микроскопе атомной силы для получения разрешения ниже, чем атомный диаметр $10^{-10} \div 10^{-12}$ m.

Электромеханический коэффициент связи k_p показывает ту долю механической энергии, которая преобразуется в электрическую энергию. Это относится как к прямому, так и к обратному пьезоэлектрическому эффекту.

$$k_p^2 = \frac{\Pi \text{реобразованная энергия}}{\text{Накопленная энергия}}$$

Для эффективного преобразования энергии, естественно, должен быть достигнут высокий коэффициент связи. Однако коэффициент связи нельзя приравнивать к эффективности, так как в принципе возможно восстановление накопленной энергии, а значит эффективность может быть намного больше коэффициента связи.

Проектирование систем автоматического управления пьезосканерами связано с расчётом потенциального уровня надёжности возможных вариантов их реализации. Построение современных систем управления на базе микропроцессорной техники, для которой характерна многофункциональность модулей, определяет актуальность развития методов оценки надёжности, учитывающих взаимозависимость событий потери пьезомодулями способности выполнять различные функции.

Полученные в этом направлении результаты, в основном, касаются пьезомодулей (узлов), отказ которых приводит либо к потере способности выполнения всех его функций одновременно, либо только одной функции. Ниже предложены методы оценки надёжности ПС из многофункциональных пьезомодулей с произвольным видом пересекаемости нанотехнологического оборудования, задействованного при выполнении различных функций.

Задача формируется следующим образом. Пусть ПС, выполняющий функцию $F = \{f_1, f_2, ..., f_n\}$, состоит из m многофункциональных пьезомодулей (МФПМ), каждый из которых в исходном состоянии выполняет множество функций $\{f_1, f_2, ..., f_n\}$. Для каждого нанотехнологического оборудования обозначим через Φ_1 совокупность пьезомодулей, задействованную при выполнении функции f_1 . В общем случае множества $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$ могут пересекаться, что приводит к взаимозависимости событий потери способности нанотехнологического оборудования выполнять различные функции. По виду пересекаемости множеств $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$ выделим следующие структуры МФПМ [7]:

$$(\exists i)(\exists j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_j \neq \acute{Q}]; \tag{10}$$

$$(\forall i)(\forall j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_j = \acute{\emptyset}]; \tag{11}$$

$$(\forall i)(\forall j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_i = \Omega], \tag{12}$$

где $i, j \in N, N = \{1, 2, 3, \dots, n\}.$

Структура МФПМ (10) характеризуется независимостью событий потери нанотехнологическим оборудованием способности выполнять различные функции; структура МФПМ (11) соответствует произвольному виду пересекаемости множеств $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$; структура (12) является частной по отношению к (11). В МФПМ вида (11) выделяются некоторые общие пьезомодули Ω , отказ которых приводит к полному отказу нанотехнологического оборудования, и пьезомодули $\Phi_i | \Omega (i = 1, 2, ..., n)$, отказ которых связан с потерей способности нанотехнологического оборудования к выполнению только одной функции f_i . Множества $\Phi_i | \Omega$ не пересекаются.

Условием работоспособности ПС является способность выполнения функции $F = \{f_1, f_2, ..., f_n\}$. При этом каждая функция $f_i \in F$ должна выполняться хотя бы одним МФПМ, а время ожидания обслуживания запросов на выполнение функций $f_i \in F$ должно быть не больше заданного предельно допустимого значения. Надёжность ПС определим по вероятности безотказной работы.

Оценка вероятности безотказной работы ПС. Рассмотрим ПС, для которых условие работоспособности заключается в возможности выполнения каждой функции $f_i \in F$ хотя бы в одном МФПМ. Оценку вероятности безотказной работы проведем на основе известного комбинаторновероятностного метода включения-исключения [8], позволяющего получить как точную, так и приближенную с требуемой погрешностью оценку. Для МФПМ вида (11) вероятность безотказной работы ПС *P* оценивается как

$$P = \sum_{i \in \mathbb{N}} P(f_i) - \sum_{\substack{i,j \in \mathbb{N} \\ i \neq j}} P(f_i \lor f_j) + \sum_{\substack{i,j,l \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq l}} P(f_i \lor f_j \lor f_l) - \dots + (-1)^d \sum_{\substack{i,j,\dots,a \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq \dots \neq a}} P(f_i \lor f_j \lor \dots \lor f_a) - \dots + (-1)^n P\binom{n}{\bigvee} f_i$$
(13)

где $P(f_i \lor f_j \lor ... \lor f_a)$ – вероятность того, что в ПС может быть выполнена хотя бы одна функция из множества функций $\{f_i, f_j, ..., f_a\}$

$$P(f_i \lor f_j \lor \ldots \lor f_a) = 1 - \left[1 - p(f_i \lor f_j \lor \ldots \lor f_a)\right]^m$$

Вероятность сохранения ПС способности выполнения хотя бы одной функции из множества

$$p(f_{i} \lor f_{j} \lor \ldots \lor f_{a}) = \sum_{i \in \mathbb{N}} p(f_{i}) - \sum_{\substack{i, j \in \mathbb{N} \\ i \neq j}} p(f_{i} \land f_{j}) + \sum_{\substack{i, j, l \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq l}} p(f_{i} \land f_{j} \land f_{l}) - \ldots + (-1)^{d} \sum_{\substack{i, j, \ldots, a \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq \ldots \neq a}} p(f_{i} \land f_{j} \land \ldots \land f_{a}),$$

$$(14)$$

где $N_1 = \{i, j, ..., a\}, p(f_i \land f_j \land ... \land f_a)$ – вероятность исправности в нанотехнологическом оборудовании пьезомодуля, задействованного при выполнении функций $f_i, f_j, ..., f_a$.

Значение $p(f_i \wedge f_j \wedge ... \wedge f_a)$ определяется как вероятность исправности пьезомодулей $\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup ... \cup \Phi_a$.

При экспоненциальном распределении времени до отказа

$$p(f_a \wedge f_j \wedge \dots \wedge f_a) = \exp(-\wedge (\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup \dots \cup \Phi_k)t),$$

где $\Lambda(\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup ... \cup \Phi_a)$ – суммарная интенсивность отказов МФПМ, задействованных при выполнении функций $f_i, f_j, ..., f_a$; t – время работы.

Для МФПМ вида (12) вероятность безотказной работы ПС вычисляется

$$P = \sum_{k=1}^{m} C_{m}^{k} p_{\Omega}^{k} \left(1 - p_{\Omega} \right)^{m-k} \prod_{i=1}^{n} \left[1 - \left(1 - p_{i} \right)^{k} \right],$$
(15)

где p_{Ω} – вероятность безотказной работы пьезомодулей, составляющих множество Ω ; p_i – вероятность безотказной работы пьезомодулей, относящихся к множеству $\Phi_i | \Omega$.

Если потеря пьезомодулем различных функций равновероятна ($p_i = p_j = p$), то

$$P = \sum_{k=1}^{m} C_{m}^{k} p_{\Omega}^{k} \left(1 - p_{\Omega}\right)^{m-k} \left[1 - \left(1 - p_{i}\right)^{k}\right]^{n}.$$

Для МФПМ вида (10) вероятность безотказной работы ПС Р вычислим как

$$P = \prod_{i=1}^{n} \left[1 - (1 - p_i)^m \right].$$

Рассмотрим вероятность безотказной работы конструкции с учётом ограничения времени обслуживания.

Пусть задано w_0 – предельно допустимое среднее время ожидания обслуживания запросов на выполнение функций $f_i \in F$, $i \in N$. Каждый пьезомодуль представим простейшей системой массового обслуживания типа M/M/1 [9]. Число пьезомодулей m_0 , при котором запросы обслуживаются за допустимое среднее время, определим как

$$m_0 = \rho \left(1 + \frac{v}{w_0} \right),$$

где $\rho = v\lambda$;

 λ – суммарная интенсивность запросов на выполнение функций $f_i \in F$;

v – среднее время их выполнения.

Будем считать, что ПС исправен, если способность выполнения каждого вида функций $f_i \in F$ сохраняется хотя бы в m_0 МФПМ. При этом вероятность работоспособности ПС определяется по формуле (13) с той разницей, что $P(f_i \lor f_j \lor \ldots \lor f_a)$ – вероятность того, что хотя бы одна функция из множества $\{f_i, f_j, \ldots, f_a\}$ может быть выполнена не менее чем m_0 пьезомодулями [10]:

$$P(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a) = \sum_{g=m_0}^m C_m^g p(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a)^R \times \left[1 - p(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a)\right]^{m-g},$$

где вероятность $p(f_i \lor f_i \lor ... \lor f_a)$ вычисляемая по формуле (14).

Определение значения *m*₀ при направлении всего потока запросов *m*₀ МФПМ приводит к нижней (пессимистической) оценке вероятности работоспособности ПС.

Для МФПМ вида (12) вероятность безотказной работы ПС

$$P = \sum_{k=m_0}^{m} C_m^k p_{\Omega}^k \left(1 - p_{\Omega}\right)^{m-k} \prod_{i=1}^{n} \left[\sum_{s=m_0}^{m} C_t^s \left(1 - p_i\right)^{k-s} \right],$$
(16)

100

для МФПМ вида (10) вероятность безотказной работы ПС

$$P = \prod_{i=1}^{n} \left[\sum_{s=m_0}^{m} C_m^s p_t^s (1-p_i)^{m-s} \right].$$

Оценим вероятность безотказной работы ПС с функциональной неоднородностью МФПМ.

Рассматриваемые до сих пор ПС комплектовались из одинаковых МФПМ. Теперь перейдём к ПС, содержащим z типов МФПМ, различаемых по составу выполняемых функций. Будем считать, что множества функций, выполняемых МФПМ различного типа, не пересекаются. В этом случае множество выполняемых в ПС функций и множество МФПМ можно разбить на z непересекающихся подмножеств, что позволяет оценить вероятность безотказной работы ПС, как

$$P = \prod_{i=1}^{z} P_i,$$

где P_i – вероятность безотказной работы подсистемы ПС, включающей МФПМ *i*-го типа (по функциональной комплектации).

Значение *P_i* вычисляется по формулам, приведенным выше для ПС из функционально однородных пьезомодулей.

Оценка вероятности безотказной работы по методу включения-исключения для ПС из пьезомодулей общего вида (11) сопряжена с достаточно сложными расчётами. Более просто получить приближенную оценку при представлении структуры пьезомодулей вида (11) структурой пьезомодулей вида (12).

При нижней (пессимистической) оценке вероятности безотказной работы будем считать, что для преобразования нанотехнологического оборудования к структуре МФПМ Ω относятся пьезомодули

 $\Phi_i \setminus \left(\bigcap_{j=1}^n \Phi_j\right) \bigcup \left(\bigcup_{k=1}^{i-1} \Phi_k\right)$, то есть отказ любого пьезомодуля, задействованного при выполнении

более одной функции, вызывает отказ всего нанотехнологического оборудования.

При верхней (оптимистической) оценке вероятности безотказной работы для преобразованния нанотехнологического оборудования к структуре МФПМ Ω , отказ которой вызывает отказ всего нанотехнологического оборудования, относятся пьезомодули $\bigcup_{i=1}^{m} \Phi_{i}$.

Задачи пьезомодуля, используемого при реализации нескольких (но не всех) функций, распределяются между непересекающимися множествами $\Phi_i \mid \Omega$. Например, возможно распределение, при

котором в пьезомодуль $\Phi_i \setminus \Omega$ включается $\Phi_i \setminus \left(\bigcap_{j=1}^n \Phi_j\right) \bigcup \left(\bigcup_{k=1}^{i-1} \Phi_k\right)$. Следует отметить, что чем более

равномерно (по суммарной интенсивности отказов) распределение пьезомодулей по множеству $\Phi_i | \Omega$, тем более оптимистична верхняя оценка.

Относительная погрешность предлагаемой оценки:

$$\delta = 0, 5 \frac{P_B - P_H}{P_H},$$

где *P_B* и *P_H* – вероятности безотказной работы ПС, вычисляемые по формуле (15) или (16) при представлении структуры МФПМ, соответственно, для верхней и нижней оценки.

Оцениваемая погрешность предлагаемого метода зависит от равномерности распределения пьезомодулей по множеству $\Phi_i \mid \Omega$, причём она минимальна при наиболее неравномерном распределении.

Если полученная точность расчётов недостаточна, то возможно её уточнение на основе метода включения-исключения, который при некоторой громоздкости вычислений позволяет получить



Рис. 3. Структурная схема ПС с последовательным расположением пьезомодулей



Рис. 4. Структурная схема ПС с параллельным расположением пьезомодулей

любое требуемое приближение. Приближенная оценка по методу включения-исключения осуществляется на основе формулы (13) с учётом того, что при ограничении точности вычислений до члена со знаком плюс получаем верхнюю оценку, а со знаком минус – нижнюю [10].

Последовательное и параллельное расположение пьезомодулей.

Надёжность систем из МФПМ зависит от системы автоматического управления этими пьезомодулями, а также надёжности работы самих пьезомодулей, в которых реализуется преобразование электрической энергии в механическую.

Все ПС можно разделить на конструкции с последовательным, параллельным и последовательнопараллельным соединением пьезомодулей. При последовательном соединении пьезомодулей (рис. 3.) погрешность позиционирования ПС пьезосканера представляет собой векторную сумму погрешностей по всем степеням подвижности. При параллельном соединении пьезомодулей (рис. 4.), как это имеет место, например, в пьезосканерах на основе *l*-координат, погрешность положения одного пьезомодуля независима от положения других. В этом большое преимущество таких ПС с позиции точности положения рабочего органа.

Литература

1. Howland Rebecca, Benatar Lisa. A Practical Guide to Scanning Probe Microscopy / Project Editor and Booklet Designer: Christy Symanski // Copyright 1996 by Park Scientific Ihsnruments. – 76 p.

2. Быков В.А., Лазарев М.И., Саунин С.А. Сканирующая зондовая микроскопия для науки и промышленности. // Электроника: наука, технология, бизнес, № 5, с. 7 – 14 (1997).

3. Быков В.А. Сканирующая зондовая микроскопия атомного разрешения и моделирования процессов нанотехнологии // Вторая Международная научно-техническая конференция "Микроэлектроника и информатика": Тезисы докладов. – Москва-Зеленоград, 23-24 ноября 1995 г. – С. 131.

4. **Быков В.А.** Технологии и оборудование для экспериментальных работ в области нанофизики и наноэлектроники// Научная сессия МИФИ – 2010. Сборник научных трудов. – 2010, Т.2. – С.119.

5. Рабек Я. Экспериментальные методы в фотохимии и фотофизике. В 2-х томах. Т. 1. Пер. с англ. – М.: Мир, 1985. – 608 с.

6. Сушхара К., Мори И., Тобзе Т., Ито Т., Табста М., Синодзаки Т. Пьезоэлектрический столик с двумя поступательными и одной вращательной степенями свободы для субмикронных литографических систем // Приборы для научных исследований, 1989.

7. Информационные технологии в проектировании объектов электронного машиностроения: Монография. В 5-ти кн. Кн. 4. В.А. Васин, Е.Н. Ивашов, А.Ю. Павлов, С.В. Степанчиков. Информационная технология в проектировании сканеров зондовых микроскопов. – М.: Издательство НИИ ПМТ, 2011. – 253 с.

8. Раинкшкс К., Ушаков И.А. Оценка надежности систем с использованием графов. – М.: Радио и связь, 1988.

9. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания. – М.: Машиностроение, 1979.

10. Слободин М.Ю., Царев Р.Ю. Компьютерная поддержка многоатрибутивных методов выбора и принятий решения при проектировании корпоративных информационно-управляющих систем. – СПб.: Инфо-да, 2004. – 223 с. Vasin V.A., Ivashov E.N., Stepanchikov S.V.

RELIABILITY OF PIEZOELECTRIC SCANNERS IN PROBE MICROSCOPY

The paper considers the issues related to the reliability of systems made up of multifunctional piezoelectric modules which depends on an automated system of control of piezoelectric scanners as a whole (and of individual piezoelectric modules), as well as on the reliability of piezoelectric modules themselves wherein electrical energy converts into mechanical energy.

Keywords: scanning probe microscopy, multifunctional piezoelectric module, reliability of piezoelectric scanner, probability of failure-free operation, relative inaccuracy.

A scanner (piezoengine) is the main element of scanning probe microscopes (SPM) which enables a device's operation in atomic resolution modes. The scanner is made up of polycrystalline piezoelectric materials, which, on the one hand, provide high rigidity of the design and, on the other hand, provide the ability to shift at very small distances, up to a few picometres.

Besides, the state-of-the-art of SPM is such that it has led to the necessity of transition from purely qualitative measurements of surface structures to quantitative, metrologically verified measurements, which requires the profound study of behavior of piezoelectric materials used for manufacturing of scanners, development of precision measurement methods and metrological certification and correction of piezoelectric scanners. At the same time, procedures of lithograph require scanners with orthogonality in a plane at the level better the tenth of a percent. If it is still accepted to correct non-orthogonality in a plane by methods of program correction, non-orthogonality in a plane of the *Z* axis, which can reach tens of degrees in uncorrected ceramics, is inadmissible as it leads to that the low lateral frequency of a scanner becomes essential for feedback loop operation, which considerably reduces work quality of a device.

It is these circumstances that have led to the necessity to profoundly study the properties of a scanner and to develop a technology of their correction at the physical level.

Practically in all SPMs, the piezoelectric scanner is used as a very sensitive positioning device to move a probe in relation to a sample, or a sample in relation to a probe. The scanner provides two independent movements: scanning along the surface of a sample (in the *XY* plane) and moving in the direction perpendicular to the surface (along the *Z* axis) [1].

The scanner of a probe microscope shifts the probe in relation to a sample like a raster image, as is shown in Fig.1



Points indicate places of information collection

The scanner moves along the first line of scanning and back. Then it is shifted a step up in a perpendicular direction onto the following line of scanning, moves along it and back, then it is shifted onto the third line, and so on. The way differs from a traditional raster image in that the alternating lines of data, measured signals are not taken in backward directions. When scanning, measured data are collected only in one direction, usually called as the direction of fast scanning, to minimize errors of registration, which occur due to scanner hysteresis. The perpendicular direction in which the scanner moves from line to line is referred to as the direction of slow scanning [2].

While the scanner moves along the scanning line, the image data are digitized at equally located intervals. The data are the scanner height in the direction Z for constant force mode or direct current mode. For constant height mode, the data are cantilever deviations, or tunnel current.

The space between data points is referred to as a scanning step. The size of a step is defined by the full size of scanning and the number of data points on one line. In a typical scanning probe microscope, scanning sizes change from 10 angstrom up to 100 micron, and from 64 up to 1000 data points on one line. Some systems have 3000 data points on a line. The number of lines is usually set equal to the number of data points on a line. Thus, the ideal data setting corresponds to a square grid of measurements [3].

In scanner operation, there are such undesirable effects as hysteresis, aging, creep, which lead to a distortion of an obtained image.

Piezoelectric scanners are vital elements in scanning probe microscopes which essentially influence the quality of an obtained image. Therefore, the characteristics of a scanner should meet specific requirements. One of the most important requirements for a scanner is the requirement of scanner orthogonality [4].

The piezoelectric effect was discovered in 1880 by Jacques and Pierre Curie. They noticed that in some crystals under mechanical impact there is electric polarization, and its degree is proportional to

the impact value. Later on Curie discovered the inversion piezoelectric effect, i.e. deformation of the materials placed in an electric field. These phenomena are also called direct and reverse piezoelectric effects [5].

The piezoelectric effect is inherent in some natural crystals, such as quartz and tourmaline, which were for many years used as electromechanical converters. The lattice of crystals possessing a piezoelectric effect has no centre of symmetry. An impact (compressing or extending) applied to such a crystal leads to polarization after division of positive and negative charges which are available in each individual elementary particle. The effect is practically linear, that is the degree of polarization is directly proportional to the value of applied effort, but the direction of polarization is dependent, as the effort of compression or extension generate electric fields, and consequently, voltage of opposite polarity. Accordingly, when placing a crystal in an electric field, elastic deformation will cause increase or reduction of its length according to the value and direction of field polarity.

Under present-day conditions of processes behavior, special attention is given to exact methods of positioning and moving in vacuum. And there are rigorous requirements applied to precision systems, such as high accuracy of positioning, operating speed, as well as small delay of positioning systems. Precision shifting systems are the prerequisite for increase of production of faultless devices. In modern technological and research equipment various types of precision shifting devices are used. However, we shall focus on devices using piezoelectric transducers whose distinctive feature is lack of inertia. Owing to their rigid structure, piezoelectric scanners are the ideal tool for their fast and accurate adjustment.

The characteristics of a piezoelectric transducer are expressed by simple relationships (Fig.2):



 $E_i = g_{in} \times \sigma_n = -h_{in} \times \varepsilon_n; \tag{1}$

$$\varepsilon_n = d_{kn} \times E_k; \tag{2}$$
$$\sigma_n = C_{nn} \times \varepsilon_n; \tag{3}$$

$$U_i = E_i \times l_i; \tag{4}$$

$$C_n = \varepsilon_r \times \varepsilon_0 \times F_x / l_n, \tag{5}$$

where E_i and E_k are field intensity in a crystal in the direction of the *i* and *k* axes, V/m; σ_n is mechanical stress in a crystal along the *n* axis, N/m²; ε_n is relative deformation of a crystal along the axis; \ddot{U}_i is voltage on crystal faces along the *i* axis, *V*; C_n is capacity of a crystal between plates located on crystal faces, perpendicular to the *n* axis; l_n and l_i are size of a blade along the *i* and n axes (usually it is the blade thickness *t*), m; ε_r is relative inductive capacity ($\varepsilon_0 = 8.85 \cdot 10^{-12}$, Φ/m is electric constant);

 F_r is area of a capacitor plate, m²;

 g_{in} , d_{kn} , C_{nn} are piezoelectric factors.

The indexes *i*, *k*, *n* correspond to the directions of axes or to planes, with the directions of the X, Y and Z axes corresponding to the figures 1, 2 and 3, and with the ZY, ZX and XY planes corresponding to the figures 4, 5 and 6. The first index characterizes the applied impact, and the second one characterizes the obtained result. Thus, the index 1 of the factor g_{12} means that the blade is deformed along the X axis, and the field intensity is measured along the Y axis. The index 3 of the factor d_{36} means that the electric field is applied along the Z axis. The index 6 means that the crystal undergoes shift in the XY plane [6].

Piezoelectric material is characterized by occurrence of a polarizing charge with its mechanical deformation, and vice versa, if piezoelectric material is brought into an electric field, we can observe how its length changes. Electric polarization $P = D - \varepsilon_0 E$ which is connected with a surface charge, at the first approximation increases linearly in relation to mechanical stress σ . The material law is expressed as follows:

$$D = P + \varepsilon_0 E = d\sigma. \tag{6}$$

Electric biasing D and field intensity E are vectors, mechanical stress σ and deformation ε are tensors of the second rank. Consequently, the piezoelectric factor d is a tensor of the third rank. As the stress tensor is symmetrical, the piezoelectric factor tensor in the general case has $3 \times 6 = 18$ of independent components. In the componential representation we obtain the following ratios:

$$D = \begin{pmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{12}d_{13}d_{14}d_{15}d_{16} \\ d_{21}d_{22}d_{23}d_{24}d_{25}d_{26} \\ d_{31}d_{32}d_{33}d_{34}d_{35}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_1 \\ \sigma_2 \\ \sigma_3 \\ \sigma_4 \\ \sigma_5 \\ \sigma_6 \end{pmatrix}$$
(7)

The indexes 1, 2, 3 relate to crystal parameters, and they can be combined with the x, y, z coordinate directions with a corresponding orientation. For example, a positive value means that the extending stress in the z direction leads to a positive charge on the surface laying in the z direction.

The reverse or indirect piezoelectric effect provides a ratio between the intensity of electric field E and the mechanical deformation ε :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1} \\ \varepsilon_{2} \\ \varepsilon_{3} \\ \varepsilon_{4} \\ \varepsilon_{5} \\ \varepsilon_{6} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{21}d_{31} \\ d_{12}d_{22}d_{32} \\ d_{13}d_{23}d_{33} \\ d_{14}d_{24}d_{34} \\ d_{15}d_{25}d_{35} \\ d_{16}d_{26}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1} \\ E_{2} \\ E_{3} \end{pmatrix}$$
(8)

Factors d_{ij} are identical to a direct piezoelectric effect. Electrostriction is defined as the effect of the second order; it depends on the square of electric field intensity, and is described by the fourth rank tensor

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1} \\ \varepsilon_{2} \\ \varepsilon_{3} \\ \varepsilon_{4} \\ \varepsilon_{5} \\ \varepsilon_{6} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11}d_{21}d_{31} \\ d_{12}d_{22}d_{32} \\ d_{13}d_{23}d_{33} \\ d_{14}d_{24}d_{34} \\ d_{15}d_{25}d_{35} \\ d_{16}d_{26}d_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1} \\ E_{2} \\ E_{3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11}\gamma_{12}\gamma_{13}\gamma_{14}\gamma_{15}\gamma_{16} \\ \gamma_{21}\gamma_{22}\gamma_{23}\gamma_{24}\gamma_{25}\gamma_{26} \\ \gamma_{31}\gamma_{32}\gamma_{33}\gamma_{34}\gamma_{35}\gamma_{36} \\ \gamma_{41}\gamma_{42}\gamma_{43}\gamma_{44}\gamma_{45}\gamma_{46} \\ \gamma_{51}\gamma_{52}\gamma_{53}\gamma_{54}\gamma_{55}\gamma_{56} \\ \gamma_{61}\gamma_{62}\gamma_{63}\gamma_{64}\gamma_{65}\gamma_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{1}^{2} \\ E_{2}^{2} \\ E_{3}^{2} \\ E_{2}E_{3} \\ E_{1}E_{2} \end{pmatrix}$$
(9)

It is characteristic of a piezoelectric effect that with the direction of an electric field changing the extending stress transits into the compressing stress. The electrostriction effect is related to the square of intensity of an electric field which means that it does not depend on polarity. Depending on a crystal structure, some piezoelectric factors become zero, or they can be equated to each other. The actual type of tensor for piezoelectric material is defined by the crystallographic class to which the material belongs. Crystal quartz belongs to the trigonal class: $d_{11} = -d_{12}$; $d_{14} = -d_{25}$; $d_{26} = -2d_{11}$, and the other factors vanish. Zinc oxide and aluminum nitride belong to the hexagonal class, wherein only factors $d_{31}=d_{32}$; $d_{24}=-d_{15}$ and d_{33} are different from zero. Crystals possessing the central symmetry (as silicon) or isotropic materials do not show any piezoelectric effect, however, electrostriction effect takes place in all such materials, including isotropic ones.

A particularly high piezoelectric factor is shown by ferroelectric ceramics. One of the features of any ferroelectric material is that it changes the properties at the Curie point T_c . At the temperature $T > T_c$ the crystal does not behave like a ferroelectric one, though until $T < T_c$ it is ferroelectric. Most of crystals can be in various crystal phases which are stable at different temperatures and pressure ranges. Transition between phases is accompanied by change of thermodynamic characteristics (elasticity, optical and thermal properties, volume, entropy, etc.). During transition, atoms move in such a way that a crystal changes one crystal class for another. In general, transition occurs at various temperatures, at heating and cooling (temperature hysteresis). Phase transition of the first order is distinguished by strong and abrupt changes in the crystal structure. During transition of the second order, changes are less strong, and transition is continuous. Phase transitions of the second order do not possess temperature hysteresis. Phase transitions are often accompanied by the presence of new physical phenomena (ferroelectric effect, ferromagnetism,

superconductivity). For BaTiO₂, the Curie point is equal to 120° C. Above this temperature BaTiO₂ belongs to a cubic crystal class and thus loses the ferroelectric and piezoelectric properties; below the Curie point the crystal is a tetragonal one. From 0 and up to -70° C the further phase transitions occur from an orthorhombic to a trigonal crystal class. Change of the symmetry of a crystal group connected with a phase transition becomes the cause for occurrence of new factors in material tensor. Materials with a longitudinal deformation factor suitable for use cover minerals, monocrystal substances and polymers. Usually the piezoelectric effect is most vividly expressed in monocrystal substances. Among materials suitable for use in microsystems, the piezoelectric factor usually is within the range of $1\div100\times10^{-12}$ m/V.

With the maximum field intensity $E=10^7$ V/m, the relative longitudinal deformation is within the range of $\varepsilon r = 10^{-3} \div 10^{-5}$. As a result, the achievable range of control is small, but it is possible to very precisely operate shifting by means of voltage. Unlike the majority of other principles of activation, it is impossible to achieve a lower limit obtained at the atomic level. This feature is used in a raster tunnel microscope or in a microscope of atomic force, for receiving resolution lower than the nuclear diameter $10^{-10} \div 10^{-12}$ m.

The electromechanical relation factor k_p shows the share of mechanical energy which is transformed into electric energy. It applies both to direct and inverse piezoelectric effects.

$$k_p^2 = \frac{\text{Conversed energy}}{\text{Accumulated energy}}$$

Naturally, a high relation factor should be achieved for effective energy conversion. However, the relation factor cannot be equated to efficiency. As, in principle, restoration of accumulated energy is possible, consequently, efficiency can be much higher than a relation factor.

Designing systems for automatic control of piezoelectric scanners is related to calculating the level of potential reliability for possible variants of their realization. Construction of state-of-the-art microprocessor-based control systems characterized by multifunctionality of modules stipulates the importance of development of methods for estimating reliability that takes into account interdependence of events causing piezoelectric modules to lose their abilities to carry out various functions.

The results obtained in this respect basically concern piezoelectric modules (nodes) whose failure leads either to loss of ability to perform all their functions simultaneously, or to one function only. This paper offers some methods of estimating reliability of scanners made up of multifunctional piezoelectric units with an arbitrary type of overlapping of nanotechnological equipment involved in performing various functions.

The problem is formed as follows. Let a piezoelectric scanner PS performing the function $F = \{f_1, f_2, ..., f_n\}$ consists of *m* multipurpose piezoelectric units (MPU), each in initial state performing a set of functions $\{f_1, f_2, ..., f_n\}$. For each nanotechnological device, denote as Φ_1 a set of piezoelectric units involved in performing the function f_1 . In general, the sets $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$ can be crossed, with that leading to interdependence of events and causing nanotechnological equipment to lose the ability to perform various functions. As to types of overlapping of the sets $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$, sort out the following structures of MPU [7]:

$$(\exists i)(\exists j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_i \neq \acute{\Theta}]; \tag{10}$$

$$(\forall i)(\forall j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_j = \acute{\Theta}]; \tag{11}$$

$$(\forall i)(\forall j)[(i \neq j) \to \Phi_i \cap \Phi_i = \Omega], \tag{12}$$

where $i, j \in N, N = \{1, 2, 3, ..., n\}$.

109

MPU structure (10) is characterized by independence of events relating to nanotechnological equipment to lose its ability to perform various functions. MPU structure (11) corresponds to an arbitrary type of the overlapping sets $\Phi_1, \Phi_2, ..., \Phi_n$, with MPU structure (12) being a particular case in relation to (11). In MPU structure (11) there are some common piezoelectric units Ω whose failure leads to a complete failure of nanotechnological equipment, and piezoelectric units $\Phi_i \setminus \Omega$ (*i* = 1, 2, ..., *n*) whose failure leads to failure of nanotechnological equipment to perform only one function f_i . The sets $\Phi_i \setminus \Omega$ are not overlapped.

The prerequisite of PS availability is the ability to perform the functions $F = \{f_1, f_2, \dots, f_n\}$. With that said, each function $f_i \in F$ should be performed at least by one MPU, and the waiting time of service of inquiries for performing the functions $f_i \in F$ should be no more than the specified maximum acceptable value. The reliability of PS will be defined using the probability of failure-free operation.

Estimation of PS failure-free operation probability. Let us consider PS for which the condition of availability consists in the possibility of performing each function $f_i \in F$ at least in one MPU. The probability of failure-free operation will be estimated on the basis of a known probabilistic combinatorial method of inclusion and exclusion [8] allowing us to obtain precise estimation as well as approximate estimation with a required inaccuracy.

For MPU of type (11), the probability of PS failure-free operation P is estimated as

$$P = \sum_{i \in N} P(f_i) - \sum_{\substack{i, j \in N \\ i \neq j}} P(f_i \lor f_j) + \sum_{\substack{i, j, l \in N \\ i \neq j \neq l}} P(f_i \lor f_j \lor f_l) - \dots$$

$$+ (-1)^d \sum_{\substack{i, j, \dots, a \in N \\ i \neq j \neq \dots \neq a}} P(f_i \lor f_j \lor \dots \lor f_a) - \dots + (-1)^n P\binom{n}{\underset{i=1}{\vee}} f_i$$

$$(13)$$

where $P(f_i \lor f_j \lor ... \lor f_a)$ is probability of the event that at least one function from a set of functions $\{f_i, f_j, ..., f_a\}$ in PS can be executed

$$P(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a) = 1 - \left[1 - p(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a)\right]^m.$$

The probability of the event that PS keeps the ability to perform at least one function from a set

$$p(f_i \vee f_j \vee ... \vee f_a) = \sum_{i \in \mathbb{N}} p(f_i) - \sum_{\substack{i, j \in \mathbb{N} \\ i \neq j}} p(f_i \wedge f_j) + \sum_{\substack{i, j, l \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq l}} p(f_i \wedge f_j \wedge f_l) - ... + (-1)^d \sum_{\substack{i, j, ..., a \in \mathbb{N} \\ i \neq j \neq ... \neq a}} p(f_i \wedge f_j \wedge ... \wedge f_a),$$

$$(14)$$

where $N_1 = \{i, j, ..., a\}$, $p(f_i \land f_j \land ... \land f_a)$ is probability of the event that the piezoelectric unit involved in performing the functions $f_i, f_j, ..., f_a$ in nanotechnological equipment is in good state. The value $p(f_i \land f_j \land ... \land f_a)$ is defined as the probability of serviceability of piezoelectric units $\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup ... \cup \Phi_a$

For exponential distribution of time to failure

$$p(f_{i_i} \wedge f_j \wedge \dots \wedge f_a) = \exp(-\wedge (\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup \dots \cup \Phi_i)t),$$

where $\Lambda(\Phi_1 \cup \Phi_2 \cup ... \cup \Phi_a)$ is total failure rate of MPU involved in performing the functions f_i , f_j ,..., f_a ; t; t is operating time.

For MPU of type (12), the probability of PS failure-free operation is calculated as

$$P = \sum_{k=1}^{m} C_{m}^{k} p_{\Omega}^{k} \left(1 - p_{\Omega}\right)^{m-k} \prod_{i=1}^{n} \left[1 - \left(1 - p_{i}\right)^{k}\right],$$
(15)

where p_{Ω} is probability of failure-free operation of piezoelectric units making a set Ω ; p_i is probability of failure-free operation of piezoelectric units relating to a set $\Phi_i \setminus \Omega$.

If the possibility of piezoelectric units losing various functions is equiprobable $(p_i = p_i = p)$, then

$$P = \sum_{k=1}^{m} C_{m}^{k} p_{\Omega}^{k} (1 - p_{\Omega})^{m-k} \left[1 - (1 - p_{i})^{k} \right]^{n}.$$

For MPU of type (10), the probability of PS failure-free operation is calculated as follows

$$P = \prod_{i=1}^{n} \left[1 - (1 - p_i)^m \right].$$

Let us consider the probability of failure-free operation of some structure, with service time limiting taken into account.

Let w_0 be specified as a maximum acceptable average waiting time of servicing requests to perform the functions $f_i \in F$, $i \in N$. Each piezoelectric unit will be represented as the elementary system of mass service of M/M/1 type [9]. Now define the number of piezoelectric units m_0 at which requests are served with acceptable average time as follows

$$m_0 = \rho \left(1 + \frac{v}{w_0} \right),$$

where $\rho = v\lambda$;

 λ is total rate of requests to perform the functions $f_i \in F$; *v* is average time of their performance.

Let us assume that PS is operable, if the ability of performing each type of the functions $f_i \in F$ is kept at least by m_0 of MPU. In this case the probability of PS availability is defined by the formula (13), differing in that $P(f_i \lor f_j \lor \ldots \lor f_a)$ is the probability of the event that at least one function from a set $\{f_i, f_j, \ldots, f_a\}$ can be executed not less than by m_0 of piezoelectric units [10]:

$$P(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a) = \sum_{g=m_0}^m C_m^g p(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a)^R \times \left[1 - p(f_i \vee f_j \vee \ldots \vee f_a)\right]^{m-g},$$

where the probability $p(f_i \lor f_i \lor \ldots \lor f_a)$ is calculated by the formula (14).

For direction of the total flow of m_0 MPU requests, calculation of the value m_0 leads to the lower (pessimistic) estimation of the probability of PS availability.

For MPU of type (12), the probability of PS failure-free operation is calculated as

$$P = \sum_{k=m_0}^{m} C_m^k p_{\Omega}^k \left(1 - p_{\Omega}\right)^{m-k} \prod_{i=1}^{n} \left[\sum_{s=m_0}^{m} C_i^s \left(1 - p_i\right)^{k-s}\right],$$
(16)

For MPU of type (10) the probability of PS failure-free operation is

$$P = \prod_{i=1}^{n} \left[\sum_{s=m_0}^{m} C_m^s p_t^s (1-p_i)^{m-s} \right].$$

Let us estimate the probability of PS failure-free operation with MPU functional heterogeneity.

PSs considered so far were assembled from identical MPUs. Now move over to PS containing *z* types of MPU different as to lists of functions performed. Assume that sets of the functions which are performed by MPUs of various types are not overlapped. In this case the set of functions carried out in PS and a set of MPUs can be divided in *z* non-overlapped subsets which allows us to estimate the probability of PS failure-free operation as

$$P = \prod_{i=1}^{z} P_i,$$

where *Pi* is probability of failure-free operation of PS subsystem including MPU of the *i-th* type (as per functional composition).

The value P_i is calculated by the formulas presented above for PS with functionally homogeneous piezoelectric units.

The estimation of probability of failure-free operation by the method of inclusion and exclusion for PS made up of piezoelectric units of general type (11) is connected with complicated calculations. It is easier to obtain the approximate estimation of failure-free operation probability by representing the structure of piezoelectric units of type (11) as the structure of piezoelectric units of type (12).

For the lower (pessimistic) estimation of the probability of failure-free operation, we shall assume that for transformation of nanotechnological equipment to the MPU structure Ω , we have piezoelectric units

 $\Phi_i \setminus \left(\bigcap_{j=1}^n \Phi_j\right) \bigcup \left(\bigcup_{k=1}^{i-1} \Phi_k\right)$, that is, failure of any piezoelectric unit involved in performing more than one

function causes failure of the entire nanotechnological equipment.

For the upper (optimistic) estimation of failure-free operation probability, for the structure of nanotechnological equipment transformed into the MPU structure Ω whose failure causes failure of the entire nanotechnological equipment, we have piezoelectric units $\bigcup_{i=1}^{m} \Phi_{i}$.

The tasks of a piezoelectric unit used for realization of several (but not all) functions are distributed among the non-overlapped sets $\Phi_i \setminus \Omega$. For example, there is a possible distribution when the piezoelectric unit $\Phi_i \setminus \Omega$ includes $\Phi_i \setminus \left(\bigcap_{j=1}^n \Phi_j \right) \bigcup \left(\bigcup_{k=1}^{i-1} \Phi_k \right)$. It should be noted that the more even (as to total failure rate)

the distribution of piezoelectric units is on the set $\Phi_i \setminus \Omega$, the more optimistic the upper estimation is.

Relative error of the offered estimation is

$$\delta = 0.5 \frac{P_B - P_H}{P_H}$$

where P_B and P_H are probabilities of PS failure-free operation calculated by the formula (15) or (16) when representing the MPU structure for the upper and lower estimations respectively.

The estimated error of the offered method depends on the evenness of distribution of piezoelectric units on a set $\Phi_i \setminus \Omega$, with this being minimal for the case of the most uneven distribution.

If the obtained accuracy of calculations is insufficient, then it is possible to refine it based on the method of inclusion and exclusion which, though rather bulky in terms of calculations, allows us to reach any required approximation. The approximate estimation using the method of inclusion and exclusion is made on the basis of the formula (13) taking into account that when restricting the accuracy of calculations up to a term with the plus sign we obtain the upper estimation, and when restricting to the minus we obtain the lower estimation [10].

Series and parallel arrangement of piezoelectric units.

Reliability of MPU systems depends on a system of automatic control of these piezoelectric units, and as a whole, on PS automatic control, as well as on reliability of piezoelectric units operation wherein electric energy is conversed into mechanical one.

All PSs can be divided into structures with series, parallel and serial-parallel connection of piezoelectric units. For series connection of piezoelectric units (fig. 3.), the error of PS positioning represents the vector



Fig. 3. Block diagram of PS with a series arrangement of piezoelectric units



Fig. 4. Block diagram of PS with a parallel arrangement of piezoelectric units

sum of errors along all the degrees of mobility. For parallel connection of piezoelectric units (fig. 4.), as it takes place, for example, in piezoelectric scanners (PS) on the basis of *l*-coordinates, the error of the position of one piezoelectric unit is independent of that of other PSs. This is a big advantage of such PSs in terms of the accuracy of a work tool's position.

References

1. Howland Rebecca, Benatar Lisa. A Practical Guide to Scanning Probe Microscopy / Project Editor and Booklet Designer: Christy Symanski // Copyright 1996 by Park Scientific Instruments. – 76 p.

2. Bykov B.A., Lazarev M.I., Saunin S.A. Scanning probe microscopy for science and industry. // Electronics: science, technology, business, N_{0} 5, p. 7 – 14 (1997).

3. **Bykov V.A.** Scanning probe microscopy of atomic resolution and modeling of processes for molecular nanotechnology // the Second International scientific and technical conference "Microelectronics and computer science": Thesis of reports. – Moscow-Zelenograd, 23-24 November, 1995 – p. 131.

4. **Bykov V.A.** Technology and equipment for experimental works in the field of nanophysics and nanoelectronics // Scientific session of MiFi – 2010. The collection of proceedings. – 2010, V.2. – p.119.

5. **Rabek Y.E.** Experimental approaches in photochemistry and the photophysics. 2 volumes.V. 1. Tr. from English – M.: the World, 1985. – 608 p.

6. Sushchara K., Mory I., Tobse T., Ito T., Tabsta M., Cinodzaky T. Piezoelectric little table with two forward and one rotary degrees of freedom for submicronic lithographic systems // Devices for scientific researches, 1989.

7. Information technologies in designing objects of electronic mechanical engineering: the Monography. 5 books. Book 4. V.A. Vasin, E.N. Ivashov, A. U. Pavlov, S.V. Stepanchikov. Information technology in designing scanners for probe microscopes. – M.: Publishing house of scientific research institute PMT, 2011. – 253 p.

8. **Rainkshks K., Ushakov I.A.** Estimation of systems' reliability with use of graphs. – M.: Radio and communication, 1988.

9. Kleinrok L. The queuing theory. – M.: Mechanical engineering, 1979.

10. **Slobodin M.Y., Zarev R.U.** Computer support of multiattributive methods of choice and decisionmaking at designing corporate information-managerial systems. – St. Petersburg: Info., 2004. – 223p. Медведев А.М., Мылов Г.В.

КОНЦЕПЦИЯ ВХОДНОГО КОНТРОЛЯ МАТЕРИАЛОВ И КОМПЛЕКТУЮЩИХ, ПОСТУПАЮЩИХ В ПРОИЗВОДСТВО

Предложена стратегия входного контроля комплектующих в зависимости от уровня дефектности партий с учетом затрат на устранение последствий попадания дефектных компонентов и материалов в готовую продукцию. Рассматриваются стоимостные характеристики сплошного, выборочного и отсутствия входного контроля материалов и комплектующих, поступающих в производство.

Ключевые слова: надежность, электронные компоненты, производство электроники, контроль.

Цель работы – показать технико-экономическую эффективность различных стратегий входного контроля в условиях, когда затраты на организацию полноценного тестирования электронных компонентов и материалов настолько велики, что приходится задумываться о целесообразности сплошного или выборочного входного контроля или выборе добросовестного поставщика.

Актуальность выбора стратегии входного контроля состоит в том, что производители электронной аппаратуры терпят значительные издержки от дефектных материалов или комплектующих, поступающих в производство. Как правило, эти дефекты непредсказуемо проявляют себя в готовой продукции, что сказывается на ее надежности и выходе годной продукции [1]. Система аттестации по стандартам ИСО 9000 позволяет надеяться на поставки качественных материалов и комплектующих. Производители электронной аппаратуры вынуждены доверять поставщикам, так как капитальные затраты на оснащение входного контроля полноценной тестирующей аппаратурой слишком велики. Производителю легче выбрать добросовестного поставщика компонентов и материалов, чем организовывать их входной контроль. Тем более что наличие в производственной линии внутрисхемного и периферийного контроля компенсирует отсутствие входного контроля за счет выявления дефектных компонентов на стадии производства. Тем не менее, у производителя аппаратуры ответственного назначения возникает желание оценить стратегию входного контроля с позиций надежности и экономики производства [2].

1. Использованные понятия о входном качестве

Под входным качеством понимают качество партий комплектующих изделий и материалов, поступающих в производство. Оценивать качество отдельных партий можно числом дефектных изделий в партии *x*, либо долей дефектности *q*.

Доля дефектности традиционно определяется по формуле[2]:

$$q = \frac{x}{N} \tag{1}$$

где *N* – объем партии.

Входное качество совокупности партий характеризуется функцией f(x) распределения числа дефектных изделий в партиях или функцией f(q) распределения долей дефектности.

Вид распределения дефектных изделий определяется ненадежностью выходного контроля на заводе-изготовителе, временем хранения, разрушающим воздействием различных факторов при транспортировке и хранении и т.д.

Для более подробной характеристики входного качества может быть дополнительно использована дисперсия χ_x^2 или дисперсия долей дефектности [2].

$$\chi_q^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (q_i - \overline{q})^2$$
⁽²⁾

При постоянных объемах партии N дисперсии χ_x^2 и χ_q^2 связаны между собой следующей зависимостью

$$\chi_x^2 = N^2 \chi_q^2.$$

Большое значение имеет входной анализ качества комплектующих и материалов, который позволяет производителям аппаратуры выявить недостатки, свойственные компонентам того или иного поставщика, заранее принять необходимые меры для повышения надежности компонентов еще до возможного отказа аппаратуры. Несмотря на наличие выходного контроля продукции на заводах-поставщиках, в аппаратуру могут попасть дефектные компоненты.

2. Назначение и сущность входного контроля

Входной контроль является дополнительной проверкой компонентов и материалов перед использованием их в производстве по параметрам, определяющим их работоспособность и надежность[3]. Это вызвано тем, что отдельные детали могут иметь пониженное качество из-за недобросовестного контроля на выходе, а также возможным продолжительным хранением готовых изделий на складе, сопровождающимся ухудшением качественных показателей. Кроме того, не исключена возможность повреждения компонентов и материалов в процессе транспортировки и т. д.

При входном контроле компоненты подвергаются, по крайней мере, визуальной проверке. При наличии у производителя соответствующей тестирующей аппаратуры и программного обеспечения компоненты подвергаются электрической проверке в сочетании с термотренировкой [3].

При визуальной проверке обращают внимание на наличие на компоненте или упаковке материала отчетливо видимой надписи типа, номинала, допуска, технических условий или сертификата, отсутствие на изделии царапин, сколов, трещин, вмятин, коррозии.

При электрической проверке проверяют соответствие электрических параметров компонентов данным, указанным в пунктах требований и методик технических условий или сертификатов.

Компоненты, прошедшие входной контроль, дополнительно маркируются отличительным знаком. Входной контроль компонентов или материалов может быть 100%-ным или выборочным. Объем выборки *n* может быть определен по формуле [1]:

$$n = \frac{t_p \sigma^2}{\varepsilon}$$
(3)

где t_p – коэффициент, зависящий от доверительной вероятности P, определяется по таблице 1 [4]; σ – среднеквадратическое отклонение исследуемой величины, равное:

- для дельта-распределения $\sigma = \frac{\Delta A}{2}$,

- для нормального распределения $\sigma = \frac{\Delta A}{6}$,

- для равномерного распределения $\sigma = \frac{\Delta A}{2\sqrt{3}}$.

Здесь ΔA – разность между верхней и нижней границами исследуемого входного параметра по ТУ; ε – заданная точность определения математического ожидания.

			P		
Р	t _P	Р	t _P	Р	t _P
0,80	1,392	0,88	1,554	0,95	1,960
0,81	1,310	0,89	1,597	0,96	2,053
0,82	1,340	0,90	1,643	0,97	2,169
0,83	1,371	0,91	1,694	0,98	2,25
6,84	1,404	0,92	1,750	0,99	2,576
0,85	1,439	0,93	1,810	0,9973	3,00
0,86	1,475	0,94	1,880	0,999	4,200
0,87	1,513				

Таблица 1. Зависимость коэффициента t_n от доверительной вероятности P [4].

Обычно устанавливается следующее правило: если при выборочной проверке компонентов окажутся бракованные изделия, проверке подлежит удвоенное количество изделий из этой партии. В случае выявления при проверке удвоенного количества изделий хотя бы одного бракованного компонента, проверке подвергаются 100% изделий полученной партии [5].

3. Надежность входного контроля

Обеспечение надежности электронной аппаратуры на этапе производства может быть представлено с некоторыми приближениями следующим выражением [6]:

$$H_{np} = H_1 \cdot H_2 \cdot H_3 \tag{4}$$

где H_{np} – надежность производства; H_1 – надежность входного контроля; H_2 – надежность технологического процесса изготовления аппаратуры; H_3 – надежность выходного контроля.

Входной контроль может быть ручным или автоматическим, стопроцентным или выборочным. Надежность входного контроля H_1 будет различной в зависимости от метода и характера контроля. В общем случае вероятность ошибки контроля определяется рядом факторов: методом контроля, скоростью проведения контроля, сроком службы тестирующей аппаратуры, продолжительностью непрерывной работы оператора.

Вероятность ошибки контроля [4]

$$P_n = P_0(v, T) \tag{5}$$

где v = n/t – скорость испытаний; n – количество испытываемых изделий; t – время, потребное на контроль этих изделий; T – возраст тестирующего оборудования.

На рис. 1. показана вероятность ошибки контроля при ручном и автоматическом методах в зависимости от времени [2].



Рис. 1. Вероятность ошибки контроля при ручном и автоматическом методах в зависимости от времени: 1 – ручной контроль; 2 – автоматический контроль

Начальный период контроля T_1 характеризуется большой вероятностью ошибки, которая объясняется пусковым периодом для автоматического метода контроля и освоением процесса контроля оператором для ручного метода.

Основной период автоматического контроля T_2 характеризуется постоянной вероятностью ошибки, что соответствует прямолинейному участку кривой 2 на рис. 1. Для ручного метода характерно возрастание вероятности ошибки по мере утомления оператора, о чем говорит возрастающий участок кривой 1 на рис. 1.

Последний период контроля *T*₃ характеризуется резким возрастанием вероятности ошибки из-за выработки срока службы тестирующей аппаратуры и утомляемости оператора.

Вероятность ошибки контроля изделий объемом *n* можно определить как [4]

$$P_n = \int_0^n P_0(v, T) dn \tag{6}$$

где n = vt, P_0 – определяется методом контроля.

При стопроцентном контроле надежность контроля будет

$$H_n = 1 - P_n = 1 - \int_0^N P_0(v, T) dn$$
⁽⁷⁾

где *N* – количество изделий в контролируемой партии.

Надежность выборочного контроля определяется соотношением:

$$H_{ne} = H_n \cdot H_e' = (1 - P_n)(1 - P_e')$$
(8)

где $H_{g}^{/}$ – надежность методики выборочного контроля; H_{n} – надежность контроля непосредственно выборки; $P_{g}^{/}$ – вероятность брака при данной методике контроля; P_{n} – вероятность брака в выборке.

Исходя из условия

$$P_n \ll 1; P_6 / \ll 1,$$

для уравнения (8) получим

$$H_{\boldsymbol{\theta}}^{\prime} \approx 1 - \mathbf{P}_{\mathbf{n}} - \mathbf{P}_{\mathbf{B}}^{\prime}$$

Учитывая (7) и (8), получим формулу надежности выборочного контроля

$$H_{ne} = 1 - P_{e,0}^{\prime}(n_1) - \int_{0}^{n_1} P_0(v,T) dn$$
(9)

где n_1 – величина выборки; $P'_{6.0}(n_1)$ – вероятность брака при данной методике испытаний, которая является функцией от величины выборки.

Определим оптимальное значение, Н_{пв}. При этом рассмотрим два частных случая:

а) $P_0(v, T) = const = P_0$. Этот случай соответствует автоматическому контролю на горизонтальном участке кривой P = f(T);

б) $P(n) = a/n; P_0 = bn$. Этот случай соответствует ручному контролю или же малонадежной работе тестирующих устройств. Коэффициент *b* характеризует наклон кривой для ручного контроля на участке T_2 (см. рис. 1) и определяется непосредственным измерением в конкретных условиях

$$b = k/Tm$$
,

где k – число ошибок контроля за последний промежуток времени; m – общее число ошибок контроля за время T.

Значение $P_{e,0}^{/}(n_1)$ определяют из соображений надежности выборочного объема

$$P_{6.0}' = a/n_{1}$$

где a = 0,25...1 в зависимости от выбранной надежности испытаний.

Для выборочного автоматического контроля получим следующее выражение надежности [2]:

$$H_{ne} = 1 - \frac{a}{n_1} - P_{e,0} n_1 \tag{10}$$

Оптимальное значение надежности автоматического входного контроля получим из условий

$$\frac{\partial H_{n_{\theta}}}{\partial n_{1}} = 0; n_{1} = \sqrt{\frac{a}{P_{e.0}}}; H_{n \max} = 1 - 2\sqrt{aP_{e.0}}$$

Для выборочного ручного контроля или же малонадежной конструкции контрольноизмерительных средств выражение надежности контроля принимает вид

$$H_{ne} = 1 - \frac{a}{n_1} - \frac{bn_1^2}{2} \tag{11}$$

Оптимальное значение надежности ручного входного контроля определяется из условий:

$$\frac{\partial H_{n\theta}(n)}{\partial n_1} = 0; \ n_1 = \sqrt[3]{\frac{a}{b}}; \ H_{n\theta}\max = 1 - \frac{3}{2}b^{\frac{1}{2}}a^{\frac{2}{3}}.$$

При стопроцентном контроле выражение надежности имеет вид:

- для автоматического контроля $H_n = 1 P_0 N;$
- для ручного контроля $H_n = 1 bN^2/2$.

На рис. 2 показаны зоны надежности выборочного и стопроцентного контроля, справедливые как для автоматического, так и для ручного методов контроля. Имеется характерная первая зона, где большей надежностью обладает стопроцентный контроль и характерная вторая зона, где большей надежностью обладает выборочный контроль.



Рис. 2. Зоны надежности сплошного (1) и выборочного (2) тестирования

Для определения количества изделий $N_{\kappa p}$, меньше которого надежность выше стопроцентного контроля и больше которого надежность выше выборочного контроля, воспользуемся условием

$$H_{n max} = H_{n}$$

Тогда получим для автоматического метода контроля

$$N_{\kappa p} = 2 \frac{\sqrt{a P_{a0}}}{P_0}.$$

Для ручного способа контроля

$$N_{\mathcal{K}\mathcal{P}} = 3\sqrt{\frac{a}{b}}.$$

4. Стоимость входного контроля

Экономическая оценка входного контроля дает возможность получить соотношения между стоимостью контроля поступающих в производство компонентов и материалов и затратами на замену бракованных элементов, попавших в аппаратуру или ремонта для устранения дефектов материалов [6]. Тем самым решается вопрос о целесообразности применения того или иного вида входного контроля. Такой контроль целесообразен для компонентов, не обеспечивающих в значительной степени надежности параметров изготовляемой аппаратуры.

Введем понятие полной стоимости, под которой будем понимать сумму затрат на входной контроль и на устранение бракованных элементов в аппаратуре.

Определение полной стоимости дадим для трех возможных практических случаев.

5. Отсутствие входного контроля

Полная стоимость равна стоимости работ по устранению бракованных элементов, попавших в аппаратуру или ремонта монтажных подложек для устранения дефектов материалов. Она равна произведению количества брака в партии деталей и цеховых затрат на извлечение бракованной детали из собранного изделия и замену ее исправной деталью или стоимость ремонта:

$$C'_0 = PNC_R \tag{12}$$

где *P* – доля или вероятность брака среди поступающих деталей; *C_R* – затраты на замену одной детали; *N* – общее число деталей.

6. Стопроцентный контроль

Полная стоимость равна сумме затрат на контроль и отбраковку деталей. Число пропущенных дефектных деталей определяется квалификацией контролера и качеством контрольно-измерительной аппаратуры. Полная стоимость в этом случае определяется уравнением

$$C_0^{\prime\prime\prime} = NCT + K_I PNC_R \tag{13}$$

где C_T – стоимость контроля одной детали; K_I – доля брака, пропущенного при стопроцентном контроле.

7. Выборочный контроль

Полная стоимость в случае выборочного контроля состоит из двух частей:

Стоимость приемки партии деталей на основе выборки, которая может быть представлена следующим выражением:

$$C = P_A[nC_T + (N - n)PC_R + nK_2PC_R]$$
(14)

где nC_T – стоимость контроля выборки, состоящей из *n* деталей; $(N-n)PC_R$ – стоимость замены бракованных деталей из непроверяемой части партии; nK_2PC_R – стоимость замены бракованных деталей из проверяемой части партии (выборке), пропущенных контролером; P_A – вероятность приемки партии.

Стоимость отбракованной партии равняется стоимости контроля отобранных деталей, умноженной на вероятность отбраковки $I - P_A$.

Выражение для ожидаемой полной стоимости отбракованных партий будет иметь вид

$$nC_T(1-P_A)/P_A$$

Полная стоимость для случая выборочного контроля определяется выражением

$$C^{\prime\prime\prime} = P_{A}[nC_{T} + (N-n)PC_{R} + nK_{2}PC_{R}] + nC_{T}(1-P_{A})/P_{A}$$
(15)

8. Графическое выражение стоимости контроля.

Пользуясь выведенными уравнениями, можно построить графики полной стоимости контроля в зависимости от качества данной партии, характеризуемой величиной *P*, т. е. долей брака.

Графики полной стоимости контроля показаны на рис. 3.



Рис. 3. Графики полной стоимости различных методов контроля: 1 – отсутствие входного контроля; 2 – выборочный контроль; 3 – стопроцентный контроль

График полной стоимости для стопроцентного контроля (3) представляет собой почти горизонтальную прямую линию, слегка уменьшающуюся в зависимости от значения *К* и *Р*.

График полной стоимости при отсутствии входного контроля компонентов (1) представляет собой наклонную прямую линию, проходящую через начало координат.

При P = 0 полная стоимость равна нулю, а с ухудшением качества комплектующих деталей полная стоимость растет линейно. Интенсивность роста полной стоимости зависит от общего числа деталей и уровня затрат на их замену.

График полной стоимости для выборочного контроля (2) имеет нелинейный характер. При P = 0 стоимость определяется значением nC_T , при увеличении P она нарастает, но менее интенсивно, чем при отсутствии контроля.

По графикам полной стоимости можно найти оптимальный по стоимости вариант входного контроля комплектующих и материалов.

Способ контроля комплектующих деталей будет определяться размером партии N и долей брака P, содержащейся в этой партии, а также рядом других параметров, которые могут быть либо заданными, например C и C_R , либо представляют собой функцию от N или P, например n или P_A .

Доля брака *P* обычно бывает неизвестной до проверки партии и поэтому следует при оценке этой величины ориентироваться на статистические данные, полученные ранее [6].

Оптимальная оценка контроля может быть получена также аналитическим способом, без графических построений. Для этого должны быть определены критические точки, т. е. такие точки, в которых одна схема контроля становится дешевле другой. Обозначим эти критические точки через $P_x^{/}$, $P_y^{/}$, $P_t^{/}$.

9. Отсутствие входного контроля и стопроцентный контроль

Критическая точка $P_x^{/}$ пересечения кривых полной стоимости при отсутствии контроля и стопроцентного контроля определяется из уравнений (12) и (13):

$$P_{x}^{\prime}NC_{R} = NC_{T} + K_{1}P^{\prime}NC_{R}$$

 $P_{x}^{\prime} = \frac{C_{T}}{C_{R}(1-K_{1})}$
(16)

Стопроцентный контроль будет экономичнее, когда уровень качества поступающих деталей P' больше значения P'_x , и наоборот, при P' меньше значения P'_x экономичнее отсутствие входного контроля.

10. Отсутствие входного контроля и выборочный контроль

Критическая точка $P_y^{\ /}$ пересечения кривых полной стоимости при отсутствии контроля и выборочного контроля определяется из уравнения

$$P'NC_{R} = P_{A}[nC_{T} + (N - n)P/C_{R} + K_{2}nP/C_{R}] + [nC_{T}(1 - P_{A})]/P_{A}$$

$$P_{y}^{\prime} = \frac{nC_{T}}{C_{R}[N - P_{A}(N - n + nK_{2})]}$$
(17)

123

Вероятность приемки партии P_A выражается в функции P' и *п* может быть определена с учетом формулы Пуассона [4]

$$P_{r} = \frac{(nP^{/})^{r}}{r!} e^{-nP^{/}}$$
(18)

где *n*-количество выбранных для контроля деталей; P' – процент брака; P_r – вероятность того, что в числе отобранных деталей будет *r* бракованных.

Очевидно, что P'_{y} необходимо вычислять соответственно рассматриваемому конкретному плану выборки ввиду того, что для каждого плана выборки значения P_A будут различными. Порядок определения P'_{y} следующий:

1. Намечают план выборки, устанавливают количество выбираемых деталей n, размер партии N и критерий для приемки AC. Под критерием приемки понимается минимальное допустимое количество забракованных деталей из числа деталей, отобранных для контроля. Значение P_A , соответствующее любому значению AC, может быть получено из таблиц распределения Пуассона с учетом предполагаемого значения $P' P_A$. Оно равно сумме всех P_r вплоть до r = AC.

2. Определяют $P_v^{/}$ с учетом найденного значения P_A .

3. Отсутствие входного контроля будет экономичнее при предполагаемом значении P' меньшем P'_{v} . Когда P' больше P'_{v} , экономичнее оказывается способ выборочного контроля.

11. Стопроцентный контроль и выборочный контроль

Критическая точка $P_y^{/}$ пересечения кривых полной стоимости при стопроцентном и выборочном контроле определяется из уравнения

$$NC_r + K_1 P'NC_R = P_A[nC_r + (N-n)P'C_R + k_2 nP'C_R] + [nC_r(1 - P_A)]/P_A$$

Отсюда

$$P'_{Z} = \frac{P_{A}C_{T}[N - P_{A}n + n] - nC_{r}}{P_{A}^{2}C_{R}[(N - n) + K_{2}n] - P_{A}C_{R}K_{1}N}.$$

Значение $P_Z^{\ /}$ получают таким же образом, как и в предыдущем случае. Когда значение $P^{\ /}$ меньше предполагаемого значения $P_Z^{\ /}$ то выгоднее метод выборочного контроля.

Когда P' больше P_Z' , более экономичным будет метод стопроцентного контроля.

12. Оптимальная стратегия входного контроля

В настоящее время вопросы качества и надежности электронной аппаратуры приобретают исключительно острый характер, как для изготовителей компонентов, так и для их потребителей. Наибольшее количество споров возникает в связи с тем, что производитель аппаратуры вынужден проводить значительный объем дорогих и длительных испытаний поступающих в производство компонентов в рамках мероприятий по входному контролю [6]. Эти испытания повторяют процедуры уже проведенных испытаний на предприятии-поставщике, которое израсходовало на это весьма значительные средства. Однако степень такого дублирования постоянно должна уменьшаться. Это обусловлено процессом непрерывного повышения качества компонентов, благодаря чему появляется возможность для более тесного сотрудничества между поставщиком и потребителем в решении проблемы исключительной важности, а именно сначала резкого сокращения объема операций по входному контролю компонентов и материалов, а затем полного отказа от него.

Для того, чтобы уменьшить затраты на испытания и свести объем выборки к минимуму, критерии приемки целесообразно свести к тому, чтобы единичный отказ вызывал забракование всей партии. В тех случаях, когда уровень отказов компонентов на входном контроле оказывается меньше 100 на миллион, то есть 0,01%, входной контроль обычно оказывается экономически нецелесообразным. Экономичнее для подавляющей части производств отбраковывать столь редкие случаи отказов компонентов на этапах испытаний узлов, блоков или даже аппаратуры [7,8].

Заключение

Расчеты показывают неочевидные результаты в оценке целесообразности сплошного, выборочного и отсутствия контроля. Конечно, в реальных быстро меняющихся условиях производства затруднительно прибегать к вышеприведенным расчетам. Но выводы, которые можно сделать на основе этих расчетов, позволяют осознанно строить стратегию и тактику контроля в условиях неопределенности качества компонентов и материалов, поступающих в производство.

Литература

1. ГОСТ 24297-87. Входной контроль продукции. Основные положения.

2. Бекишев А.П., Медведев А.М. Входной контроль электронных компонентов. / Компоненты и технологии. 2008. № 10. С. 161-164.

3. **Федоров В.К., Сергеев Н.П., Кондрашин Ф.Ф.** Контроль и испытания в проектировании и производстве радиоэлектронных средств. Москва: Техносфера, 2005. – 504 с.

4. **Фролов А.Д.** Теоретические основы конструирования и надежности радиоэлектронной аппаратуры. М.: Высшая школа, 1970. С. 457.

5. **Ануфриев Д.Л.** Конструкционные методы повышения надежности интегральных схем: учеб. Пособие. Минск: Интегралполиграф, 2007. – 2007. – 264 с.

6. **Горлов М., Строганов А., Андреев А.** Входной контроль полупроводниковых изделий. / CHIP NEWS, № 3(66). Март, 2002. С. 40-46.

7. **Медведев А., Можаров В., Мылов Г.** Печатные платы. Современное состояние базовых материалов // Электроника. Наука. Технология. Бизнес. 2011, № 6. С. 148 – 162.

8. Технологии в производстве электроники. Часть III. Гибкие печатные платы / Под общей редакцией А.М. Медведева и Г.В. Мылова – М.: «Группа ИДТ», 2008. – 488 с., ил., табл.

Medvedev A.M., Mylov G.V.

CONCEPT OF INCOMING INSPECTION OF MATERIALS AND COMPONENTS COMING INTO PRODUCTION

The paper offers the strategy of incoming inspection of components according to a level of deficiency of lots, with expenses for elimination of consequences of defective components coming into finished goods taken into account. The paper considers cost characteristics of complete, sample and uncontrolled incoming inspection of materials and components coming into production.

Keywords: reliability, electronic components, basic materials, manufacture of electronic units, inspection.

The paper aims at showing the technical and economical efficiency of various strategies of incoming inspection under the conditions when the costs of full-scale testing of electronic components and materials are so huge that one has to think if it is reasonable to have complete or sample incoming inspection, or about selecting a bona fide supplier.

Choice of a strategy of incoming inspection is critical due to the fact that electronic equipment manufacturers suffer considerable expenditures caused by defective materials or components coming into production. Generally, these defects behave unpredictably in finished products affecting their reliability and manufacture of good products [1]. The ISO 9000 certification system allows us to hope for supply of good quality materials and components. Electronics manufacturers are forced to trust suppliers since the capital costs of specialized equipment for incoming inspection are too large. It is easier for a manufacturer to choose a bona fide supplier of components and materials than to organize their incoming inspection. And it is more so, since there is in-circuit and peripheral control on a production line which makes up for the lack of incoming inspection through identifying faulty components at the production stage. Nevertheless, manufacturers of vital hardware sometimes want to evaluate a strategy of incoming inspection in terms of reliability and economics of production [2].

Concepts of incoming quality in use

The incoming quality is understood as the quality of lots of components and materials coming into production. The quality of individual lots can be evaluated by the number of defective products in a lot x, or by the portion of faultiness q.

The proportion of faultiness is typically calculated by the formula [2]:

$$q = \frac{x}{N} \tag{1}$$

where N is the size of a lot.

The incoming quality of a set of lots is characterized by the function f(x) of distribution of the number of defective products in lots, or by the function f(q) of distribution of faultiness portions.

The type of distribution of defective products is defined by the unreliability of the outgoing inspection at a manufacturer's premises, by storage time, by destructing impacts of various factors during transportation and storage, etc.

For more detailed characteristics of the incoming quality, we can further use the dispersion χ_x^2 or the dispersion of faultiness portions [2].

$$\chi_q^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (q_i - \overline{q})^2$$
⁽²⁾

In case of constant volumes of the lot *N*, the dispersions χ_x^2 and χ_q^2 are interrelated by the following dependence $\chi_x^2 = N^2 \chi_q^2$.

Of great importance is the analysis of incoming quality of components and materials, which allows manufacturers to identify drawbacks of the components of a supplier in advance to take action to improve the reliability of components prior to any possible failure of equipment. Despite outgoing inspection at factories of suppliers, defective parts can come into equipment.

Purpose and essence of incoming inspection

The incoming inspection is an additional test of components and materials before using them in production as for parameters defining their operation and reliability [3]. This is because individual parts can be of lower quality due to negligent final inspection, as well as possible long storage of finished products at warehouses accompanied by deterioration of quality. In addition, one cannot rule out a possibility of components and materials being damaged during transportation, etc.

Incoming inspection implies at least visual check of components. If a manufacturer has some specialized testing equipment, components undergo some electrical testing in combination with thermal training [3].

During visual inspection, attention is paid to whether there are clearly visible inscriptions available at the component or package material indicating the type, nominal value, tolerance, technical conditions or product certificate, as well as whether there are any scratches, chips, cracks, dents, corrosion on the product.

During electrical testing, one checks if the electrical parameters of the components conform to those specified in the requirements and methods of technical conditions or certificates.

Parts which passed incoming inspection are additionally marked with a special inscription. Incoming inspection of components or materials can be 100 per sent or selective.

The sample size *n* can be defined by the formula [1]:

$$n = \frac{t_p \sigma^2}{\varepsilon}$$
(3)

where t_p is factor dependent of the confidential probability *P* to be defined using Table 1 [4]; σ – standard deviate of the value equal to:

for Delta distribution $\sigma = \frac{\Delta A}{2}$, for normal distribution, $\sigma = \frac{\Delta A}{6}$,

for uniform distribution $\sigma = \frac{\Delta A}{2\sqrt{3}}$.

Here ΔA is the difference between the upper and lower boundaries of the incoming parameter as to technical conditions; ε is the specified accuracy of mathematical expectation.

Р	t _P	Р	t_P	Р	t _P
0,80	1,392	0,88	1,554	0,95	1,960
0,81	1,310	0,89	1,597	0,96	2,053
0,82	1,340	0,90	1,643	0,97	2,169
0,83	1,371	0,91	1,694	0,98	2,25
6,84	1,404	0,92	1,750	0,99	2,576
0,85	1,439	0,93	1,810	0,9973	3,00
0,86	1,475	0,94	1,880	0,999	4,200
0,87	1,513				

Table 1. The relation factor t_p and the confidential probability P [4]

Generally, the following rule is set: if sample inspection shows defective products, a double number of articles from the lot is subject to checking. In case checking a double number of products shows at least one defective component, 100 per cent of the products of the received lot is subject to inspection [5].

Reliability of incoming inspection

Ensuring the reliability of electronic equipment at the production phase can be represented with some approximation by the following expression [6]:

$$H_{np} = H_1 \cdot H_2 \cdot H_3 \tag{4}$$

where H_{np} is production reliability, H_1 is reliability of incoming inspection, H_2 is reliability of technological process of manufacturing equipment, H_3 is reliability of outgoing inspection.

The incoming inspection can be manual or automated, 100 per cent or selective. Reliability of incoming inspection H_1 will vary depending on the method and the nature of inspection. In the general case, the probability of inspection error is defined by a number of factors: testing method, testing speed, life time of testing apparatus, duration of an operator's nonstop work.

The probability of inspection error [4]

$$P_n = P_0(v, T) \tag{5}$$

where v = n/t is testing speed, *n* is number of tested products, *t* is time required to check these products, *T* is age of testing equipment.

Figure 1 shows the probability of inspection error with manual and automated methods depending on time [2].



Fig. 1. The probability of inspection error with manual and automated methods depending on time: 1 is manual inspection, 2 is automated inspection

The initial period of inspection T_1 is characterized by a high probability of an error which is explained by the start-up period for the automated control method and mastering of testing process by an operator for the manual method.

The basic period of automated check T_2 is characterized by a constant probability of an error that corresponds to the straight-line portion of curve 2 in Figure 1. The manual method is characterized by the increasing likelihood of errors as an operator gets tired, as shown by the rising portion of curve 1 in Figure 1.

The last period of check T_3 is characterized by a sharp increase in an error probability due to depletion of testing equipment lifetime and an operator's fatigue.

The probability of an error of inspection of *n* products can be defined as [4]

$$P_n = \int_0^n P_0(v, T) dn \tag{6}$$

where n = vt, P_0 is defined by a method of inspection. With 100 per cent inspection, the reliability is

$$H_n = 1 - P_n = 1 - \int_0^N P_0(v, T) dn$$
⁽⁷⁾

129

where N is number of items in the lot inspected.

The reliability of sample inspection is defined by the relation:

$$H_{ne} = H_n \cdot H_e' = (1 - P_n)(1 - P_e')$$
(8)

where $H_{\theta}^{/}$ is reliability of sample inspection, H_{n} is reliability of inspection of the sample itself, $P_{\theta}^{/}$ is probability of defective products for this method of inspection, P_{n} is probability of defective products in the sample.

Based on the conditions

$$P_n \ll 1; P_{\beta}' \ll 1,$$

for Equation (8)

$$H_{6}^{\prime} \approx 1 - P_{n} - P_{B}^{\prime}$$

Taking into account (7) and (8), we obtain the formula of reliability of sample inspection

$$H_{ne} = 1 - P_{e,0}^{\prime}(n_1) - \int_{0}^{n_1} P_0(v,T) dn$$
(9)

where n_1 is size of the sample, $P'_{6,0}(n_1)$ is probability of defective products for this method of testing that is a function of the size of the sample.

Define the optimal value $H_{n\beta}$. Simultaneously, consider two special cases:

a) $P_0(v,T) = const = P_0$. This case corresponds to the automated inspection on the horizontal segment of curve P = f(T);

6) P(n) = a/n; $P_0 = bn$. This case corresponds to manual inspection or low reliable operation of testing equipment. The factor b characterizes the slope of the curve for manual testing on the portion T_2 (see Figure 1) and is defined by direct measurement under specific conditions

$$b = k/Tm$$
,

where k is number of inspection errors for the last time period, m is total number of inspection errors for the time *T*. The value $P'_{6,0}(n_1)$ is found for the purpose of reliability of the sample volume

$$P_{6.0}^{\prime} = a/n_1$$

where $a = 0.25 \dots 1$ depending on the chosen reliability of testing. For a sample automated inspection, we will have the following expression of reliability [2]:

$$H_{ne} = 1 - \frac{a}{n_1} - P_{e,0} n_1 \tag{10}$$

130

The optimal value of reliability of automated incoming inspection will be derived from the conditions

$$\frac{\partial H_{n\theta}}{\partial n_1} = 0; n_1 = \sqrt{\frac{a}{P_{\theta.0}}}; H_{n\max} = 1 - 2\sqrt{aP_{\theta.0}}$$

For a sample manual inspection, or low reliability designs of testing and measuring devices, the expression of inspection reliability looks like

$$H_{ne} = 1 - \frac{a}{n_1} - \frac{bn_1^2}{2} \tag{11}$$

The optimal value of reliability of manual incoming inspection is derived from the conditions:

$$\frac{\partial H_{ne}(n)}{\partial n_1} = 0; \ n_1 = \sqrt[3]{\frac{a}{b}}; \ H_{ne\max} = 1 - \frac{3}{2}b^{\frac{1}{2}}a^{\frac{2}{3}}.$$

With 100 per cent inspection, the expression of reliability looks like: For automated testing, $H_n = 1 - P_0 N$; For manual testing, $H_n = 1 - bN^2/2$.

Figure 2 shows the areas of reliability of sample and 100 per cent inspection valid both for automated and manual methods of testing. There is a characteristic first area where 100 per cent inspection is more reliable, and a characteristic second area where sample inspection is more reliable.



Fig. 2. Areas of reliability of 100 per cent (1) and (2) sample testing

To define the number of products $N_{\kappa p}$, with less than this the reliability being higher than 100 per cent inspection, and with more than this the reliability being higher than sample inspection, use the condition

$$H_{n max} = H_{n}$$

Then for automated inspection

$$N_{\kappa p} = 2 \frac{\sqrt{a P_{a0}}}{P_0}.$$

For manual inspection

$$N_{\mathcal{K}p} = 3\sqrt{\frac{a}{b}}.$$

Incoming testing cost

Economic evaluation of incoming inspection provides a possibility of obtaining a relation between the cost of inspection of components and materials coming into production and the cost of replacement of defective items in equipment or repairing to correct defects in materials [6]. Thus, we tackle the issue whether it is reasonable to apply this or another type of incoming inspection. Such inspection is appropriate for components that do not ensure to some significant extent reliability parameters of equipment.

Let us introduce the concept of total cost to imply the amount of expenditures spent on incoming inspection and repair of defective components in equipment.

We'll define the concept of total cost for three possible practical cases.

No incoming inspection

The total cost is equal to the cost of replacement of defective items in equipment or repair of substrates for elimination of defects of materials. It is equal to the product of the number of faulty elements in the lot and the cost of withdrawing defective parts from assembled products and replacing them with good parts or repairing cost:

$$C'_{0} = PNC_{R} \tag{12}$$

where P is proportion or probability of faulty elements among incoming parts, C_R is cost of replacement of one part, N is total number of parts.

100 per cent inspection

The total cost amounts to the sum of the costs of inspection and screening of parts. The number of missed defective parts is defined by the qualification of a controller and the quality of testing equipment. The total cost in this case is defined by Equation

$$C_0^{\prime\prime\prime} = NCT + K_I PNC_R \tag{13}$$

where C_T is cost of one item inspection, K_I is proportion of faulty items overlooked with 100 per cent inspection.

Sample inspection

For the case of sample inspection, the total cost consists of two parts:

The cost of acceptance of a lot based on a sample, which can be represented by the following expression:

$$C = P_{A}[nC_{T} + (N - n)PC_{R} + nK_{2}PC_{R}]$$
(14)

where nC_T is cost of sample inspection consisting of *n* items, $(N - n)PC_R$ is cost of replacement of faulty items from the portion of a lot that is not inspected, nK_2PC_R is cost of replacement of faulty items from the portion of a lot that is inspected (sample) but overlooked by a controller, P_A is probability of acceptance of a lot.

The cost of a rejected lot is equal to the cost of inspection of a sample multiplied by the probability of rejection is $I - P_A$.

The expression for an expected total cost of rejected lots will look like

$$nC_T(1-P_A)/P_A$$

The total cost for the case of sample inspection is defined by the expression

$$C^{\prime\prime\prime} = P_A[nC_T + (N-n)PC_R + nK_2PC_R] + nC_T(1-P_A)/P_A$$
(15)

Graphic expression of inspection cost

Using the derived equations, we can build charts of the total cost of inspection depending on the quality of a given lot characterized by the value *P*, i.e. the proportion of faulty items.

The graphs of the total cost of inspection are shown in Figure 3.



Fig. 3. Graphs of the total cost for various methods of inspection: 1 is lack of incoming inspection, 2 is sample inspection, 3 is 100 per cent inspection

The chart of the total cost for 100 per cent inspection (3) represents a nearly horizontal straight line declining slightly depending on the value of K and P.

The chart of the total cost for no incoming inspection of components (1) is a sloping straight line passing through the origin of coordinates.

For P = 0, the total cost is equal to zero, and as the quality of items deteriorate, the total cost grows linearly. The intensity of total cost growth depends on the total number of items and expenditures related to their replacement.

The chart of the total cost for sample inspection (2) is non-linear. For P = 0, the cost is defined by the value of nC_T , with a growing P, it increases but less intensively than for no incoming inspection.

Using charts of total cost, we can find the optimum variant of incoming inspection of components and materials in terms of cost.

The way of inspecting components will be defined by the size of a lot N and the proportion P of faulty items in the lot, as well as by a number of other parameters that can be either specified, for example C and $C_{R'}$ or represent a function of N or P, for example n or P_A .

The proportion *P* of defective items is usually unknown before inspection of a lot, and, therefore, when evaluating this value, we should use statistic data previously obtained [6].

The optimal assessment of inspection can be also obtained by an analytical way, without using charts. To this end, we shall define critical points, i.e. points wherein one control scheme becomes cheaper than another. Denote these critical points as $P_x^{/}$, $P_y^{/}$, $P_t^{/}$.

No incoming inspection and 100 per cent inspection

The critical point P_x^{\prime} of intersection of total cost curves for no incoming inspection and 100 per cent inspection is derived from Equations (12) and (13):

$$P_x'NC_R = NC_T + K_I P'NC_R$$

$$P_x' = \frac{C_T}{C_R(1 - K_1)}$$
(16)

100 per cent inspection will be more reasonable when the quality of incoming parts P' is more than the value $P_x^{/}$, and vice versa, with P' being less than the value $P_x^{/}$, no incoming inspection is more reasonable.

No incoming inspection and sample inspection

The critical point P_y^{\prime} of intersection of total cost curves for no incoming inspection and sample inspection is derived from Equation

$$P'NC_{R} = P_{A}[nC_{T} + (N-n)P/C_{R} + K_{2}nP/C_{R}] + [nC_{T}(1-P_{A})]/P_{A}$$

$$P_{y}^{\prime} = \frac{nC_{T}}{C_{R}[N-P_{A}(N-n+nK_{2})]}$$
(17)

The probability of lot acceptance P_A is expressed as the function P' and n and can be defined using the Poisson formula [4]

$$P_{r} = \frac{(nP^{/})^{r}}{r!} e^{-nP^{/}}$$
(18)

where *n* is number of items chosen for inspection, *P*' is percentage of rejects, P_r is probability of the event that there will be the *r* faulty items in the sample.

Obviously, P'_{y} should be calculated according to a specific sampling plan, since for each sampling plan, P_{A} values will be different. Procedure for defining P'_{y} is as follows: 1. Outline a sampling plan, then specify the number of items chosen *n*, the size of a lot *N*, and accept-

1. Outline a sampling plan, then specify the number of items chosen *n*, the size of a lot *N*, and acceptance criteria *AC*. An acceptance criterion means a minimum acceptable number of defective parts from the parts chosen for inspection (sample). The value of P_A , corresponding to any value of *AC*, can be obtained from Tables of a Poisson distribution, with an expected value *P'P_A* taken into account. It is equal to the sum of all P_r up to r = AC.

2. Define P_v^{\prime} taking into account the calculated value of P_A .

3. No incoming inspection will be more reasonable with the expected value of P' being less than P'_{y} . When P' is more than P'_{y} , a sample inspection method is more reasonable economically.

100 per cent inspection and sample inspection

The critical point P_x^{\prime} of intersection of total cost curves for 100 per cent inspection and sample inspection is derived from Equation

$$NC_r + K_1 P'NC_R = P_A[nC_r + (N-n)P'C_R + k_2 nP'C_R] + [nC_r(1 - P_A)]/P_A,$$

Hence,

$$P_{Z}^{\prime} = \frac{P_{A}C_{T}[N - P_{A}n + n] - nC_{r}}{P_{A}^{2}C_{R}[(N - n) + K_{2}n] - P_{A}C_{R}K_{1}N}$$

The value of $P_Z^{/}$ is calculated the same way as in the previous case. When the value P' is less than the estimated value $P_Z^{/}$, a sample inspection method is more advantageous.

When P' is more than P_Z' , a hundred per cent inspection method is economically more reasonable.

Optimal strategy of incoming inspection

Currently, the issues related to quality and reliability of electronic equipment has become of great importance, both for component manufactures and their consumers. The hottest disputes are related to the fact that an equipment manufacturer is forced to make a significant amount of expensive and time-consuming tests of components coming into production within incoming inspection [6]. These tests follow the procedures of testing already carried out by a company-supplier who spent quite substantial money on it. However, the extent of such duplication should constantly decrease. This is due to a process of continuous quality improvement of components which allows for closer cooperation between suppliers and consumers in tackling the problem of extreme importance, i.e., at first to drastically reduce the amount of operations as to incoming inspection of components and materials, and then to abandon them completely.

In order to reduce the cost of testing and restrict the sample size to the minimum, acceptance criteria are to be restricted such a way that a single fault should cause rejection of the whole lot. In those cases where the level of faults for incoming inspection of components is less than 100 faults per one million, i.e. 0.01 per cent, incoming inspection is usually economically unreasonable. It is more reasonable for the vast majority of productions to identify such rare cases when testing nodes, blocks, or even equipment [7, 8].

Conclusion

Calculations show unobvious results when evaluating the reasonability of complete, sample and uncontrolled inspection. Certainly, in the real fast changing environment of production it is difficult to make the above calculations. However, the conclusions which can be drawn from these calculations allow us to consciously build the strategy and tactics of inspection in the face of uncertainty as to quality of components and materials coming into production.

References

1. GOST 24297-87. Incoming inspection of products. Guidelines.

2. Bekishev A.P., Medvedev A.M. Incoming inspection of electronic components. *Components and technologies*. 2008, No.10, 161-164.

3. Fyodorov V.K., Sergeev N.P., Kondrashin F.F. Inspection and testing in designing and production of radio-electronic equipment. Moscow, Technosphere, 2005. – 504.

4. Frolov A.D. Theoretical fundamentals of design and reliability of electronics. Moscow: Vysshaya Shkola, 1970, 457.

5. **Anufriev D.L.** Construction methods for improving the reliability of integrated circuits. *Tutorial*. Minsk, Integralpoligraf, 2007, 264.

6. Gorlov M., Stroganov A., Andreev A. Incoming inspection of semiconductor products. /CHIP NEWS, No. 3 (66). March, 2002, 40-46.

7. Medvedev A., Mozharov V., Mylov G. Printed Circuit Boards. State-of-the-art of Basic Materials. *Electronics. Science. Technology. Business.* 2011, No.6, 148-162.

8. Technology in production of electronic equipment. *Part III. Flexible printed circuit boards*. Ed. A. Medvedev and G. Mylov. Moscow, IDT Group, 2008, 488.

Лидский Э.А., Селиванов И.С.

НАДЕЖНОСТЬ РАССЕИВАНИЯ ПРИМЕСЕЙ ПРИ УДАЛЕНИИ ОТ ОДИНОЧНОГО ИСТОЧНИКА ЗАГРЯЗНЕНИЯ

Рассеивание примесей при удалении от источника загрязнения. Предлагается способ прогнозирования засорения атмосферы различными выбросами производства и эксплуатации. Существует ряд математических моделей распространения вредной примеси. Выбор модели зависит от множества факторов. Модель определяется назначением расчета, и, в свою очередь, определяет подход к решению. В статье рассматриваются только две модели. Основные положения работы носят общий характер.

Ключевые слова: источник загрязнения, модель, концентрация, атмосфера, случайный выбор, регенерация, интенсивность загрязнения

1. Постановка задачи

Проведем имитационный процесс загрязнения атмосферы от одиночного источника. Параллельно укажем условия, выполнение которых обеспечивает надежность рассеивания.

Загрязнение оценивается концентрацией примесей по мере удаления от источника. Помимо источника примеси поступают и из атмосферы. Назовем % таких примесей k. Особенностью k является то, что k может быть как положительным, так и отрицательным. Более подробно атмосферу не рассматриваем.

Предположим, что два одинаковых объема v_1 и v_2 расположены на фиксированном расстоянии друг от друга. Назовем v_1 входным, а v_2 – выходным измерением концентрации вредных примесей в атмосфере. Входное измерение v_1 определяется физическими процессами, происходящими в источнике примесей. Выходное измерение определяется рассеиванием и влиянием атмосферы.

Фиксированное расстояние *l* между v_1 и v_2 зададим. Например, h = 100. Назовем n_0 – концентрацию примесей в v_1 (входное измерение), n_1 – концентрацию примесей в v_2 (выходное измерение). Каждое частное измерение в силу имитационного подхода является случайным.

Процесс выделения примесей в источнике через определенное время $t = t_0$ минут после начала работы становится статистически стационарным, среднюю концентрацию и дисперсию примесей \overline{n}_0 , $\overline{\sigma}_0^2$ можно считать постоянными.

Назовем t_1 время, по истечении которого процесс в объеме v_2 также можно считать статистически стационарным. Фиксированному расстоянию l сопоставим такое случайное время t_1 , что при превышении t_1 может выполняться неравенство между концентрациями

$$n(t_0) > n(t_1)$$
. (1)

Выполнение (1) есть признак того, что на 100-метровом отрезке действительно происходит рассеивание.

Заметим, что направление связи между v_1 и v_2 несущественно. Несовпадение с вектором скорости движения самой атмосферы означает только, что связь проводится в направлении проекции вектора скорости.

Пусть весь участок в зоне, ближней к источнику, разбит на отрезки фиксированной длины.

Выбор времени t_1 связан с противоречивыми требованиями: с одной стороны рост t_1 дает большую гарантию выполнения (1), с другой – избыточность t_1 исключает время, минимально необходимое для сопоставления с расстоянием 100 м. Предлагается следующий порядок выбора t_1 .

1. Определяется минимальное значение t_0 . Для этого проверяются значения $rnd(t_0)$ при ряде возможных t_0 . В результате принято за минимальное $t_0 = 0.05$, то есть выделение примесей в объеме v_1 быстро приводит к статистически стационарному состоянию.

2. Начиная от t_0 производится рост t_1 с увеличением на 0.05 на каждом шаге. Процедура заканчивается на том шаге, на котором результаты операции $rnd(t_1)$ становятся ощутимо различными по порядку цифр, то есть статистическая стационарность нарушается. В примере получено $t_1 = 0.35$.

3. Примем наибольшее случайное число последнего шага окончательно за t_1 .

Установим максимальные промежутки времени t_m^k между соседними измерениями. Тогда $t_0 + t_m^1$ есть отрезок времени, в котором находится следующее после момента t_0 измерение. В примере $t_m^1 = 0.3$.

^{*m*}Изберем случайное время следующего после t_0 измерения $t_1 \in (t_0 + t_m^1)$ с помощью функции $rnd(t_0 + t_m^1) \rightarrow t_1$. Получим $t_1 = 0.247$.

Назовем точку t_0 и последующие временные точки, определяемые по тому же плану, точками регенерации Tp0, Tp1, Tp2 ... Для второй точки регенерации получим

 $rnd(t_1 + t_m^2) \to t_2$ и.т.д. (не стоит задавать $t_m^k \to \infty$; это практически не имеет смысла).

Таким образом, получается последовательность точек измерений, в которых рассеивание является надежным, если выполняются условия $n(t_0) > n(t_1) > n(t_2) > ...$ Здесь $n(t_k)$ – концентрация примеси на момент измерения в точке Тр k.

Теперь легко установить связь между расстоянием и временем. Для стартового периода $(0, t_0]$ расход времени на единицу длины расстояния равен

$$\gamma = \frac{t_0}{l} \,. \tag{2}$$

Для точки t_1 дополнительное расстояние от начала отсчета $l_1 = \frac{t_1 - t_0}{\gamma}$ и получаем полное расстояние $l + l_1$ и.т.д. Будем считать расход времени на единицу расстояния $\gamma = const$, хотя возможен учет изменения γ в точках регенерации.

Для каждой k -ой регенерации можно найти вероятность ее осуществления

$$q_k = \int_{t_{k-1}}^{t_k} p_k(t)b(t)dt \tag{3}$$

где $p_k(t)$ – вероятность события: точка *t* принадлежит интервалу $(t_{k-1}, t_k]$ (отвечает *k* -ой регенерации), b(t) – плотность распределения концентрации примесей в объеме v_2 .

Таким образом, расстояние, как таковое, исключается из рассмотрения.

Выполнение (1) будет определяться распределением случайной величины t на оси времени. Тогда в ближней окрестности источника схема в примере приводится к следующему варианту (см. рис.1).





Точки Tp1, Tp2 – две первые точки регенерации. Пусть p_{n_1} – вероятность концентрации примесей n_1 на момент измерений в Tp1 и p_{n_2} – вероятность концентрации примесей n_2 в Tp2 на тот же момент измерений, что в Tp1. Но в Tp2 концентрация примесей складывается из n_2 и возможных k изменений за время t. Значения k могут быть отрицательными. Тогда атмосферное влияние улучшает рассеивание. Так как следует рассчитывать на наихудший случай, отрицательные k не учитываем.

Не учитывая отрицательные k, введем концентрацию атмосферы как

$$m_1 = 1 - n_1$$
, $m_2 = 1 - n_2 - k$ (4)

Оба участвующих в (3) распределения задаются исходя из анализа физических процессов в источнике и атмосфере. Решение прикладной задачи рассеивания начинается с выбора вероятности $p_k(t)$ и распределения b(t).

2. Надежность рассеивания примесей в ближней окрестности источника

Под условиями надежности понимается назначение $p_k(t)$, b(t), удовлетворяющее (1), (2), (3), (4). Согласно (1) концентрация n_2 должна падать с ростом t.

Будем считать изменения *m*₁ пуассоновским случайным процессом. Для точки Тр *k* имеем

$$p_k(t) = \frac{\left(\lambda t\right)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

139

Что касается b(t), то в ближайшей окрестности рекомендуется [1] пользоваться Гауссовым законом распределения (рис. 2).



Интеграл (3) в элементарных функциях не вычисляется. Параметры распределения Пуассона-Гаусса: λ, a, σ . Если задавать $a = 0, \sigma = 1$, то получим возможность при каждом $t \ge 0$ воспользоваться таблицами $\Phi'(t)$ [2]. Пусть $t_2 - t_1 = \Delta t$ – малое. Тогда, пользуясь теоремой о среднем, можем записать

$$\frac{\Delta\Phi(t)}{\Delta t} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{t^2}{2}} = b(t)$$

Этим и ограничивается определение b(t). При $a \neq 0, \sigma \neq 1$ получим

$$t_2 = \frac{t-a}{\sigma}, \quad t_1 = \frac{t-\Delta t-a}{\sigma}$$

Проверим с помощью таблицы $\Phi'(t)$ сделанный ранее вывод: минимальное время $t_0 = 0.05$. По таблице на рис.5 получаем $\Phi'(t_0) = 0.3989$. Тогда параметр рассеивания, определяемый по исходному значению, для t_0 будет

$$\sigma = \frac{\sqrt{0.3989}}{0.05} = 12.6 \, .$$

Но время измерения может изменяться от 0 до 0.9. поэтому другая граница для σ будет равна

$$\sigma = \frac{\sqrt{0.2661}}{0.05} = 10.32$$

140

Найдем окончательно

$$\sigma = rnd(12.6 - 10.32) + 10.32 = 11.65$$

Высокое значение σ свидетельствует о быстром рассеивании в непосредственной близости от источника.

Для сравнения найдем границы σ для $t_1 = 0.247$. Получим

$$\sigma = rnd(1.99 - 1.037) + 1.037 = 1.37$$

На самом деле снижение σ по таблице (см. рис. 5) может происходить как резко, так и постепенно по мере изменения времени на 10-минутном интервале наблюдений (см. рис. 3).

Назовем α угол изменения концентрации примесей за время наблюдения, определяемый в линейном приближении. На рис. 3 приведена схема расчета $tg\alpha$, в соответствии с таблицей [2], в которой минуты от 0 до 9 разбиты на 10 делений с шагом 0.1.

Требуется найти $tg\alpha$ при $a = 0, \sigma = 1$. Значения b(t) находятся по таблицам $b(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{t^2}{2}}$. На рис.5 в таблице $\Delta t = 0.1$. Максимальное начальное табличное время равно 9.

В таблице на рис. 5 исходные значения b(t) взяты из стандартной таблицы, а конечные значения получены в линейном приближении согласно схеме на рис. 3. Основной результат – значения $tg\alpha$.





Из рис. З следует вид первой строки таблицы на рис. 5, независимый от типа распределения b(t). Предположим, что начальная концентрация в v_2 равна $n_0 = 0$, без учета возможных поступлений из атмосферы см. (4), а после 10-минутного наблюдения концентрация n_1 становится равной таковой у источника загрязнения.

Даже в таком (наихудшем) случае $tg\alpha = 0.1$ $\alpha \le 75^{\circ}$. Можно пренебречь изменением концентрации и считать $n_1 \approx 0$. Другими словами, интервал времени 10 минут будем считать всегда достаточным для рассеивания любого загрязнения в v_2 . Именно такой интервал предусмотрен в таблицах [2].

На рис. 4 предполагается, что вся рассматриваемая часть атмосферы, начиная от источника загрязнения, разделена на линейно расположенные участки. Определение случайного времени t^k дает с учетом времени наблюдения и некоторым запасом, соответственно 15, 24.885, 25.848, 28.506, 30.311 (минут).



Рис. 5. Таблица результатов в модели Гаусса

Время п	Время изм. напр. 1,01	Интервал времени изм. при данном врем. изм.	Конечн. знач.	tga	Исх. знач.
0	0	0-10	0,3973	tg 0,0112	0,3989
1	0,1	0-10	0,3918	tg 0,052	0,3970
2	0,2	0-10	0,3825	tg 0,085	0,3910
3	0,3	0-10	0,3697	tg 0,0117	0,3814
4	0,4	0-10	0,3538	tg 0,0145	0,3683
5	0,5	0-10	0,3352	tg 0,0169	0,3521
6	0,6	0-10	0,3144	tg 0,0188	0,3332
7	0,7	0-10	0,2920	tg 0.0203	0,3123
8	0,8	0-10	0,2685	tg 0,0212	0,2897
9	0,9	0-10	0,2444	tg 0,0217	0,2661
10	1	0-10	0,2203	tg 0,0217	0,2420
11	1,1	0-10	0,1965	tg 0,0214	0,2179
12	1,2	0-10	0,1736	tg 0,0206	0,1942
13	1,3	0-10	0,1518	tg 0,0196	0,1714
14	1,4	0-10	0,1315	tg 0,0182	0,1497
15	1,5	0-10	0,1127	tg 0,0168	0,1295
16	1,6	0-10	0,0957	tg 0,0152	0,1109
17	1,7	0-10	0,0804	tg 0,0136	0,0940
18	1,8	0-10	0,0669	tg 0,0121	0,0790
19	1,9	0-10	0,0551	tg 0,0105	0,0656
20	2	0-10	0,0449	tg 0,00819	0,0540
21	2,1	0-10	0,0363	tg 0,00693	0,0440
22	2,2	0-10	0,0290	tg 0,00585	0,0355
23	2,3	0-10	0,0229	tg 0,00486	0,0283
24	2,4	0-10	0,0180	tg 0,00396	0,0224
25	2,5	0-10	0,0139	tg 0,00274	0,0175
26	2,6	0-10	0,0107	tg 0,00261	0,0136
27	2,7	0-10	0,0081	tg 0,00207	0,0104
28	2,8	0-10	0,0061	tg 0,00162	0,0079
29	2,9	0-10	0,0046	tg 0,00126	0,0060
30	3	0-10	0,0034	tg 0,0060	0,0044
31	3,1	0-10	0,0025	tg 0,009	0,0033
32	3,2	0-10	0,0018	tg 0,0072	0,0024
33	3,3	0-10	0,0013	tg 0,0054	0,0017
34	3,4	0-10	0,0009	tg 0,0036	0,0012
35	3,5	0-10	0,0006	tg 0,000	0,0009
36	3,6	0-10	0,0004	tg 0,0027	0,0006
37	3,7	0-10	0,0003	tg 0,0018	0,0004
38	3,8	0-10	0,0002	tg 0,0019	0,0003
39	3.9	0-10	0.0001	tg 0.0009	0,0002
Малые $tg\alpha$ при всех значениях *n* подтверждают то, что изменение концентрации происходит в основном на первом 15-минутном интервале.

Таблица на рис. 5 составлена на основе стандартной [2]. Но стандартная таблица уже имеет приближенно линейный характер изменений, как по строкам, так и по столбцам. Это и служит обоснованием построения на рис. 5 и вычисления конечных значений и $tg\alpha$ в таблице рис. 5.

Первая строка таблицы на рис. 5 может использоваться для демонстрации малости $tg\alpha$ и в случае не гауссовых распределений.

Примем модель изменения концентрации Пуассона – Парето. На рис. 6 показана функция *b*(*t*) для этого случая.



На рис. 7 представлена первая строка плотности распределения Парето.

Время п	Время изм. напр. 1,01	Интервал времени изм. при данном врем. изм.	Конечн. знач.	tgα	Исх. знач.
0	0.0	10	0.000	0.05	0.5
1	0.1	10	0.00174	0.0498	0.0498

Рис. 7. Пример малости tga

Заключение

Надежность рассеивания загрязняющих примесей означает выполнение четырех условий, перечисленных в тексте. Статья посвящена имитации процесса распространения примесей с проверкой надежности.

На примере двух точек, одна из которых совпадает с расположением источника загрязняющих примесей, а вторая находится на удалении l от него, доказывается, что при таком расположении точек можно поставить в соответствие расстоянию l время t_1 – измерения концентрации примеси, по истечении которого процесс загрязнения в удаленной точке стабилизируется.

Так как атмосферные потоки заранее не определены, измерения предполагают 10-кратное повторение со случайными исходами. Чтобы использовать наихудший случай, выбирается наибольший исход.

Предлагается процедура оптимизации выбора, так как наихудший исход может дать ненужный заброс.

В каждой точке измерений учитывается возможность дополнительных поступлений загрязняющих примесей из атмосферы помимо рассматриваемого источника.

Предлагаемый подход допускается, если требуется соединять между собой участки с разным направлением и разной длиной.

Основная используемая модель, определяющая t_1 – Гауссово распределение, рекомендуемое для ближнего окружения источника. Предлагается перестроенная в интересах решаемой задачи таблица производной функции Лапласа $\Phi'(t)$.

Все операции выбора t_1 легко осуществимы, так как проводятся в рамках допустимого для таблицы $\Phi'(t)$ линейного приближения.

Развитие подхода к прогнозированию надежности на большое удаление и другие расширения требует применения различных моделей, известных в литературе.

Литература

1. SCOPE 50 Radiotechnology after Cyernobyl Part 3 Atmosphere pathway Coordinator R.M. Harrison.

2. Вентцель Е.С. Теория вероятностей, М: Физматгиз, 1962 г.

Lidsky E.A., Selivanov I.S.

RELIABILITY OF CONTAMINATION DISPERSION AWAY FROM A SINGLE POLLUTION SOURCE

Dispersion of contaminants moving away from a pollution source. A method is offered to predict atmospheric contamination with various production and maintenance wastes. There are a number of mathematical models describing contamination dispersion. The selection of a model depends on a set of factors. A model is defined by the purpose of calculation and, in its turn, defines a solution approach. This paper considers only two models. The basic guidelines of the paper are general.

Keywords: pollution source, model, concentration, atmosphere, random choice, regeneration, pollution density

1. Problem statement

Let us simulate the process of air pollution from a single source. In parallel, let us specify conditions when the reliability of dispersion is provided.

Contamination is evaluated by the concentration of contaminants as they move away from a source. Contaminants come from the atmosphere as well as from a source. Denote the percent of such contaminants as k. The peculiarity of k is that it can be either positive or negative. The atmosphere shall not be regarded in more detail.

Assume that two identical volumes v_1 and v_2 are located at a fixed distance from each other. Name v_1 as input and v_2 as output measurement of air pollution concentration. The input measurement v_1 is defined by physical processes that take place in a pollution source. The output measurement is defined by dispersion and atmospheric influence.

Let us set a fixed distance l between v_1 and v_2 . For example, h = 100 . Denote n_0 as concentration of contaminants in v_1 (input measurement) and n_1 as concentration of contaminants in v_2 (output measurement). Due to the simulation approach, each individual measurement is random.

The process of extracting contaminants from a source in a certain period of time $t = t_0$ minutes after beginning becomes statistically stationary, and the mean concentration and dispersion of contaminants \overline{n}_0 , $\overline{\sigma}_0^2$ can be considered as constant.

Assume t_1 as a time period, this elapsed allowing us to regard the process in the volume v_2 as statistically stationary as well. For the fixed distance l we shall match such random time t_1 that with t_1 exceeded we have an inequation between concentrations

$$n(t_0) > n(t_1) \tag{1}$$

The fulfillment (1) indicates that dispersion really takes place at one hundred meter distance.

Note that the direction of a relation between v_1 and v_2 doesn't matter. Mismatch with the vector of air movement only means that relation is made in the direction of projection velocity vector.

Let the whole sector in the area nearest to the source be split into fixed length sections.

The choice of time t_1 is related to contradictory requirements. On the one hand, the increase of t_1 gives a higher guarantee for the fulfillment (1), on the other hand, the redundancy of t_1 rules out the time minimally requisite to correlate with the distance of 100 m. The following way for choosing t_1 is offered.

1. The minimum value of t_0 is defined. To that end the values of $rnd(t_0)$ are checked for a number of possible t_0 . As a result, we have the minimum values as $t_0 = 0.05$, i.e. extraction of contaminants in the volume v_1 rapidly brings to a statistically stationary state.

2. Starting from t_0 , we increase t_1 with increment by 0.05 at each step. The procedure finishes at that step where $rnd(t_1)$ operation results become feasibly different as to order of figures, i.e. statistical stationarity breaks. In this case we have $t_1 = 0.35$.

3. Assume the maximum random quantity of the last step finally as t_1 .

Set maximum intervals t_m^k between neighboring measurements. Then $t_0 + t_m^1$ is a time interval wherein measurement following t_0 is located. In our case we have $t_m^1 = 0.3$.

Let us choose a random time of $t_1 \in (t_0 + t_m^1)$ measurement following t_0 using the function of $rnd(t_0 + t_m^1) \rightarrow t_1$. We have $t_1 = 0.247$.

Name t_0 point and posterior time points defined as to the same method as regeneration points Tp0, Tp1, Tp2 ... For the second regeneration point we have

$$rnd(t_1 + t_m^2) \rightarrow t_2$$
 etc.

(It is not worth setting $t_m^k \to \infty$; it practically doesn't make sense).

Therefore, we have a continuity of measurement points wherein dispersion is reliable if $n(t_0) > n(t_1) > n(t_2) > ...$ Here $n(t_k)$ is the concentration of contaminants at the moment of measurement at Tp k point.

Now it is easy to find a correlation between distance and time. For the start period $(0, t_0]$, time spent as per unit of distance length is

$$\gamma = \frac{t_0}{l} \tag{2}$$

For t_1 point, an extra distance from a reference point is $l_1 = \frac{t_1 - t_0}{\gamma}$, and we have the whole distance $l + l_1$ etc.

Let us consider the time spent as per unit of distance as $\gamma = const$, although we can record the changes of γ at regeneration points.

For each *k* -th regeneration, we can find the probability of its occurrence

$$q_k = \int_{t_{k-1}}^{t_k} p_k(t)b(t)dt \tag{3}$$

where $p_k(t)$ is event probability, t point belongs to the interval $(t_{k-1}, t_k]$ (corresponds to the k-th regeneration), b(t) is distribution density of contamination concentration in the volume v_2 .

Therefore, distance as such is excluded from consideration.

The fulfillment (1) will be defined by the distribution of a random quantity t on the time axis. Then in the near vicinity of a source, the scheme in the example looks like (Fig.1)



Tp1 andTp2 are the first two points of regeneration. Let p_{n_1} be the probability of contamination concentration n_1 at the moment of measurements at Tp1, and p_{n_2} the probability of contamination concentration n_2 at Tp2 at the same moment of measurements as at Tp1. However, at Tp2 the concentration of contaminants is made up from n_2 and possible k changes for the time t. The values of k can be negative. Then the atmospheric influence facilitates dispersion. Since we should assume the worst scenario, the negative values of k are not taken into account.

Without taking into account the negative values of k, let us introduce the atmospheric concentration as

$$m_1 = 1 - n_1, \ m_2 = 1 - n_2 - k.$$
 (4)

Both distributions involved in (3) are specified pursuant to the analysis of physical processes in a source and atmosphere. The applied problem of dispersion starts to be solved through selecting $p_k(t)$ probability and b(t) dispersion.

2. Reliability of contamination dispersion in the nearest vicinity of a source

The conditions of reliability mean the purpose of $p_k(t)$, b(t) satisfying (1), (2), (3), (4). According to (1), n_2 concentration shall drop as t grows.

Let us consider m_1 changes as a Poisson random process. For Tp k point, we have

$$p_k(t) = \frac{\left(\lambda t\right)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

As far as b(t) is concerned, for the nearest vicinity one is advised [1] to use the Gaussian distribution law (Fig. 2).



The integral (3) in elementary functions is not calculated. Poisson-Gauss distribution parameters: λ, a, σ . If $a = 0, \sigma = 1$, then we can have the opportunity for each $t \ge 0$ to use $\Phi'(t)$ tables [2]. Let $t_2 - t_1 = \Delta t$ small. Then, using the intermediate value theorem, we can derive

$$\frac{\Delta\Phi(t)}{\Delta t} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{t^2}{2}} = b(t)$$

The definition of b(t) restricts to this. With $a \neq 0, \sigma \neq 1$,

$$t_2 = \frac{t-a}{\sigma}, \quad t_1 = \frac{t-\Delta t-a}{\sigma}$$

Let us use $\Phi'(t)$ tables to verify the conclusion made earlier: the minimum time $t_0 = 0.05$. As to the table in Fig. 5, we have $\Phi'(t_0) = 0.3989$.

Then the dispersion parameter defined as to basic value, for t_0 , is

$$\sigma = \frac{\sqrt{0.3989}}{0.05} = 12.6$$

However, the time of measurement can vary from 0 to 0.9. Thus, the other boundary for σ is

$$\sigma = \frac{\sqrt{0.2661}}{0.05} = 10.32$$

Lets us finally calculate

$$\sigma = rnd(12.6 - 10.32) + 10.32 = 11.65$$

The high value of σ indicates rapid dispersion in the nearest vicinity of a source. For comparison let us calculate the boundaries of σ for $t_1 = 0.247$. We have

$$\sigma = rnd(1.99 - 1.037) + 1.037 = 1.37$$

In fact, the decrease of σ as to table (see Fig. 5) can be radical as well as gradual as time changes at the 10-minute interval of observations (see Fig. 3).

Let α be the angle of change of contamination concentration for the observation time defined as linear approximation. Fig. 3 shows the diagram of $tg\alpha$ calculation as to table [2], wherein minutes from 0 to 9 are split into 10 divisions with the step of 0.1.

We shall find $tg\alpha$ with $a = 0, \sigma = 1$. The values of b(t) are found using tables $b(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{t^2}{2}}$. The table in Fig.5 gives $\Delta t = 0.1$. The maximum tabular initial time is equal to 9.

In the Table in Fig. 5, the basic values of b(t) are taken from a standard table, and the final value is derived as linear approximation according to the diagram in Fig.3. The basic result is $tg\alpha$ quantities.



Fig. 3. Diagram of $tg\alpha$ calculation for the 10-minute observation

Fig. 3 specifies the type of the first line of the table in Fig. 5, independent of the type of distribution b(t). Suppose that the initial concentration in v_2 is equal to $n_0 = 0$, without possible intakes from the air (4) taken into account, and after 10 minutes of observation the concentration n_1 becomes equal to that near to the source of pollution.

Even in such (worst) case $tg\alpha = 0.1$ $\alpha \le 75^{\circ}$. We can neglect the changes of concentration and suppose that $n_1 \approx 0$. In other words, the 10-minute interval will be considered as always sufficient for dispersion of any contamination in v_2 . It is such interval that is foreseen in the tables [2].

Fig. 4 assumes that the entire part of the atmosphere considered starting from a pollution source is divided into linear sections. The calculation of random time t^k gives respectively 15, 24.885, 25.848, 28.506, 30.311 (minutes), with the time of observation and some reserve taken into account.



149

Small $tg\alpha$ quantities for all *n* values prove that the concentration primarily changes at the first 15-minute interval.

The table in Fig.5 is made up on the basis of the standard table [2]. But the standard table already has an approximately linear character as regards lines as well as columns. This is what justifies the scheme in Fig.5 and the calculation of final values and $tg\alpha$ in the table in Fig. 5.

Time <i>n</i>	Time of change e.g. 1,01	Change time interval with a given time of changeFinal valuetgα		tgα	Basic value
0	0	0-10	0,3973	tg 0,0112	0,3989
1	0,1	0-10	0,3918	tg 0,052	0,3970
2	0,2	0-10	0,3825	tg 0,085	0,3910
3	0,3	0-10	0,3697	tg 0,0117	0,3814
4	0,4	0-10	0,3538	tg 0,0145	0,3683
5	0,5	0-10	0,3352	tg 0,0169	0,3521
6	0,6	0-10	0,3144	tg 0,0188	0,3332
7	0,7	0-10	0,2920	tg 0.0203	0,3123
8	0,8	0-10	0,2685	tg 0,0212	0,2897
9	0,9	0-10	0,2444	tg 0,0217	0,2661
10	1	0-10	0,2203	tg 0,0217	0,2420
11	1,1	0-10	0,1965	tg 0,0214	0,2179
12	1,2	0-10	0,1736	tg 0,0206	0,1942
13	1,3	0-10	0,1518	tg 0,0196	0,1714
14	1,4	0-10	0,1315	tg 0,0182	0,1497
15	1,5	0-10	0,1127	tg 0,0168	0,1295
16	1,6	0-10	0,0957	tg 0,0152	0,1109
17	1,7	0-10	0,0804	tg 0,0136	0,0940
18	1,8	0-10	0,0669	tg 0,0121	0,0790
19	1,9	0-10	0,0551	tg 0,0105	0,0656
20	2	0-10	0,0449	tg 0,00819	0,0540
21	2,1	0-10	0,0363	tg 0,00693	0,0440
22	2,2	0-10	0,0290	tg 0,00585	0,0355
23	2,3	0-10	0,0229	tg 0,00486	0,0283
24	2,4	0-10	0,0180	tg 0,00396	0,0224
25	2,5	0-10	0,0139	tg 0,00274	0,0175
26	2,6	0-10	0,0107	tg 0,00261	0,0136
27	2,7	0-10	0,0081	tg 0,00207	0,0104
28	2,8	0-10	0,0061	tg 0,00162	0,0079
29	2,9	0-10	0,0046	tg 0,00126	0,0060
30	3	0-10	0,0034	tg 0,0060	0,0044
31	3,1	0-10	0,0025	tg 0,009	0,0033
32	3,2	0-10	0,0018	tg 0,0072	0,0024
33	3,3	0-10	0,0013	tg 0,0054	0,0017
34	3,4	0-10	0,0009	tg 0,0036	0,0012
35	3,5	0-10	0,0006	tg 0,000	0,0009
36	3,6	0-10	0,0004	tg 0,0027	0,0006
37	3,7	0-10	0,0003	tg 0,0018	0,0004
38	3,8	0-10	0,0002	tg 0,0019	0,0003
39	3,9	0-10	0,0001	tg 0,0009	0,0002

Fig. 5. Table of results in Gauss model

The first line of the table in Fig. 5 can be used to demonstrate the smallness of $tg\alpha$ in case of non-Gaussian distributions as well.

Take Poisson-Pareto model of concentration changes. Fig. 6 shows the function of b(t) for this case.



Fig. 6. Representation of distribution density

Fig. 7 presents the first line of Pareto distribution density.

Fig. 7. Example of tga smallness

Time <i>n</i>	Time of change e.g. 1,01	Change time interval with a given time of change	Final value	tgα	Basic value
0	0.0	10	0.000	0.05	0.5
1	0.1	10	0.00174	0.0498	0.0498

Conclusion

The reliability of dispersion of contaminants means the satisfaction of four conditions listed in the paper. The paper presents the simulation of contamination spread process involving the reliability check.

Using the example of two points one of which corresponds to the location of a pollution source and the other one is spaced at l distance away from it, we show that with that arrangement of the points, we can correlate a distance l with time t_1 , measurement of contamination concentration with whose expiration the contamination process at a far point stabilizes.

Since atmospheric flows have not been defined beforehand, measurements are expected to be reproduced ten times with random outcomes. To use the worst scenario, we choose the biggest outcome.

The paper presents a procedure of choice optimization, as the worst scenario can give an unnecessary overshoot.

For each measurement point the method takes into account the possibility of extra inflows of contaminants from the air, apart from the observed source. The suggested method is accepted if one has to combine sections with different directions and different lengths.

The basic used model defining t_1 is a Gaussian distribution advised for the nearest vicinity of a source. The paper presents a table of Laplace transform of functions changed for the sake of the problem in question $\Phi'(t)$.

All the operations as to selection of t_1 are easily feasible as they are made within the linear approximation allowable for table $\Phi'(t)$.

The further development of the method for predicting reliability for farther distances and other extensions require the application of various models presented in the literature.

References

1. SCOPE 50 Radiotechnology after Cyernobyl Part 3 Atmosphere pathway Coordinator R.M. Harrison.

2. Ventzel E.S. Teorija veroyatnostej [Probability theory]. Moscow: Fizmatgiz, 1962.



Приобрести издание И. Б. ШУБИНСКИЙ о через редакцию ООО «Журнал «Надежность» 8 (495) 967-77-05, доб.186 8-916-105-81-31 (Патрикеева Евгения) Структурная надежность E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro информационных систем Методы анализа Шубинский Игорь Борисович СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ

ООО «Журнал «Надежность» 109029, г. Москва, 109029, г. москва, ул.Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209 Тел./факс: +7 499 262 53 20 E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru Редактор: Патрикеева Евгения Владимировна Компьютерная верстка: Куртиш Борис Сергеевич Корректор: Комарова Екатерина Евгеньевна

Подписано в печать 12.07.2012. Формат издания 70х100/16. Печать офсетная. Бумага офсетная. Усл. печ. л. 17,55. Тираж 700 экз. Заказ № 1452.

И.Б.Шубинский «Структурная надежность информационных систем» 2012г.

В книге приведены основные понятия и показатели структурной надежности информационных систем, показана общность и специфические отличия показателей надежности, применяемых в отечественных и международных стандартах. Отражены недавние изменения в подходах к моделированию надежности. Подробно описаны Марковские модели надежности и графовые полумарковские методы расчета надежности, которые проиллюстрированы многочисленными примерами. Значительное внимание уделено инженерным методам расчета и приближенного прогнозирования структурной надежности информационных систем, оценкам погрешностей расчетов. а также статистической оценке показателей надежности. В конце каждой главы содержатся контрольные вопросы по наиболее сложному и значимому материалу главы.

Книга рассчитана, в первую очередь, на специалистов, занимающихся практической работой по разработке, производству, эксплуатации и модификации информационных систем. Она предназначена научным работникам в области структурной надежности различных дискретных систем, преподавательскому составу, аспирантам и студентам, специализирующимся в области информационных систем, а также в области автоматизированных систем управления.

Приобрести издание можно через редакцию журнала «Надежность» по тел. 8 (495) 967-77-05, доб.186; 8-916-105-81-31 (Патрикеева Евгения), e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro

lgor B. Shubinsky STRUCTURAL DEPENDABILITY **OF INFORMATION SYSTEMS** 2012

The book presents the basic concepts and parameters of the structural dependability of information systems. It discusses general and specific differences in dependability indices used in domestic and international standards, along with recent developments in approaches to dependability modeling. Markov reliability models together with graph semi-Markov methods for calculating reliability are described in detail and illustrated by numerous examples. Considerable attention is paid to the engineering methods of calculation and the approximate prediction of structural dependability and error estimation of information systems as well as to the statistical assessment of dependability parameters. At the end of each chapter there are checklists of the most complex and significant subjects of the chapter.

The book is intended primarily for professionals involved in practical work on the development, production, operation and modification of information systems. It is designed for scientists in the field of structural dependability of various discrete systems, academic staff and graduates (students) specializing in information systems as well as in the field of automated control systems

Publication can be purchased through the editorial board of Journal Dependability Ltd. by phone 8 (495) 967-77-05, ext. 186; 8-916-105-81-31 (Patrikeeva Evgenia) e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro



Editor: Patrikeeva Evgenia Make-up: Kurtish Boris S. Proofreading: Komarova Catherine E. Journal Dependability Ltd. 109029, Moscow, Nizhegorodskaya str., 27, bldg. 1, office 209 Tel. / Fax: +7 499 262 53 20 Copy deadline 12.07.2012. Format of the edition 70x100/16. Offset printing. Offset paper. Conv. Sheet I. 24,05. Circulation of 700 copies. Order number 1452.

eva@gismps.ru

НАДЕЖНОСТ В

ПРЕДСТАВЛЯЕТ



ООО «Журнал «Надежность», 109029, г. Москва, ул.Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209 Тел./факс: 17 499 262 53 20 E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

Подписано в печать 12.07.2012. Формат издания 70х100/16. Печать офсетная. Бумага офсетная. Усл. печ. л. 24,05. Тираж 700 экз. Заказ № 1453.

И.Б.Шубинский «Функциональная надежность информационных систем» 2012г.

В книге впервые представлена теория функциональной надежности информационных систем как составная часть общей теории надежности. Она включает понятия и определения; основные угрозы нарушения функциональной надежности информационных систем; систему показателей; методы оценки функциональной надежности цифровых устройств; методы и модели оценки функциональной надежности программного обеспечения. В отдельной главе рассмотрена функциональная надежность критически важных информационных систем, в том числе понятие критически важной системы, особенности оценки сбойных ошибок, оценки функциональной надежности операторов, оценки опасных отказов и рисков, требования к функциональной надежности и к архитектуре программного обеспечения критически важных информационных систем. В конце каждой главы содержатся контрольные вопросы по наиболее сложному и значимому материалу главы.

Книга рассчитана, в первую очередь, на специалистов, занимающихся практической работой по разработке, производству, эксплуатации и модификации информационных технологий и информационных систем. Она предназначена научным работникам в области надежности программно – аппаратных средств информационных систем, преподавательскому составу, аспирантам и студентам, специализирующимся в области информационных технологий, а также в области автоматизированных систем управления.

Приобрести издание можно через редакцию журнала «Надежность» по тел. 8 (495) 967-77-05, доб.186; 8-916-105-81-31 (Патрикеева Евгения), e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro

Igor B. Shubinsky FUNCTIONAL DEPENDABILITY OF INFORMATION SYSTEMS 2012

For the first time, this book presents the theory of functional dependability of information systems as a component of the general dependability theory. The book comprises basic concepts and definitions, major threats for the functional dependability of information systems, system parameters, methods for estimating the functional dependability of digital devices, and methods and models of estimating software functional dependability. A separated chapter considers the functional reliability of critical information systems, including the concept of a critical system, features of faults, estimation of functional reliability of operators, estimation of hazardous failures and risks, the requirements of functional dependability and the software architecture of critical information systems. A checklist of the most complex and significant subjects is provided at the end of each chapter.

The book is primarily intended for experts who are engaged in practical development, manufacture, operation and updating of information technologies and information systems. It is intended for researchers in the field of software-hardware of information systems, academic staff, post-graduate students and students specializing in the field of information technologies as well as those working in the field of automated control systems.

Publication can be purchased through the editorial board of Journal Dependability Ltd. by phone 8 (495) 967-77-05, ext.186; 8-916-105-81-31 (Patrikeeva Evgenia) e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro





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.

Algorian	Armonia	Australia	Austria	Azorbaijan	Bolarus	Bolgium	Bulgaria
Algenan	Amenia	Australia	Austria	Azerbaijan			
Brasília	Canada	China	Czech	Cyprus	France	Georgia	Germany
			Ireland	laraal	Italy		Kazakhata
Greece	Hungary			Israel		Japan	
S. Korea	Latvia	Mexico	N.Zealand	Nigeria	Norway	Poland	Rumania
Puesia	Singaporo	Slovakia	S. Africa	Soain	Swodo	Taiwan	C
	Singapore	Siovakia	5. Alfica	Spain	Swede	i aiWali	TURKISH

I Ikraino

1154

I Izhekistar

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: Проф. Игорь Ушаков, igusha22@gmail.com или к.т.н. Александр Бочков, a.bochkov@gmail.com

Membership is free.



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.

Algeria	Armenia	Australia	Austria	Azerbaijan	Belarus	Belgium	Bulgaria
Brazil	Canada	China	Czech Popublic	Cyprus	France	÷ ÷ Georgia	Germany
Greece	Hungary	India	Ireland	Israel	Italy	Japan	Kazakhstan
S. Korea	Latvia	Mexico	N. Zealand	Nigeria	Norway	Poland	Rumania
Russia	Singapore	Slovakia	S. Africa	Spain	Sweden	Taiwan	Turkey

UK

Ukraine

USA

Uzhekistar

Join Gnedenko Forum! Welcome!

Gnedenko

International Group on Reliability

e-Forum

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:

Prof. Igor Ushakov, igusha22@gmail.com or Alexander Bochkov, PhD a.bochkov@gmail.com

Membership is free.

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 пристатейным 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.

Текст необходимо набирать в редакторе Word 97-2003 шрифтом № 12; текст не форматируется. Абзацы организуются путем нажатия клавиши Enter. Текст статьи набирается через два интервала на странице формата А4; слева должно быть поле 4 см; страницы нумеруются, «красная строка» обязательна. Все буквенные обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисуночном 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 ; $n^2 t$, $C = 1 + DDF - A_2$), греческие буквы и символы, например, β, © 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 на 2013 год можно:

- Через агентство «Роспечать» индекс 81733;
- По каталогу «Пресса России» агентства «Книга-Сервис» индекс 11804

 Через редакцию на любой срок тел.: 8-916-105-8131 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 PUBLISH-ERS" 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 doublespaced on pages of A4; on the left there should be a margin of 4 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 , \odot 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 Internetbusiness 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 «RELIABILITY»

It is possible to subscribe to the journal for 2013:

- 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.: 8-916-105-8131; e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

АВТОРЫ HOMEPA / AUTHORS OF THIS ISSUE

Антонов Александр Владимирович

доктор технических наук, профессор, декан факультета кибернетики Обнинского института атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ) e-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Васин Владимир Анатольевич

кандидат технических наук, доцент, докторант кафедры ТСЭ (Технологические системы электроники) МИЭМ (Московский государственный институт электроники и математики (технический университет)) e-mail: ienmiem@mail.ru, vacuumwa@

list.ru, vacuumwa@ya.ru

Гапанович Валентин Александрович,

кандидат технических наук, главный инженер, старший вице – президент ОАО «РЖД» тел. (495) 262-16-43

Генис Яков Годелевич

профессор, Манхэттен Коммьюнити Колледж, Нью-Йорк, США e-mail: yashag5@yahoo.com

Жаднов Валерий Владимирович

кандидат технических наук, доцент Московского государственного института электроники и математики (технический университет) e-mail: jadnov@mitme.ru

Замышляев Алексей Михайлович

кандидат технических наук, руководитель Научно-технического комплекса ОАО «НИИАС» тел.: (495) 967-77-02 e-mail: A.Zamyshlaev@gismps.ru

Ивашов Евгений Николаевич

доктор технических наук, профессор, профессор кафедры ТСЭ (Технологические системы электроники) МИЭМ (Московский государственный институт электроники и математики (технический университет)) e-mail: ienmiem@mail.ru, vacuumwa@ list.ru, vacuumwa@ya.ru

Лидский Эмануил Аркадьевич

доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Технологии и средства связи» Института радиоэлектроники и информационных технологий – РТФ Уральского федерального университета радиоэлектроники тел.: (343) 375-47-62

Медведев Аркадий Максимович

доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Технология приборостроения» Московского авиационного института тел.: (499) 158-46-48 e-mail: medvedevam@bk.ru

Мылов Геннадий Васильевич

директор производственного технического комплекса «Печатные платы» ОАО «Государственный Рязанский приборостроительный завод» тел.: (4912) 98-38-91 e-mail: pcb@grpz.ryazan.ru

Павлов Игорь Валерианович

доктор физико-математических наук, профессор МГТУ им. Н.Э.Баумана

тел.: (499) 263-63-92 e-mail: ipavlov@bmstu.ru

Пляскин Александр Владиславович

кандидат технических наук, доцент кафедры АСУ Обнинского института атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ)

e-mail: plyaskin@iate.obninsk.ru

Селиванов Иван Сергеевич

аспирант Института промышленной экологии Уральского отделения РАН тел.: (912) 671-80-30

Степанчиков Сергей Валентинович

кандидат технических наук, доцент, доцент и докторант кафедры ТСЭ (Технологические системы электроники) МИЭМ (Московский государственный институт электроники и математики (технический университет)) e-mail: ienmiem@mail.ru, vacuumwa@ list.ru, vacuumwa@ya.ru

Татаев Хизри Нюрпашаевич

ассистент Обнинского института атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ) e-mail: khizri@bk.ru

Тихменев Александр Николаевич

магистр техники и технологий, аспирант Московского государственного института электроники и математики (технический университет) тел.: (916) 267-33-24

e-mail: alextikhmenev@gmail.com

Шубинский Игорь Борисович доктор технических наук, профессор, директор ЗАО «ИБ Транс» тел.: (495) 786-68-57 e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Ушаков Игорь Алексеевич

доктор технических наук, профессор, главный редактор электронного журнала «Надежность: Теория и приложения» e-mail: igusha22@gmail.com

Antonov Alexander V.

Doctor of technical sciences, Professor, Head of the Chair of Cybernetics, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI E-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Vasin Vladimir A.

PhD, Associate professor of the Chair of Technological Electronic Systems, Moscow State Institute of Electronics and Mathematics (technical university) E-mail: ienmiem@mail.ru, vacuumwa@ list.ru, vacuumwa@ya.ru

Gapanovich Valentin A.

PhD, Chief Engineer, Senior Vice President of JSC RZD Tel. (495) 262-16-43

Zhadnov Valery V.

PhD, Associate professor of Moscow State Institute of Electronics and Mathematics (technical university) E-mail: jadnov@mitme.ru

Zamyshlyaev Alexey M.

PhD, Head of Scientific and Technical Complex, JSC NIIAS Tel. (495) 967-77-02 E-mail: A.Zamyshlaev@gismps.ru

Ivashov Evgeny N.

Doctor of technical sciences, Professor of the Chair of Technological Electronic Systems, MIEM (Moscow State Institute of Electronics and Mathematics (technical university)). E-mail: ienmiem@mail.ru, vacuumwa@list.ru, vacuumwa@ya.ru

Lidsky Emanuil A.

Doctor of technical sciences, Professor of the Chair of Communications Technology and Means of Radio electronics and Information Technology Institute – Radio Technical Faculty of Ural Federal University of Radio Electronics Tel. (343) 375-47-62

Medvedev Arkady M.

Doctor of technical sciences, Professor of the Chair of Instrument Making Technology, Moscow Aviation Institute Tel. (499) 158-46-48 E-mail: medvedevam@bk.ru

Mylov Gennady V.

Director of Production and Technical Complex Printed Circuit Board, JSC Ryazan State Instrument Making Plant Tel. (4912) 98-38-91 E-mail: pcb@grpz.ryazan.ru

Pavlov Igor V.

Doctor of physical and mathematical sciences, Professor of BMSTU Tel. (499) 263-63-92 E-mail: ipavlov@bmstu.ru

Plyaskin Alexander V.

PhD, Associate professor of the Chair of Automated Management Systems, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI E-mail: plyaskin@iate.obninsk.ru

Selivanov Ivan S.

Postgraduate student of Industrial Ecology Institute of Ural branch of Russian Academy of Science. Tel. (912) 671-80-30

Stepanchikov Sergey V.

PhD, Associate professor and doctoral candidate of the Chair of Technological Electronic Systems, MIEM (Moscow State Institute of Electronics and Mathematics (technical university)) E-mail: ienmiem@mail.ru,

vacuumwa@list.ru, vacuumwa@ya.ru

Tataev Khizri N.

Assistant of Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI. E-mail: khizri@bk.ru

Tikhmenev Alexander N.

Master of technical science, postgraduate student of Moscow State Institute of Electronics and Mathematics (technical university). Tel. (916) 267-33-24 E-mail: alextikhmenev@gmail.com

Shubinsky Igor B.

Professor, Doctor of technical sciences, Director of Closed Company IB Trans Tel. (495) 786-68-57 E-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Ushakov Igor A.

Professor, Doctor of Technical Sciences, Editor-in-chief of the electronic journal Reliability: Theory and Applications E-mail: igusha22@gmail.com

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

D

ID

- •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

ОСНОВНЫЕ НАПРАВЛЕНИЯ ПУБЛИКАЦИЙ В ЖУРНАЛЕ «НАДЕЖНОСТЬ»

СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Методы расчета, технологии и методы моделирования, пакеты прикладных программ, практические расчеты надежности сложных систем.
- Математическая теория технического обслуживания, практические результаты эксплуатации сложных систем, жизненный цикл систем, оптимизация надежности и стоимости на всех этапах жизненного цикла.
- Методы испытаний, критерии принятия решений по результатам испытаний, ускоренные испытания, методы оценки надежности систем по результатам испытаний, практический опыт испытаний на надежность.

ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Объект, предмет и цели исследования, показатели функциональной надежности, терминология, принципы и методы расчета.
- Методы оценки и прогнозирования надежности программного обеспечения, методы расчета надежности выполнения информационных процессов в программно – аппаратных комплексах с учетом сбойных, программных ошибок, ошибок операторов, ошибок во входной информации.
- Технологии и методы обеспечения функциональной надежности – технологии построения функционально надежного программного обеспечения, методы построения нечувствительных к сбойным ошибкам и ошибкам операторов алгоритмов обработки информации и управления, методы и способы защиты от ошибок во входной информации, практические результаты.

• ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ БЕЗОПАСНОСТЬ СИСТЕМ ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Объект, предмет и цели исследования, показатели функциональной безопасности; функции безопасности, полнота безопасности, терминология в области функциональной безопасности.
- Риски, постулаты и принципы безопасности, остаточные риски, методы оценки рисков, доказательство безопасности. Практические результаты ранжирования опасностей и оценки рисков.
- Математические методы и модели задания требований к полноте безопасности и допустимому времени обнаружения опасного отказа, модели функциональной безопасности многоканальных и многоуровневых систем.
- Технологии обеспечения функциональной безопасности систем на всех этапах жизненного цикла.

ОТКАЗОУСТОЙЧИВОСТЬ СИСТЕМ ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Методы пассивной защиты от отказов, математические модели структурного резервирования, постепенной деградации избыточных систем, маскирования неисправностей, практические результаты применения пассивной защиты от отказов.
- Методы активной защиты от структурных отказов и ошибок в выполнении информационных процессов, принципы и способы активной защиты, теоретические основы активной защиты, технические решения, оценки эффективности активной защиты.

СЕРТИФИКАЦИЯ ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Аккредитация органов по сертификации и испытательных лабораторий – состояние проблемы в России и за рубежом. Как добиться взаимопризнания результатов испытаний в России и за рубежом? Пути сертификации программно – аппаратных комплексов по требованиям международных стандартов по функциональной безопасности.
- Обязательная и добровольная сертификации опыт, мнения, предложения.
- Сертификация в области качества и надежности систем – требования стандартов, методики испытаний, практические результаты.
- Сертификация функциональной безопасности систем на основе V-технологии – философия, способы сертификации, практические результаты выборочных глубоких проверок доказательственной базы разработчика.

СТАНДАРТИЗАЦИЯ В ОБЛАСТИ НАДЕЖНОСТИ И ФУНКЦИОНАЛЬНОЙ БЕЗОПАСНОСТИ

- Влияние закона «О техническом регулировании» на развитие теории и практики надежности и функциональной безопасности.
- Стандарты RAMS (IEC 62278, EN 50126 и др.) и их отражение в стандартах ГОСТ Р, развитие стандарта ГОСТ 27.002-89 с учетом терминов и определений стандартов RAMS.
- Состояние и перспективы стандартизации в области надежности.
- Основные принципы и базовые положения стандартов по функциональной безопасности ГОСТ Р /МЭК 61508, IEC 61511, EN 50126, IEC 62278, IEC 62280, EN 50128, IEC 62279, EN 50129, EN 50159 (1.2) и др.
- Состояние и перспективы стандартизации в области функциональной безопасности.

GUIDELINES FOR PUBLICATION IN THE JOURNAL «DEPENDABILITY»

STRUCTURAL RELIABILITY THE THEORY AND PRACTICE

- Methods of calculation, technologies and methods of modeling, packages of applied programs, practical calculations of reliability of complex systems.
- The mathematical theory of maintenance service, practical results of complex system operations, life cycle of systems, optimization of reliability and costs at all stages of life cycle.
- Test methods, criteria of decision-making by test results, accelerated tests, methods of reliability assessment of systems by test results, practical experience of reliability tests.

FUNCTIONAL RELIABILITY THE THEORY AND PRACTICE

- Object, subject and purposes of research, parameters of functional reliability, terminology, principles and calculation methods.
- Methods of assessment and forecasting of software reliability, methods of calculation of information processes reliability performance in software-hardware complexes taking into account faulty program errors, errors of operators, errors of input information.
- Technologies and methods of ensuring functional reliability technologies of functionally reliable software development, methods of construction of algorithms of information processing and management tolerant to faulty errors and to errors of operators and methods and ways of error protection in input information, practical results.

FUNCTIONAL SAFETY OF SYSTEM THE THEORY AND PRACTICE

- Object, subject and the purposes of research, parameters of functional safety; functions of safety, completeness of safety, terminology in the field of functional safety.
- Risks, postulates and principles of safety, residual risks, methods of an estimation of risks, the proof of safety. Practical results of ranging of dangers and estimations of risks.
- Mathematical methods and models of the task of requirements to completeness of safety and admissible time of detection of dangerous refusal, model of functional safety of multichannel and multilevel systems.
- Technologies for ensuring functional safety of systems at all stages of life cycle.

FAULT TOLERANCE OF SYSTEMS THE THEORY AND PRACTICE

- Methods of passive protection against failures, mathematical models of structural redundancy, gradual degradation of redundant systems, fault masking, practical results of application of passive protection against failures.
- Methods of active protection against structural failures and errors in performance of information processes, principles and methods of active protection, theoretical bases of active protection, technical decisions, estimations of active protection efficiency.

CERTIFICATION THE THEORY AND PRACTICE

- Accreditation of certification bodies and test laboratories – a problem state in Russia and abroad. How to achieve mutual recognition of test results in Russia and abroad? Methods of certification of software – hardware complexes under requirements of international standards on functional safety.
- Obligatory and voluntary certifications experience, opinions, offers.
- Certification in the field of quality and reliability of systems requirements of standards, techniques of tests, practical results.
- Certification of functional safety of systems on the basis of V-technology – philosophy, certification methods, practical results of selective deep checks of a developer evidentiary base.

STANDARDIZATION IN THE FIELD OF RELIABILITY AND FUNCTIONAL SAFETY

- Influence of the law «Of technical regulation» on development of the theory and practice of reliability and functional safety.
- RAMS standards (IEC 62278, EN 50126, etc.) and their reflection in standards of GOST R, development of the standard GOST 27.002-89 in view of terms and definitions of RAMS standards.
- States and prospects of standardization in the field of reliability.
- Main principles and basic regulations of standards on functional safety GOST R/MOK 61508, IEC 61511, EN 50126, IEC 62278, IEC 62280, EN 50128, IEC 62279, EN 50129, EN 50159 (1.2), etc.
- Condition and prospects of standardization in the field of functional safety.