

НАДЕЖНОСТЬ

ISSN 1729-2646

DEPENDABILITY

04 | 2013
(47)

НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ / SCIENTIFIC- TECHNICAL JOURNAL

В НОМЕРЕ / IN THIS RELEASE:

- РАЗВИТИЕ И ВНЕДРЕНИЕ ТЕХНОЛОГИИ УРРАН НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ
DEVELOPMENT AND IMPLEMENTATION OF THE URRAN TECHNOLOGY ON RAILWAY TRANSPORT
- МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ НАДЕЖНОСТИ КОМПЬЮТЕРНЫХ СЕТЕЙ
THE MATHEMATICAL MODEL OF COMPUTER NETWORKS' RELIABILITY
- КОРНЕВАЯ ОЦЕНКА ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО НЕПОЛНЫМ ДАННЫМ
ROOT ESTIMATION OF DENSITY FUNCTION USING INCOMPLETE DATA
- АНАЛИЗ НАДЕЖНОСТИ И ТЕХНОЛОГИЧНОСТИ КОНСТРУКЦИИ СВЧ-АТТЕНЮАТОРА
ANALYSIS OF RELIABILITY AND ADAPTABILITY OF MICROWAVE ATTENUATOR
- К ВОПРОСУ О КАЧЕСТВЕ И НАДЕЖНОСТИ ЭКСПЕРТНЫХ ОЦЕНОК ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ТЕХНИЧЕСКОГО УРОВНЯ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ
ON THE ISSUE OF QUALITY AND RELIABILITY OF EXPERT JUDGMENTS IN DETERMINING THE ENGINEERING LEVEL OF COMPLEX SYSTEMS
- МЕТОД ПОСТРОЕНИЯ АЛГОРИТМОВ ПОИСКА НЕИСПРАВНОСТЕЙ В СИСТЕМАХ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОЙ АВТОМАТИКИ
THE METHOD OF ALGORITHMS' CONSTRUCTION FOR FAULT FINDING IN RAILWAY AUTOMATION SYSTEMS
- МЕТОД КОНСТРУИРОВАНИЯ БИЗНЕС-ПРОЦЕССОВ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩИХ БЕЗОПАСНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ, НА ОСНОВЕ МЕЖКАТЕГОРИЙНОГО ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ПЛОСКОСТИ ЗАЩИТЫ МОДЕЛИ OSE/RM
BUSINESS PROCESS DESIGN METHOD INSURING INFORMATION SYSTEM SECURITY BASED ON INTERCATEGORICAL REPRESENTATION OF PROTECTION PLANES IN OSE/RM MODELS
- ОРГАНИЗАЦИЯ МОНИТОРИНГА И ОПТИМАЛЬНОЙ ПРОФИЛАКТИКИ ПО ПРЕДУПРЕЖДЕНИЮ ТРАНСПОРТНОГО ПРОИСШЕСТВИЯ НА ЗАДАННОМ УРОВНЕ НАДЕЖНОСТИ
ORGANIZATION OF MONITORING AND OPTIMAL MAINTENANCE TO PREVENT TRANSPORT ACCIDENTS WITH THE SPECIFIED LEVEL OF RELIABILITY

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

- efficiency,
- 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



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. Пушкирева, 27.

Тираж 500 экз. Заказ

Статьи рецензируются.

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

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

ISSN 1729-2646

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

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

И ООО «ИЗДАТЕЛЬСКИЙ ДОМ «ТЕХНОЛОГИИ»

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

THE JOURNAL PROMOTER:

“Journal “Reliability” Ltd

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

Official organ of the Russian Academy of Reliability

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 physical-mathematical 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: 500 copies.

Printing order

Papers are reviewed.

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

СОДЕРЖАНИЕ/CONTENTS

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

РАЗВИТИЕ И ВНЕДРЕНИЕ ТЕХНОЛОГИИ УРРАН НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ <i>Гапанович В.А.</i>	3
DEVELOPMENT AND IMPLEMENTATION OF THE URRAN TECHNOLOGY ON RAILWAY TRANSPORT <i>Gapanovich V.A.</i>	11
МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ НАДЕЖНОСТИ КОМПЬЮТЕРНЫХ СЕТЕЙ <i>Перегида А.И., Перегида А.А., Тимашев Д.А.</i>	18
THE MATHEMATICAL MODEL OF COMPUTER NETWORKS' RELIABILITY <i>Pereguda A.I., Pereguda A.A., Timashev D.A.</i>	31
КОРНЕВАЯ ОЦЕНКА ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО НЕПОЛНЫМ ДАННЫМ <i>Малеев Е.А., Чепурко В.А.</i>	44
ROOT ESTIMATION OF DENSITY FUNCTION USING INCOMPLETE DATA <i>Maleev E.A., Chepurko V.A.</i>	54
АНАЛИЗ НАДЕЖНОСТИ И ТЕХНОЛОГИЧНОСТИ КОНСТРУКЦИИ СВЧ-АТТЕНУАТОРА <i>Григорьев С.Н.</i>	64
ANALYSIS OF RELIABILITY AND ADAPTABILITY OF MICROWAVE ATTENUATOR <i>Grigoriev S.N.</i>	77

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

К ВОПРОСУ О КАЧЕСТВЕ И НАДЕЖНОСТИ ЭКСПЕРТНЫХ ОЦЕНОК ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ТЕХНИЧЕСКОГО УРОВНЯ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ <i>Крянев А.В., Семенов С.С.</i>	90
ON THE ISSUE OF QUALITY AND RELIABILITY OF EXPERT JUDGMENTS IN DETERMINING THE ENGINEERING LEVEL OF COMPLEX SYSTEMS <i>Kryanov A.V., Semenov S.S.</i>	100
МЕТОД ПОСТРОЕНИЯ АЛГОРИТМОВ ПОИСКА НЕИСПРАВНОСТЕЙ В СИСТЕМАХ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОЙ АВТОМАТИКИ <i>Марон А.И.</i>	110
THE METHOD OF ALGORITHMS' CONSTRUCTION FOR FAULT FINDING IN RAILWAY AUTOMATION SYSTEMS <i>Maron A.I.</i>	114

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

МЕТОД КОНСТРУИРОВАНИЯ БИЗНЕС-ПРОЦЕССОВ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩИХ БЕЗОПАСНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ, НА ОСНОВЕ МЕЖКАТЕГОРИЙНОГО ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ПЛОСКОСТИ ЗАЩИТЫ МОДЕЛИ OSE/RM <i>Лукинова О.В.</i>	118
BUSINESS PROCESS DESIGN METHOD INSURING INFORMATION SYSTEM SECURITY BASED ON INTERCATEGORICAL REPRESENTATION OF PROTECTION PLANES IN OSE\RM MODELS <i>Lukinova O.V.</i>	128
ОРГАНИЗАЦИЯ МОНИТОРИНГА И ОПТИМАЛЬНОЙ ПРОФИЛАКТИКИ ПО ПРЕДУПРЕЖДЕНИЮ ТРАНСПОРТНОГО ПРОИСШЕСТВИЯ НА ЗАДАННОМ УРОВНЕ НАДЕЖНОСТИ <i>Кибзун А.И., Игнатов А.Н.</i>	137
ORGANIZATION OF MONITORING AND OPTIMAL MAINTENANCE TO PREVENT TRANSPORT ACCIDENTS WITH THE SPECIFIED LEVEL OF RELIABILITY <i>Kibzun A.I., Ignatov A.N.</i>	150
КНИГА И.Б.ШУБИНСКОГО «СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ»	162
КНИГА И.Б.ШУБИНСКОГО «ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ»	162
ГНЕДЕНКО – ФОРУМ	163
GNEDENKO FORUM	164



Гапанович В.А.

РАЗВИТИЕ И ВНЕДРЕНИЕ ТЕХНОЛОГИИ УРРАН НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ

Задачи развития российской экономики выдвигают на первый план необходимость поиска путей повышения эффективности функционирования и развития железнодорожного транспорта. При этом нельзя забывать, что железнодорожный транспорт, как и любая сложная система, при осуществлении своей деятельности неизбежно сталкивается с неопределенностью или риском. Неконтролируемые риски могут приводить к незапланированным эксплуатационным расходам, причинению вреда людям, окружающей среде, имуществу и другим негативным последствиям, что отрицательно сказывается на производственных показателях ОАО «РЖД».

Ключевые слова: управление надежностью, железнодорожный транспорт, стоимость жизненного цикла, управление ресурсами, управление рисками, управление функциональной безопасностью.

Назначение, цели и задачи системы УРРАН

Система УРРАН – это технология управления надежностью, ресурсами и функциональной безопасностью на железнодорожном транспорте. Она построена на основе комплексного применения модифицированных методологий RAMS (безотказности, готовности, ремонтпригодности 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 их надежности и безопасности, как наиболее проблемных. При этом большое внимание уделяется учету влияния человеческого фактора в технологических процессах работы Компании. Перечень составляющих, которые учитываются в системе УРРАН, представлен на рис. 1.

Возможное воздействие любого влияющего фактора на надежность и безопасность рассматриваемого железнодорожного объекта должно оцениваться с учетом критичности данного объекта. Такая оценка должна включать рассмотрение влияния каждого фактора на каждом этапе жизненного цикла, кроме того, должна учитывать взаимосвязи влияющих факторов.



Рис. 1. Основные компоненты методологии УРРАН

При разработке методологии УРРАН получили развитие многие положения RAMS. Остановимся на наиболее существенных:

1. Переход от комплексного управления надежностью и безопасностью объекта к комплексному управлению надежностью и безопасностью перевозочного процесса с помощью созданных информационных технологий;



Рис. 2. Структура системы УРРАН

2. Управление надежностью и безопасностью перевозочного процесса на основе разработанной системы показателей эксплуатационной надежности и эксплуатационной безопасности объектов и процессов;

3. Управление инвестициями на основе оценки рисков с учетом стоимости жизненного цикла, долговечности и технического обслуживания объектов железнодорожного транспорта «по состоянию».

Структура системы УРРАН представлена на рис. 2.

Внедрение системы УРРАН ведется в шести хозяйствах: пути и сооружений; автоматики и телемеханики; электрификации и электроснабжения; тяги; связи; моторвагонного подвижного состава. По каждому хозяйству для внедрения УРРАН сформулированы соответствующие подцели (таблица 1).

Таблица 1 – Цели внедрения УРРАН в отдельных хозяйствах

Хозяйство	Цели
Путевой комплекс	Снижение стоимости жизненного цикла путевой инфраструктуры за счет перераспределения ресурсов при условии обеспечения требуемого уровня эксплуатационной надежности и допустимого уровня безопасности движения поездов
Хозяйство автоматики и телемеханики	Повышение надежности железнодорожной автоматики и телемеханики при обеспечении требуемого уровня безопасности перевозочного процесса на основе оптимизации использования ресурсов и стоимости жизненного цикла
Хозяйство электрификации и электроснабжения	Увеличение жизненного цикла систем электроснабжения на основе оценки рисков при условии обеспечения требуемого уровня эксплуатационной надежности и допустимого уровня безопасности перевозочного процесса
Локомотивный комплекс	Снижение стоимости жизненного цикла локомотива за счет повышения эффективности использования ресурсов при условии обеспечения требуемого уровня эксплуатационной надежности и допустимого уровня безопасности движения поездов
Хозяйство связи	Снижение стоимости жизненного цикла систем железнодорожной электросвязи за счет повышения эффективности управления ресурсами на основе совершенствования технологии эксплуатации сетей электросвязи при обеспечении требуемых показателей безопасности и надежности при предоставлении услуг электросвязи
Моторвагонное хозяйство	Снижение стоимости жизненного цикла моторвагонного подвижного состава за счет эффективного распределения ресурсов при обеспечении требуемого уровня надежности и допустимого уровня безопасности с сохранением требований комфортности проезда пассажиров

Задачи системы УРРАН:

I. Разработка нормативной базы, включая межгосударственные, национальные и отраслевые стандарты и методики.

II. Разработка методологии управления надежностью объектов железнодорожного транспорта, включая систему показателей эксплуатационной надежности, методы их расчета и анализа.

III. Разработка методологии управления рисками производственной деятельности на железнодорожном транспорте.

IV. Разработка механизмов повышения мотивации подразделений Компании к улучшению показателей эксплуатационной надежности и безопасности функционирования объектов железнодорожного транспорта.

V. Обеспечение достоверности и оперативности сбора и обработки данных по отказам технических средств и технологическим нарушениям на железнодорожном транспорте.

VI. Разработка системы количественных показателей для оценки технической эффективности работы железнодорожных участков.

VII. Разработка информационной технологии поддержки принятия решений по управлению рисками, ресурсами и надежностью на этапах жизненного цикла.

VIII. Разработка методологии продления назначенного срока службы объектов железнодорожного транспорта и поддержки принятия решения для определения предельного состояния.

IX. Разработка системы управления человеческими, материальными, финансовыми и другими ресурсами на основе алгоритмов оптимального распределения.

Основные результаты исследований по проекту УРРАН:

- Разработана методология расчета и прогнозирования эксплуатационной надежности эталонных объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта (1 км верхнего строения пути, стрелочный перевод, блок-участок, 1 км контактной сети и др.), включая систему показателей, методы расчета, в том числе графовые полумарковские методы расчета и прогнозирования надежности сложных восстанавливаемых систем со скрытыми отказами [3].

- Разработаны методы поддержки принятия решений (методы факторного анализа по апостериорной и априорной информации), позволяющие объективно оценивать и прогнозировать нарушения безопасности объектов железнодорожного транспорта.

- Разработана и в течение 2010-2011 гг. внедрена на сети железных дорог информационная система оперативного сбора, накопления и анализа данных по отказам технических средств – Комплексная автоматизированная система учета, контроля устранения отказов технических средств и анализа их надежности (КАСАНТ).

- Разработана методика управления рисками производственной деятельности на железнодорожном транспорте России, а также методика управления рисками травматизма на пешеходных переходах.

- Разработана и поэтапно внедряется информационная технология поддержки принятия решений по управлению рисками, ресурсами, надежностью и безопасностью. На ее основе создана и поэтапно внедряется на сети железных дорог России информационно – управляющая система Автоматизированная система комплексного управления ресурсами, рисками, надежностью (АС УРРАН).

- Разработана нормативная база для широкого внедрения проекта УРРАН, включая два межгосударственных стандарта, 5 национальных и 11 отраслевых стандартов, а также 23 методики и методические рекомендации.

- Регулярно издается научно – технический журнал «Надежность» на русском и английском языках для широкого обсуждения результатов исследований по проекту УРРАН. Этот журнал включен ВАК РФ в перечень рекомендованных изданий для публикации материалов кандидатских и докторских диссертаций.

Тестирование промежуточных и конечных результатов исследований по проекту УРРАН проводилось на 261 станции и 288 перегонах, на 29 дистанциях пути, а также на дистанциях автоматики и телемеханики, электрификации и электроснабжения на эксплуатируемой железнодорожной линии Северной железной дороги протяженностью более 3200 км в течение 28 месяцев.

Применение технологии УРРАН позволяет:

- Значительно повысить оперативность и объективность данных об отказах и технологических нарушениях.
- 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 снижения в 2012 г. на основании методологии УРРАН расходов на текущее содержание пути по сравнению с текущим планированием более чем на 85 млн. рублей.
- Оперативно оценивать риски возникновения опасных ситуаций на железнодорожном транспорте и прогнозировать возможность возникновения транспортных происшествий. Так, например, на станции Поварово (главный ход Москва – Санкт-Петербург) спрогнозирована возможность травматизма и даже гибели людей на одноуровневых пешеходных переходах, что, к сожалению, реально произошло. Производится реконструкция выделенных пешеходных переходов.
- Прогнозировать возможность возникновения транспортных происшествий на выявленных проблемных участках железнодорожных линий.
- Обеспечивать управление надежностью и безопасностью транспортных систем в условиях неполной и нечеткой информации.

Научная новизна проекта УРРАН по отношению к существующим разработкам:

- Разработана система эксплуатационных показателей надежности и функциональной безопасности эталонных объектов пути, автоматики и телемеханики, электрификации и электроснабжения, а также установлены коэффициенты пересчета объектов к эталонным.
- Разработаны графовые полумарковские методы расчета и прогнозирования надежности и функциональной безопасности сложных технических систем, отличающиеся от известных методов возможностями рассчитывать и прогнозировать непосредственно по графу состояний практически все показатели надежности и безопасности сложных восстанавливаемых объектов железнодорожного транспорта с резервированием и/или естественной избыточностью и неполным контролем.
- Разработаны методы факторного анализа для прогнозирования транспортных происшествий.
- Разработаны методы оценки рисков травматизма или гибели людей на пешеходных переходах с учетом оборудования переходов и интенсивности и скорости движения транспортных средств.

Методологическая новизна проекта УРРАН:

- В развитие методологии RAMS исследуются как показатели безотказности, готовности, ремонтнопригодности, безопасности, так и долговечности объектов железнодорожного транспорта. При этом

для каждого хозяйства инфраструктуры и подвижного состава сформирован комплекс эксплуатационных показателей, учитывающий производственный характер деятельности хозяйства.

- В развитие методологии RAMS разработаны методические положения по управлению надежностью и безопасностью объектов железнодорожного транспорта в процессе их эксплуатации на основании фактических данных, проектных расчетов и допустимых уровней рисков.

- В развитие методологии стоимости жизненного цикла (СЖЦ-LCC) разработаны методические положения по управлению затратами на техническое содержание и модернизацию объектов инфраструктуры на основе значений их показателей эксплуатационной надежности согласно методологии УРРАН.

- В развитие методологии RAMS разработаны методические положения по переходу от нормированного срока службы к предельному состоянию объекта железнодорожного транспорта с учетом оценки рисков нарушения безопасности перевозочного процесса.

- Создана нормативная база для управления ресурсами, рисками, надежностью, безопасностью типовых объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта.

Хотелось бы отметить еще одно направление применения УРРАН в 2013 г. Известно, что на сети железных дорог России и некоторых стран СНГ зафиксировано значительное увеличение количества случаев излома боковых рам тележек грузовых вагонов. Каждый такой излом сопряжен со сходом вагона или вагонов, а иногда приводит и к более тяжелым последствиям, связанным с человеческими жертвами.

Характерной особенностью сложившейся ситуации с разрушениями боковых рам является обнаружение их изломов на сроке эксплуатации от 1 до 4 лет, что свидетельствует об недопустимо низком уровне надежности. Динамика частоты изломов боковых рам различных изготовителей по партиям 2002-2012 гг. выпуска представлена на рисунке 3.

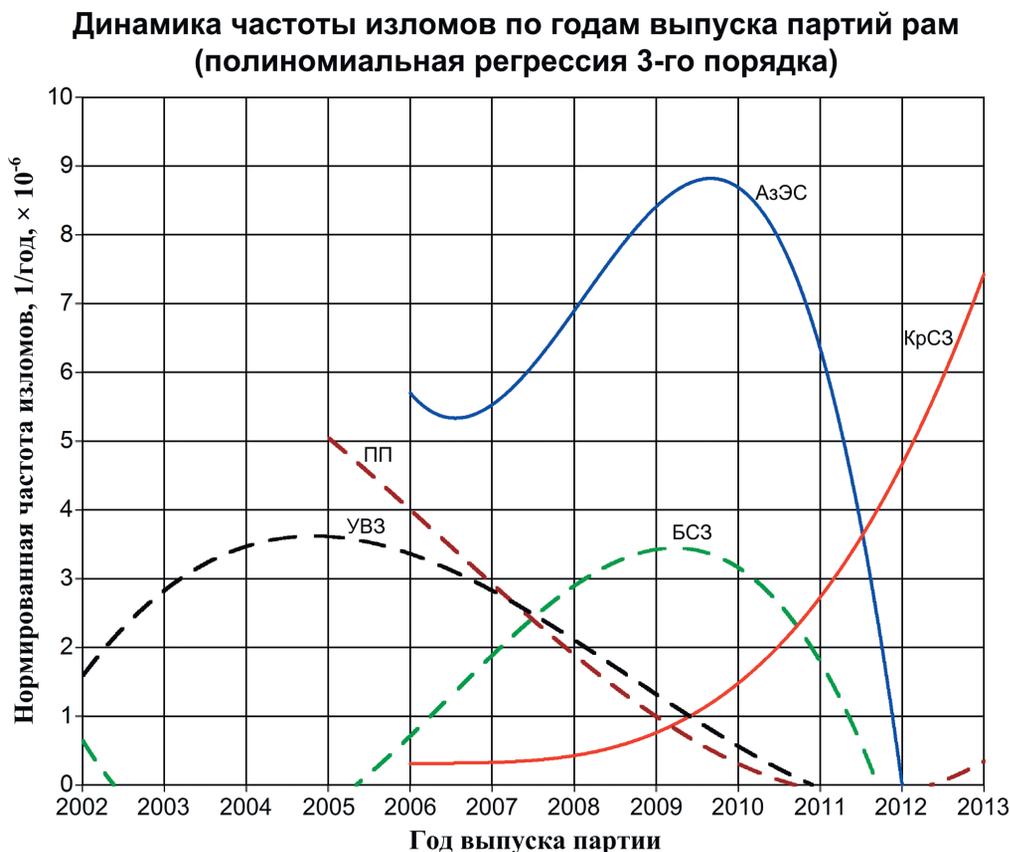


Рис. 3. Динамика частоты изломов боковых рам различных изготовителей по партиям 2002-2012 гг. выпуска

На основе представленной динамики можно оценить прогнозируемое на 2014 г. общее количество изломов по рамам указанных изготовителей в количестве 38 штук (рисунок 4) при условии невыполнения мероприятий по снижению уровня риска изломов боковых рам.



Рис. 4. Прогнозируемое на 2014 г. количество изломов боковых рам (по изготовителям)

В 2013 г. были разработаны «Методические указания по расчету и построению матриц рисков, связанных с изломами и дефектами боковых рам тележек грузовых вагонов», предназначенные для использования в процессе оценки рисков крушений, аварий, сходов подвижного состава вследствие изломов боковых рам, а также рисков вывода из эксплуатации грузовых вагонов вследствие выявления трещин и других дефектов боковых рам.

Методические указания позволяют на основе имеющихся статистических данных по количеству дефектов и изломов литых боковых рам тележек, а также вызванным ими последствиям (крушения, аварии, сходы подвижного состава) рассчитать необходимые показатели и оценить уровень риска с отображением результатов в виде матриц риска.

Использование матриц рисков, построенных по данным Методическим указаниям, позволит принять обоснованное решение о состоянии надежности и безопасности боковых рам тележек грузовых вагонов за заданный период наблюдения.

В рамках тиражирования методологии УРРАН на сеть железных дорог было проведено двухкаскадное обучение специалистов дирекции инфраструктуры. С 27.05.2012 по 07.06.2012 обучение проводилось в г. Москве на базе ГВЦ ОАО «РЖД». Далее силами подготовленных групп внедрения было проведено сетевое обучение на дорогах. В результате обучения подготовку прошли более 2600 специалистов ОАО «РЖД». Таким образом, на каждой железной дороге активно проводится работа по внедрению системы УРРАН в производственную деятельность структурных подразделений.

В настоящее время в путевом комплексе проводится большая работа по учету затрат и расчету критериев назначения ремонтов в 2014 г. на основе показателей УРРАН. Данная работа позволит сформировать в системе АС УРРАН титульные участки пути, включаемые в план ремонтов на 2014 г. в соответствии с критичностью их фактического состояния.

В 2013 году совместно с Центром организации конкурсных закупок начаты работы по применению показателей УРРАН в закупочной деятельности ОАО «РЖД». Данная работа обеспечит предъявление четких обоснованных требований к продукции и услугам и позволит реализовать:

- соблюдение обязательных требований по безопасности и надежности к железнодорожному подвижному составу, специализированному оборудованию и элементам инфраструктуры, элементам верхнего строения пути и сооружениям, расположенным на них;
- соблюдение интересов ОАО «РЖД» по предъявлению требований к высокому уровню безопасности и надежности объектов, с целью минимизации соответствующих рисков;
- минимизацию стоимости жизненного цикла объектов, с целью положительного влияния на финансовый результат деятельности ОАО «РЖД».

Завершение внедрения технологии УРРАН на инфраструктуре всей сети железных дорог России планируется в 2013г., а в 2013-2014 гг. данная технология будет разработана для подвижного состава и внедрена на железнодорожном транспорте страны.

Список использованной литературы

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., Шубинский И.Б.** Основные научные и практические результаты разработки системы УРРАН // Железнодорожный транспорт №10, -2012. –с.23-28.
4. **Shubinsky Igor B., Zamyshlyev Alexey M.** Topological semi-markov method for calculation of stationary parameters of reliability and functional safety of technical systems // «Reliability: Theory & Applications», – 2012. с.12-22.



Gapanovich V.A.

DEVELOPMENT AND IMPLEMENTATION OF THE URRAN TECHNOLOGY ON RAILWAY TRANSPORT

Tasks faced by the Russian economy highlight the need to find ways of enhancing operation efficiency developing railway transport. At the same time, we should not forget that railway transport, like any other complex system, faces uncertainty or risks while carrying out its activities. Uncontrollable risks can lead to unplanned maintenance costs, harm to people, property and other negative consequences that adversely affect the operating performance of JSC RZD.

Keywords: *reliability management, railway transport, life cycle cost, resource management, risk management, management of functional safety.*

The purpose, goals and objectives of the URRAN system

The URRAN system is a technology of management of reliability, resources and functional safety on railways. It is based on the integrated application of modified RAMS methodologies (reliability, availability, maintainability and safety) and LCC (life cycle cost), new information technologies to support decision making, distributed information systems, operational data collection and its analysis and the new regulatory framework [1,2]. The URRAN system provides practical management of resources, risks, reliability and functional safety management on the network of Russian Railways. For the first time, this system allows under the circumstances of shortage of funds to increase the assigned life span of railway facilities to limiting state on the basis of risk assessment and reallocation of investments to maintain the reliability and safety of them as the most problem facilities. And close attention is paid to consideration of the human factor influence on the company's technological process. The list of the components that are included in the project URRAN is presented in fig. 1.

The possible impact of any factor affecting the reliability and safety of rail facility under consideration should be evaluated taking into account the vitality of a given facility. Such an assessment should include consideration of the impact of each factor on each stage of a life cycle, as well as it should take into account the relationship of affecting factors.

While developing the URRAN system methodology, many of RAMS propositions have been developed. Let us consider the most significant ones:

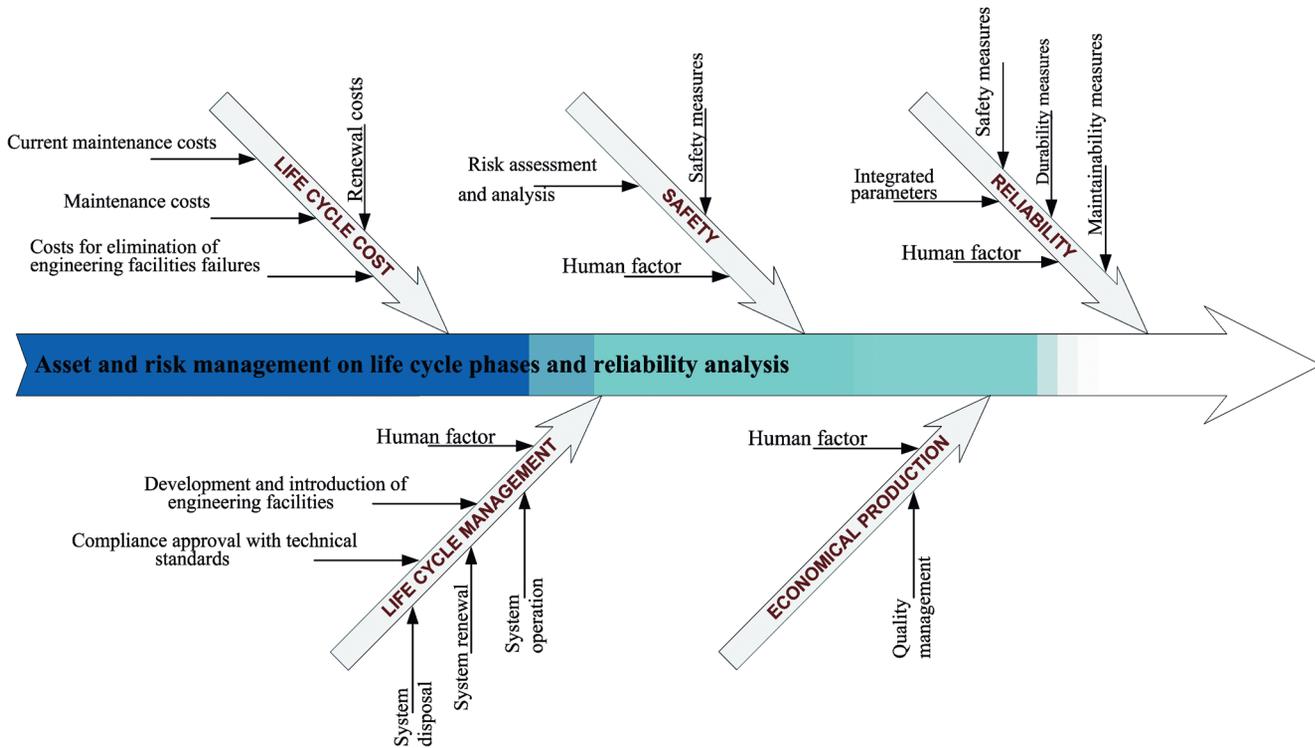


Fig. 1. Basic components of the URRAN system methodology

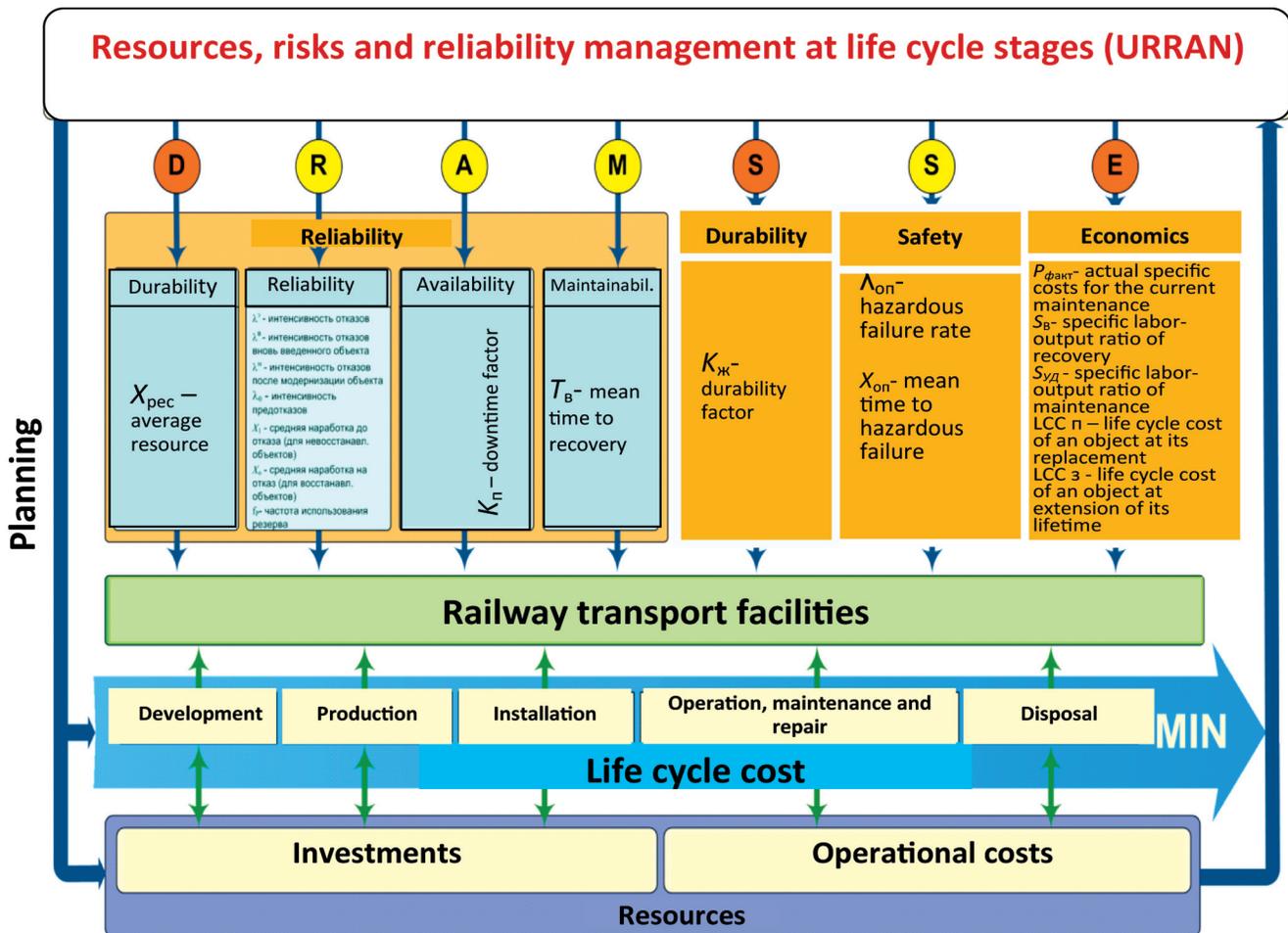


Fig. 2. The structure of the URRAN system

1. The transition from the integrated reliability and safety management of a facility to the integrated reliability and safety management of the transportation process with the help of developed information technology;
2. Managing reliability and safety of the transportation process on the basis of the developed system of measures for operational reliability and operational safety of objects and processes;
3. Investments management based on risk assessment taking into account the life cycle cost, durability, and maintenance of railway facilities as to state.

The structure of the URRAN system is shown in fig. 2.

The URRAN system is being implemented in six RZD enterprises: track facilities, automation and remote control (telemechanics), electrification and power supply, traction, telecommunication, multiple units rolling stock enterprises. For the purpose of the implementation of the URRAN system, sets of sub-goals are defined for each enterprise (Table 1).

Table 1. Objectives of the implementation of the URRAN system in enterprises

Enterprise	Objective
Track system	Reduction of track infrastructure life cycle cost at the expense of resource redistribution under condition of ensuring the required level of operational reliability and acceptable level of train operation safety
Automation and remote control facility	Improving the reliability of railway automation and remote control under condition of ensuring the required level of safety of the transportation process based on optimizing the use of resources and life cycle cost
Electrification and power supply facility	The increase of power supply systems' life cycle based on risk assessment, under condition of insuring the required level of operational reliability and acceptable safety level of the transportation process
Locomotive complex	Reduction of locomotive life cycle cost through the increase of efficient use of resources under condition of ensuring the required level of operational reliability and acceptable level of train operation safety
Communication facility	Reduction of railway communications' life cycle cost by increasing the efficiency of resource management based on improving the technology of telecommunication networks' operation under condition of ensuring the required safety performance and reliability at the provision of telecommunication services
Multiple units' rolling stock facility	Reduction of life cycle cost of multiple units' rolling stock facility through the efficient allocation of resources, under condition of ensuring the required level of reliability and acceptable level of safety while maintaining the requirements of passenger travel comfort

Tasks of the URRAN system

- I. The development of the regulatory framework, including the interstate, national and industry standards and procedures.

II. The methodology development for reliability management of railway facilities, including metrics of operational reliability and methods of their calculation and analysis.

III. The methodology development for risk management in industrial activity on railway transport.

IV. The development of mechanisms to increase motivation level of the Company divisions in improving indicators of operational reliability and functioning safety of railway facilities.

V. Ensuring credibility and efficiency of collecting and processing data on process violation and failures of technical facilities in rail transport.

VI. The development of quantitative measures' for assessing the technical efficiency of railway sections.

VII. The development of information technology to support decision-making in management of risks, resources and reliability at the life cycle stages.

VIII. The methodology development for prolongation of assigned lifetime of railway facilities and decision-making support for the determination of the limiting state.

IX. The development of the management system of human, material, financial and other resources based on algorithms for their optimal allocation.

The main findings of investigation of the URRAN project:

- The developed methodology for the calculation and prediction of operational reliability of the reference railway infrastructure facilities (1 km of permanent way, switch, block section, 1 km of overhead contact system, etc.), with metrics and calculation methods, including semi-Markov graph methods of calculation and prediction reliability of complex recoverable systems with latent failures [3].

- The developed methods for decision-making support (the methods of factor analysis according to a posteriori and a priori information), allowing estimation and prediction of safety violation at railway facilities.

- The information system for operational data collection, accumulation and analysis of data on failures of technical facilities – Integrated Automated Accounting System, control of failures' elimination of technical facilities and analysis of reliability (KASANT), developed and introduced on the railway network during 2010-2011.

- The developed methodology of risk management in industrial activity on the Russian railways and the introduced method of injury rate management at pedestrian crossings.

- The developed information technology has being implemented step-by-step to support decision-making in management of risks, resources, reliability and safety. On its basis of Information-management system for automated system of Integrated Management of Resources, Risks and Reliability (AS URRAN) has been created and is under implementation on the Russian railway network.

- The regulatory framework for the widespread introduction of the URRAN project has been developed, including 2 interstate standard, 5 national standards and 11 industry standards, as well as 23 methodologies and guidelines.

- Scientific-technical journal “Reliability” is regularly published in the Russian and English languages for extensive discussion of the results of studies on the URRAN project. This journal is included by the Higher Attestation Commission of RF in the list of recommended editions for the publishing of doctoral and candidate's theses.

Testing of the intermediate and final findings of the URRAN project research has been conducted on 261 stations and 288 open lines, in 29 track enterprises and in railway enterprises of automation and remote control, power supply and electrification on the over 3200 km operating railway line of the Northern Railway for 28 months.

The application of the URRAN technology allows the following:

- Significantly increase the efficiency and objectivity of failure data and process violations' information.
- Manage the technical content of railway facilities according on the current state of their reliability and safety.
- Under shortage of funds to appoint repair of the most problem sections and to ensure fail-safe operation of the infrastructure and train operation safety. Thus, according to the trial operation on the Northern Railway in 2012, based on the URRAN methodology, the possibility was found to reduce the cost of the current track maintenance compared to the current planning for more than 85 million rubles.
- Promptly evaluate risks of hazardous situations' occurrence on railway transport and predict the possibility of accidents. For example, on the station Povarovo (main line Moscow – St. Petersburg) the possibility of injury and even loss of life on the single-level pedestrian crossings has been predicted, which, unfortunately, really happened. The reconstruction of the selected pedestrian crossings is under way.
- Predict the possibility of accidents' occurrence on the identified problem sections of railway lines.
- Provide management of reliability and safety of transportation systems under conditions of incomplete and uncertain information.

The scientific novelty of the URRAN project in relation to existing developments:

- The system of operational reliability measures and functional safety of reference facilities of track, automation and remote control, electrification and power supply has been developed, as well as conversion factors of existing facilities' performance to the reference ones.
- The graph semi-Markov methods of calculation and prediction of reliability and functional safety of complex technical systems has been designed, which differ from the known methods by calculation and prediction directly from the graph states almost all indicators of reliability and safety of complex recoverable railway facilities with reservation and / or natural redundancy and incomplete control.
- The methods of factor analysis to predict accidents have been developed.
- Methods of risk assessment of the of injury or loss of life on pedestrian crossings taking into account the crossing equipment and the intensity and speed of vehicles has been presented.

The methodological novelty of the URRAN project:

- In the development of RAMS methodology indicators of reliability, availability, maintainability, safety, and durability of railway transport are studied. Moreover, for each sector of infrastructure and rolling stock facilities a complex operational performance is formed, taking into account the nature of the manufacturing sector.
- In the development of RAMS methodology methodical regulations for management of reliability and safety of railway facilities in the course of their operation on the basis of actual data, design calculations and acceptable levels of risk.
- In the development of the methodology for life cycle cost (LCC) developed methodological regulations for cost management of maintenance and improvements infrastructure facilities based on the values of their performance reliability according to the URRAN methodology.
- In the development of the methodology RAMS methodical regulations for the transition from a normalized lifetime to the ultimate railway facility state of rail transport taking into account risk assessment of transportation process safety violation have been designed.
- A regulatory framework for management of resources, risks, reliability of typical railway infrastructure facilities has been created.

It is worth to mention another area of the application of the URRAN system in 2013. It is well known that there is a significant increase in the number of incidence of side bogie frames breaking of freight cars in the Russian and some CIS countries' railway networks. Each such break is associated with derailment of a car or cars, and sometimes leads to more serious consequences associated with loss of life.

The characteristic feature of the present situation with the side bogie frames breaking is detection of their breaks on the operation life from of 1 to 4 years, which indicates that they have an unacceptably low level of reliability. The dynamics of the break frequency of side bogie frames' lots from different manufacturers in 2002-2012 are shown in fig. 3.

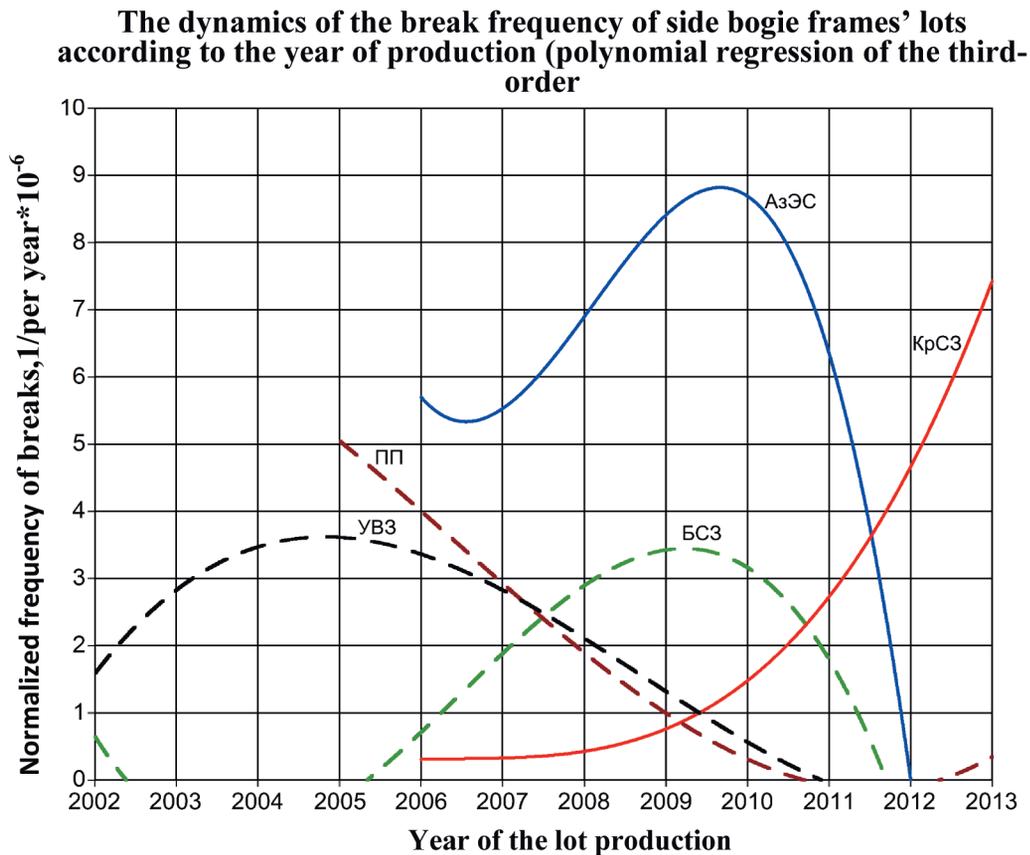


Fig. 3. The dynamics of the break frequency of side bogie frames' lots from different manufacturers in 2002-2012

On the basis of the presented dynamics it is possible to evaluate predicted for 2014 the total break number of side bogie frames according to manufacturers by the quantity of 38 pieces (see Figure 4), under condition of non-fulfillment of measures to reduce the risk of side frame breaks.

In 2013 “Guidelines for calculation and construction of risk matrix associated with breaks and defects of side bogie frames of freight cars” were developed, which are intended for use in the risk assessment

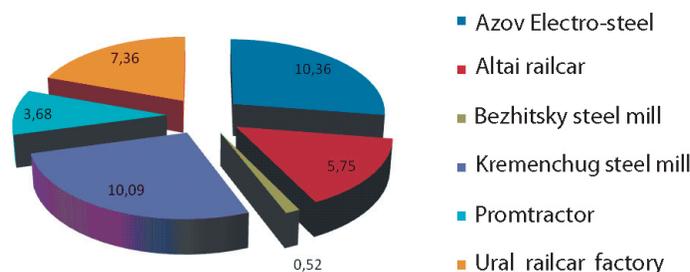


Fig. 4. The total break number of side bogie frames predicted for 2014 (according to manufacturers)

process of derailments, accidents and rolling stock wreckage because of side bogie frames' breaking, as well as the risks of operation stopping of freight cars as a result of cracks' detection of and other defects of side bogie frames.

Based on available statistical data on the number of defects and breaks of cast side bogie frames, as well as on consequences caused by them (wreckage, accidents and rolling stock derailment), the methodological guidelines allow us to calculate the necessary measures and evaluating the risk level with results displayed in the form of risk matrix.

The use of a risk matrix constructed according to the guidelines, will allow taking reasonable decision about reliability and safety state of side bogie frames of freight cars in a given period of observation.

As part of the URRAN methodology duplication for the railway network, the two-stage training of Infrastructure Directorate experts was carried out. From 27.05.2012 until 07.06.2012, training took place in Moscow on the basis of The Main Computation Center of JSC RZD. Further, the trained teams' forces carried out network training on railway divisions. Because of this activity over 2,600 professionals of JSC RZD were trained. Thus, the work to implement the URRAN system in industrial activity on each structural division is being carried out nowadays.

Currently, a great activity on cost accounting and criteria calculation for the appointment of repairs in 2014 based on the URRAN system performance is carried out the track complex. This work will allow forming in the AS URRAN system the title track sections to be included in the plan of repairs for 2014 according to the criticality of their actual state.

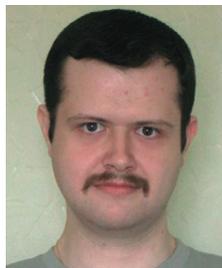
In 2013, together with the Center for Competitive Procurement organization the works were started on the use of the URRAN system measures in the procurement activities of JSC RZD. This work will provide a presentation of clear and reasonable requirements for products and services and will allow implementing:

- Compliance with the mandatory safety and reliability requirements for the railway rolling stock, special equipment and infrastructure elements, permanent way elements and structures located on them;
- Compliance with the interests of JSC RZD as for presentation of requirements to a high level of safety and reliability in order to minimize risks;
- Minimizing the life cycle cost of facilities for the purpose of positive impact on the financial results of JSC “RZD”.

Completion of the URRAN system technology implementation on infrastructure of the whole Russian railway network is planned in 2013, and in 2013-2014, this technology will be developed for the rolling stock and introduced on the railways of the country.

References

1. **Gapanovich V.A.** The URRAN system is a universal decision-making support tool // Railway transport # 10, -2012. Pp. 16 -22.
2. **Gapanovich V.A., Zamyshlyayev A.M., Shubinsky I.B.** Some issues of resource and risk management on railways transport based on the state of operational reliability and safety of objects and processes (project URRAN) // Dependability Journal – 2011, – #1- Pp. 2 -8.
3. **Zamyshlyayev A.M., Shubinsky I.B.** The main scientific and practical results of the URRAN system development // Railway transport #10, -2012. Pp.23 -28.
4. **Shubinsky Igor B., Zamyshlyayev Alexey M.** Topological semi-Markov method for calculation of stationary parameters of reliability and functional safety of technical systems //Dependability: Theory & Applications, -2012. Pp.12-22.



Перегуда А.И., Перегуда А.А., Тимашев Д.А.

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ НАДЕЖНОСТИ КОМПЬЮТЕРНЫХ СЕТЕЙ

Рассмотрены математические модели надежности ЛВС произвольной топологии с восстанавливаемыми элементами, анализ которой позволил получить соотношения вероятности потери данных в сети, вероятности аварии и математического ожидания времени до аварии элементов сети без каких либо предположений о законах распределения случайных величин. Предложена модель учета множественных отказов элементов сети.

Ключевые слова: функция распределения, математическое ожидание, процесс восстановления, потеря данных, множественные отказы, сервер, клиент, порт, период регенерации.

Введение

В настоящее время вычислительная техника находит все более широкое применение в человеческой деятельности. Без использования информационных средств невозможна дальнейшая индустриализация производства и, как следствие, дальнейшее повышение эффективности всех сфер общественной деятельности. Наряду с бурным развитием и интенсификацией информационных процессов возникает ряд проблем, без решения которых вообще нельзя будет говорить об эффективности информатизации. К таким проблемам следует отнести создание вычислительных систем (сетей), характеризующихся достаточно высокими показателями надежности их функционирования и обеспечением защиты информации, содержащейся в информационной системе, от несанкционированного доступа.

Большинство информационных систем (ИС) построено на основе компьютерных технологий и являются совокупностью программного и аппаратного обеспечения. С усложнением программного обеспечения возрос его вклад в ненадежность системы в целом, что необходимо учитывать, в то время как раньше выполнялся анализ надежности только аппаратной части. Но для потребителя неважно, что явилось причиной отказа системы, важен сам факт отказа. Существующие модели надежности не позволяют рассматривать аппаратную реализацию и программное обеспечение в совокупности как единое целое, что затрудняет их использование из-за большого разнообразия применяющихся систем, программного обеспечения и сложности их структуры.

В дальнейшем под ИС будем понимать совокупность аппаратных и программных средств, реализующих три основные функции: хранение, обработку и защиту данных, что позволяет любую

информационную систему представить в виде трех подсистем: системы хранения данных (СХД), системы обработки данных (СОД) и системы безопасности (СБ). Такое разделение ИС носит чисто логический характер и не отражает конкретную реализацию системы, но при этом в любой реальной системе можно выделить совокупность аппаратных и программных модулей, обеспечивающих выполнение каждой из этих функций. Абстрагирование от реального оборудования и рассмотрение логических подсистем позволяет получить методы расчета показателей надежности, которые можно применять к любым ЛВС независимо от состава оборудования, масштабов системы и ее функций. Рассматриваем ЛВС как совокупность аппаратных и программных средств, реализующих основные функции и включающие в себя *сервер* – элемент ВС, содержащий систему хранения данных (СХД) со своими системами передачи данных (СПД) и системой безопасности (СБ); *клиент* – элемент ВС, включающий в себя систему обработки данных (СОД) со своими СПД и СБ; *концентратор* – служит для связи клиентов и сервера и состоит из СПД и СБ. К системе хранения данных относятся аппаратные и программные средства, обеспечивающие функции приема, хранения и выдачи информации. Функциями системы обработки данных являются преобразование данных и связь СХД с пользователем. СБ выполняет функции контроля над работой остальных систем и сохранения целостности данных. Она должна либо предотвращать потерю информации, либо сигнализировать о невозможности защиты данных. Аварией ЛВС здесь будем считать потерю данных. Под потерей данных понимаем либо реальное их уничтожение, либо невозможность в течение достаточно длительного промежутка времени получить доступ к ним.

Нашей задачей является разработка математической модели надежности произвольной ЛВС с восстанавливаемыми элементами, учитывающей последствия отказов подсистем и получение соответствующих показателей надежности, а также учет множественных отказов элементов сети. Данная работа является дальнейшим развитием работ [1,2], где были получены выражения для вычисления вероятности потери данных сетей. Оценка показателей надежности и эффективности резервированных сетевых структур с выделением двух групп узлов и коммуникационной подсистемы рассматривалась в [3].

Решение задачи

Введем необходимые обозначения. Пусть случайная величина χ обозначает наработку до отказа СОД, а случайная величина γ – время восстановления СОД. Случайными величинами φ_1 , φ_2 и φ_3 будем обозначать наработки до отказа СПД клиента, порта концентратора и сервера, а величины ψ_1 , ψ_2 и ψ_3 – это времена восстановления после отказа СПД клиента, порта концентратора и сервера соответственно. Случайную наработку до отказа СХД обозначим через ω , а время её восстановления – через ε . Далее случайные величины ξ_1 , ξ_2 и ξ_3 – наработки до скрытого отказа СБ клиента, порта концентратора и сервера. Случайными величинами η_1 , η_2 и η_3 будем обозначать времена восстановления СБ клиента, порта концентратора и сервера. Поскольку мы предполагаем, что рассматриваемая система состоит из восстанавливаемых подсистем и отказы обнаруживаются при проведении контрольных профилактик, то включаем в рассмотрение периоды профилактик СБ клиента T_1 , порта концентратора T_2 и сервера T_3 . Через θ_1 , θ_2 и θ_3 обозначим продолжительности профилактик СБ клиента, порта концентратора и сервера соответственно, учитывая, что во время контрольной профилактики система безопасности не может выполнять свои функции.

Будем предполагать, что все функции распределения введенных в рассмотрение случайных величин непрерывны, т.е. они обладают плотностями распределения, и, кроме того, все случайные величины взаимно независимы. Рассмотрим модели надежности элементов сети в отдельности.

Математическая модель надежности процесса функционирования клиента

Рассмотрим подробнее процесс функционирования клиента, включающий в себя систему обработки данных (СОД) со своими СПД и СБ, причем СОД и СПД клиента соединены последовательно, поскольку необнаруженный отказ любой из этих систем приводит к аварии клиента и дальнейшему его восстановлению, следовательно процесс функционирования клиента обладает моментами регенерации. Пусть клиент функционирует так, что в процессе его функционирования возможны два варианта развития событий. Первый вариант: СОД может отказать раньше СПД и, если СБ в этот момент исправна, то происходит останов клиента и выполняется восстановление СОД, при этом предполагаем, что по окончании восстановления СОД СПД также полностью восстановлена или если СБ в этот момент находится в неисправном состоянии, то произойдет авария клиента. Второй вариант: СПД может отказать раньше СОД и, если СБ в этот момент исправна, то произойдет останов клиента и последующее восстановление СПД, и по окончании восстановления СПД СОД также полностью восстановлена, или если СБ не работает, то произойдет авария клиента. При этих допущениях i -й цикл регенерации процесса функционирования клиента имеет

длительность, равную $(\chi_i + \gamma_i)J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + (\phi_{1i} + \psi_{1i})J_{\phi_{1i} < \chi_i}$, где $J_{w \in A} = \begin{cases} 1, & w \in A, \\ 0, & w \notin A. \end{cases}$

Следовательно, если СОД отказала раньше СПД, то цикл регенерации будет состоять из наработки СОД до отказа и времени восстановления клиента после отказа СОД, а если СПД отказала раньше СОД, то цикл регенерации состоит из наработки до отказа СПД и времени восстановления клиента после отказа СПД. Тот цикл регенерации с номером κ , во время которого произойдет авария клиента, имеет длительность, равную $\chi_\kappa J_{\chi_\kappa \leq \phi_{1\kappa}} + \phi_{1\kappa} J_{\phi_{1\kappa} < \chi_\kappa}$. Нарботка клиента до аварии будет, таким образом, складываться из $\kappa - 1$ полных циклов регенерации и того цикла регенерации, на котором произошла авария [3,5]. Тогда функцию распределения времени наработки до первой аварии клиента ρ можно записать так:

$$\begin{aligned} F_\rho(t) &= P(\rho \leq t) = P\left(\sum_{i=1}^{\kappa-1} ((\chi_i + \gamma_i)J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + (\phi_{1i} + \psi_{1i})J_{\phi_{1i} < \chi_i}) + \chi_\kappa J_{\chi_\kappa \leq \phi_{1\kappa}} + \phi_{1\kappa} J_{\phi_{1\kappa} < \chi_\kappa} \leq t\right) = \\ &= P\left(\sum_{i=1}^{\kappa} (\chi_i \wedge \phi_{1i}) + \sum_{i=1}^{\kappa-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\phi_{1i} < \chi_i}) \leq t\right), \end{aligned}$$

где κ – номер цикла, на котором произошла авария клиента. Используя формулу полной вероятности, функцию $F_\rho(t)$ перепишем так:

$$F_\rho(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n (\chi_i \wedge \phi_{1i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\phi_{1i} < \chi_i}) \leq t \mid \kappa=n\right) P(\kappa=n),$$

где r – вероятность отказа клиента на цикле регенерации. Замечая, что вероятность того, что авария произошла именно на n -м цикле, равна $P(\kappa=n) = r_1(1-r_1)^{n-1}$, тогда

$$F_p(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P \left(\sum_{i=1}^n (\chi_i \wedge \varphi_{1i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \varphi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\varphi_{1i} < \chi_i}) \leq t \Big|_{\kappa=n} \right) r_1 (1-r_1)^{n-1}, \quad (1)$$

Найдем теперь r_1 . Введем в рассмотрение две вспомогательные случайные величины U_n и V_n , учитывающие периодические проверки оборудования. Эти величины, имеющие смысл: U_n – время функционирования СБ клиента до n -го отказа, V_n – время функционирования СБ клиента до n -го восстановления, определены следующими соотношениями [4]:

$$\sum_{i=1}^n \xi_{1i} + \sum_{i=1}^{n-1} \left((T+\theta) - \left\{ \frac{\xi_{1i}}{T+\theta} \right\} (T+\theta) \right) + \sum_{i=1}^{n-1} \eta_{1i} = U_n, \quad \sum_{i=1}^n \xi_{1i} + \sum_{i=1}^n \left((T+\theta) - \left\{ \frac{\xi_{1i}}{T+\theta} \right\} (T+\theta) \right) + \sum_{i=1}^n \eta_{1i} = V_n,$$

здесь, $[x]$ – целая часть x , $\{x\}$ – дробная часть x , $\chi \wedge \varphi_1 = \min(\chi, \varphi_1)$.

Очевидно, что если отказ СПД или СОД произойдет во время проведения восстановления СБ, то произойдет авария клиента. Условие аварии для этого случая записывается в виде $U_n \leq \chi \wedge \varphi_1 < V_n$. Но аварии клиента могут произойти также и в случаях, когда отказ СПД или СОД придется на время проведения контрольной профилактики. Условие аварии перепишем в виде последовательности событий:

$$V_{n-1} + T_1 \leq \chi \wedge \varphi_1 < V_{n-1} + (T_1 + \theta_1); \quad V_{n-1} + (T_1 + \theta_1) + T_1 \leq \chi \wedge \varphi_1 < V_{n-1} + 2(T_1 + \theta_1); \dots$$

$$V_{n-1} + \left(\left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right] - 1 \right) (T_1 + \theta_1) + T_1 \leq \chi \wedge \varphi_1 < V_{n-1} + \left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1).$$

Учитывая условие аварии, вероятность аварии за период регенерации определим так:

$$r_1 = \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\infty} (P(U_n \leq x) - P(V_n \leq x)) + M \sum_{i=1}^{\left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right]} (P(V_{n-1} + (i-1)(T_1 + \theta_1) + T_1 \leq x) - P(V_{n-1} + i(T_1 + \theta_1) \leq x)) dF_{\chi \wedge \varphi_1}(x)$$

Опуская несложные преобразования, имеем [4,5]:

$$r_1 \approx \frac{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1)) - M\xi_1}{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1))} + \frac{M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] \theta_1}{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1))} =$$

$$= 1 - \frac{M\xi_1 - M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] \theta_1}{M\eta_1 + T_1 + \theta_1 + M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1)} = 1 - K_z^{CB} = K_{нз}^{CB},$$

где K_z^{CB} – стационарный коэффициент готовности СБ, $K_{нз}^{CB} = 1 - K_z^{CB}$ [4].

Перепишем выражение (1) в виде сверток функций распределений $F_\sigma(t)$ и $F_{\chi \wedge \varphi_1}(t)$:

$$F_\rho(t) = \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\chi \wedge \varphi_1}^{*(n)} * F_\sigma^{*(n-1)})(t) K_{нз}^{CB} (1 - K_{нз}^{CB})^{n-1},$$

где $F_{\chi \wedge \varphi_1}(t) = P(\chi \wedge \varphi_1 \leq t)$, $F_\sigma(t) = P(\gamma J_{\chi \leq \varphi_1} + \psi_1 J_{\varphi_1 < \chi} \leq t)$. Тогда функцию $F_\rho(t)$ представим так:

$$\tilde{F}_\rho(s) = \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_\sigma(s))^{n-1} (\tilde{F}_{\chi \wedge \varphi_1}(s))^n K_{нз}^{CB} (1 - K_{нз}^{CB})^{n-1} = \frac{K_{нз}^{CB} \tilde{F}_{\chi \wedge \varphi_1}(s)}{1 - (1 - K_{нз}^{CB}) \tilde{F}_\sigma(s) \tilde{F}_{\chi \wedge \varphi_1}(s)}, \quad (2)$$

где $\tilde{F}_\rho(s) = \int_0^\infty e^{-st} dF_\rho(t) = Me^{-s\rho}$ – преобразование Лапласа-Стилтьеса функции $F_\rho(t)$. Используя свойство преобразования Лапласа-Стилтьеса, находим среднее время до первой аварии клиента по формуле $M\rho = -\frac{d\tilde{F}_\rho(s)}{ds} \Big|_{s=0}$, которое после преобразований запишем:

$$M\rho = M(\chi \wedge \varphi_1) + \frac{1 - K_{нз}^{CB}}{K_{нз}^{CB}} (M(\chi \wedge \varphi_1) + M\sigma) \quad (3)$$

где $M(\chi \wedge \varphi_1) = \int_0^y \int_0^y x dF_\chi(x) dF_{\varphi_1}(y) + \int_0^y \int_0^y x dF_{\varphi_1}(x) dF_\chi(y)$ и $M\sigma = M\gamma M F_\chi(\varphi_1) + M\psi_1 \bar{F}_\chi(\varphi_1)$.

Функции распределения $F_{\chi \wedge \varphi_1}(t)$ и $F_\sigma(t)$ запишем в явном виде

$$F_\sigma(t) = F_\gamma(t) \int_0^\infty F_\chi(x) dF_{\varphi_1}(x) + F_{\psi_1}(t) \int_0^\infty F_{\varphi_1}(x) dF_\chi(x), \quad F_{\chi \wedge \varphi_1}(t) = F_\chi(t) + F_{\varphi_1}(t) - F_\chi(t) F_{\varphi_1}(t).$$

Математическая модель надежности порта концентратора

Вычислим функцию распределения времени до первой аварии порта концентратора. Концентратор служит для связи клиентов и сервера и состоит из СПД и СБ. При составлении математической модели надежности порта концентратора рассмотрим наложение регенерирующих процессов функционирования системы передачи данных и системы безопасности. Процесс функционирования СПД в этом контексте, является определяющим, поскольку он задает моменты регенерации процесса функционирования порта характеризующегося продолжительностью цикла регенерации $\varphi_2 + \psi_2$. Функцию распределения времени наработки до первой аварии порта ρ' можно записать так

$$P\{\rho' \leq t\} = P\left\{ \sum_{k=1}^{k-1} (\varphi_{2k} + \psi_{2k}) + \varphi_{2k} \leq t \right\},$$

где k – цикл регенерации, на котором произошла авария порта.

Поскольку процесс функционирования порта является альтернирующим процессом восстановления, то вероятность того, что авария произошла на n -ом периоде регенерации можно представить в виде $P\{K = n\} = r_2(1 - r_2)^{n-1}$, где r_2 – вероятность аварии на цикле регенерации. Используя формулу полной вероятности, запишем:

$$P\{\rho' \leq t\} = \sum_{n=1}^{\infty} P\left\{ \sum_{k=1}^{n-1} (\varphi_{2k} + \psi_{2k}) + \varphi_{2n} \leq t \right\} P\{K = n\}.$$

Подставляя в записанное соотношение вероятность $P\{V = n\}$, получаем искомую вероятность в виде:

$$F_{\rho'}(t) = r_2 \sum_{n=1}^{\infty} F_{\sum_{k=1}^{n-1} (\varphi_{2k} + \psi_{2k}) + \varphi_{2n}}(t) (1 - r_2)^{n-1}.$$

Поскольку функция $F_{\sum_{k=1}^{n-1} (\varphi_{2k} + \psi_{2k}) + \varphi_{2n}}(t)$ есть свертка функций распределений $F_{\varphi_2}^{*(n)}(t)$ и $F_{\psi_2}^{*(n)}(t)$, то $F_{\rho'}(t)$ перепишем так:

$$F_{\rho'}(t) = r_2 \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\varphi_2}^{*(n)} * F_{\psi_2}^{*(n-1)})(t) (1 - r_2)^{n-1}. \quad (4)$$

Выполняя преобразование Лапласа-Стилтьеса функции распределения времени до наступления первой аварии порта концентратора, перепишем (4) в следующем виде:

$$\tilde{F}_{\rho'}(s) = q_2 \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_{\varphi_2}(s))^n (\tilde{F}_{\psi_2}(s))^{n-1} (1 - q_2)^{n-1} = \frac{q_2 \tilde{F}_{\varphi_2}(s)}{1 - (1 - q_2) \tilde{F}_{\varphi_2}(s) \tilde{F}_{\psi_2}(s)}, \quad (5)$$

где $\tilde{F}_{\varphi_2}(s)$, $\tilde{F}_{\psi_2}(s)$, $\tilde{F}_{\rho'}(s)$ – преобразования Лапласа-Стилтьеса функций распределения $F_{\varphi_2}(t)$, $F_{\psi_2}(t)$ и $F_{\rho'}(t)$.

Таким образом, удалось получить преобразование Лапласа-Стилтьеса функции распределения времени до наступления первой аварии комплекса в виде, удобном для вычисления математического ожидания времени до наступления первой аварии порта концентратора. Поскольку

$$M\rho' = - \left. \frac{d\tilde{F}_{\rho'}(s)}{ds} \right|_{s=0}, \text{ то}$$

$$M\rho' = M\varphi_2 + \frac{1 - r_2}{r_2} (M\varphi_2 + M\psi_2), \quad (6)$$

где $M\varphi_2$ и $M\psi_2$ – математические ожидания случайных величин φ_2 и ψ_2 .

Как было показано ранее, для клиента вероятность аварии порта концентратора на цикле регенерации r_2 может быть вычислена по следующему соотношению

$$r_2 \approx K_{2нз}^{CB} = 1 - \frac{M\xi_2 - M\left[\frac{\xi_2}{(T_2+\theta_2)}\right]\theta_2}{M\eta_2 + M\left((T_2 + \theta_2) + \left[\frac{\xi_2}{(T_2+\theta_2)}\right](T_2 + \theta_2)\right)}$$

Математическая модель надежности сервера

Сервер включает в себя систему хранения данных (СХД) со своей системой передачи данных (СПД) и системой безопасности (СБ). Развитие процесса функционирования сервера может происходить по двум сценариям: если СХД отказала раньше СПД, тогда цикл регенерации состоит из суммы наработки СХД до отказа и времени восстановления сервера после отказа СХД, а если СПД отказала раньше СХД, то цикл регенерации состоит из суммы наработки до отказа СПД и времени восстановления сервера после отказа СПД. При таком предположении i -й цикл регенерации процесса функционирования сервера имеет длительность τ_i равную $\omega_i \wedge \varphi_{3i} + \varepsilon_i J_{\omega_i \leq \varphi_{3i}} + \psi_{3i} J_{\varphi_{3i} < \omega_i}$, Тот цикл регенерации с номером k , во время которого произойдет авария сервера, будет неполным, и, соответственно, имеет длительность, равную $\omega_k J_{\omega_k \leq \varphi_{3k}} + \varphi_{3k} J_{\varphi_{3k} < \omega_k} = \omega_k \wedge \varphi_{3k}$. Нарботка сервера до аварии равна сумме $k - 1$ полных циклов регенерации и того цикла регенерации, на котором произошла авария.

Поскольку показатели надежности сервера будут вычисляться по той же схеме, что и показатели надежности клиента, то изложение этой модели будет выполнено без подробностей. Так, функцию распределения времени наработки до первой аварии сервера ρ^n можно записать так:

$$F_{\rho^n}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n (\omega_i \wedge \varphi_{3i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\varepsilon_i J_{\omega_i \leq \varphi_{3i}} + \psi_{3i} J_{\varphi_{3i} < \omega_i}) \leq t\right) r_3 (1-r_3)^{n-1}, \tag{7}$$

где r_3 – вероятность аварии сервера на цикле регенерации, а вероятность того, что авария сервера произошла именно на n -ом цикле, равна $P(k = n) = r_3 (1 - r_3)^{n-1}$.

Не останавливаясь на обсуждении методов получения соотношения для вероятности аварии сервера на цикле регенерации, сразу запишем конечное соотношение, так как эти методы описаны ранее довольно подробно. Так r_3 имеет вид:

$$r_3 = 1 - \frac{M\xi_3 - M\left[\frac{\xi_3}{(T_3+\theta_3)}\right]\theta_3}{M\eta_3 + M\left(T_3 + \theta_3 + \left[\frac{\xi_3}{(T_3+\theta_3)}\right](T_3 + \theta_3)\right)} = 1 - K_{3з}^{CB} = K_{3нз}^{CB},$$

где $K_{3з}^{CB}$ — стационарный коэффициент готовности СБ сервера.

Вероятность (7) вычисляется от суммы случайных величин, поэтому следует ее записать в виде свертки двух вероятностей функций $F_{\omega \wedge \varphi_3}(t) = P(\omega \wedge \varphi_3 \leq t)$, $F_{\sigma_3}(t) = P(\varepsilon J_{\omega \leq \varphi_3} + \psi_3 J_{\varphi_3 < \omega} \leq t)$. Имеем:

$$F_{\rho^n}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\omega \wedge \varphi_3}^{*(n)} * F_{\sigma_3}^{*(n-1)})(t) K_{3нз}^{CB} (1 - K_{3нз}^{CB})^{n-1}. \tag{8}$$

Выполняя преобразование Лапласа-Стилтьеса над соотношением (8), получаем:

$$\tilde{F}_{\rho''}(s) = \frac{K_{3нз}^{CB} \tilde{F}_{\omega \wedge \varphi_3}(s)}{1 - (1 - K_{3нз}^{CB}) \tilde{F}_{\omega \wedge \varphi_3}(s) \tilde{F}_{\sigma_3}(s)}. \quad (9)$$

При нахождении среднего времени до первой аварии сервера $M\rho''$ используем стандартный метод, а именно $M\rho'' = -\frac{d\tilde{F}_{\rho''}(s)}{ds} \Big|_{s=0}$ и после соответствующих вычислений имеем:

$$M\rho'' = M(\omega \wedge \varphi_3) + \frac{1 - K_{нз}^{CB}}{K_{нз}^{CB}} (M(\omega \wedge \varphi_3) + M\sigma_3), \quad (10)$$

где $M(\omega \wedge \varphi_3) = \int_0^y \int_0^y x dF_{\omega}(x) dF_{\varphi_3}(y) + \int_0^y \int_0^y x dF_{\varphi_3}(x) dF_{\omega}(y)$ и $M\sigma_3 = M\varepsilon M F_{\omega}(\varphi_3) + M\psi_3 M \bar{F}_{\omega}(\varphi_3)$.

Функции распределения $F_{\chi \wedge \varphi_1}(t)$ и $F_{\sigma_3}(t)$ можно записать в явном виде

$$F_{\sigma_3}(t) = F_{\varepsilon}(t) \int_0^{\infty} F_{\omega}(x) dF_{\varphi_3}(x) + F_{\psi_3}(t) \int_0^{\infty} F_{\varphi_3}(x) dF_{\omega}(x), \quad F_{\omega \wedge \varphi_3}(t) = F_{\omega}(t) + F_{\varphi_3}(t) - F_{\omega}(t) F_{\varphi_3}(t).$$

Отметим, что соотношения (2), (5) и (9) например, для экспоненциального распределения являются рациональными алгебраическими функциями, и их оригинал находится довольно просто при помощи стандартных методов.

Математическая модель надежности сети

Пусть сеть состоит из конечного числа элементов N . Функцию надежности сети S обозначим через $h = h_S(p_1, p_2, \dots, p_N) = M\varphi_S(x)$, где $\varphi(x) = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_N)$ – структурная функция (булева функция) [6], а $P_i = P(x_i = 1) = Mx_i$ – вероятность безаварийной работы i -го элемента сети в момент времени t .

Поскольку сеть – это восстанавливаемая система, то все время $[0, \infty)$ функционирования элемента распадается на отдельные циклы, в каждом из которых элемент часть времени работает без аварий (множество интервалов времени Q^+), а остальное время затрачивается на устранение последствий аварии (множество интервалов времени Q^-). Назовем дуальной к булевой функции $\varphi_S(x) = \varphi_S(x_1, x_2, \dots, x_N)$ функцию множеств $A_1, A_2, A_3, \dots, A_N$ $\widehat{\varphi}_S(A) = \widehat{\varphi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$, определенную по следующему правилу: если $\varphi_S(x_1, x_2) = x_1 \wedge x_2$, то $\widehat{\varphi}_S(A_1, A_2) = A_1 \cap A_2$ и для $\varphi_S(x_1, x_2) = x_1 \vee x_2$, $\widehat{\varphi}_S(A_1, A_2) = A_1 \cup A_2$ и, наконец, при $\varphi_S(x) = \bar{x} \Rightarrow \widehat{\varphi}_S(A) = (0, \infty) - A$. Формально функцию $\widehat{\varphi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ можно ввести с помощью совершенной дизъюнктивной нормальной формы (СДНФ) функции $\varphi_S(x_1, x_2, \dots, x_N)$. Е

Если СДНФ $\varphi_S(x_1, x_2, \dots, x_N)$ имеет вид: $\varphi_S(x_1, x_2, \dots, x_N) = \sum_{\alpha} \tilde{N}_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2} \dots x_N^{\alpha_N}$,

то $\widehat{\varphi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N) = \bigcup_{\alpha} \tilde{N}_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2} \dots A_N^{\alpha_N}$, где

$$A^\alpha = \begin{cases} A, & \text{если } \alpha = 1 \\ (0, \infty) - A, & \text{если } \alpha = 0, \end{cases}$$

$$C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} B = \begin{cases} 0, & \text{если } C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} = 0 \\ B, & \text{если } C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} = 1. \end{cases}$$

Отображение $\pi\varphi \rightarrow \widehat{\varphi}$ представляет собой естественный морфизм из категории булевых функций в категорию функций множеств; содержательный смысл состоит в том, что если A_i – множество тех моментов времени, в которые элемент x_i находится в исправном состоянии, то $\widehat{\varphi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ есть множество моментов исправной работы всей системы.

Пусть t – некоторый момент времени, то по определению структурная функция $\widehat{\varphi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])$ есть множество моментов времени, в которые система находилась в исправном состоянии до момента t . Тогда среднее время исправного функционирования системы $K_S(t)$ за время t будет определяться формулой

$K_S(t) = Mmes\widehat{\varphi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])$, где $mesA$ – мера Лебега множества A .

Преобразуем $K_S(t)$ следующим образом:

$$K_S(t) = M \int_0^\infty J_{\widehat{\varphi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])}(y) dy.$$

Учитывая смысл индикатора событий и то, что если из $y > t$ следует $y \notin Q_i^+ \cap [0, t]$, то

$$K_S(t) = \int_0^\infty P\{y \in \widehat{\varphi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])\} dy = \int_0^t h_S(P_1(y), P_2(y), \dots, P_n(y)) dy. \quad (11)$$

Напомним, что по смыслу $P_i(t) = P(\rho_i = 1)$ – вероятность безаварийного функционирования i -го элемента в момент времени t . Таким образом, соотношение (11) позволяет свести вычисление $K_S(t)$ к расчету $P_i(t) = P(\rho_i = 1)$ для отдельных элементов. Пусть наработка до аварии ρ_i i -го элемента есть случайная величина. После аварии элемент восстанавливается в течение времени δ_i , также случайного. Предполагается, что восстановление полное, т.е. время исправного функционирования элемента после восстановления, равно как и время, после второго и следующих восстановлений, независимы и имеют одно и то же распределение, такое же, как и случайные величины ρ_i, δ_i . Совместное распределение случайных величин ρ_i, δ_i обозначим $F_i(A, B) = P(\rho_i \in A, \delta_i \in B)$; в случае независимости этих величин $F_i(A, B) = P(\delta_i \in B)P(\rho_i \in A) = F_{\rho_i}(A)G_{\delta_i}(B)$.

При вычислении вероятности безаварийного функционирования i -го элемента используем формулу полной вероятности, в соответствии с которой имеем

$$P_i(t) = P(t \in Q_i^+) = \int_0^\infty \int_0^\infty P(t \in Q_i^+ | \rho_{i1} = x, \delta_{i1} = y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y),$$

где ρ_{i1} и δ_{i1} – случайные времена до первой аварии и до первого восстановления элемента соответственно. Поскольку процесс функционирования i -го элемента это альтернирующий процесс восстановления, то время его функционирования покрывается непересекающимися циклами регенерации длительности $\rho_i + \delta_i = \tau_i(\rho_i, \delta_i)$. Возможны два варианта развития процесса функционирования: $\tau_i(\rho_i, \delta_i) > t$ и $\tau_i(\rho_i, \delta_i) \leq t$. Тогда вероятность безаварийного функционирования i -го элемента $P_i(t)$ будем вычислять так

$$P_i(t) = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P(t \in Q_i^+ | \rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) + \iint_{\tau_i(x,y) > t} P(t \in Q_i^+ | \rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = I_1 + I_2.$$

Условие $\tau_i(\rho_i, \delta_i) > t$ означает, что момент регенерации i -го элемента наступил после момента времени t , а, следовательно, условие $t \in Q_i^+$ эквивалентно условию $t \in [0, \rho_{i1}]$ и

$$I_2 = \iint_{x+y > t} P(t \in [0, \rho_{i1}] | \rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \iint_{x+y > t} (J_{t \in [0, x]}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = 1 - F_{\rho_i}(t).$$

При рассмотрении варианта $\rho_i + \delta_i \leq t$ следует учитывать то, что момент времени $\rho_{i1} + \delta_{i1}$ является моментом первой регенерации элемента, т.е. в этот момент времени исправность элемента полностью восстановлена, а затем элемент продолжил функционирование и исправно проработал еще время $t - \delta_{i1} - \rho_{i1}$. Учитывая указанное соображение, переписываем I_1 в виде:

$$I_1 = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P(t \in [0, \rho_{i1}] | \rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P_i(t-x-y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \int_0^t P_i(t-z) dF_{\tau_i}(z).$$

Суммируя I_1 и I_2 , получаем интегральное уравнение в свертках

$$P_i(t) = g_i(t) + \int_0^t P_i(t-z) dF_{\tau_i}(z), \quad (12)$$

где $g_i(t) = \bar{F}_{\rho_i}(t)$, $F_{\tau_i}(t) = P(\rho_i + \delta_i \leq t)$.

В терминах преобразование Лапласа–Стилтьеса решение (12) имеет вид:

$$\tilde{P}_i(s) = \tilde{g}_i(s) + \tilde{P}_i(s) \tilde{F}_{\tau_i}(s), \text{ или } \tilde{P}_i(s) = \frac{\tilde{g}_i(s)}{1 - \tilde{F}_{\tau_i}(s)} = \frac{1 - Me^{-s\rho_i}}{1 - Me^{-s(\rho_i + \delta_i)}}.$$

Как указывалось выше, обратить полученное решение в общем виде не представляется возможным, поэтому здесь запишем лишь его асимптотическое значение при $s \rightarrow 0$. Тогда

$P_i = \lim_{s \rightarrow 0} \tilde{P}_i(s) = \frac{M\rho_i}{M\rho_i + M\delta_i} = K_{zi}$. Таким образом, асимптотическое соотношение $P_i(t)$ совпадает с коэффициентом готовности i -го элемента K_{zi} , а, следовательно, асимптотическое соотношение для вероятности нахождения сети в состоянии аварии будем вычислять как $P_a \cong 1 - h(K_{z1}, K_{z2}, \dots, K_{zn})$.

Приведем соотношения для вероятности нахождения сети в состоянии аварии широко распространенных топологий ЛВС: звезда, кольцо, общая шина. Так, сеть с топологией «общая шина» переходит в состояние аварии, как только в это состояние перешел хотя бы один из клиентов. Структурная схема сети в этом случае есть последовательное соединение клиентов и сервера и вероятность аварии будет определяться соотношением $P_a = 1 - K_z^S \prod_{i=1}^N K_z^{K_i}$. Переход в состояние аварии сети с топологией «кольцо» происходит тогда, когда в такое состояние перешел хотя бы один из клиентов, либо порт, которым осуществляется подключение выше, либо сервер. Вероятность аварии для этой топологии запишем так: $P_a = 1 - K_z^S K_z^P \prod_{i=1}^N K_z^{K_i}$. Поскольку сеть с топологией «звезда» переходит в состояние аварии, если произошла потеря данных хотя бы на одном из клиентов или портов концентратора или на сервере, то вероятность аварии будет равна $P_a = 1 - K_z^S \prod_{i=1}^{N+1} K_z^{P_i} \prod_{i=1}^N K_z^{K_i}$, где N – число клиентов в сети, $K_z^{K_i}$ – коэффициент готовности i -го клиента, $K_z^{P_i}$ – коэффициент готовности i -го порта концентратора, K_z^S – коэффициент готовности сервера.

Таким образом, выше приведена математическая модель надежности и получены выражения для вычисления вероятности потери данных (аварии) и среднего времени до первой аварии произвольной сети с восстанавливаемыми элементами. Однако при этом не учтена возможность потери данных из-за исчезновения питания сети. Исчезновение электропитания сети приводит к так называемым *множественным отказам* или *отказам по общей причине*.

Для учета отказов элемента сети по общей причине введем следующие обозначения. Пусть случайная величина ζ – наработка до отказа, а случайная величина v – время восстановления системы энергоснабжения. Случайные величины ζ и v – взаимно независимые величины с функциями распределения $F_\zeta(t) = P(\zeta \leq t)$ и $F_v(t) = P(v \leq t)$. Пусть δ – случайная наработка до отказа резервной системы энергоснабжения с функцией распределения $F_\delta(t) = P(\delta \leq t)$. Исправное функционирование системы энергоснабжения является критичным для безаварийного функционирования сети, поэтому будем считать, что в случае отказа основной системы энергоснабжения подача электричества может осуществляться с помощью резервной системы. За время работы резервной системы должна быть восстановлена основная система энергоснабжения, иначе произойдет авария сети. Считаем, что резервная система способна поддерживать функционирование клиента только в течение ограниченного времени. Очевидно, если восстановление основной системы энергоснабжения не закончится до отказа резервной системы, то клиент будет обесточен, т.е. произойдет авария клиента. В то же время будем считать, что если основная система энергоснабжения будет восстановлена до отказа резервной, то резервная система мгновенно вернется к своему исходному состоянию.

Авария элемента сети, таким образом, может произойти либо по внутренним причинам, либо вследствие потери питания. Введем обозначения ρ – время до аварии элемента по внутренним причинам, β – время до аварии элемента вследствие потери питания и α – время до первой аварии элемента. Поскольку время до аварии это минимум из времени до аварии по внутренним причинам и времени до аварии вследствие потери питания, то очевидно, что $\alpha = \rho J_{\beta > \rho} + \beta J_{\beta \leq \rho} = \rho \wedge \beta$. Тогда для функции распределения времени до первой аварии элемента сети будем определять следующим соотношением:

$$F_\alpha(t) = P(\alpha \leq t) = F_\rho(t) + F_\beta(t) - F_\rho(t)F_\beta(t). \tag{13}$$

Среднее время до первой аварии соответственно можно записать:

$$M\alpha = M\rho + M\beta - \int_0^{\infty} (1 - F_{\rho}(t)F_{\beta}(t))dt. \quad (14)$$

Найдем теперь распределение времени до аварии элемента сети из-за отказа системы энергоснабжения. Нетрудно заметить, что распределение времени до аварии вследствие обесточивания определяется так

$$P\{\beta \leq t\} = P\left\{ \sum_{k=1}^{\pi-1} (\zeta_k + \nu_k) + (\zeta_{\nu} + \delta_{\nu}) \leq t \right\},$$

где π – номер цикла регенерации процесса функционирования системы энергоснабжения, на котором произошла авария элемента сети.

Учитывая, что процесс функционирования элемента это регенерирующий процесс, то легко определить, что $P\{\pi = n\} = q_{эл} p_{эл}^{n-1}$ – вероятность того, что авария произошла на n -м цикле регенерации, где $q_{эл}$ – вероятность аварии на цикле регенерации, $p_{эл} = 1 - q_{эл}$. Тогда $P\{\beta \leq t\}$ следует вычислять по формуле полной вероятности

$$F_{\beta}(t) = q_{эл} \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\zeta}^{*(n)} * F_{\nu}^{*(n-1)} * F_{\delta})(t)(1 - q_{эл})^{n-1}.$$

Для вычисления $P\{\beta \leq t\}$ функции распределения времени до наступления первой аварии системы энергоснабжения опять будем использовать преобразование Лапласа-Стилтьеса и ее запишем в следующем виде:

$$\tilde{F}_{\beta}(s) = q_{эл} \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_{\zeta}(s))^n (\tilde{F}_{\nu}(s))^{n-1} \tilde{F}_{\delta}(s)(1 - q_{эл})^{n-1},$$

где $\tilde{F}_{\zeta}(s)$, $\tilde{F}_{\nu}(s)$ и $\tilde{F}_{\delta}(s)$ – преобразования Лапласа-Стилтьеса соответствующих функций распределения. Математическое ожидание времени до наступления первой аварии элемента сети вследствие обесточивания можно записать в виде:

$$M\beta = M\zeta + M\delta + \frac{1 - q_{эл}}{q_{эл}} (M\zeta + M\nu). \quad (15)$$

Используя формулу суммы геометрической прогрессии, получаем:

$$\tilde{F}_{\beta}(s) = \frac{q_{эл} \tilde{F}_{\zeta}(s) \tilde{F}_{\delta}(s)}{1 - (1 - q_{эл}) \tilde{F}_{\zeta}(s) \tilde{F}_{\nu}(s)}. \quad (16)$$

Таким образом, удалось получить преобразование Лапласа-Стилтьеса функции распределения времени до наступления первой аварии элемента сети вследствие обесточивания. Для использования соотношения математического ожидания времени до наступления первой аварии необходимо вычислить вероятность аварии элемента сети $q_{эл}$ на цикле регенерации процесса функционирования системы энергоснабжения из-за отказа системы энергоснабжения. Очевидно, что условие аварии для n -го цикла можно представить в виде $v \geq \delta$. Тогда для $q_{эл}$ запишем следующее выражение

$$q_{эл} = P(v \geq \delta) = \int_0^{\infty} P(\delta \leq t) dF_v(t) = \int_0^{\infty} F_{\delta}(t) dF_v(t) = MF_{\delta}(v).$$

Функцию распределения времени до первой аварии клиента можно найти, записав обратное преобразование для (2) и (16) и подставив соответствующие функции распределения в (13). Функцию распределения времени до первой аварии порта находим, записывая обратное преобразование для (5) и (16) и подставив соответствующие функции распределения в соотношение (13). Функцию распределения времени до первой аварии сервера найдем, записав обратное преобразование для (9) и (16) и подставив соответствующие функции распределения в (13). Среднее время до первой аварии клиента находим из соотношений (3), (9) и (15), порта – (5), (10) и (15), а сервера – (7), (10) и (15). Затем, используя функцию надежности сети, записываем формулы для вычисления вероятностей аварии сети на основе вероятностей состояний отдельных элементов.

Заключение

Таким образом, разработана математическая модель надежности ЛВС произвольной структуры с восстанавливаемыми элементами. Получены выражения для расчета вероятности аварии сети при самых общих предположениях о законах распределения случайных величин. Получены соотношения для нахождения показателей надежности вероятности потери данных в ЛВС и асимптотические соотношения, среднего времени до первой аварии элементов сети. Используя эти соотношения, можно вычислить вероятность нахождения в состоянии аварии сети с произвольной топологией из-за множественных отказов элементов.

Литература

1. **Богатырев В.А.** Надежность и эффективность резервированных компьютерных сетей // Информационные технологии. – 2006. – №9.
2. **Перегида А.И., Твердохлебов Р.Е.** Математическая модель надежности локальной вычислительной сети клиент-серверной архитектуры с произвольной структурой // Информационные технологии. – 2007. – №1.
3. **Перегида А.И., Тимашев Д.А.** Математическая модель надежности локальной вычислительной сети // Информационные технологии. – 2008. – №10. – С.7-15
4. **Островский Е.И., Перегида А.И.** Оптимальный периодический контроль с восстановлением // Известие АН СССР – №3. – С.198 – 201
5. **Перегида А.И., Тимашев Д.А.** Математическая модель функционирования автоматизированного технологического комплекса “объект защиты-система безопасности” с восстанавливаемыми элементами и периодическим контролем системы безопасности // Известие вузов. Ядерная энергетика – 2007. – №3 – С.101-109.
6. **Байхельт Ф., Франкен П.** Надежность и техническое обслуживание, Математический подход: Пер. с нем. – М.: Радио и связь, 1988. – 392 с.



Pereguda A.I., Pereguda A.A., Timashev D.A.

THE MATHEMATICAL MODEL OF COMPUTER NETWORKS' RELIABILITY

The paper has investigated mathematical models of the reliability of LAN with an arbitrary topology and recoverable components, with the analysis allowing to obtain the ratios of probabilities of data loss in a network, a failure probability and expectation of time to failure of a network's components, without any assumptions about the laws of distribution of random variables. It has also offered the model for accounting multiple failures of network components.

Keywords: *distribution function, expectation, process of recovery, loss of data, multiple failures, server, client, port, period of regeneration.*

1. Introduction

Nowadays, computer technology is increasingly being used in human activity. Further industrialization of production and, consequently further enhancement of efficiency in all spheres of social activity is impossible without the use of information and communication technologies. Along with the rapid development and the enhancement of information processes, a number of problems emerge, and if we do not solve them, we cannot even talk about the efficiency of informatization. These issues should include the creation of computer systems (networks) described by sufficiently high reliability of their operation, and data protection contained in information systems from unauthorized access.

Most information systems (IS) are constructed based on computer technology and are a combination of software and hardware. Their contribution to the system unreliability as a whole has increased with the complexity of software, and it should be taken into account, while previously only the analysis of hardware reliability has been carried out. However, for the consumer no matter what was the cause of a system failure, the fact of a failure is important. Existing reliability models do not allow considering the hardware implementation and software together as a comprehensive whole, making them difficult to use because of the large diversity of applied systems, software and the complexity of their structure.

In what follows, we shall understand IS as a set of hardware and software implementing three basic functions: storage, processing, and data protection, which allow presenting any information system in the form of three subsystems: data storage system (DSS), data processing system (DPS) and security system (SS). This IS partition is purely logical and does not reflect a specific implementation of the system, but in any real system it allows distinguishing a set of hardware and software modules that provide execution performance of each of the mentioned above functions. Abstracting from the actual hardware and considering logical

subsystems provides obtaining a method of reliability calculation that can be applied to any LAN regardless of the hardware configuration, the scale of the system and its functions. We shall consider LAN as a set of hardware and software that implements the basic functions and includes the following:

A server as a component of computer system (CS) containing a data storage system (DSS) with its data transmission systems (DTS) and a security system (SS),

A client as a component of CS, including a data processing system (DPS) with its own DTS and security system (SS),

A hub serves to connect the client and server, which consists of DPS and SS.

A data storage system includes hardware and software that provide functions of receiving, storing and releasing of information. The functions of a data processing system are the conversion of data and communications of DSS with the user. A security system executes functions of control over the work of other systems and data integrity retention. It must either prevent the loss of information or signal the impossibility of data protection. Here we assume a loss of data as LAN accident. We understand the loss of data as its actual destruction, or the inability to get access to it for a sufficiently long time.

Our objective is to develop a mathematical model of reliability of any LAN with recoverable components, taking into account the consequences of failure of subsystems and obtaining appropriate indices of reliability, as well as accounting of multiple failures of network components. This work is a further development of studies presented in [1, 2], where the formulas for calculating the probability of networks' data loss have been obtained. Evaluation of reliability indices and efficiency of redundant network structures with the selection of two groups of nodes and communication subsystem has been considered in [3].

2. Solution of the problem

First, we shall introduce the necessary notation. Let the random variable χ denote the DPS, time to failure, and the random variable γ is the DPS, recovery time. Next, we shall denote times to failure of a client's DTS, port hub and server as random variables ϕ_1 , ϕ_2 and ϕ_3 , and the values ψ_1 , ψ_2 and ψ_3 will present recovery time after failure of a client DTS, port hub and server respectively. We shall denote random time to failure of DSS by ω , and the time of its recovery – by ε . Further the random variables ξ_1 , ξ_2 and ξ_3 will present operating time to latent failures of a client's SS, port hub and server respectively. We shall denote the recovery time of a client's SS, port hub and server by random variables η_1 , η_2 and η_3 .

Since we assume that the system under consideration consists of recoverable subsystems and failures are detected during preventive maintenance, then we should include periods of preventive maintenance of a client's SS T_1 , port hub T_2 and server T_3 , to the consideration, and the duration of preventive maintenance of a client's SS, port hub and server we shall denote by θ_1 , θ_2 and θ_3 , respectively, and the security system cannot perform its function during the control preventive maintenance. We shall assume that all distribution functions introduced in consideration of random variables are continuous, i.e. they possess density functions and all random variables are mutually independent. Let us consider the reliability model of the network components separately.

3. Mathematical model of the functioning of the client process reliability

We shall consider in more detail the process of client operation, which includes a data processing system (DPS) with its own DTS and SS, and at that, the client DPS and DTS are connected in series. Because of such a connection any undetected failure of these systems leads to the client failure and its further re-

covery, therefore the operation process of the client has regenerative times. Let the client operate in such a way that in the course of its operation, there are two alternatives of events' development.

The first alternative: DPS may fail earlier than DTS and if SS is in good order at this point of time, then the client's stop will occur, and DPS recovery will take place, and at that, we assume that at the end of DPS recovery DTS will also be fully restored, otherwise, if the SS at this point of time is in down state, then the client failure occurs.

The second alternative: DTS may fail earlier than DPS and if SS is in good order at this point of time, then the client's stop will occur, and the subsequent recovery of DTS will take place, and after the end of DTS recovery, DPS will also be fully restored, or if the SS at this point of time is in down state, then the client failure occurs. With this assumptions the i -th cycle of regeneration of the client operation process has a duration equal to the following

$$(\chi_i + \gamma_i)J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + (\phi_{1i} + \psi_{1i})J_{\phi_{1i} < \chi_i}, \text{ where } J_{w \in A} = \begin{cases} 1, & w \in A, \\ 0, & w \notin A. \end{cases}$$

Consequently, if DPS failed earlier than DTS, then the regeneration cycle will consist of DPS time to failure and the client recovery time after the failure of DPS, and if the DTS failed earlier than DPS, then the regeneration cycle consists of DTS time to failure and the client recovery time after DTS failure. The cycle of regeneration, with the number k in which client failure will occur, has the duration equal to $\chi_{\kappa}J_{\chi_{\kappa} \leq \phi_{1\kappa}} + \phi_{1\kappa}J_{\phi_{1\kappa} < \chi_{\kappa}}$. Thus, client's time to accident will consist of the total of $\kappa - 1$ complete cycles of regeneration and the regeneration cycle, on which the failure occurred [3,5]. Then the distribution function of the client time operation to the first failure ρ can be written as:

$$\begin{aligned} F_{\rho}(t) &= P(\rho \leq t) = P\left(\sum_{i=1}^{\kappa-1} ((\chi_i + \gamma_i)J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + (\phi_{1i} + \psi_{1i})J_{\phi_{1i} < \chi_i}) + \chi_{\kappa}J_{\chi_{\kappa} \leq \phi_{1\kappa}} + \phi_{1\kappa}J_{\phi_{1\kappa} < \chi_{\kappa}} \leq t\right) = \\ &= P\left(\sum_{i=1}^{\kappa} (\chi_i \wedge \phi_{1i}) + \sum_{i=1}^{\kappa-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\phi_{1i} < \chi_i}) \leq t\right), \end{aligned}$$

where k is the number of the cycle in which the client failure occurred. Using the formula of total probability, we will rewrite the function $F_{\rho}(t)$ in the following form:

$$F_{\rho}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n (\chi_i \wedge \phi_{1i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\phi_{1i} < \chi_i}) \leq t \mid \kappa=n\right) P(\kappa = n),$$

where r is the probability of the client failure during the regeneration cycle. Taking into account that the probability of the failure occurred on the n -th cycle is equal to $P(\kappa = n) = r_1(1 - r_1)^{n-1}$, then we have the following expression:

$$F_{\rho}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n (\chi_i \wedge \phi_{1i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\gamma_i J_{\chi_i \leq \phi_{1i}} + \psi_{1i} J_{\phi_{1i} < \chi_i}) \leq t \mid \kappa=n\right) r_1(1 - r_1)^{n-1}, \quad (1)$$

Now we shall find r_1 . First, we should introduce two additional random variables U_n and V_n , taking into account the periodic checks of hardware. These values having a sense: U_n is operation time of the

SS's client to the n -th failure, V_n is operation time of the SS's client to the n -th recovery, defined by the following relations [4]:

$$\sum_{i=1}^n \xi_{li} + \sum_{i=1}^{n-1} \left((T + \theta) - \left\{ \frac{\xi_{li}}{T + \theta} \right\} (T + \theta) \right) + \sum_{i=1}^{n-1} \eta_{li} = U_n,$$

$$\sum_{i=1}^n \xi_{li} + \sum_{i=1}^n \left((T + \theta) - \left\{ \frac{\xi_{li}}{T + \theta} \right\} (T + \theta) \right) + \sum_{i=1}^n \eta_{li} = V_n,$$

where $[x]$ is the integer part of x , $\{x\}$ is the fractional part of x , $\chi \wedge \phi_1 = \min(\chi, \phi_1)$.

Obviously, if SPD or DPS failure occur during the SS's recovery, then the client failure will also occur. The condition of a failure in this case is written down as $U_n \leq \chi \wedge \phi_1 < V_n$. However, the client failures can also occur when the failure of DTS or DPS fall on the time of a control preventive maintenance. The condition of failure can be rewritten down as sequence of the following events:

$$V_{n-1} + T_1 \leq \chi \wedge \phi_1 < V_{n-1} + (T_1 + \theta_1); \quad V_{n-1} + (T_1 + \theta_1) + T_1 \leq \chi \wedge \phi_1 < V_{n-1} + 2(T_1 + \theta_1); \dots$$

$$V_{n-1} + \left(\left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right] - 1 \right) (T_1 + \theta_1) + T_1 \leq \chi \wedge \phi_1 < V_{n-1} + \left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1).$$

In view of a failure condition, the probability of the failure during the time of regeneration is defined as follows:

$$r_1 = \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\infty} (P(U_n \leq x) - P(V_n \leq x)) +$$

$$+ M \sum_{i=1}^{\left[\frac{\xi_{n1}}{T_1 + \theta_1} \right]} (P(V_{n-1} + (i-1)(T_1 + \theta_1) + T_1 \leq x) - P(V_{n-1} + i(T_1 + \theta_1) \leq x)) dF_{\chi \wedge \phi_1}(x).$$

Omitting simple transformations, we have the following according to [4, 5]:

$$r_1 \approx \frac{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1)) - M\xi_1}{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1))} + \frac{M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] \theta_1}{M\eta_1 + M(T_1 + \theta_1 + \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1))} =$$

$$= 1 - \frac{M\xi_1 - M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] \theta_1}{M\eta_1 + T_1 + \theta_1 + M \left[\frac{\xi_1}{T_1 + \theta_1} \right] (T_1 + \theta_1)} = 1 - K_2^{CB} = K_{\mu_2}^{CB},$$

where K_2^{CB} is the stationary availability of SS, $K_{\mu_2}^{CB} = 1 - K_2^{CB}$ [4].

Now we shall rewrite the formula (1) in the form of convolutions of distribution functions:

$$F_{\rho}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\chi \wedge \phi_1}^{*(n)} * F_{\sigma}^{*(n-1)})(t) K_{H_2}^{CB} (1 - K_{H_2}^{CB})^{n-1},$$

where $F_{\chi \wedge \phi_1}(t) = P(\chi \wedge \phi_1 \leq t)$, $F_{\sigma}(t) = P(\gamma J_{\chi \leq \phi_1} + \psi_1 J_{\phi_1 < \chi} \leq t)$. Then we shall represent the function $F_{\rho}(t)$ as follows:

$$\tilde{F}_{\rho}(s) = \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_{\sigma}(s))^{n-1} (\tilde{F}_{\chi \wedge \phi_1}(s))^n K_{H_2}^{CB} (1 - K_{H_2}^{CB})^{n-1} = \frac{K_{H_2}^{CB} \tilde{F}_{\chi \wedge \phi_1}(s)}{1 - (1 - K_{H_2}^{CB}) \tilde{F}_{\sigma}(s) \tilde{F}_{\chi \wedge \phi_1}(s)}, \quad (2)$$

where $\tilde{F}_{\alpha}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} dF_{\alpha}(t) = M e^{-s\alpha}$ is the Laplace-Stieltjes transform. Using the property of the Laplace-Stieltjes transform, we determine the mean time to the client's first failure under the formula, which we shall write after transform as follows:

$$M\rho = M(\chi \wedge \phi_1) + \frac{1 - K_{H_2}^{CB}}{K_{H_2}^{CB}} (M(\chi \wedge \phi_1) + M\sigma), \quad (3)$$

where $M(\chi \wedge \phi_1) = \int_0^{\infty} \int_0^y x dF_{\chi}(x) dF_{\phi_1}(y) + \int_0^{\infty} \int_0^y x dF_{\phi_1}(x) dF_{\chi}(y)$ and $M\sigma = M\gamma MF_{\chi}(\phi_1) + M\psi_1 \bar{F}_{\chi}(\phi_1)$.

Distribution functions $F_{\chi \wedge \phi_1}(t)$ and $F_{\sigma}(t)$ can be written down in explicit form

$$F_{\sigma}(t) = F_{\gamma}(t) \int_0^{\infty} F_{\chi}(x) dF_{\phi_1}(x) + F_{\psi_1}(t) \int_0^{\infty} F_{\phi_1}(x) dF_{\chi}(x), \quad F_{\chi \wedge \phi_1}(t) = F_{\chi}(t) + F_{\phi_1}(t) - F_{\chi}(t) F_{\phi_1}(t).$$

4. A mathematical model of the hub port reliability

Let us calculate the distribution function of time to the first failure of a port hub. The hub serves to connect the clients and the server, and consists of DTS and SS. In working out the port hub mathematical model of reliability, we shall consider the overlay of regenerative processes of the data transmission system's operation and security system. The DTS's operation process in this context is crucial because it specifies moments of the regeneration process of the port operation, which is described by duration of the regeneration cycle $\phi_2 + \psi_2$. Distribution function of time to the first failure of the port ρ' may be written as follows:

$$P\{\rho' \leq t\} = P\left\{ \sum_{k=1}^{k-1} (\phi_{2k} + \psi_{2k}) + \phi_{2k} \leq t \right\},$$

where k is the regeneration cycle, on which the port failure has occurred.

Since the process of the port functioning is an alternating renewal process, the probability that the failure has occurred at the n -th period of regeneration can be expressed as $P\{\kappa = n\} = r_2(1 - r_2)^{n-1}$, where r_2 is the probability of an failure on the cycle of regeneration. Using the formula of total probability, we shall write

$$P\{\rho' \leq t\} = \sum_{n=1}^{\infty} P\left\{\sum_{k=1}^{n-1} (\phi_{2k} + \psi_{2k}) + \phi_{2n} \leq t\right\} P\{\kappa = n\}.$$

Substituting the probability $P\{v = n\}$ in the recorded ratio, we obtain the desired probability in the following form:

$$F_{\rho'}(t) = r_2 \sum_{n=1}^{\infty} F_{\sum_{k=1}^{n-1} (\phi_{2k} + \psi_{2k}) + \phi_{2n}}(t) (1 - r_2)^{n-1}.$$

Since the function $F_{\sum_{k=1}^{n-1} (\phi_{2k} + \psi_{2k}) + \phi_{2n}}(t)$ is the convolution of the distribution functions $F_{\phi_2}^{*(n)}(t)$ and $F_{\psi_2}^{*(n)}(t)$, then we shall rewrite $F_{\rho'}(t)$ as follows:

$$F_{\rho'}(t) = r_2 \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\phi_2}^{*(n)} * F_{\psi_2}^{*(n-1)})(t) (1 - r_2)^{n-1}. \quad (4)$$

Carrying out the Laplace-Stieltjes transform for the time distribution function before the first failure of the hub port, we shall rewrite (4) as follows:

$$\tilde{F}_{\rho'}(s) = q_2 \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_{\phi_2}(s))^n (\tilde{F}_{\psi_2}(s))^{n-1} (1 - q_2)^{n-1} = \frac{q_2 \tilde{F}_{\phi_2}(s)}{1 - (1 - q_2) \tilde{F}_{\phi_2}(s) \tilde{F}_{\psi_2}(s)}, \quad (5)$$

where $\tilde{F}_{\phi_2}(s)$, $\tilde{F}_{\psi_2}(s)$, $\tilde{F}_{\rho'}(s)$ are the Laplace-Stieltjes transforms of the distribution functions $F_{\phi_2}(t)$, $F_{\psi_2}(t)$ and $F_{\rho'}(t)$.

Thus, it has been possible to obtain the Laplace-Stieltjes transform of the distribution function of time to the first failure occurrence of the complex in the easy-to-compute form of the mathematical time ex-

pectation to the first failure of the hub port. Since $M\rho' = -\frac{d\tilde{F}_{\rho'}(s)}{ds}\Big|_{s=0}$, then

$$M\rho' = M\phi_2 + \frac{1 - r_2}{r_2} (M\phi_2 + M\psi_2), \quad (6)$$

where $M\phi_2$ and $M\psi_2$ are expectations of the random variables ϕ_2 and ψ_2 .

As it has been shown previously, the probability of a hub port failure at regeneration cycle r_2 for the client can be calculated by the following ratio:

$$r_2 \approx K_{2i\bar{a}}^{\tilde{N}A} = 1 - \frac{M\xi_2 - M\left[\frac{\xi_2}{(T_2 + \theta_2)}\right]\theta_2}{M\eta_2 + M\left((T_2 + \theta_2) + \left[\frac{\xi_2}{(T_2 + \theta_2)}\right](T_2 + \theta_2)\right)}.$$

5. The mathematical model of server reliability

The server includes a data storage system (DSS) with its own data transmission system (DTS) and security system (SS). The development of the process of a server operation can occur according to the two scenarios: if DSS failed earlier than DTS, then the regeneration cycle consists of the sum of DSS time to failure and server recovery time after DSS failure, and if the DTS failed earlier than DSS, the regeneration cycle consists of the sum of DTS time to failure and server recovery time after DTS failure. With this assumption, the i -th cycle of the process regeneration of the server operation has duration τ_i equal to $\omega_i \wedge \phi_{3i} + \varepsilon_i J_{\omega_i \leq \phi_{3i}} + \Psi_{3i} J_{\phi_{3i} < \omega_i}$. The regeneration cycle, with the number k during which the server failure occurs will not be complete, and therefore it has duration equal to $\omega_\kappa J_{\omega_\kappa \leq \phi_{3\kappa}} + \phi_{3\kappa} J_{\phi_{3\kappa} < \omega_\kappa} = \omega_\kappa \wedge \phi_{3\kappa}$. Server's time to failure is equal to the sum of $\kappa - 1$ complete cycles of regeneration and the regeneration cycle on which the failure occurred.

Because server reliability indices will be calculated in the same way that the reliability indices of the client, the presentation of this model will be carried out without further details. So, the distribution function of server operating time to the first failure ρ'' can be written down as follows:

$$F_{\rho''}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n (\omega_i \wedge \phi_{3i}) + \sum_{i=1}^{n-1} (\varepsilon_i J_{\omega_i \leq \phi_{3i}} + \Psi_{3i} J_{\phi_{3i} < \omega_i}) \leq t\right) r_3 (1 - r_3)^{n-1}, \quad (7)$$

where r_3 is the probability of a server failure during the regeneration cycle, and the probability that the server failure occurred just on the n -th cycle is equal $P(\kappa = n) = r_3 (1 - r_3)^{n-1}$. Without dwelling on discussion of methods to obtain a ratio of the probability of the server failure during the regeneration cycle, we shall immediately write down the final ratio, as these methods are described in detail earlier. So r_3 has the following form:

$$r_3 = 1 - \frac{M\xi_3 - M\left[\frac{\xi_3}{(T_3 + \theta_3)}\right]\theta_3}{M\eta_3 + M\left((T_3 + \theta_3) + \left[\frac{\xi_3}{(T_3 + \theta_3)}\right](T_3 + \theta_3)\right)} = 1 - K_{3z}^{CB} = K_{3n2}^{CB},$$

where K_{3z}^{CB} is the stationary availability factor of the server's SS.

The probability (7) is calculated from the sum of random variables, so it should be written down in the form of a convolution of the two probabilities of functions $F_{\omega \wedge \phi_3}(t) = P(\omega \wedge \phi_3 \leq t)$, $F_{\sigma_3}(t) = P(\varepsilon J_{\omega \leq \phi_3} + \Psi_3 J_{\phi_3 < \omega} \leq t)$, then we have the following:

$$F_{\rho''}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\omega \wedge \phi_3}^{*(n)} * F_{\sigma_3}^{*(n-1)})(t) K_{3n2}^{CB} (1 - K_{3n2}^{CB})^{n-1}. \quad (8)$$

By carrying out the Laplace-Stieltjes transform for the ratio (8), we obtain:

$$\tilde{F}_{\rho''}(s) = \frac{K_{3Hz}^{CB} \tilde{F}_{\omega \wedge \phi_3}(s)}{1 - (1 - K_{3Hz}^{CB}) \tilde{F}_{\omega \wedge \phi_3}(s) \tilde{F}_{\sigma_3}(s)}. \quad (9)$$

In finding the mean median time to first server's failure $M\rho''$ we shall use the standard method, namely $M\rho'' = -\frac{d\tilde{F}_{\rho''}(s)}{ds}\Big|_{s=0}$ and after the appropriate calculations, we obtain the following:

$$M\rho'' = M(\omega \wedge \phi_3) + \frac{1 - K_{Hz}^{CB}}{K_{Hz}^{CB}} (M(\omega \wedge \phi_3) + M\sigma_3) \quad (10)$$

where $M(\omega \wedge \phi_3) = \int_0^\infty \int_0^y x dF_\omega(x) dF_{\phi_3}(y) + \int_0^\infty \int_0^y x dF_{\phi_3}(x) dF_\omega(y)$ and $M\sigma_3 = M\varepsilon M F_\omega(\phi_3) + M\Psi_3 M\bar{F}_\omega(\phi_3)$

The distribution functions $F_{\chi \wedge \phi_1}(t)$ and $F_{\sigma_3}(t)$ can be written explicitly

$$F_{\sigma_3}(t) = F_\varepsilon(t) \int_0^\infty F_\omega(x) dF_{\phi_3}(x) + F_{\Psi_3}(t) \int_0^\infty F_{\phi_3}(x) dF_\omega(x), \quad F_{\omega \wedge \phi_3}(t) = F_\omega(t) + F_{\phi_3}(t) - F_\omega(t) F_{\phi_3}(t).$$

Note that the ratios (2), (5) and (9), for example, for the exponential distributions are rational algebraic functions, their original is determined sufficiently easily with the standard methods.

6. Mathematical model of network reliability

Let us suppose that a network consists of a finite number of components N . The function of the network reliability S shall be denoted by $h = h_S(p_1, p_2, \dots, p_N) = M\phi_S(x)$, where $\phi(x) = \phi(x_1, x_2, \dots, x_N)$ is the structure function (boolean function) [6], and $P_i = P(x_i = 1) = Mx_i$ is the probability of failure-free operation of i -th component of the network at time t .

Because the network is a recoverable system, then the whole time $[0, \infty)$ of a component operation splits into separate cycles, in each of which the component operates during part-time without accidents (the set of time intervals Q^+), and the rest of the time is spent on an failure consequences' elimination (the set of time intervals Q^-). We shall call the function of sets $A_1, A_2, A_3, \dots, A_N$ $\hat{\phi}_S(A) = \hat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ as dual function for the Boolean function $\phi_S(x) = \phi_S(x_1, x_2, \dots, x_N)$. The function of sets is determined according to the following rule: if $\phi_S(x_1, x_2) = x_1 \wedge x_2$, then $\hat{\phi}_S(A_1, A_2) = A_1 \cap A_2$, and for $\phi_S(x_1, x_2) = x_1 \vee x_2$, $\hat{\phi}_S(A_1, A_2) = A_1 \cup A_2$, finally for $\phi_S(x) = \bar{x} \Rightarrow \hat{\phi}_S(A) = (0, \infty) - A$. Formally, the function $\hat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ can be introduced by using the complete disjunctive normal form (CDNF) of the function $\hat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$. If CDNF of the function $\hat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ is given in the form:

$$\phi_S(x_1, x_2, \dots, x_N) = \sum_{\alpha} C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2} \dots x_N^{\alpha_N}, \quad \text{then } \hat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N) = \bigcup_{\alpha} C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2} \dots A_N^{\alpha_N},$$

where

$$A^\alpha = \begin{cases} A, & \text{if } \alpha = 1 \\ (0, \infty) - A, & \text{if } \alpha = 0, \end{cases} \quad C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} B = \begin{cases} 0, & \text{if } C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} = 0 \\ B, & \text{if } C_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N} = 0 \end{cases}$$

The mapping $\pi \phi \rightarrow \widehat{\phi}$ is a natural morphism of the category of Boolean functions in the category of sets of functions; the meaningful sense is that if A_i is a set of those times at which the component x_i is in good order, then $\widehat{\phi}_S(A_1, A_2, \dots, A_N)$ is a set of moments of the system correct operation.

Let t be some point of time, then, by definition, the structure function $\widehat{\phi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])$ is a set of points of time, at which the system was in good condition until the point of time t . Then the average time for the correct operation of the system during time t will be determined by the following formula $K_S(t) = Mmes\widehat{\phi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])$, where $mesA$ is the Lebesgue measure of the set A . Let us transform $K_S(t)$ as follows

$$K_S(t) = M \int_0^\infty J_{\widehat{\phi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])}(y) dy.$$

Taking into account the sense of events' index and that if for $y > t$ the following $y \notin Q_i^+ \cap [0, t]$ holds true, we have

$$K_S(t) = \int_0^\infty P\{y \in \widehat{\phi}_S(Q_1^+ \cap [0, t], Q_2^+ \cap [0, t], Q_3^+ \cap [0, t], \dots, Q_n^+ \cap [0, t])\} dy = \int_0^t h_s(P_1(y), P_2(y), \dots, P_n(y)) dy. \quad (11)$$

It is necessary to remember that $P_i(t) = P(\rho_i = 1)$ is the probability of failure-free operation of the i -th component at time point t . Thus, the ratio (11) allows reducing the computation of $K_S(t)$ to the calculation of $P_i(t) = P(\rho_i = 1)$ for individual components. Let the time to failure ρ_i of the i -th component be a random variable. After the failure, the component is recovered over time δ_i , which is also a random variable. It is assumed that the recovery is complete, i.e. times of correct operation of the component after its recovery, as well as after the second and subsequent recoveries are independent and have the same distribution as random variables ρ_i, δ_i . We shall denote the joint distribution of random variables ρ_i, δ_i by $F_i(A, B) = P(\rho_i \in A, \delta_i \in B)$ and in case of the independence of these variables $F_i(A, B) = P(\delta_i \in B)P(\rho_i \in A) = F_{\rho_i}(A)G_{\delta_i}(B)$.

When calculating the probability of accident-free operation of the i -th component, we will use the total probability formula, according to which we have

$$P_i(t) = P(t \in Q_i^+) = \int_0^\infty \int_0^\infty P(t \in Q_i^+ | \rho_{i1} = x, \delta_{i1} = y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y),$$

where ρ_{i1} and δ_{i1} are random times to the first failure and to the first recovery of the component respectively. As the process of the i -th component operation is an alternating recovery process, then its operation time is covered by disjoint cycles of regeneration with duration $\rho_i + \delta_i = \tau_i(\rho_i, \delta_i)$. There are two options of the process operation development: $\tau_i(\rho_i, \delta_i) > t$ and $\tau_i(\rho_i, \delta_i) \leq t$. Then the probability $P_i(t)$ of an accident-free operation of the i -th component will be calculated as

$$P_i(t) = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P(t \in Q_i^+ |_{\rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) + \iint_{\tau_i(x,y) > t} P(t \in Q_i^+ |_{\rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = I_1 + I_2.$$

The condition $\tau_i(\rho_i, \delta_i) > t$ means that the moment of regeneration of the i -th component come after time t , and, consequently, the condition $t \in Q_i^+$ is equivalent to the condition $t \in [0, \rho_{i1}]$ and

$$I_2 = \iint_{x+y > t} P(t \in [0, \rho_{i1}] |_{\rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \iint_{x+y > t} (J_{t \in [0, x]}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = 1 - F_{\rho_i}(t).$$

Considering the option, $\rho_i + \delta_i \leq t$, it should be taken into account that time point $\rho_{i1} + \delta_{i1}$ is the moment of the first regeneration of the component, i.e. at this time point, the operability of the component is fully recovered, and after that, the component continues correct operation during some more time $t - \delta_{i1} - \rho_{i1}$. In view of these considerations, we can rewrite I_1 in the following form:

$$I_1 = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P(t \in [0, \rho_{i1}] |_{\rho_{i1}=x, \delta_{i1}=y}) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \iint_{\tau_i(x,y) \leq t} P_i(t - x - y) dF_{\rho_i}(x) dG_{\delta_i}(y) = \int_0^t P_i(t - z) dF_{\tau_i}(z).$$

By summing up I_1 and I_2 , we obtain the integral equation in convolutions

$$P_i(t) = g_i(t) + \int_0^t P_i(t - z) dF_{\tau_i}(z), \quad (12)$$

where $g_i(t) = \bar{F}_{\rho_i}(t)$, $F_{\tau_i}(t) = P(\rho_i + \delta_i \leq t)$.

In terms of the Laplace-Stieltjes transform, the solution (12) has the following form:

$$\tilde{P}_i(s) = \tilde{g}_i(s) + \tilde{P}_i(s) \tilde{F}_{\tau_i}(s), \text{ or } \tilde{P}_i(s) = \frac{\tilde{g}_i(s)}{1 - \tilde{F}_{\tau_i}(s)} = \frac{1 - Me^{-s\rho_i}}{1 - Me^{-s(\rho_i + \delta_i)}}.$$

As mentioned above, it is not possible to convert the obtained solution in general form, so here we write only its asymptotic value at $s \rightarrow 0$. Then $P_i = \lim_{s \rightarrow 0} \tilde{P}_i(s) = \frac{M\rho_i}{M\rho_i + M\delta_i} = K_{2i}$. Thus, the asymptotic ratio of $P_i(t)$ coincides with the component availability factor and, consequently, the asymptotic ratio for the probability of finding the network in failure state will be calculated as $P_a \cong 1 - h(K_{21}, K_{22}, \dots, K_{2N})$. Let us give the ratio for the probability of the network stay in failure state of widely-spread LAN topologies: star, ring, common bus. Therefore, the network with the topology "common bus" transits into failure state, as soon as at least one of the clients has transited into this state. In this case the structure chart of the network is a serial connection of clients and a server, and the failure probability will be determined

by the ratio $P_a = 1 - K_2^S \prod_{i=1}^N K_2^{K_i}$. The network having the topology "ring" transits into a failure state when at least one of the clients or the port by which connection is carried out, or the server has transited into this state. The failure probability for this topology can be written down as $P_a = 1 - K_2^S K_2^P \prod_{i=1}^N K_2^{K_i}$. Since the network with the topology "star" transits into failure state, if there was a loss of data on at least one of the clients, or hub port, or on the server, then the failure probability is equal to $P_a = 1 - K_2^S \prod_{i=1}^{N+1} K_2^{P_i} \prod_{i=1}^N K_2^{K_i}$, where N is the number of clients in the network, $K_2^{K_i}$ is the availability factor of its client, $K_2^{P_i}$ is the availability factor of the i -th hub port, K_2^S is the availability factor of server.

Thus, a mathematical model of reliability is presented above and expressions for calculating the probability of data loss (an accident) and mean time to the first failure of an arbitrary network with recoverable component are obtained. However, this does not take into account the possibility of data loss due to the network power supply failure. The network power supply failure leads to the so-called *multiple failures or common cause failures*.

To account a network component common cause failures, we shall introduce the following notation. Let the random variable ζ be the time to failure, and the random variable v be the recovery time of the power supply system. The random variables ζ and v are mutually independent variables with distribution functions $F_\zeta(t) = P(\zeta \leq t)$ and $F_v(t) = P(v \leq t)$. Let δ be the random time to failure of the redundant power supply system with distribution function $F_\delta(t) = P(\delta \leq t)$. The correct functioning of the power supply system is critical for accident-free operation of the network, so we will assume that in the event of failure of the main power supply system, electricity supply can be carried out using the redundant system. During the operation of the redundant system, the main power supply system must be recovered, or a network failure will occur. We believe that the redundant system is able to maintain the functioning of the client only for a limited time. Obviously, if the main power supply system recovery is not completed before the redundant system failure, then the client will be cut off power, i.e. failure of the client will occur. At the same time, we shall assume that if the main power supply system will be recovered before the redundant system failure, then the redundant system immediately will return to its original state.

Thus, a network component failure may occur either on the internal reasons or due to a power supply loss. Let us introduce the notation ρ as the time before the component failure due to internal reasons, β as the time before the component failure due to the power supply loss and α as the time to the first failure of the component. Since the time to failure is the minimum of time to failure due internal reasons and time to failure due to loss of power supply, it is obvious that $\alpha = \rho J_{\beta > \rho} + \beta J_{\beta \leq \rho} = \rho \wedge \beta$. Then the distribution function of the minimum of time to the first failure of a network component will be determined by the following ratio

$$F_\alpha(t) = P(\alpha \leq t) = F_\rho(t) + F_\beta(t) - F_\rho(t)F_\beta(t). \quad (13)$$

Mean time to the first failure can be written down respectively as

$$M\alpha = M\rho + M\beta - \int_0^\infty (1 - F_\rho(t)F_\beta(t))dt. \quad (14)$$

Now we determine the distribution of time to failure of a network component due to the failure of the system power supply. It is easy to notice that the distribution of time to failure due to power supply failure is defined as follows

$$P\{\beta \leq t\} = P\left\{\sum_{k=1}^{\pi-1} (\zeta_k + v_k) + (\zeta_v + \delta_v) \leq t\right\},$$

where π is the cycle number of the regeneration process of power supply system operation, where the network component failure has occurred.

Taking into account that the process of a component operation is a regenerating process, and then it is easy to determine that $P\{\pi = n\} = q_{\beta n} p_{\beta n}^{n-1}$ is the probability that the failure occurred on the n -th cycle of regeneration, where $q_{\beta n}$ is the probability of failure on a cycle of regeneration, $p_{\beta n} = 1 - q_{\beta n}$. Then $P\{\beta \leq t\}$ should be calculated according to the formula of total probability

$$F_{\beta}(t) = q_{\beta n} \sum_{n=1}^{\infty} (F_{\zeta}^{*(n)} * F_v^{*(n-1)} * F_{\delta})(t) (1 - q_{\beta n})^{n-1}$$

To calculate $P\{\beta \leq t\}$ of the distribution function of time to the first failure of the s power supply system, we again will use the Laplace-Stieltjes transform and write down it in the following form:

$$\tilde{F}_{\beta}(s) = q_{\beta n} \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_{\zeta}(s))^n (\tilde{F}_v(s))^{n-1} \tilde{F}_{\delta}(s) (1 - q_{\beta n})^{n-1},$$

where $\tilde{F}_{\zeta}(s)$, $\tilde{F}_v(s)$ and $\tilde{F}_{\delta}(s)$ are the Laplace-Stieltjes transforms of corresponding distribution functions. The expectation of time before the first failure of a network component due to power supply failure can be written down as follows

$$M\beta = M\zeta + M\delta + \frac{1 - q_{\beta n}}{q_{\beta n}} (M\zeta + Mv) \tag{15}$$

Using the formula for the sum of a geometric progression, we obtain:

$$\tilde{F}_{\beta}(s) = \frac{q_{\beta n} \tilde{F}_{\zeta}(s) \tilde{F}_{\delta}(s)}{1 - (1 - q_{\beta n}) \tilde{F}_{\zeta}(s) \tilde{F}_v(s)}. \tag{16}$$

Thus, it was possible to obtain the Laplace-Stieltjes transform of the distribution function of time before the first failure of a network component due to power supply failure. To use the ratio of the expectation of time before the first failure, it is necessary to calculate the probability of failure of a network component $q_{\beta n}$ in the regeneration cycle of the process of power supply system operation due to failure of the power supply system. Obviously, the failure condition for n -th cycle can be presented by $v \geq \delta$. Then we shall write down the following expression

$$q_{\nu t} = P(\nu \geq \delta) = \int_0^{\infty} P(\delta \leq t) dF_{\nu}(t) = \int_0^{\infty} F_{\delta}(t) dF_{\nu}(t) = MF_{\delta}(\nu).$$

The distribution function of time to failure of the first client can be determined by writing down the inverse transformation for (2) and (16) and by substituting the appropriate distribution function (13). The distribution function of time to the first accident of the port, we shall determine by writing down the inverse transformation for (5) and (16) and by substituting the corresponding distribution function in the ratio (13). The distribution function of time to the first accident of the server, we shall determine by writing down the inverse transformation for the ratio (9) and (16) and by substituting the corresponding distribution functions (13). The mean time to failure of the first client we shall determine from the ratios (3), (9) and (15), the mean time to failure of the port – from the ratios (5), (10) and (15), and the mean time to failure of the server – from the ratios (7), (10) and (15). Then, using the reliability function of the network, we shall write down the formulas for calculating the probability of a network failure based on probabilities of states of individual components.

7. The conclusion

Thus, the mathematical model of LAN's reliability of arbitrary structure with recoverable components has been developed. The expressions for calculating the probability of a network failure under the most general assumptions about the laws of distribution of random variables have been obtained. The ratios for the reliability determination of the probability of data loss in the LAN and the asymptotic ratios of the mean time to first failure of network components have been obtained also. Using these ratios, we can calculate the probability of finding a network with arbitrary topology in failure state due to multiple failures of components.

References

1. **Bogatyorev V.A.** The reliability and efficiency of the redundant computer networks // Information technologies. – 2006. – # 9.
2. **Pereguda A.I., Tverdohlebov P.E.** A mathematical model of reliability of LAN for client-server computational network architecture with an arbitrary structure // Information Technology. – 2007. – #1.
3. **Pereguda A.I., Timasheff D.A.** A mathematical model of reliability of the local area computation network // Information Technology. – 2008. – # 10. – p.7-15
4. **Ostrovsky E.I., Pereguda A.I.** The optimum cycle control with the recovery // Proceedings of the USSR Academy of Sciences – # 3. – S.198 – 201
5. **Pereguda A.I., Timasheff D.A.** Mathematical Model of the automated processing facility “to protect the system security” with recoverable components and periodic monitoring of the security // Trans. Nuclear Energy – 2007. – № 3 – p.101-109.
6. **Bayhelt F., Franken P.** Reliability and maintenance, the mathematical approach: Trans. from German. – M.: Radio and Communications, 1988. – 392 p.



Малеев Е.А., Чепурко В.А.

КОРНЕВАЯ ОЦЕНКА ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО НЕПОЛНЫМ ДАННЫМ

В статье предложены две модификации непараметрической корневой оценки плотности распределения в ситуации наличия неполных данных в виде группированных частот отказов. Первый (интегральный) метод связан с соответствующим изменением функции правдоподобия. Второй (resampling) метод восстановления отказов основан на итерационном восстановлении моментов отказов. Исследованы точности предложенных методов оценивания.

Ключевые слова: пси-функция, метод квадратного корня, функция правдоподобия, псевдоотказы.

Объем информации, поступающей на обработку с объектов атомных станций, как правило, ограничен. Приходится сталкиваться с информацией, в которой наряду с наработками отказавших объектов присутствуют наработки объектов, продолжающих работать, но наблюдения за функционированием которых были по различным причинам приостановлены. Кроме этого, часто приходится иметь дело с группированной информацией об отказах, в которой потеряна информация о наработках отказавших объектов, а известна лишь частота их появления. Информацию подобной неопределенности называют цензурированной.

Как известно, методы анализа статистической информации делятся на параметрические и непараметрические. Для анализа данных об отказах, поступающих с объектов атомных станций, рациональнее использовать непараметрические методы, не требующие, чтобы распределение вероятностей было описано каким-либо параметрическим законом распределения. [1]

Наиболее общей характеристикой, описывающей поведение одномерной случайной величины, является ее плотность распределения $f(t)$. Задача оценки плотности распределения наблюдаемой случайной величины по конечному числу ее реализаций при наличии неопределенностей является одной из ключевых задач статистического анализа, что и определяет актуальность настоящей статьи.

Известно множество методов оценивания плотности распределения полных и цензурированных данных: гистограммные, проекционные, ядерные, корневые оценки. Все методы имеют как достоинства, так и недостатки.

Метод гистограмм прост в реализации, однако не слишком нагляден, и гистограмма, построенная по малым выборкам, не позволяет сделать правильных выводов. Недостатком проекционной оценки является то, что на краях рассматриваемого интервала она может принимать отрицательные

значения, тогда как плотность по определению неотрицательна. Качество ядерной оценки сильно зависит от выбора «ядра».

Корневая оценка представляет собой квадрат разлагаемой по ортонормированному базису функции и заведомо задает плотность. Оценка хорошо изучена для полных данных. В статье рассматривается корневая оценка для данных, имеющих неопределенность в моменте реализации исследуемого признака, т.е. для цензурированных данных.

В статье корневой метод оценки плотности условно разделен на два метода: интегральный и итеративный.

Интегральный метод корневого оценивания – классический метод корневой оценки, где искомая плотность распределения $f_{\xi}(x)$ находится, как квадрат так называемой пси-функции:

$$f_{\xi}(x) = |\psi(x)|^2. \quad (1)$$

Пусть

$$\psi(x) = \sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(x),$$

где $\{\varphi_i(x)\}$ – ортонормированная система, $\{c_i\}$ – коэффициенты разложения, подлежащие оценке [2, 3].

В дальнейшем предполагается, что функции $\varphi_i(x)$, $\psi(x)$ и коэффициенты c_i действительны. Из условия нормировки $\int f_{\xi}(x) dx = 1$ следует равенство

$$\sum_{i,j=1}^m c_i c_j \int \varphi_i(x) \varphi_j(x) dx = \sum_{i=1}^m c_i^2 = 1. \quad (2)$$

Следовательно, необходимо оценить $m-1$ независимых коэффициентов. Для их оценки используется метод максимального правдоподобия.

Если выборка повторная – $\bar{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_p)$, то функция правдоподобия (ФП) имеет вид:

$$L_n(\bar{c}) = \prod_{k=1}^p \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \prod_{k=1}^p \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(\xi_k) \right)^2. \quad (3)$$

Логарифмическая функция правдоподобия (ЛФП):

$$l_n(\bar{c}) = \ln L_n(\bar{c}) = \sum_{k=1}^p \ln \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \ln \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(\xi_k) \right)^2 = \sum_{k=1}^p \ln \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j \varphi_i(\xi_k) \varphi_j(\xi_k).$$

Ее частные производные:

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_n(\bar{c})}{\partial c_i} &= \sum_{k=1}^p \frac{\partial}{\partial c_i} \ln \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \frac{1}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} \frac{\partial}{\partial c_i} \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \frac{1}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} \frac{\partial}{\partial c_i} \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)^2 = \\ &= \sum_{k=1}^p \frac{2\varphi_i(\xi_k) \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} c_j. \end{aligned}$$

Возникает оптимизационная задача

$$L_n(\bar{c}) = \prod_{i=k}^p \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \prod_{i=k}^p \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)^2 \rightarrow \max_{\bar{c}}$$

с ограничением типа равенства: $\sum_{i=1}^m c_i^2 = 1$. Коэффициенты c_i подбираются таким образом, чтобы ФП была максимальна, при этом их сумма квадратов равна 1.

Для нахождения максимального значения логарифмической функции правдоподобия $l_n(\bar{c})$ с учетом ограничения (2) формируется функция Лагранжа:

$$L(\bar{c}) = l_n(\bar{c}) + \lambda \left(1 - \sum_{i=1}^m c_i^2 \right).$$

Производная функции Лагранжа приравняется к нулю:

$$\frac{\partial}{\partial c_i} L(\bar{c}) = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} c_j - 2\lambda c_i = 0. \quad (4)$$

Умножая обе части (4) на c_i и суммируя по i получим $\lambda = p$. Подставим это в (4):

$$c_i = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \varphi_i(\xi_k) \frac{\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \varphi_i(\xi_k) \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)^{-1}.$$

Далее для нахождения коэффициентов используются итерационные численные методы.

В случае если имеются цензурированные данные, в качестве интервалов для построения оценки выступают элементы массива интервалов $LR = [(l_1, r_1); (l_2, r_2); \dots; (l_s, r_s)]$. Величина скачка эмпирической функции распределения в начале каждого интервала пропорциональна количеству элементов выборки (случайному числу отказов), попавших на данный интервал $\vec{v} = (v_1, v_2, \dots, v_s)$.

Функция правдоподобия (3) для такого рода данных примет вид:

$$L_n(\vec{c}) = \prod_{k=1}^p \hat{f}_\xi(\xi_k) \times \prod_{m=1}^s (\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))^{v_m},$$

т.е. к функции правдоподобия полных данных добавится сомножитель $\prod_{m=1}^s (\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))^{v_m}$, отвечающий за цензурированные данные.

Частные производные логарифмической функции правдоподобия будут равны следующим суммам:

$$\frac{\partial l_n(\vec{c})}{\partial c_i} = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_\xi(\xi_k)} c_j + \sum_{m=1}^s v_m \frac{\partial \ln(\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i}.$$

Рассмотрим отдельно

$$\frac{\partial \ln(\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i}. \tag{5}$$

Если оценка плотности распределения

$$\hat{f}_\xi(x) = \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(x) \right)^2, \tag{6}$$

то целесообразно взять в качестве оценки функции распределения интеграл:

$$\hat{F}_\xi(x) = \int_{-\infty}^x \hat{f}_\xi(u) du. \tag{7}$$

В дальнейших выкладках предположим, что плотность распределения имеет носитель-отрезок $[0, 1]$. Для плотностей с другим носителем распределения можно сделать необходимое линейное преобразование случайной величины, отображающее множество значений случайной величины в отрезок $[0, 1]$ или использовать иные ортонормированные базисы.

Как известно, $\varphi_k(x) = \sqrt{2} \sin(k\pi x)$, $k = 1, 2, \dots$ – ортонормированный базис Фурье на отрезке $[0, 1]$. Найдем функцию распределения (7), используя разложение (6).

$$\begin{aligned} \hat{F}_\xi(x) &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j \int_0^x \varphi_i(u) \varphi_j(u) du = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j 2 \int_0^x \sin(i\pi u) \sin(j\pi u) du = \\ &= x - \frac{1}{2\sqrt{2}\pi} \left[\sum_{i=1}^m c_i^2 \frac{\varphi_{2i}(x)}{i} + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1, j \neq i}^m c_i c_j \left(\frac{\varphi_{i+j}(x)}{i+j} - \frac{\varphi_{i-j}(x)}{i-j} \right) \right]. \end{aligned}$$

Частные производные функции распределения равны:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \widehat{F}_\xi(x)}{\partial c_i} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[2 \sum_{j=1, j \neq i}^m c_j \left(\frac{\varphi_{i-j}(x)}{i-j} - \frac{\varphi_{i+j}(x)}{i+j} \right) - \frac{c_i \varphi_{2i}(x)}{i} \right] = \\ &= \frac{\sqrt{2}}{\pi} \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j \varphi_{i-j}(x)}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j \varphi_{i+j}(x)}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

После подстановки полученных результатов (частных производных) в выражение (5) получим следующие уравнения:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i} &= \frac{\sqrt{2}}{\pi(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \right. \\ &\quad \left. - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Тогда } \frac{\partial l_n(\vec{c})}{\partial c_i} &= 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi(\xi_k)} c_j + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2} v_m}{\pi(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \times \\ &\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

Необходимое условие экстремума, как и для полных данных, сводится к условиям равенства нулю частных производных функции Лагранжа:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial c_i} L(\vec{c}) &= 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi(\xi_k)} c_j - 2\lambda c_i + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2} v_m}{\pi(\widehat{F}_\xi(l_m) - \widehat{F}_\xi(r_m))} \times \\ &\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] = 0. \end{aligned} \quad (8)$$

Умножим обе части (8) на c_i , просуммируем по i , получим уравнения для λ :

$$2(p-\lambda) + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2}v_m}{\pi(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \times \sum_{i=1}^m c_i \times$$

$$\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] = 0.$$

Решаем:

$$\lambda = p + \sum_{m=1}^s \frac{v_m}{\pi\sqrt{2}(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \times \sum_{i=1}^m c_i \times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right].$$

Итерационный процесс для нахождения коэффициентов разложения:

$$c_i^{l+1} = \alpha c_i^l + \frac{1-\alpha}{2\lambda} \left\{ 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi^l(\xi_k)} c_j^l + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2}v_m}{\pi(\widehat{F}_\xi^l(r_m) - \widehat{F}_\xi^l(l_m))} \times \right.$$

$$\times \left. \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] \right\}.$$

Теперь приведем формулы для корневой оценки на произвольном отрезке локализации. В произвольном случае (случайная величина распределена на отрезке $[a, b]$) базис будет иметь вид:

$$\varphi_k(x) = \sqrt{\frac{2}{b-a}} \sin\left(k\pi \frac{x-a}{b-a}\right).$$

В качестве $[a, b]$ могут быть взяты первая и последняя порядковые статистики, т.е. наименьшее и наибольшее значение.

Итерационный процесс для нахождения коэффициентов разложения в этом случае приведет к следующей схеме:

$$c_i^{l+1} = \alpha c_i^l + \frac{1-\alpha}{2\lambda} \left\{ 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi^l(\xi_k)} c_j^l + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2(b-a)}v_m}{\pi(\widehat{F}_\xi^l(r_m) - \widehat{F}_\xi^l(l_m))} \times \right.$$

$$\times \left. \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] \right\}.$$

Следующая модификация метода корневого оценивания по цензурированным данным основана на методе восстановления псевдоотказов. В западной литературе эта процедура носит название Resampling-method. Принцип моделирования псевдонаблюдений опирается на известное свойство монотонной функции распределения – случайная величина $F_{\xi}(\xi)$ является равномерно распределенной на отрезке $[0; 1]$. Для каждого источника с цензурированными данными производится поиск значения функции распределения в точках границ интервалов цензурирования, затем в каждом из построенных интервалов функций моделируется некоторое число точек, равное числу отказов на данном интервале. С помощью интерполяции производится обратное отображение смоделированных «псевдоотказов» на ось наработок (рис. 1). [4]

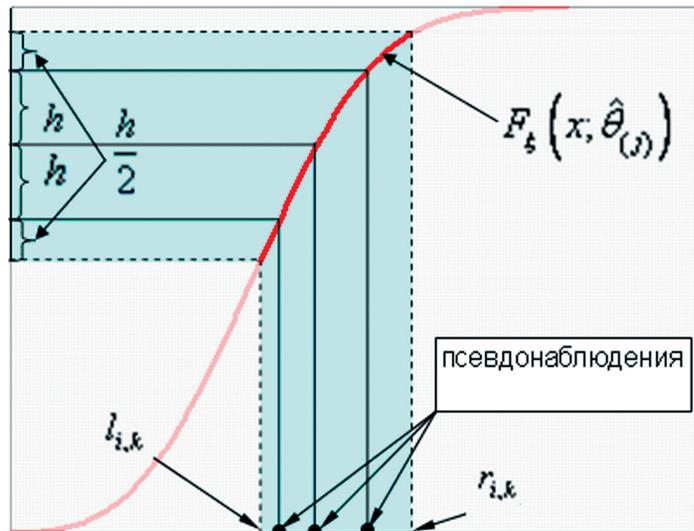


Рис. 1. Моделирование псевдонаблюдений на участке неопределенности

На следующем шаге восстановленные отказы от каждого источника с группированной информацией собираются в один массив, далее с ними работаем, как с полными данными, по ним строится корневая (интегральная) оценка по формуле (1). Новая функция распределения находится как интеграл от этой оценки, по новой функции опять восстанавливаются отказы, и так до тех пор, пока итерационный процесс не сойдется.

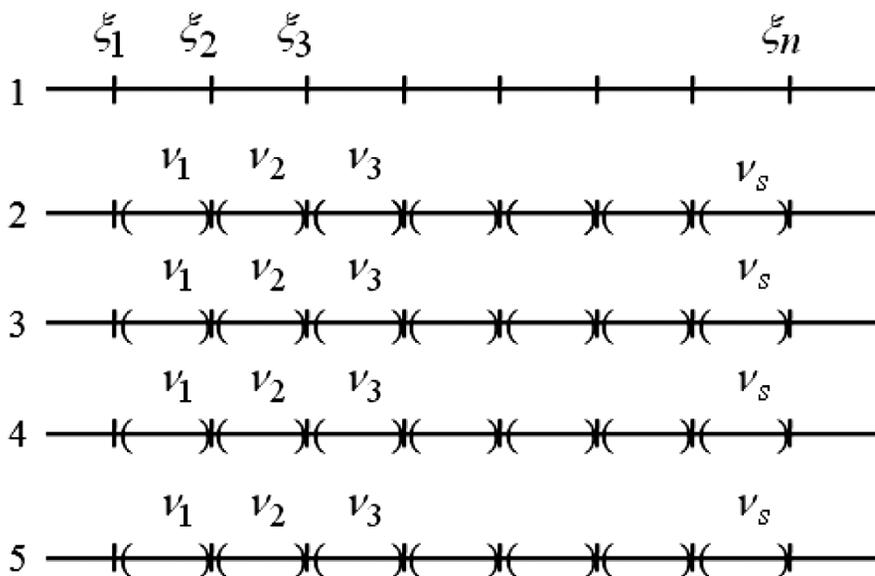


Рис. 2. Моделирование цензурированных данных

Отказы восстанавливались по функции F_{cp} , представляющей собой среднее значение эмпирических функций распределения источников с цензурированными данными и функции F_{np} , взятой как интеграл от корневой оценки плотности полных данных.

Анализ оценок. Оценки плотности распределения исследовались на примере закона распределения Вейбулла с параметром формы $\alpha = 2$ и параметром масштаба $\lambda = 2$. Моделирование случайных величин производилось с помощью метода обратных функций. К полученным выборкам применялась корневая оценка плотности распределения, для проверки соответствия оценки истинной плотности. Исследования проводились для пяти источников информации: одного с полной информацией и четырех с цензурированными данными. Схема моделирования цензурирования изображена на рис. 2.

Принятое число наблюдений n для каждого источника – 100. Длина интервала цензурирования по умолчанию – 0,1.

Корневые оценки цензурированной информации интегральным методом изображены на рис. 3. Графики представлены для числа гармоник m , равного 2, 4 и 6.

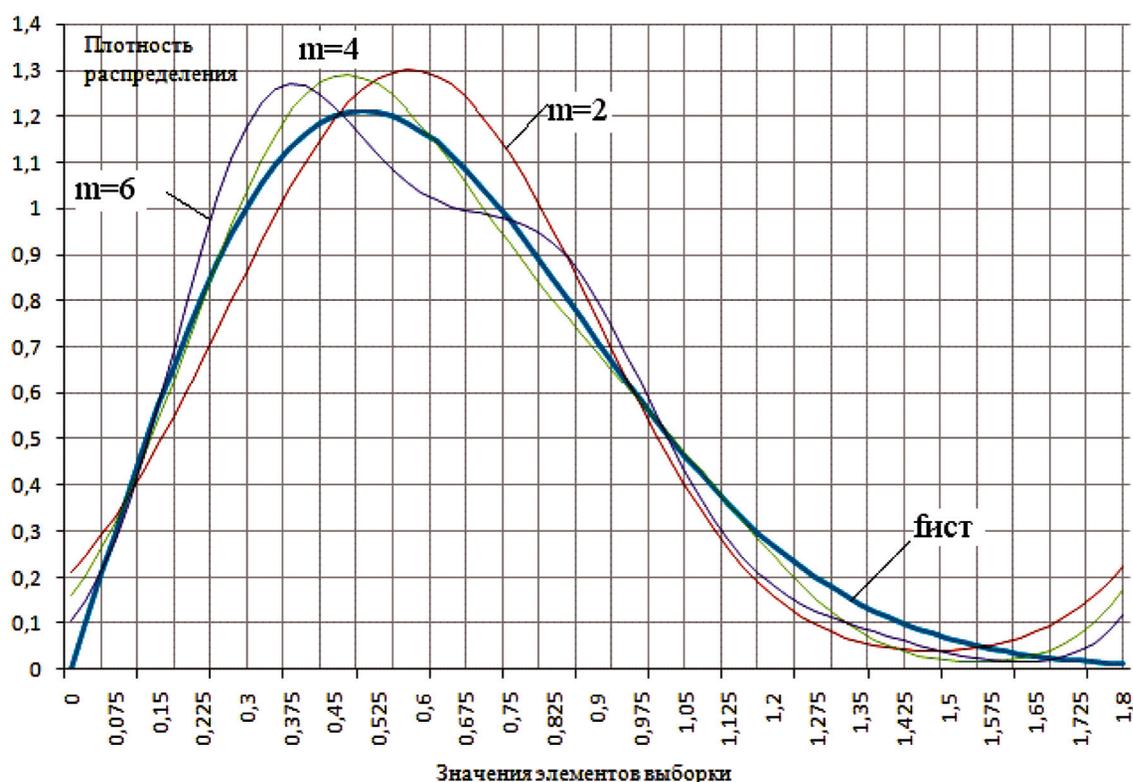


Рис. 3. Корневая оценка плотности распределения цензурированных данных для разного числа гармоник

Качество оценивания зависит от числа гармоник и от длины интервала группирования данных. В ходе исследования выяснилось, что чем меньше интервал группирования, тем точнее оценка.

Графики суммарной ошибки оценивания для разного числа гармоник представлены на рис. 4.

Существует число гармоник, при котором достигается оптимальная оценка плотности. В данном случае $m = 4$ – оптимальное число гармоник.

Корневая оценка плотности методом восстановления отказов изображена на рис. 5, число гармоник $m = 3$.

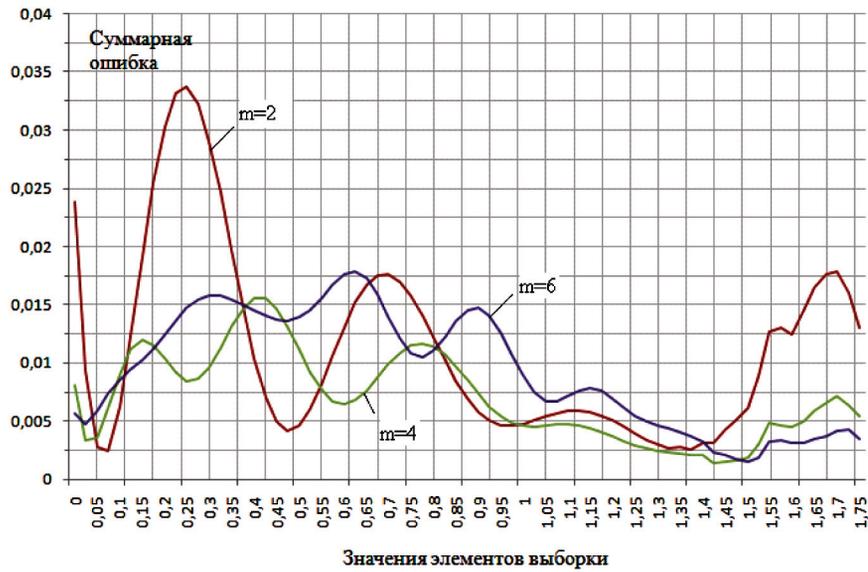


Рис. 4. Суммарная ошибка корневой оценки плотности распределения цензурированных данных для разного числа гармоник

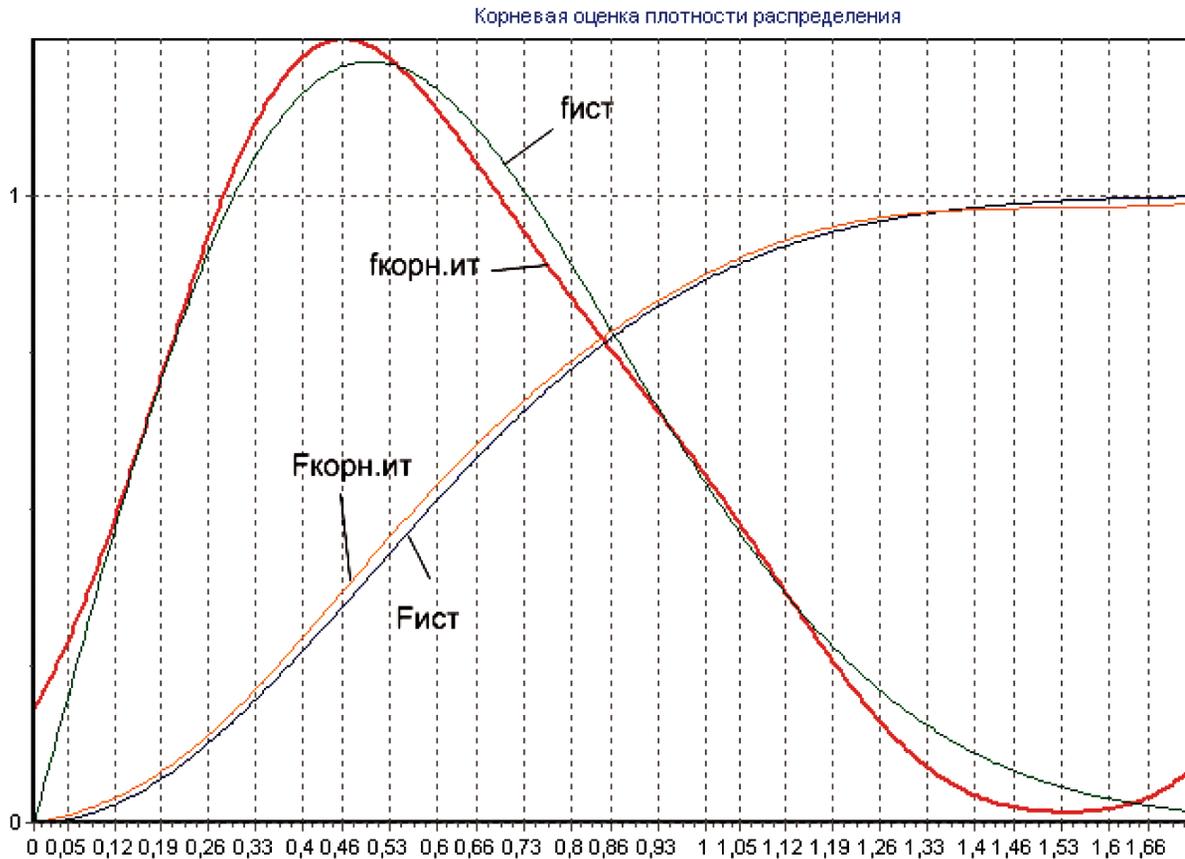


Рис. 5. Корневая оценка плотности методом псевдоотказов, с учетом эмпирических функций распределения цензурированной информации

На рисунке $f_{ист}$ и $F_{ист}$ – истинные значения плотности и функции распределения, $f_{корн.ит}$ и $F_{корн.ит}$ – их оценки методом восстановления отказов.

Длина интервала цензурирования сильно влияет на качество оценки. Оценка тем точнее, чем меньше длина интервала цензурирования.

Качество оценивания итеративным методом уступает качеству интегрального метода, однако

его несомненное преимущество состоит в том, что фактически он работает с полными данными, нет необходимости в применении сложных формул. Метод итеративного восстановления отказов более прост и удобен в применении.

Литература

1. **Антонов А.В., Чепурко В.А.** Построение непараметрической плотности распределения на основании цензурированной информации. Надежность. – М.: Издательский дом «Технология», 2005, №2. – с.3.
2. **Богданов Ю.И.** Основная задача статистического анализа данных: корневой подход. – М.: МИЭТ, 2002. – 96с.: ил.
3. **Крянев А.В., Лукин Г.В.** Математические методы обработки неопределенных данных. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2003. – 216 с.
4. **Ершов А.Н., Чепурко В.А.** Итерационная оценка параметров закона распределения случайной величины при наличии цензурированных данных. Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем: сборник научных трудов № 18 каф. АСУ.– Обнинск: ИАТЭ, 2009.– с.14–22.



Maleev E.A., Chepurko V.A.

ROOT ESTIMATION OF DENSITY FUNCTION USING INCOMPLETE DATA

The paper offers two modifications of the nonparametric root estimation of a density function in case of incomplete data in the form of grouped frequencies of failures. The first (integrated) method is connected with respective alteration of a likelihood function. The second (resampling) method of the restoration of failures is based on the iterative restoration of failure time points. The accuracy of the offered estimation methods has been investigated.

Keywords: *psi-function, square-root method, likelihood function, pseudo-failures.*

The volume of information coming into processing from the facilities of nuclear power stations, as a rule, is limited. One is forced to face information which, alongside with the operating time of failed objects, contains the operating time of objects still working, but supervision over which functioning for the various reasons have been suspended. Besides it is often necessary to deal with the grouped information on failures in which operating time' information of failure objects is lost, and frequency of their occurrence is only known. The information of similar uncertainty is named as censored one.

As is generally known, methods of statistical information analysis are divided into parametric and nonparametric ones. For the analysis of failure data incoming from objects of nuclear power stations, it is more rational to use nonparametric methods which do not require describing a probability distribution by any parametrical law of distribution [1].

The most general characteristic describing the behavior of a one-dimensional random variable is its density function $f(t)$. The problem of estimating the density function of an observable random variable according to the finite number of its realizations at presence of uncertainty is one of the main problems in the statistical analysis, and that identifies the urgency of the present paper.

We know a variety of methods for estimating the density function of full and censored data: histogrammic, projective, nuclear, root estimations. All the methods have both advantages and disadvantages.

The method of histograms is simple in realization; however it is not too visual, and the histogram constructed using small samples, does not allow making correct conclusions. Lack of a projective estimation is in that at boundaries of ca considered interval it can take negative values whereas the density is non-negative by definition. The quality of core estimation strongly depends on the choice of "kernel".

The root estimation represents a square of function expanded on the orthonormal basis and obviously specifies density. The estimation is well studied for full data. This paper considers the root estimation

for data having uncertainty in the time point of realization of the investigated attribute, i.e. for censored data.

For convenience, in the paper the root method of density estimation is divided into two methods: integrated and iterative one.

The *integrated method of root estimation* is a classical method of root estimation where the required density function $f_{\xi}(x)$ is found as a square of so called psi-function:

$$f_{\xi}(x) = |\psi(x)|^2. \quad (1)$$

Let

$$\psi(x) = \sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(x),$$

where $\{\varphi_i(x)\}$ is an orthonormal system, $\{c_i\}$ are expansion coefficients to be estimated [2, 3]. In what follows it is assumed that the functions $\varphi_i(x)$, $\psi(x)$ and the coefficients c_i are real. The normalization condition $\int f_{\xi}(x) dx = 1$ causes the equality

$$\sum_{i,j=1}^m c_i c_j \int \varphi_i(x) \varphi_j(x) dx = \sum_{i=1}^m c_i^2 = 1. \quad (2)$$

Consequently, it is necessary to evaluate the $m-1$ of independent coefficients. For the evaluation the maximum likelihood method is used. If the sampling is repeated $\bar{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_p)$, then the likelihood function (LF) has the following form:

$$L_n(\bar{c}) = \prod_{k=1}^p \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \prod_{k=1}^p \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(\xi_k) \right)^2. \quad (3)$$

Log-likelihood function (LLF):

$$\begin{aligned} l_n(\bar{c}) &= \ln L_n(\bar{c}) = \sum_{k=1}^p \ln \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \ln \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(\xi_k) \right)^2 = \\ &= \sum_{k=1}^p \ln \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j \varphi_i(\xi_k) \varphi_j(\xi_k). \end{aligned}$$

Its partial derivatives:

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_n(\bar{c})}{\partial c_i} &= \sum_{k=1}^p \frac{\partial}{\partial c_i} \ln \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \frac{1}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} \frac{\partial}{\partial c_i} \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \sum_{k=1}^p \frac{1}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} \frac{\partial}{\partial c_i} \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)^2 = \\ &= \sum_{k=1}^p \frac{2 \varphi_i(\xi_k) \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} c_j. \end{aligned}$$

Optimization problem arises:

$$L_n(\vec{c}) = \prod_{i=k}^p \hat{f}_{\xi}(\xi_k) = \prod_{i=k}^p \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(\xi_k) \right)^2 \rightarrow \max_{\vec{c}}$$

with contingency type of equality: $\sum_{i=1}^m c_i^2 = 1$. Factors c_i are selected in such a way that LF was maximal, and their sum of squares is equal to 1.

For finding the maximal value of log-likelihood function $l_n(\vec{c})$ in view of the contingency (2) Lagrange's function is formed:

$$L(\vec{c}) = l_n(\vec{c}) + \lambda \left(1 - \sum_{i=1}^m c_i^2 \right).$$

The derivative of Lagrange's function is equated to zero:

$$\frac{\partial}{\partial c_i} L(\vec{c}) = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} c_j - 2\lambda c_i = 0. \quad (4)$$

Multiplying both parts (4) by c_i and summarizing as to i , we shall obtain $\lambda = p$. Then we substitute it in (4):

$$c_i = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \varphi_i(\xi_k) \frac{\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}(\xi_k)} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \varphi_i(\xi_k) \left(\sum_{j=1}^m c_j \varphi_j(\xi_k) \right)^{-1}.$$

Then for finding factors iterative numerical methods are used.

In case there are censored data, array elements of intervals $\vec{LR} = [(l_1, r_1); (l_2, r_2); \dots; (l_s, r_s)]$ act as intervals for estimation description. The size of discontinuity of empirical density function in the beginning of each interval is proportional to the number of sample units (a random number of failures), got in the given interval $\vec{v} = (v_1, v_2, \dots, v_s)$.

Likelihood function (3) for such data will take the following form:

$$L_n(\vec{c}) = \prod_{k=1}^p \hat{f}_{\xi}(\xi_k) \times \prod_{m=1}^s \left(\hat{F}_{\xi}(r_m) - \hat{F}_{\xi}(l_m) \right)^{v_m},$$

that is, factor $\prod_{m=1}^s \left(\hat{F}_{\xi}(r_m) - \hat{F}_{\xi}(l_m) \right)^{v_m}$ will be added to the likelihood function of full data which is responsible for censored data.

Partial derivatives of log-likelihood function will be equal to the following sums:

$$\frac{\partial l_n(\bar{c})}{\partial c_i} = 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_\xi(\xi_k)} c_j + \sum_{m=1}^s v_m \frac{\partial \ln(\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i}.$$

Let us consider individually

$$\frac{\partial \ln(\hat{F}_\xi(r_m) - \hat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i}. \quad (5)$$

If the estimation of density function

$$\hat{f}_\xi(x) = \left(\sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(x) \right)^2, \quad (6)$$

then it is expedient to take integral as density function estimation:

$$\hat{F}_\xi(x) = \int_{-\infty}^x \hat{f}_\xi(u) du. \quad (7)$$

In the further calculations we shall assume, that the density function has the bearer – the segment $[0,1]$. For density with other bearers of distribution it is possible to make the necessary linear transformation of a random variable mapping set of values of a random variable in the segment $[0,1]$, or it is possible to use other orthonormal bases.

$\varphi_k(x) = \sqrt{2} \sin(k\pi x)$, $k = 1, 2, \dots$ is known as Fourier orthonormal bases on the segment $[0,1]$.

We shall find density function (7), using expansion (6).

$$\begin{aligned} \hat{F}_\xi(x) &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j \int_0^x \varphi_i(u) \varphi_j(u) du = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_i c_j 2 \int_0^x \sin(i\pi u) \sin(j\pi u) du = \\ &= x - \frac{1}{2\sqrt{2}\pi} \left[\sum_{i=1}^m c_i^2 \frac{\varphi_{2i}(x)}{i} + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1, j \neq i}^m c_i c_j \left(\frac{\varphi_{i+j}(x)}{i+j} - \frac{\varphi_{i-j}(x)}{i-j} \right) \right]. \end{aligned}$$

Partial derivatives of density function are equal:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \widehat{F}_\xi(x)}{\partial c_i} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[2 \sum_{j=1, j \neq i}^m c_j \left(\frac{\varphi_{i-j}(x)}{i-j} - \frac{\varphi_{i+j}(x)}{i+j} \right) - \frac{c_i \varphi_{2i}(x)}{i} \right] = \\ &= \frac{\sqrt{2}}{\pi} \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j \varphi_{i-j}(x)}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j \varphi_{i+j}(x)}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

After substitution of the obtained results (partial derivatives) in expression (5) we shall get the following equations.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))}{\partial c_i} &= \frac{\sqrt{2}}{\pi(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \right. \\ &\quad \left. - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

Then

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_n(\bar{c})}{\partial c_i} &= 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi(\xi_k)} c_j + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2} \nu_m}{\pi(\widehat{F}_\xi(r_m) - \widehat{F}_\xi(l_m))} \times \\ &\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right]. \end{aligned}$$

The necessary condition of an extremum, like for full data, is reduced to conditions of equality to zero of partial derivatives of Lagrange's function:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial c_i} L(\bar{c}) &= 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi(\xi_k)} c_j - 2\lambda c_i + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2} \nu_m}{\pi(\widehat{F}_\xi(l_m) - \widehat{F}_\xi(r_m))} \times \\ &\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] = 0. \end{aligned} \quad (8)$$

Now we shall multiply both parts (8) on c_i , sum up on i , and finally obtain the equations for λ :

$$2(p-\lambda)+ \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2}v_m}{\pi (\widehat{F}_\xi(r_m)-\widehat{F}_\xi(l_m))} \times \sum_{i=1}^m c_i \times$$

$$\times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m)-\varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m)-\varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] = 0.$$

The obtained solution is the following:

$$\lambda = p + \sum_{m=1}^s \frac{v_m}{\pi \sqrt{2} (\widehat{F}_\xi(r_m)-\widehat{F}_\xi(l_m))} \times \sum_{i=1}^m c_i \times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j (\varphi_{i-j}(r_m)-\varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j (\varphi_{i+j}(r_m)-\varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right].$$

Iterative process for finding expansion factors:

$$c_i^{l+1} = \alpha c_i^l + \frac{1-\alpha}{2\lambda} \left\{ 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\widehat{f}_\xi^l(\xi_k)} c_j^l + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2}v_m}{\pi (\widehat{F}_\xi^l(r_m)-\widehat{F}_\xi^l(l_m))} \times \right.$$

$$\left. \times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i-j}(r_m)-\varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i+j}(r_m)-\varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] \right\}.$$

Now we shall bring formulas for root estimation on any segment of localization. In arbitrary case (the random variable is distributed on a segment $[a, b]$) the basis will have the following form

$$\varphi_k(x) = \sqrt{\frac{2}{b-a}} \sin\left(k\pi \frac{x-a}{b-a}\right).$$

The first and the last order statistics can be taken as $[a, b]$, i.e. the minimum and maximum value.

In this case the iterative process for finding expansion factors will lead to the following expression (scheme):

$$c_i^{l+1} = \alpha c_i^l + \frac{1-\alpha}{2\lambda} \left\{ 2 \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^m \frac{\varphi_j(\xi_k) \varphi_i(\xi_k)}{\hat{f}_{\xi}^l(\xi_k)} c_j^l + \sum_{m=1}^s \frac{\sqrt{2(b-a)} \mathcal{N}_m}{\pi (\hat{F}_{\xi}^l(r_m) - \hat{F}_{\xi}^l(l_m))} \times \right. \\ \left. \times \left[\sum_{j=1, j \neq i}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i-j}(r_m) - \varphi_{i-j}(l_m))}{i-j} - \sum_{j=1}^m \frac{c_j^l (\varphi_{i+j}(r_m) - \varphi_{i+j}(l_m))}{i+j} \right] \right\}$$

The next modification of the method for root estimation on censored data is based on a method of restoration of pseudo-failures. In the Western literature this procedure is named as Resampling-method. The principle of modeling of pseudo-observations is based on known property of monotonous function of distribution – the random variable $F_{\xi}(\xi)$ is evenly distributed in regular intervals distributed on the segment $[0; 1]$. Finding of the value of distribution function is carried out for each source with censored data in points of borders of censorship intervals, then in each of the described intervals of functions some number of points equal to the number of failures on the given interval is modeled. By means of interpolation an inverse mapping of simulated “pseudo-failures” is made onto the axis of operating time (Fig. 1) [4].

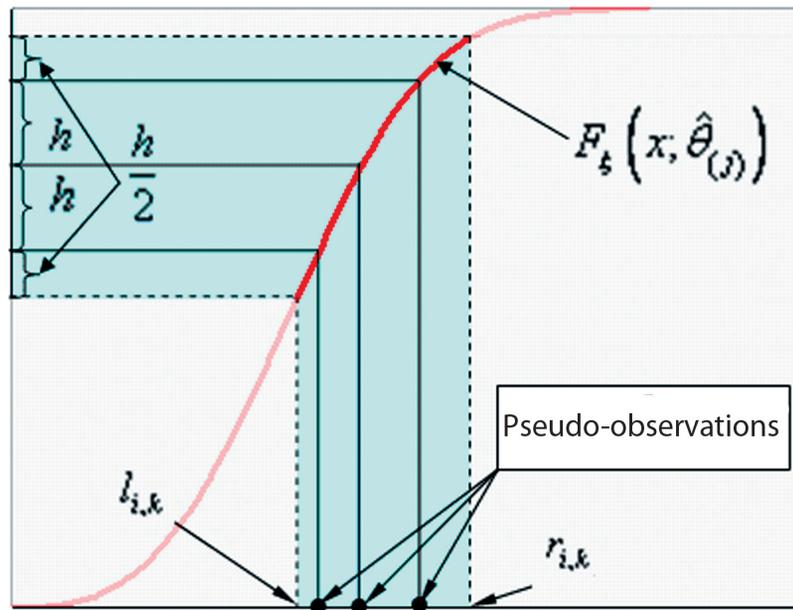


Fig. 1. Modeling of pseudo-observations on the segment of uncertainty

At the following step the restored failures of each source with the grouped information are collected in one array, and then collected data is processed similar to full data processing. They are used to describe the root (integrated) estimation under formula (1). The new distribution function is found out as the integral from this estimation. According to the new function, failures are restored again, and so on until iterative process will not converge.

Failures were restored according to the function F_{cp} representing the average value of empirical distribution functions of sources with censored data and function F_{np} , taken as integral of root estimation of full data density function.

Review of estimations. Estimations of density function were investigated using the example of Weibull's distribution law with parameter of the form $\alpha = 2$ and scale parameter $\lambda = 2$. Modeling of random variables was made by means of the method of inverse functions. Root estimation of density function was applied to the obtained samples, to check equivalence of estimation to the real density. Researches were carried out for five sources of information: one source with full information and four sources with censored data. Simulation scheme of censorship is shown in Fig. 2.

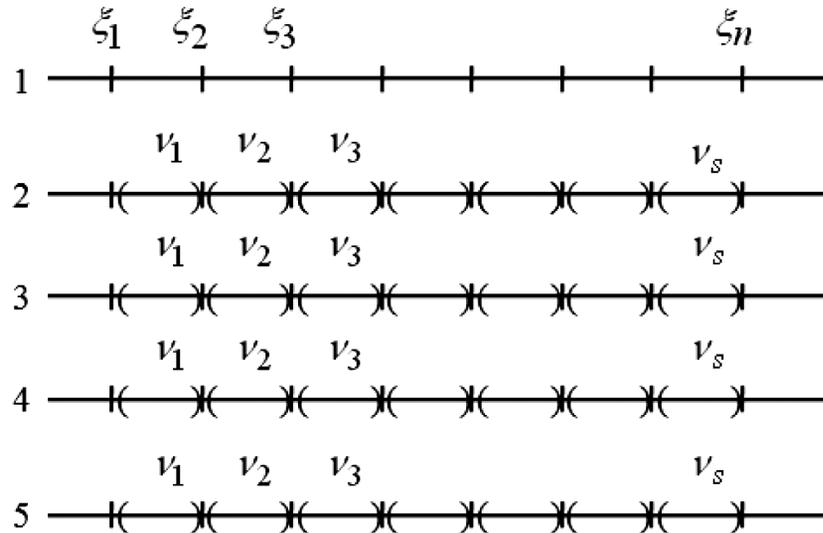


Fig. 2. Simulation of censored data

The accepted number of observations n for each source is 100. The length of censorship interval is set by default as 0,1.

Root estimations of censored information by an integrated method are shown in Fig. 3. Diagrams are presented for the number of harmonics m , equal to 2, 4 and 6.

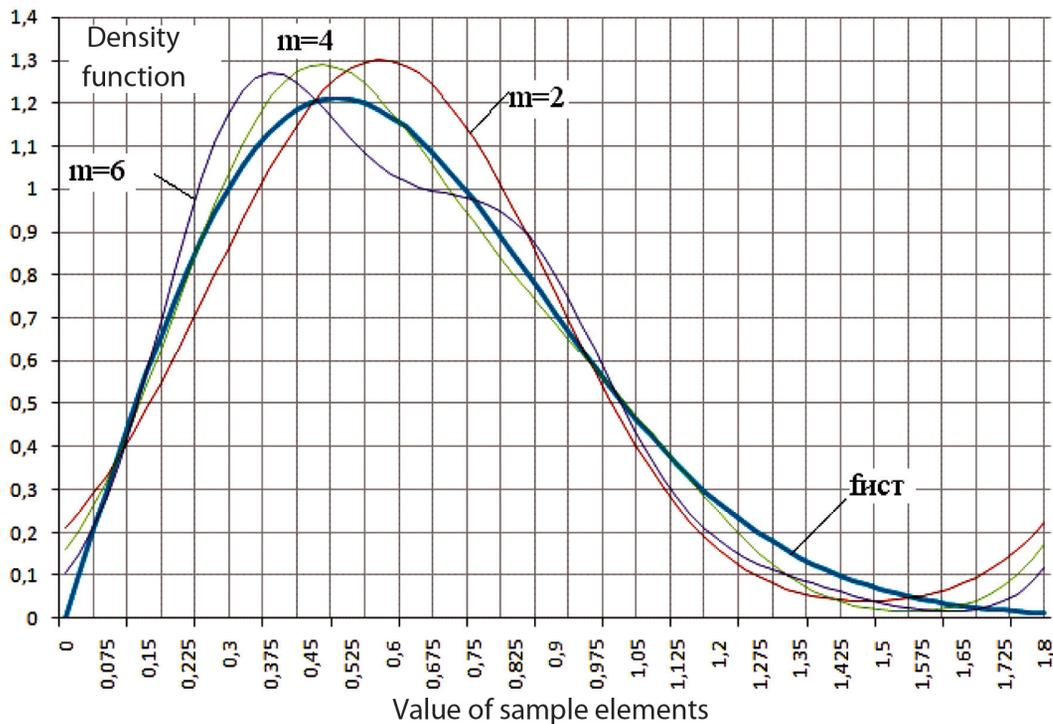


Fig. 3. Root estimation of density function of censored data for different numbers of harmonics

Estimation quality depends on the number of harmonics and the length of an interval of data grouping. During the study it was found out that the less the interval of grouping is, the more accurate is the estimation.

Diagrams of total error of estimation for different number of harmonics are shown in Fig. 4.

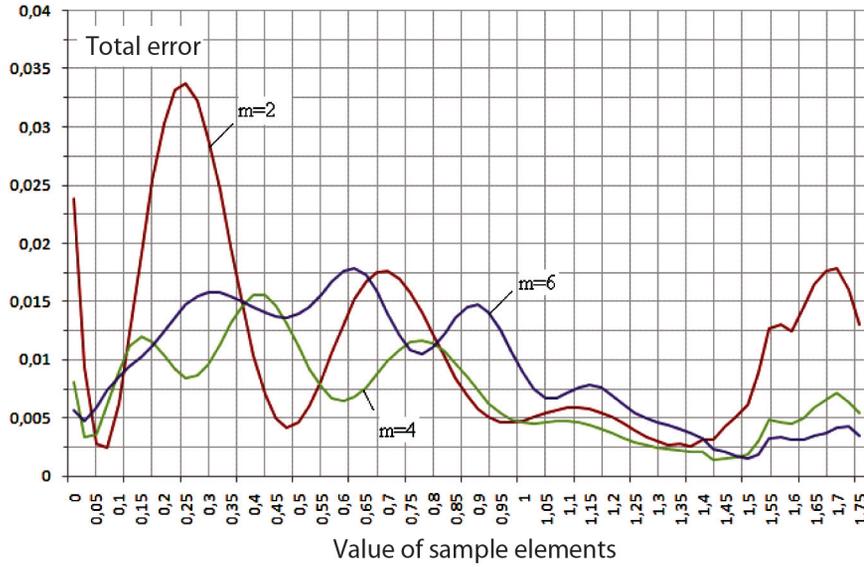


Fig. 4. Total error of root estimation of density function for censored data for different numbers of harmonics

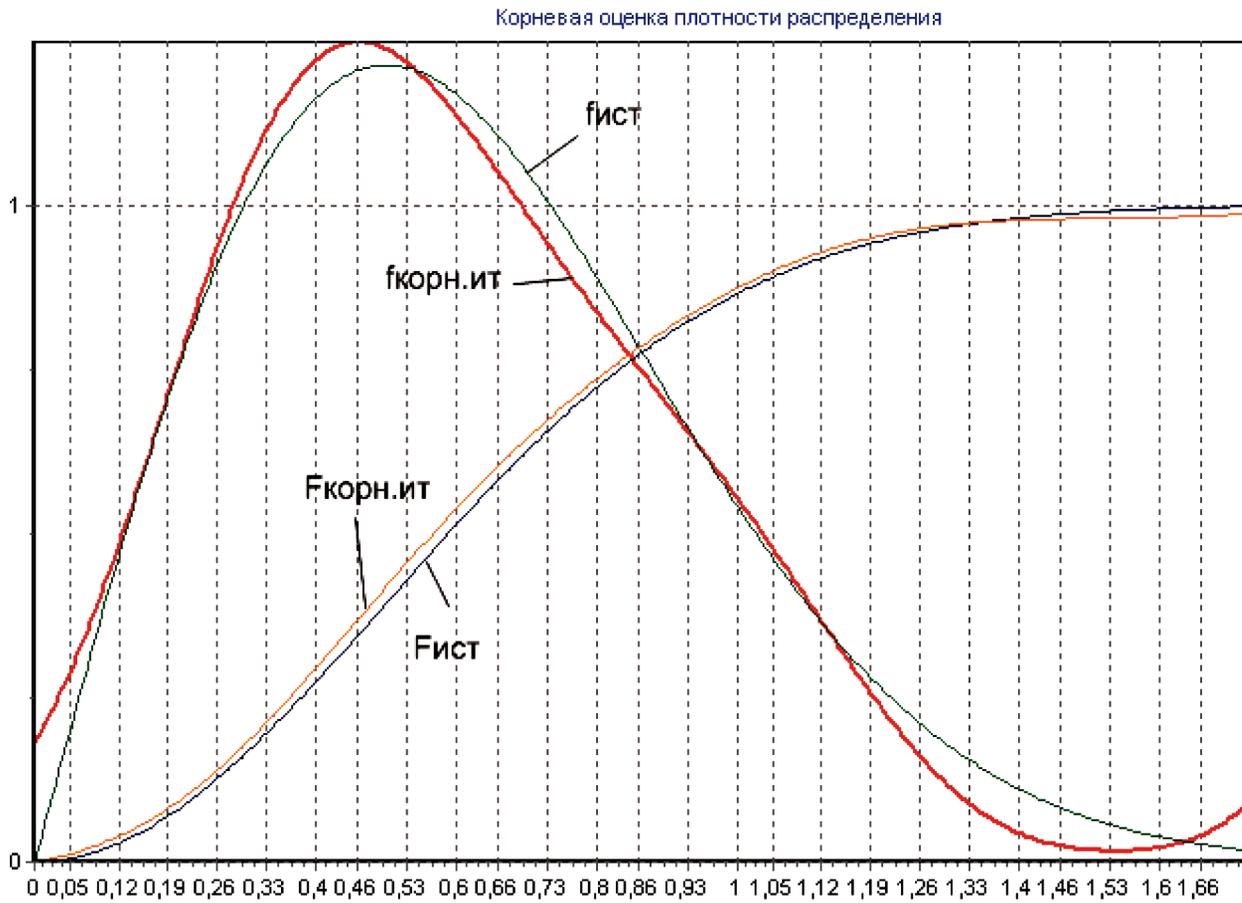


Fig. 5. Root estimation of density by the method of pseudo-refusals, with empirical functions of distribution of censored information taken into account

There is a number of harmonics at which the optimum estimation of density function is achieved. In our case $m = 4$ is the optimum number of harmonics.

The root estimation of density by a method of restoration of failures is presented in Fig. 5, the number of harmonics is $m = 3$.

In the figure f_{ucm} and F_{ucm} are the true values of density and the function of distribution, while $f_{корн. um}$ and $F_{корн. um}$ are their estimations by the method of restoration of failures.

The length of censoration interval strongly influences estimation quality. The less the length of censoration interval is, the more accurate is the estimation.

Estimation quality by iterative methods is inferior to the quality of the integrated method, however its doubtless advantage consists in the fact that actually it works with full data, and there is no necessity for application of complicated formulas. The method of iterative restoration of failures is more simple and convenient in application.

References

1. **Antonov A.V., Chepurko V.A.** Definition of nonparametric density function on the basis of censored data. Reliability. – M.: The Publishing house “Technology”, 2005, №2. – p.3.
2. **Bogdanov U.I.** The primary task of statistical analysis of data: the root approach. – M: MIET, 2002. – 96 p.
3. **Kryanev A.V., Lukin G.V.** Mathematical methods of uncertain data processing. – M.: PHYSMATH-LIT, 2003. – 216 p.
4. **Ershov A.N., Chepurko V.A.** Iterative estimation of parameters of the distribution law of a random variable at availability of censored data. Diagnostics and forecasting of complex systems' state: the collection of proceedings № 18 каф. Chair of Automatic Control Systems – Obninsk: Institute for Nuclear Power Engineering, 2009. p. 14-22.



Григорьев С.Н.

АНАЛИЗ НАДЁЖНОСТИ И ТЕХНОЛОГИЧНОСТИ КОНСТРУКЦИИ СВЧ-АТТЕНЮАТОРА

В статье приведен анализ надёжности и технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора, на примере серийно выпускаемых аттенюаторов, используемых в современных мощных ваттметрах, поглощающего типа.

Ключевые слова: СВЧ-аттенюатор, ваттметр, надёжность, безотказность, долговечность, ремонтпригодность, технологичность, трудоёмкость, материалоемкость, энергоёмкость, технологическая себестоимость.

Введение

В настоящее время в России сложилась ситуация, когда находящиеся в эксплуатации согласованные резисторные СВЧ-аттенюаторы повышенной мощности устарели, не соответствуют требованиям потребительского рынка и представителей заказчиков на продукцию двойного назначения, а серийное производство новых образцов весьма недешево или отсутствует. Стоит отметить, что приборы зарубежного производства имеют стоимость, недоступную для большинства отечественных потребителей. На этом фоне наиболее актуальной представляется задача создания принципиально нового прибора, не имеющего в своем составе дорогостоящих СВЧ-компонентов, обладающего достаточно широким спектром функциональных возможностей, пригодного для решения большого круга инженерных задач. И, что очень важно, спроектированный прибор должен быть максимально автоматизирован и иметь наименьшую вносимую погрешность измерений [1-4].

Конструкторско-технологическая реализация основных положений, предложенных в статье, необходима для создания широкомасштабной научной базы обоснования ряда технических новшеств по коренному обновлению и модернизации радиоизмерительных приборов СВЧ-диапазона — мощных ваттметров поглощаемой мощности типа «МЗ-106», в соответствии с нормами и стандартами, принятыми в мировой практике и теории современной метрологии (ISO 9001, ГОСТ Р ИСО 9001, ГОСТ РВ 15.002), а также возрастающим спросом на мировом рынке на более мощные, надёжные, современные радиоизмерительные приборы и СВЧ-технику [1-4].

Мощные ваттметры поглощающего типа «МЗ-106» являются разработками 1982 года, и действительно во времена бывшего СССР представляли собой перспективные СВЧ радиоизмерительные

приборы двойного назначения. В настоящий период указанные приборы относятся к устаревшим моделям, не удовлетворяющим современным требованиям метрологической науки в области СВЧ-измерительной техники, представляют образцы, нуждающиеся в экстренном переоборудовании и немедленной модернизации в сторону улучшения своих основных технических и эксплуатационных характеристик [1-4].

В серийно выпускаемых ваттметрах «МЗ-106» и «МЗ-108» основными элементами поглощения поступающей мощности являются СВЧ-аттенюаторы [1-4], обладающие достаточно высокими техническими характеристиками.

Рассмотрим основные технические критерии выбора модели проектируемого согласованного резисторного СВЧ-аттенюатора повышенной мощности рассеивания на примере конструкции, предназначенной для измерителей поглощаемой мощности типа «МЗ-106» и «МЗ-108»:

1. Сопротивление нагрузки — $R_n = 50 \text{ [Ом]}$ ($R_{вх} \approx R_{вых} \approx 50 \text{ [Ом]}$);
2. Предельная СВЧ-мощность рассеивания (поглощения) — $P_{\max \text{ СВЧ}} = 1,5 \text{ [кВт]}$ для ваттметра типа «МЗ-106» и $P_{\max \text{ СВЧ}} = 2 \text{ [кВт]}$ для ваттметра типа «МЗ-108»;
3. Номинальное значение ослабления — $\alpha_{\text{ном}} = 40 \text{ [дБ]}$;
4. Неравномерность АЧХ в диапазоне частот $50 \text{ [Гц]} \dots 1,2 \text{ [ГГц]}$ — $A_{\max} = \pm 1,2 \text{ [дБ]}$ для ваттметра типа «МЗ-106» и $50 \text{ [Гц]} \dots 2,0 \text{ [ГГц]}$ — $A_{\max} = \pm 0,5 \text{ [дБ]}$ для ваттметра типа «МЗ-108»;
5. Значение $KCB_{U_{вх}} \leq 1,15$ для ваттметра типа «МЗ-106» и $KCB_{U_{вх}} \leq 1,05$ для ваттметра типа «МЗ-108».

Среди выше приведённых оптимальных критериев наибольшую сложность для их реализации представляют значения предельной мощности рассеивания и неравномерность АЧХ в широком частотном диапазоне — начиная от 50 [Гц] и кончая $1,2 \dots 2,0 \text{ [ГГц]}$.

При разработке СВЧ-аттенюаторов повышенной мощности необходимо выполнение ряда взаимно противоречивых требований. В анализируемой конструкции требование обеспечения высокой предельной мощности сводится к увеличению габаритных размеров аттенюатора за счёт увеличения количества поглощающих резистивных элементов, выполняемых на стандартных диэлектрических подложках. Сопутствующее этому увеличение количества паяных соединений с применением медной (Cu) фольги приводит не только к сложностям обеспечения допустимых значений KCB_U и неравномерности АЧХ в заданном диапазоне частот, но и к снижению надёжности [5].

С точки зрения мощностных и тепловых характеристик СВЧ-аттенюатора [1-5], его конструкцию можно условно разделить на две составные части:

1. Входные тонкоплёночные резистивные структуры, выполненные в виде пакетов и соединённые последовательно, имеют суммарное сопротивление $R_{\Sigma} \approx 43,91 \text{ [Ом]}$. При входном и выходном сопротивлении аттенюатора $R_{вх} \approx R_{вых} \approx 50 \text{ [Ом]}$ на данных резистивных структурах будет рассеиваться основная часть подаваемой на вход мощности (приблизительно 80 %).

Выделяемая в исследуемых структурах тепловая энергия в виде джоулевых потерь отводится, в основном, за счёт механизма теплопроводности и теплопередачи через боковые грани пакетов к основанию корпуса, в котором выполнены сквозные диаметральные отверстия для принудительного воздушного охлаждения с использованием пары мощных вентиляторов. В конструкции СВЧ-аттенюатора обеспечено минимальное тепловое сопротивление между боковыми гранями резисторных плат и стенками волновода.

Интересно отметить, что сам корпус совмещён с теплоотводящим радиатором, выполненным из алюминиевого сплава В-95, в виде сквозных отверстий по бокам (в СВЧ-аттенюаторе ваттметра типа

«МЗ-106» – в виде стандартного профиля). Пакеты с резистивными тонкоплёночными структурами, соединённые в последовательную цепь, представляют собой центральную энергетическую жилу в виде полосковой линии подвешенного типа, закрепляемой посередине, внутри прямоугольного волновода, стенки которого и корпус радиатора смонтированы на “общий провод – землю”.

Необходимо признать, что в гораздо меньшей степени здесь присутствует рассеяние СВЧ-мощности в виде слабо выраженного многократного переизлучения тепловых волн ИК-диапазона (не более 5 %).

2. Выходная резистивная структура — конструкция делителя напряжения, на котором рассеивается до 19 % подаваемой мощности, выполнена на отдельных (поликоровых – 98% Al_2O_3) подложках, припаянных к основанию корпуса-радиатора аттенюатора. Плоскость крепления ориентирована по нормали к распространению СВЧ-волны, что способствует внесению минимального дополнительного рассогласования на оконечном участке аттенюатора. В то же время область крепления подложек несколько удалена от охлаждаемой вентиляторами области основания, вследствие чего их температурный режим более энергонагруженный и напряжённый.

С целью обеспечения заданной предельной мощности аттенюатора оконечная часть выполнена в виде двух симметрично сформированных резистивных структур, соединённых параллельно.

Анализ надёжности конструкции СВЧ-аттенюатора

Анализ рассмотренного СВЧ-аттенюатора для ваттметра «МЗ-106» показал, что его конструкция не является наилучшей по нижеприведённым в табл. 1 критериям надёжности по сравнению с предложенной конструкцией СВЧ-аттенюатора для ваттметра «МЗ-108», согласно работам [1-9].

Требования к надёжности конструкции СВЧ-аттенюатора следующие:

1. Упрощение конструкции и сокращение до \min числа резистивных плат без ухудшения выходных характеристик за счёт применения рациональных схемных решений.

2. Проверка надёжности конструкции путём анализа надёжности на всех этапах САПР.

3. Наиболее возможное расширение поля допусков на параметры СВЧ-резисторов.

4. Максимально возможное облегчение режимов работы СВЧ-плёночных резисторов за счёт снижения рабочих параметров по сравнению с номинально-рассчитанными.

5. Уменьшение $T_{\text{раб}}$ [°C] резистивных плат в СВЧ-аттенюаторе, предусмотрев для этого теплоотводы, соответствующую компоновку и хорошее воздушно-принудительное охлаждение (не исключена возможность принудительно-жидкостного или масляного).

6. Устранение вибраций с помощью хорошей амортизации.

7. Защита от ударов, влажности, коррозии, внешней радиации и электромагнитных полей.

8. Задание требований к надёжности комплектующих резисторных плат.

9. Уточнение условий испытаний и методики приработки выпускаемых СВЧ-аттенюаторов.

Таблица 1. Исходные данные расчёта основных критериев и показателей надёжности конструкции аттенюатора для ваттметров типа «МЗ-106» и «МЗ-108»

Порядковый № ранжированной последовательности $i = 1, s$	Частный (относительный) показатель	Тип ваттметра	Обозначение показателя, расчётная формула	Единица измерения		Весовой коэффициент (функция, нормирующая весовую значимость показателя) $\varphi_i = i/2^{i-1}$
				час	%	
1	Безотказности (Средняя – базовая наработка на отказ приборов)	МЗ-106	$\bar{N}_б$	≥ 15000	100	1,0
			\bar{N}_{Real}	≥ 12000	80	
		МЗ-108	$\bar{N}_б$	≥ 20000	100	
			\bar{N}_{Real}	≥ 18000	90	
	Усреднённый коэффициент безотказности приборов составляет	$0 < \bar{k}_N = \frac{\bar{N}}{\bar{N}_б} \leq 1,0$			100	
		МЗ-106	$\bar{k}_N \geq 0,8$		80	
		МЗ-108	$\bar{k}_N \geq 0,9$		90	
	Базовая вероятность отсутствия скрытых дефектов приборов за межповерочный интервал 24 месяца при среднем коэффициенте использования 0,1, определяется	$P_{T_{нов.б}} \langle k_{использования} \rangle = 0,1 \geq 0,95$			95	
		МЗ-106	$P_{T_{нов}} \geq 0,80$	24 мес. = 1 год	80	
		МЗ-108	$P_{T_{нов}} \geq 0,92$		92	
2	Долговечности (Базовый гамма-процентный ресурс приборов)	МЗ-106	$\Gamma_{ресурс.б} \gamma=95\%$	≥ 10000	100	1,0
			$\Gamma_{ресурс.}^{Real} \gamma=95\%$	≥ 8000	80	
		МЗ-108	$\Gamma_{ресурс.б} \gamma=95\%$	≥ 12000	100	
			$\Gamma_{ресурс.}^{Real} \gamma=95\%$	≥ 11000	90	
	Доверительная вероятность	$\gamma = 0,95$			95	
	Усреднённый коэффициент гамма-процентного ресурса приборов составляет	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} = \frac{\Gamma_{ресурс} \gamma=95\%}{\Gamma_{ресурс.б} \gamma=95\%} \leq 1,0$			100	
		МЗ-106	$\bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} \geq 0,8$		80	
		МЗ-108	$\bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} \geq 0,9$		90	

2	Базовый гамма-процентный срок службы приборов. Усреднённый коэффициент гамма-процентного срока службы приборов составляет	$0 < \Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%} \leq 25,$ $\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} = \frac{\Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%}}$		25 лет	100
		МЗ-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} \geq 0,48$	12 лет	48
		МЗ-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} \geq 0,80$	20 лет	80
	Гамма-процентный срок сохраняемости приборов	Норма, согласно ТУ	$\Gamma_{\text{сохр.отап.б}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 10 \text{ лет}$		100
			$\Gamma_{\text{сохр.неотап.б}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 5 \text{ лет}$		100
		МЗ-106	$\Gamma_{\text{сохр.отап.}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 8 \text{ лет}$		80
			$\Gamma_{\text{сохр.неотап.}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 3 \text{ лет}$		60
		МЗ-108	$\Gamma_{\text{сохр.отап.}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 9 \text{ лет}$		100
			$\Gamma_{\text{сохр.неотап.}} \Big _{\gamma=95\%} \geq 4 \text{ лет}$		90
	Усреднённый коэффициент сохраняемости приборов для неотпливаемых хранилищ	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.неотап}}} = \frac{\Gamma_{\text{сохр.неотап}} \Big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{сохр.неотап.б}} \Big _{\gamma=95\%}} \leq 1$			100
		МЗ-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.неотап}}} \geq 0,6$		60
		МЗ-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.неотап}}} \geq 0,8$		80
	Усреднённый коэффициент сохраняемости приборов для отапливаемых хранилищ составляет	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.отап}}} = \frac{\Gamma_{\text{сохр.отап}} \Big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{сохр.отап.б}} \Big _{\gamma=95\%}} \leq 1,0$			100
		МЗ-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.отап}}} \geq 0,8$		80
		МЗ-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{сохр.отап}}} \geq 0,9$		90
	Базовый гамма-процентный срок службы приборов. Усреднённый коэффициент гамма-процентного срока службы приборов составляет	$0 < \Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%} \leq 25,$ $\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} = \frac{\Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{служ.б}} \Big _{\gamma=95\%}}$		25 лет	100
		МЗ-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} \geq 0,48$	12 лет	48
		МЗ-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служ.б}}} \geq 0,80$	20 лет	80

1,0

2	Базовое среднее время восстановления работоспособного состояния приборов	$\bar{T}_{\text{восст.б}}$		$\leq 120 [\text{мин}]$ $= 2 [\text{час}]$	100	1,0
		M3-106	$\bar{T}_{\text{восст}}$	$\leq \begin{pmatrix} 150 \\ \dots 180 \end{pmatrix}$ [мин] = $\begin{pmatrix} 2,5 \dots \\ 3,0 \end{pmatrix}$ [час]	125... 150	
		M3-108	$\bar{T}_{\text{восст}}$	$\leq \begin{pmatrix} 90 \\ \dots 120 \end{pmatrix}$ [мин] = $\begin{pmatrix} 1,5 \dots \\ 2,0 \end{pmatrix}$ [час]	75... 100	
	Усреднённый коэффициент среднего времени восстановления работоспособного состояния приборов составляет	$0 < \bar{k}_{\bar{T}_{\text{восст}}} = \frac{\bar{T}_{\text{восст}}}{\bar{T}_{\text{восст.б}}} \leq 1,0$			100	
	M3-106	$\bar{k}_{\bar{T}_{\text{восст}}} \leq (1,25 \dots 1,50)$		125... 150		
	M3-108	$\bar{k}_{\bar{T}_{\text{восст}}} \leq (0,75 \dots 1,00)$		75... 100		
3	Ремонтопригодности (Базовый коэффициент взаимозамены стандартными изделиями или унифицированными узлами приборов)	M3-106	$K_{\text{вззам.б}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ $= 0,80 \dots 0,85$	80...85		
			$K_{\text{вззам}}^{\text{Real}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ $= 0,30 \dots 0,40$	30...40		
		M3-108	$K_{\text{вззам.б}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ $= 0,90 \dots 0,95$	90...95		
			$K_{\text{вззам}}^{\text{Real}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ $= 0,80 \dots 0,85$	80...85		
	Заранее известная степень качества и гарантии изделий или узлов	$\gamma_{\text{qualities\&guarantee}} = 0,95$			95	
	Усреднённый коэффициент взаимозамены стандартными изделиями или унифицированными узлами приборов	$0 < \langle k \rangle_{K_{\text{вззам}}} = \frac{K_{\text{вззам}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}}{K_{\text{вззам.б}} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}} \leq 1,0$			100	
		M3-106	$\langle k \rangle_{K_{\text{вззам}}} \approx 0,375 \dots 0,471$	37,5... 47,1		
		M3-108	$\langle k \rangle_{K_{\text{вззам}}} \approx 0,889 \dots 0,895$	88,9... 89,5		

Под технологичностью конструкции СВЧ-аттенюатора понимается количество комплектующих резисторных плат на основе теплоотводящих диэлектрических подложек, при котором возможен технологический процесс наиболее быстрого и экономичного освоения СВЧ-аттенюатора в серийном производстве, когда выпуск готовой продукции происходит с минимальными затратами, высокой степенью надёжности и эффективностью. При этом, оценивая степень технологичности конструкции с точки зрения её надёжности, необходимо исходить из уровня развития техники производства, степени модернизации и требуемого класса точности изготовления по погрешностям, заложенным в ТУ на само изделие и станочное оборудование, соответствия международному (ISO 9001) или общероссийскому типу качества и стандартов (РД4.4110.02-93 и ОСТ4.0018-95), уровня общей автоматизации и механизации наиболее трудоёмких операций при серийном производстве комплектующих резисторных плат, пакетов и секций в конструкции СВЧ-аттенюатора, активно используемых, например, в измерителях повышенной мощности рассеивания типа «МЗ-106» и «МЗ-108».

Основной задачей отработки конструкции на технологичность является повышение производительности труда при оптимальном снижении затрат труда, средств, материалов и времени на проектирование, подготовку производства, изготовление, техническое обслуживание и ремонт (ТОиР), обеспечение прочих заданных показателей качества изделия в принятых условиях его производства и эксплуатации [5-9].

Анализ технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора

Анализ рассмотренного СВЧ-аттенюатора для ваттметра «МЗ-106», с учётом его конструктивных особенностей на этапах производства, эксплуатации и ремонта, показал, что его конструкция не является наилучшей также и по нижеприведённым в табл. 2...4, критериям технологичности, по сравнению с предложенной конструкцией СВЧ-аттенюатора для ваттметра «МЗ-108», согласно работам [1-9].

При количественной оценке показателей технологичности конструкции 1 шт. изделия — СВЧ-аттенюатора (ТКИ) наиболее распространены и удобны для сравнительной оценки относительные показатели. При этом значения относительных частных показателей принимаются в пределах $0 < k_i \leq 1$, причём рост значения самого показателя k_i соответствует более высокой степени ТКИ.

Следует заметить, что частные показатели характеризуют только один признак (критерий) технологичности. В отличие от частных, комплексные показатели характеризуют не отдельные частные признаки технологичности, а определённую группу признаков (критериев) ТКИ.

Таблица 2. Анализ конструкции СВЧ-аттенюатора по критериям технологичности

№ п/п	Критерии технологичности приборов, изделий, узлов и т.п.	СВЧ-аттенюатор, %	
		МЗ-106	МЗ-108
1	Трудоёмкость — количество труда, затрачиваемого на 1 шт. изделия	100	70...75
2	Материалоёмкость — количество материальных ресурсов, необходимых для создания и использования 1 шт. изделия		74...80
3	Энергоёмкость — количество топливно-энергетических ресурсов, необходимых на 1 шт. изделия		82...85
4	Технологическая себестоимость — стоимость выражения ресурсоёмкости 1 шт. изделия		80...85

Метод определения комплексного показателя ТКИ СВЧ-аттенюатора как средневзвешенной (среднеарифметической) величины частных показателей с введением весовых коэффициентов наиболее прост, нагляден, удобен для механизации и компьютеризации расчётных работ, поэтому широко распространён в радиоэлектронной промышленности при серийном изготовлении измерителей повышенной поглощаемой мощности типа «МЗ-106» и «МЗ-108». При этом пределы комплексного показателя, как и для частных показателей, которые он обобщает ($0 < K_{TKИ} \leq 1$), одинаковы. Уровень ТКИ определяется как отношение достигнутого показателя технологичности $K_{TKИ}$ к значению базового или нормативного показателя K_{σ} , заданного в техническом задании (ТЗ), и должен удовлетворять следующему условию (1):

$$K_y = \frac{K_{TKИ}}{K_{\sigma}} \geq 1,02. \quad (1)$$

Порядок определения уровня технологичности K_y конструкции изделия — СВЧ-аттенюатора наглядно рассматривается в табл. 3 и 4, при задании жёстких условий $K_{\sigma} = 0,7$.

Таблица 3. Исходные данные расчёта показателей технологичности конструкции аттенюатора

№ п/п	Наименование параметра	Обозначение параметра	Значение параметра для ваттметра	
			МЗ-106	МЗ-108
1	Количество микросхем и микросборок в изделии	H_{mc}	0	0
2	Количество ЭРЭ, включая модули и микромодули	$H_{ЭРЭ}$	282	190
3	Количество операций монтажа, которые можно осуществить механизированным или автоматизированным способом	$H_{м.монт}$	1	6
4	Количество операций определённого типа	H_0	3	7
5	Количество навесных элементов, подготовка которых к монтажу может осуществляться механизированным или автоматизированным способом, включая элементы, не требующие подготовки (реле, разъёмы, патроны и т.п.)	$H_{м.подг}$	15	164
6	Количество типоразмеров печатных плат	$H_{т.п.п}$	2	2
7	Количество типоразмеров ЭРЭ	$H_{т.ЭРЭ}$	11	4
8	Общее количество печатных плат в изделии	$H_{п.п}$	109	59
9	Количество операций контроля и настройки, которые можно осуществить механизированным или автоматизированным способом	$H_{м.к.н}$	2	57
10	Количество типовых технологических процессов	$Q_{т.п}$	5	46
11	Общее количество технологических процессов	$Q_{п}$	60	50

Значения базовых комплексных показателей эксплуатационной технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора определяются из следующих условий:

Таблица 4. Состав дополнительных показателей технологичности конструкции аттенюатора для ваттметров типа «МЗ-106» и «МЗ-108»

Порядковый № ранжированной последовательности $i = \overline{1, s}$	Частный (относительный) показатель	Обозначение показателя, расчётная формула и величина для ваттметра		Весовой коэффициент (функция, нормирующая весовую значимость показателя) $\phi_i = \frac{i}{2^{i-1}}$
		МЗ-106	МЗ-108	
1	Коэффициент использования микросхем и микросборок	$k_{исп.мс} = \frac{H_{мс}}{H_{мс} - H_{ЭРЭ}}$		1,0
		0	0	
2	Коэффициент автоматизации и механизации монтажа	$k_{м.монт} = \frac{H_{м.монт}}{H_0}$		1,0
		1/3	6/7	
3	Коэффициент механизации и автоматизации подготовки навесных элементов и монтажа	$k_{м.подг} = \frac{H_{м.подг}}{H_{ЭРЭ}}$		0,75
		15/282	164/190	
4	Коэффициент автоматизации и механизации контроля и настройки	$k_{м.к.н} = \frac{H_{м.к.н}}{H_0}$		0,5
		2/3	57/7	
5	Коэффициент повторяемости микросхем и микросборок	$k_{повт.ЭРЭ} = 1 - \frac{H_{м.ЭРЭ}}{H_{ЭРЭ}}$		0,3125
		271/282	186/190	
6	Коэффициент повторяемости печатных плат	$k_{повт.п.п} = 1 - \frac{H_{м.п.п}}{H_{п.п}}$		0,1875
		107/109	57/59	
7	Коэффициент применения типовых технологических процессов	$k_{м.п} = \frac{Q_{м.п}}{Q_n}$		0,109375
		5/60	46/50	
Комплексный показатель технологичности конструкции изделия СВЧ-аттенюатора		$K_{ТКИ} = \frac{\sum_{i=1}^{s=7} (\phi_i \cdot k_i)}{\sum_{i=1}^{s=7} \phi_i}$		

Уровень технологичности конструкции изделия СВЧ-аттенюатора	$K_y = \frac{K_{ТКИ}}{K_{\sigma}}$	
	$\approx \frac{0,315}{0,7} \approx 0,450 < 1,020$	$\approx \frac{1,618}{0,7} \approx 2,311 \geq 2,0 \geq 1,020$

1. $K_{\sigma} = 0,6 \dots 0,7$ — для стадии разработки конструкторской документации на уровне реализации в виде технического проекта;

2. $K_{\sigma} = 0,7 \dots 0,8$ — для стадии разработки конструкторской документации на уровне разработки в качестве рабочей документации.

Уровень технологичности K_y СВЧ-аттенюатора может определяться по одному или нескольким частным и комплексным показателям, принятым в качестве критериев оценки ТКИ в ТЗ на разработку и изготовление изделия СВЧ-аттенюатора. Допустимые пределы значений K_y СВЧ-аттенюатора соответствуют установленным для базовых показателей K_{σ} , согласно работам [7-9].

Уровень технологичности K_y СВЧ-аттенюатора характеризует возможность производственных мощностей радиоэлектронных компаний и фирм к подготовке и промышленному производству приборов:

1. если $K_y \geq 2,0$ — наблюдается высокий уровень технологичности конструкции аттенюатора;
2. если $1,02 \leq K_y < 2,0$ — обнаруживается низкий уровень технологичности конструкции аттенюатора;
3. если $0 < K_y < 1,02$ — конструкция аттенюатора не технологична.

Состав базовых показателей технологичности конструкции, их оптимальные значения и предельные отклонения определяются для однотипных изделий СВЧ-аттенюаторов утверждёнными отраслевыми стандартами (ОСТ). При этом оптимальные значения базовых показателей ТКИ — $K_{\sigma \text{ optim}}$ указываются в ТЗ на разработку и серийное промышленное освоение изделия СВЧ-аттенюатора.

При коэффициентах $k_{\text{м.монт}} \approx 0,333 \dots < 1,0$ и $k_{\text{м.подг}} \approx 0,053 \dots < 1,0$ образуется производственная необходимость применения в единичном и мелкосерийном производстве СВЧ-аттенюаторов высокой доли технологических операций с использованием ручного труда (подготовка, оснастка, сборка, монтаж, ремонт, регулировка и т.п.), доходящего порой в некоторых операциях до 95...97%. Стоит заметить, что наблюдается крайне низкое значение повторяемости схожих и примитивных ручных операций в общем технологическом процессе при изготовлении востребуемых измерителей повышенной мощности рассеивания, где широко применяются СВЧ-аттенюаторы поглощаемого типа $0 < k_{\text{повт.р.о}} = 0,5 (50\%) < 1$. Экспериментально обнаружена закономерность — чем выше класс точности (меньше погрешность результатов) СВЧ-аттенюаторов, тем выше степень применения трудоёмких и низкопроизводительных ручных операций при промышленном производстве приборов, в соответствии с работами [7-9].

Так как $K_y \approx 0,450 < 1,020$, то соотношение (1) не выполняется, следовательно, опытная конструкция спроектированного СВЧ-аттенюатора [6] не удовлетворяет требованиям технологичности при серийном производстве ваттметров «МЗ-106». Конструкция исследуемого образца аттенюатора не технологична!

Напротив, так как $K_y \approx 2,311 \geq 2,0 \geq 1,020$, то известное соотношение (1) уже выполняется, а значит, опытная конструкция рассчитанного СВЧ-аттенюатора [5-9] полностью удовлетворяет всем требованиям технологичности при серийном производстве ваттметров «МЗ-108» на заводах радиоизмерительной индустрии России. В данном случае выявлен высокий уровень технологичности искомой конструкции аттенюатора.

Требования к технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора включают следующий комплекс работ по снижению трудоёмкости и себестоимости его изготовления и монтажа на производственном объекте [8]:

1. Повышение серийности СВЧ-аттенюатора и его составных частей при изготовлении (обработка, сборка, испытания) посредством стандартизации, унификации и обеспечения конструктивного подобия (в настоящее время наблюдается лишь единичное или мелкосерийное производство).

2. Ограничение номенклатуры составных частей конструктивных элементов и применяемых материалов в СВЧ-аттенюаторе.

3. Внедрение высокопроизводительных и малоотходных технологических решений, основанных на типизации процессов и других прогрессивных формах их организации.

4. Применение высокопроизводительных стандартных средств технологического оснащения, обеспечивающих оптимальный уровень механизации и автоматизации.

5. Применение в разрабатываемой конструкции СВЧ-аттенюатора освоенных в производстве конструктивных решений, соответствующих современным требованиям.

6. Использование конструкторско-технологических решений, позволяющих снизить затраты на обеспечение доступа к составным частям и транспортировать СВЧ-аттенюатор в собранном виде или в виде законченных составных частей, не требующих при монтаже на объекте разборки или операций по подгонке (операций по подгонке узлов СВЧ-аттенюатора, с последующим испытанием его в структуре СВЧ-тракта измерителей повышенной мощности рассеяния полностью избежать пока не удаётся).

При решении основной задачи оценки ТКИ СВЧ-аттенюатора необходимо учитывать, что любое изделие должно рассматриваться как объект проектирования, производства и эксплуатации [8].

При рассмотрении СВЧ-аттенюатора как объекта проектирования необходимо участвовать в разработке конструкции на всех стадиях проектирования, отчетливо представляя специфику каждой стадии.

Если СВЧ-аттенюатор рассматривается как объект производства, нужно учитывать: виды и методы получения заготовки, обработки, сборки, контроля и испытаний; возможность автоматизации и механизации, условия материального обеспечения производства [8].

При оценке технологичности СВЧ-аттенюатора, являющегося объектом эксплуатации, анализируют: удобство СВЧ-аттенюатора к управлению и контролю работоспособности, сокращение трудоёмкости профилактических работ, удобство и сокращение ремонтных работ, обеспечение требований техники безопасности, транспортабельность [8].

На основании вышеизложенных фактов следует, что в конструкции СВЧ-аттенюатора имеются существенные недостатки, которых по-видимому можно избежать даже при имеющихся объективных сложностях разработки согласованных СВЧ-аттенюаторов повышенной мощности рассеивания.

Конструкция рассчитанного СВЧ-аттенюатора обнаружила ряд недостатков [1-4]:

1. Наличие экранирующей фольги по всей длине СВЧ-тракта и под платами.
2. Большое количество удельных поверхностных сопротивлений резисторов.

3. Задание номинальных значений сопротивлений резисторов в пакетах $A_1 \dots A_6$ с точностью до сотых долей [Ом].
4. Жесткие допуски на допустимый разброс сопротивлений резисторов ($\pm 1 \dots 3 \%$).
5. Значительная тепловая нагруженность резисторов $R_7 \dots R_{10}$ на платах.

Перечисленные недостатки приводят к повышению трудоёмкости, себестоимости изготовления и снижению надёжности СВЧ-аттенюатора.

Кроме того, наличие многочисленных паяных соединений перемычками и припоями с различными температурами плавления, использование фольги с двухсторонним покрытием олово – висмут ($\text{Sn} - \text{Bi}$) не исключают возможность выполнения отдельных соединений с повышенным контактным тепловым сопротивлением. В этом случае при высоких уровнях электрической и тепловой нагрузки, характерных для аттенюатора, возможно отслаивание покрытия $\text{Sn} - \text{Bi}$ и дальнейшее ухудшение электромеханического контакта, приводящее к дополнительному нагреву тепловыделяющего элемента. В первую очередь, это касается оконечной части аттенюатора (резисторы $R_7 \dots R_{10}$), платы $A_7 \dots A_{10}$ которого припаиваются к основанию через прокладку из фольги, играющую роль экранирующего слоя.

В рассчитанной конструкции нет особой необходимости устанавливать экранирующий слой фольги непосредственно под платами $A_7 \dots A_{10}$, достаточно её припаять к основанию вблизи данных плат. Экспериментальная проверка варианта смоделированной конструкции «МЗ-108», в которой платы $A_7 \dots A_{10}$ непосредственно припаивались к основанию, показала хорошую работоспособность аттенюатора при уровнях $P_{\text{нч}} = 2,0$ [кВт] и кратковременно ($t \leq 30$ [мин.]) при $P_{\text{нч}} = 2,5$ [кВт], а также в СВЧ-режиме. В последнем случае не наблюдалось ухудшения частотных характеристик и КСВ_U .

Выводы

1. Предложены 9 пунктов требований по надёжности к конструкции проектируемого СВЧ-аттенюатора на стадии конструкторско-технологической разработки.
2. Предложен анализ и расчёт основных показателей надёжности для вновь спроектированной конструкции СВЧ-аттенюатора (табл. 1) по безотказности, долговечности и ремонтпригодности.
3. Предложен анализ и расчёт показателей технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора (табл. 2), по следующим оценочным критериям: трудоёмкости, материалоёмкости, энергоёмкости и технологической себестоимости.
4. Исследован метод определения комплексного показателя ТКИ применительно к сравниваемым конструкциям базового, устаревшего образца и вновь спроектированного новейшего типа СВЧ-аттенюатора.
5. Рассматривается сравнительный анализ надёжности и технологичности конструкции СВЧ-аттенюатора на примере серийно выпускаемых аттенюаторов, используемых в ваттметрах устаревшего типа «МЗ-106» и новейшего типа «МЗ-108».
6. В ходе приведённого сравнительного анализа основных технических характеристик СВЧ-аттенюаторов стал очевидным факт, что в диапазоне частот до 2 [ГГц] при номинальной мощности рассеивания радиосигнала до 2 [кВт], наиболее оптимальным с точки зрения согласования по входу и выходу при $R_{\text{вх}} \approx R_{\text{вых}} \approx 50$ [Ом], считается модель спроектированного СВЧ-аттенюатора типа «МЗ-106», у которого, в среднем, $\text{КСВ}_U = 1,05 \dots 1,07$ и неравномерность по АЧХ в пределах $\pm 0,5$ [дБ].

Литература

1. Григорьев С.Н. Устройство для регулировки коэффициента стоячей волны по напряжению в СВЧ-аттенюаторах. // Журнал “Проектирование и технология электронных средств”, № 4, Владимир: ВГУ, 2007, с. 5-19.
2. Григорьев С.Н. Устройство для регулировки коэффициента стоячей волны по напряжению в СВЧ-аттенюаторах. // Журнал “Микроэлектроника” РАН, Т. 38, № 5, М.: Наука, 2009, с. 391-400.
3. Григорьев С.Н. Устройство для регулировки коэффициента стоячей волны по напряжению в СВЧ-аттенюаторах. // Журнал “Физика волновых процессов и радиотехнические системы”, Т. 12, № 4, Самара: СамГУ, 2009, с. 52-55.
4. Гудков А.Г., Григорьев С.Н. Прогнозирование качества и надёжности ИС СВЧ на этапах разработки и производства./ Ч-37: Автоматизированная регулировка коэффициента стоячей волны по напряжению, // Научно-технический журнал «Машиностроитель»,/ Серия «Электроника», М.: Изд-тво ООО «НТП “Виразж-Центр”», № 4, 2013, с. 20-27.
5. Гудков А.Г. Микрополосковые аттенюаторы и нагрузки. // Журнал “Вопросы радиоэлектроники”/ Общие вопросы радиоэлектроники. М.: “Радиотехника”, 1989, вып. 5, с. 59-82
6. Воробьёв Е.А. Расчёт производственных допусков устройств СВЧ. Л.: Судостроение, 1980, с. 5-54, 70-86, 123-140.
7. Пашков В.П., Поповская Я.А. Анализ и оценка технологичности изделий приборостроения // Методические указания к курсовому и дипломному проектированию. С-Пб, кафедра «Технологии аэрокосмического приборостроения» С-ПбГУАП, 2007, с. 1-21.
8. Амиров Ю.Д., Алферова Т.К., Волков П.Н. и др. Технологичность конструкции изделия // Справочник. Под ред. Амирова Ю.Д. М.: Машиностроение, 1990, 768 С.
9. Пашков В.П. Испытания и эксплуатация авиационной и ракетно-космической техники // Методические указания для курсового и дипломного проектирования. С-Пб, кафедра «Технологии аэрокосмического приборостроения» С-ПбГУАП, 2002, с. 1-22.



Grigoriev S.N.

ANALYSIS OF RELIABILITY AND ADAPTABILITY OF MICROWAVE ATTENUATOR

The paper considers the analysis of reliability and adaptability of a microwave attenuator as exemplified by commercially available attenuators used in modern powerful wattmeters of absorbed type.

Keywords: *microwave attenuator, wattmeter, reliability, failure-free operation, durability, maintainability, adaptability, labor intensity, material consumption, energy consumption, technological cost.*

1. Introduction

At present it turns out that in Russia high-power matched resistor microwave attenuators that are still in operation have become outdated, do not meet the requirements of the consumer market and customer representatives for dual-use products, and mass production of new samples are not very cheap, or not available at all. It is worth noting that the equipment of foreign production has a cost that cannot be afforded by the majority of domestic consumers. In this context, the most urgent task is to create a fundamentally new device that does not have in its composition costly microwave components but has a sufficiently broad range of functional features suitable for solving a large range of engineering problems. And, what is very important, the engineered device should be automated and have the smallest inaccuracy of measurements [1-4].

Design and technological implementation of fundamentals proposed in the paper is needed to create a broad scaled base for scientific justification of a number of technical innovations for a radical renovation and modernization of radio metering equipment of the microwave range powerful wattmeters of absorbed power of the M3-106 type, in accordance with the norms and standards adopted in international practice and theory of modern metrology (ISO 9001, GOST RV 15.002), as well as in accordance with increasing demand of more powerful, reliable, modern radio devices and microwave devices in the global market [1-4].

Powerful wattmeters of absorbed type such as M3-106 were developed in 1982, and indeed, in the days of the former Soviet Union presented a promising Microwave Radio measuring Equipment of dual purpose. At present, these devices are obsolete models that do not meet modern requirements of metrological science in the field of microwave measurement technique, and represent samples that require

emergency retrofit and immediate modernization in the direction of improving their essential technical and performance characteristics [1-4].

In commercially available wattmeters M3-106 and M3-108, the key elements of absorbing incoming power are microwave attenuators [1-4] characterized by sufficiently high performance.

Let us consider the basic technical criteria for selecting the model of projected matched resistor microwave attenuator with high power dissipation using the example of the structure designed for the measuring instrument of absorbed power M3-106 and M3-108:

- 1) Load Resistance – $R_l = 50$ [OM] ($R_{in} \approx R_{out} \approx 50$ [OM]);
- 2) Maximum microwave power dissipation (absorption) – $P_{\max \text{ microwave}} = 1,5$ [kW] for a wattmeter such as **M3-106** and $P_{\max \text{ microwave}} = 2$ [kW] for a wattmeter such as **M3-108**;
- 3) The nominal value of attenuation – $\alpha_{\text{eff}} = 40$ [dB];
- 4) Unevenness of amplitude-frequency characteristic in the frequency range of 50 [Hz] ... 1.2 [GHz] – $A_{\max} = \pm 1,2$ [dB] for a wattmeter such as **M3-106** and 50 [Hz] ... 2.0 [GHz] – $A_{\max} = \pm 0,5$ [dB] for a wattmeter such as **M3-108**;
- 5) The value of $KCB_{U \text{ in}} \leq 1,15$ for a wattmeter such as **M3-106** and $KCB_{U \text{ in}} \leq 1,05$ for a wattmeter such as **M3-108**.

Among the above mentioned optimal criteria, the maximal complication to implement them is represented by the values of maximum power dissipation and unevenness of amplitude-frequency characteristic over a wide frequency range – from 50 [Hz] and to 1.2 ... 2.0 [GHz].

In the development of microwave attenuators of increased power it is necessary to satisfy a set of mutually conflicting requirements. In the analyzed structure, the requirement to provide a high power limit is reduced to the increase of the dimensions of the attenuator at the expense of the increase of the amount of the absorbing resistor elements operated in the standard dielectric substrates. The accompanying increase of solder joints using copper (Cu) foil not only leads to difficulty in obtaining acceptable values of KCB_U and unevenness of amplitude-frequency characteristic in a predetermined frequency range but also to reduction of reliability. [5]

In terms of power and thermal characteristics of microwave attenuation [1-5], its construction can be divided into two parts:

1. The input thin film resistor structures made in the form of packets and connected sequentially have total resistance $R_{\Sigma} \approx 43,91$ [ohm]. In case of the input and output impedance of attenuator $R_{in} \approx R_{out} \approx 50$ [ohm], for the given resistive structures the most part of the power supplied to the input (approximately 80%) will dissipate.

The released thermal energy in these structures, in the form of Joule losses is drawn aside mainly at the expense of the mechanism of thermal conductivity and heat transfer through the side faces of packets to the base frame, which has diametric through holes for forced air cooling using a pair of high-powered fans. The design of microwave attenuator is provided by minimal thermal resistance between the side faces of the resistor boards and the walls of the wave guide.

It is interesting to note that the body itself is aligned with the heat-removing radiator implemented out of aluminum alloy **B – 95**, in the form of through holes on each side (in a microwave attenuator wattmeter of the type **M3-106** as a standard profile). Packets with resistive thin-film structures connected in series circuit represent the central vein of energy, in the form of a strip line of suspended type fastened in the middle, inside a rectangular waveguide whose walls and radiator frame are mounted on “common wire – earth”.

It must be recognized that here microwave power dissipation in the form of feebly marked, multiple re-radiation of heat waves of infrared range (no more than 5%) presents in a much less degree.

2. The output resistive structure (structure of a voltage divider), which dissipates up to 19% of the power supplied, is realized on the individual (aluminum – 98% Al_2O_3) substrates soldered to the base of attenuator radiator frame. The mounting plane is oriented at the right angle to the microwaves spread, thereby introducing minimal additional mismatch on the end part of the attenuator. At the same time, the mounting area of substrates is somewhat held away from the base area cooled by fan, causing their temperature regime to be more energy consumed and strained.

In order to ensure the specified maximum power of attenuator, the end portion is realized in the form of two symmetrically shaped resistive structures connected in parallel.

2. Reliability analysis of a microwave attenuator design

The analysis of the considered microwave attenuator for **M3-106** wattmeter showed that its design is **not the best one** as to the reliability criteria given below in Table 1 compared with the proposed structure of microwave attenuator for **M3-108** wattmeter, according to the studies [1-9].

Requirements for the reliability of a microwave attenuator design are the following:

1. Simplifying the design and reducing the number of resistive circuit boards to minimum without worsening output characteristics through the use of rational circuit design.
2. Verification of design by the analysis of reliability at all stages of CAD.
3. The most possible extension of the tolerance for the parameters of microwave resistors.
4. The maximum possible facilitation of operation modes of microwave-film resistors at the expense of lowering operating parameters compared to the nominally calculated ones.
5. Reducing T_w [$^{\circ}\text{C}$] of resistive boards in a microwave attenuator providing heat-removal and the corresponding layout and good forced air-cooling (the possibility of forced liquid or oil cooling is not excluded).
6. Elimination of vibration with the help of good damping.
7. Protection against impacts, moisture, corrosion, external radiation and electromagnetic fields.
8. Setting reliability requirements for resistor boards' components.
9. Specification of test conditions and methods of running-in of produced microwave attenuators.

Table 1. Initial data for calculation of the basic criteria and reliability indices of the attenuator design for wattmeter such as M3-106 and M3-108

Order number of ranked sequence $i = \overline{1, s}$	Particular (relative) index	Type of wattmeter	Index notation, Design formula	Measurement unit		Weighting factor (function, normalizing index weighting significance) $\phi_i = \frac{i}{2^{i-1}}$	
				Hour	%		
1	Reliability Mean (basic) time to failure of devices	M3-106	$\bar{N}_{\bar{\sigma}}$	≥ 15000	100	1,0	
			\bar{N}_{Real}	≥ 12000	80		
		M3-108	$\bar{N}_{\bar{\sigma}}$	≥ 20000	100		
			\bar{N}_{Real}	≥ 18000	90		
	Reliability mean factor of devices makes up:	$0 < \bar{k}_N = \frac{\bar{N}}{\bar{N}_{\bar{\sigma}}} \leq 1,0$			100		
		M3-106	$\bar{k}_N \geq 0,8$		80		
		M3-108	$\bar{k}_N \geq 0,9$		90		
	Base probability of absence of devices' latent defects during calibration interval equal to 24 months with average use factor 0,1 is defined	$P_{T_{nos. \bar{\sigma}}} (k_{использования})=0,1 \geq 0,95$					95
		M3-106	$P_{T_{nos}} \geq 0,80$	24 months = 2 years	80		
		M3-108	$P_{T_{nos}} \geq 0,92$		92		
2	Durability (Base γ -percentile life of devices)	M3-106	$\Gamma_{pecypc. \bar{\sigma}} \gamma=95\%$	≥ 10000	100	1,0	
			$\Gamma_{pecypc.}^{Real} \gamma=95\%$	≥ 8000	80		
		M3-108	$\Gamma_{pecypc. \bar{\sigma}} \gamma=95\%$	≥ 12000	100		
			$\Gamma_{pecypc.}^{Real} \gamma=95\%$	≥ 11000	90		
	Confidence probability	$\gamma = 0,95$			95		

2	Averaged factor of γ -percentile life of devices makes up:	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} = \frac{\Gamma_{ресурс} \gamma=95\%}{\Gamma_{ресурс.б} \gamma=95\%} \leq 1,0$		100	1,0	
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} \geq 0,8$	80		
		M3-108	$\bar{k}_{\Gamma_{ресурс}} \geq 0,9$	90		
	Base g -percentile life-time of devices. Averaged factor of g -percentile lifetime of devices makes up:	$0 < \Gamma_{служб.б} \gamma=95\% \leq 25,$ $\bar{k}_{\Gamma_{служб}} = \frac{\Gamma_{служб} \gamma=95\%}{\Gamma_{служб.б} \gamma=95\%}$		25 years		100
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{служб}} \geq 0,48$	12 years		48
		M3-108	$\bar{k}_{\Gamma_{служб}} \geq 0,80$	20 years		80
2	C-percentile storage-ability time of devices	Norm according to requirements specification	$\Gamma_{сохр.отан.б} \gamma=95\%$	≥ 10 years	100	1,0
			$\Gamma_{сохр.неотан.б} \gamma=95\%$	≥ 5 years	100	
		M3-106	$\Gamma_{сохр.отан.б} \gamma=95\%$	≥ 8 years	80	
			$\Gamma_{сохр.неотан.б} \gamma=95\%$	≥ 3 years	60	
		M3-108	$\Gamma_{сохр.отан.б} \gamma=95\%$	≥ 9 years	100	
			$\Gamma_{сохр.неотан.б} \gamma=95\%$	≥ 4 years	90	
	Averaged factor of storageability time of devices for not heated storehouses	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{сохр.неотан}} = \frac{\Gamma_{сохр.неотан} \gamma=95\%}{\Gamma_{сохр.неотан.б} \gamma=95\%} \leq 1$		100		
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{сохр.неотан}} \geq 0,6$	60		
M3-108		$\bar{k}_{\Gamma_{сохр.неотан}} \geq 0,8$	80			

2	Averaged factor of storageability time of devices for heated storehouses makes up:	$0 < \bar{k}_{\Gamma_{\text{coxp.oman}}} = \frac{\Gamma_{\text{coxp.oman}} \big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{coxp.oman.б}} \big _{\gamma=95\%}} \leq 1,0$		100	1,0	
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{coxp.oman}}} \geq 0,8$	80		
		M3-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{coxp.oman}}} \geq 0,9$	90		
	Base g-percentile life-time of devices.	$0 < \Gamma_{\text{служб.б}} \big _{\gamma=95\%} \leq 25,$ $\bar{k}_{\Gamma_{\text{служб}}} = \frac{\Gamma_{\text{служб}} \big _{\gamma=95\%}}{\Gamma_{\text{служб.б}} \big _{\gamma=95\%}}$		25 years		100
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служб}}} \geq 0,48$	12 years		48
		M3-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служб}}} \geq 0,80$	20 years		80
	Averaged factor of g-percentile lifetime of devices makes up:					
		M3-106	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служб}}} \geq 0,48$	12 years		48
		M3-108	$\bar{k}_{\Gamma_{\text{служб}}} \geq 0,80$	20 years		80
	Base mean time to repair of devices	$\bar{T}_{\text{восс.б}}$		$\leq 120 \text{ min}$		100
		M3-106	$\bar{T}_{\text{восс}}$	$\leq \begin{pmatrix} 150 \\ \dots 180 \end{pmatrix}$ $[\text{min}] =$ $\begin{pmatrix} 2,5 \dots \\ 3,0 \end{pmatrix}$ $[\text{hours}]$		125... 150
		M3-108	$\bar{T}_{\text{восс}}$	$\leq \begin{pmatrix} 90 \\ \dots 120 \end{pmatrix}$ $[\text{min}] =$ $\begin{pmatrix} 1,5 \dots \\ 2,0 \end{pmatrix}$ $[\text{hours}]$		75... 100
Averaged factor of mean time to repair of devices makes up:	$0 < \bar{k}_{\bar{T}_{\text{восс}}} = \frac{\bar{T}_{\text{восс}}}{\bar{T}_{\text{восс.б}}} \leq 1,0$			100		
	M3-106	$\bar{k}_{\bar{T}_{\text{восс}}} \leq (1,25 \dots 1,50)$		125... 150		
	M3-108	$\bar{k}_{\bar{T}_{\text{восс}}} \leq (0,75 \dots 1,00)$		75... 100		

3	Maintainability (Base interchange factor by standard items or unified assemblies of devices)	M3-106	$K_{633AM,\delta} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ = 0,80...0,85	80...85	1,0
			$K_{633AM}^{Real} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ = 0,30...0,40	30...40	
		M3-108	$K_{633AM,\delta} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ = 0,90...0,95	90...95	
			$K_{633AM}^{Real} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}$ = 0,80...0,85	80...85	
	Beforehand known quality level and guarantees of items and units	$\gamma_{\text{qualities\&guarantee}} = 0,95$		95	
	Averaged factor of interchange by standard items or unified assemblies of devices	$0 < \langle k \rangle_{K_{633AM}} = \frac{K_{633AM} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}}{K_{633AM,\delta} \Big _{\gamma_{\text{qualities\&guarantee}}=95\%}} \leq 1,0$		100	
		M3-106	$\langle k \rangle_{K_{633AM}} \approx 0,375...0,471$	37,5... 47,1	
		M3-108	$\langle k \rangle_{K_{633AM}} \approx 0,889...0,895$	88,9... 89,5	

The number of component resistor boards based on the heat-removing dielectric substrates is understood as the adaptability of microwave attenuator where there is a possibility of process technology with the most rapid and cost-effective introduction of microwave attenuator in series production, when the launch of the finished product comes with the minimum cost, high reliability and efficiency. In this case, while evaluating the degree of design adaptability in terms of its reliability, it is necessary to proceed from the level of production technology, the degree of modernization and required accuracy class of manufacturing according to inaccuracy given in the requirements specifications for the product, and machining equipment, according to the international (**ISO 9001**), or to the Russian type of quality and standards (**RD.4110.02 OST4.0018-93-95**). It is also necessary to take into account the level of total automation and mechanization of the most time-consuming operations during mass production of component resistor circuit boards package and sections in the design of a microwave attenuator heavily used, for example, in measuring instruments of high power dissipation **M3-106** and **M3-108**.

The main task of working out the design for adaptability consists in increasing labor productivity at optimum cost savings of labor, equipment, materials and time to design, pre-production, production, maintenance and repair, while insuring other quality indicators of the product under accepted conditions of its production and operation [5-9].

3. The analysis of the adaptability of a microwave attenuator

The analysis of the considered microwave attenuator for the **M3-106** wattmeter, in view of its design features at the production, maintenance and repair, showed that its design is not the best one as to the criteria of adaptability given below in Tables 2 ... 4, compared with the design of proposed microwave attenuator for the **M3-108** wattmeter, according to the studies [1-9].

In case of quantitative assessment of adaptability indices of the design of 1 item of microwave attenuator (**IDA**), the relative indices are the most common and useful for comparative evaluation. In this case the values of relative particular indices are taken within the limits $0 < k_i \leq 1$, and increase of the value of the index k_i corresponds to the higher degree of **IDA**.

It should be noted that the particular indices define only one attribute (criterion) of adaptability. Unlike particular indices, complex indices define not the individual signs of adaptability, but a certain group of characteristics (criteria) of **IDA**.

Table 2. Analysis of a microwave attenuator design according to the criteria of adaptability

o/n	Adaptability criteria of devices, items, units, etc	Microwave attenuator, %	
		M3-106	M3-108
1	Labor intensity – the amount of labor spent on one piece of item	100	70...75
2	Material consumption – the amount of material resources needed to create and use 1 item		74...80
3	Energy consumption – the amount of fuel and energy resources needed for 1 item		82...85
4	Technological cost – the cost of resource expressions for 1 item		80...85

The method for defining the complex index of ADI of microwave attenuator as a weighted average (arithmetic mean) value of particular indices with the introduction of weighting factors is the most simple, obvious, easy to mechanization and computerization of computational work, therefore it is widespread in the electronic industry in serial manufacturing of measuring instruments of increased absorbed power of **M3-106** and **M3-108**. In this case, the limits of the complex index, as well as for particular indices, which it generalizes, are the same ($0 < K_{ADI} \leq 1$). The ADI level is defined as the ratio of the achieved adaptability index K_{ADI} to the value of base or normative index K_0 given in preliminary specifications (**PS**), and it must satisfy the following condition (1):

$$K_y = \frac{K_{TKИ}}{K_0} \geq 1,02. \quad (1)$$

The procedure for determining the level of adaptability K_y of the item design (microwave attenuator) is clearly considered in Tables 3 and 4, at setting rigid conditions.

Table 3. Source data for calculation of adaptability indices of microwave attenuator design

Order number	Parameter designation	Parameter symbol	Parameter value for wattmeter	
			M3-106	M3-108
1	The number of microcircuits and micro assemblies in the item	H_{MC}	0	0
2	The number of radio components, including modules and micro modules	$H_{ЭРЭ}$	282	190
3	The number of mounting operations that can be performed by mechanized or automated process	$H_{M.МОНТ}$	1	6
4	The number of operations of a certain type	H_0	3	7
5	The number of individually attached components, preparation of which for mounting can be carried out by power-operated or automated means, including the elements that do not require preparation (relays, connectors, sockets, etc.)	$H_{M.ПОДГ}$	15	164
6	The number of dimension types of printed circuit boards	$H_{T.П.П}$	2	2
7	The number of dimension types of radio components	$H_{T.ЭРЭ}$	11	4
8	The total number of printed circuit boards in the item	$H_{П.П}$	109	59
9	The number of operations control and tuning, which can be carried out by mechanized or automated means	$H_{M.К.Н}$	2	57
10	The number of standard processes		5	46
11	The total number of processes	Q_{II}	60	50

The values of the basic complex indices of maintenance workability of microwave attenuator design are determined from the following conditions:

Table 4. Composition of additional indices of attenuator design adaptability for wattmeter such as M3-106 and M3-108

Order number of ranked sequence $i = \overline{1, s}$	Particular (relative) index	Index designation, design formula and the value for wattmeter		Weighting factor (function normalizing index weighting significance $\phi_i = \frac{i}{2^{i-1}}$)
		M3-106	M3-108	
1	Use factor of microcircuits and micro assemblies	$k_{учн.мс} = \frac{H_{MC}}{H_{MC} - H_{ЭРЭ}}$		
		0	0	

2	Coefficient of automation and mechanization of mounting	$k_{M.MOHM} = \frac{H_{M.MOHM}}{H_0}$		1,0
		1/3	6/7	
3	Coefficient of mechanization and automation of preparation of individually attached components and mounting	$k_{M.nod2} = \frac{H_{M.nod2}}{H_{ЭРЭ}}$		0,75
		15/282	164/190	
4	Coefficient of automation and mechanization of control and adjustment	$k_{M.K.H} = \frac{H_{M.K.H}}{H_0}$		0,5
		2/3	57/7	
5	Coefficient of repeatability of microcircuit and micro assemblies	$k_{ном.ЭРЭ} = 1 - \frac{H_{m.ЭРЭ}}{H_{ЭРЭ}}$		0,3125
		271/282	186/190	
6	Coefficient of repeatability of printed circuit boards	$k_{ном.n.n} = 1 - \frac{H_{m.n.n}}{H_{n.n}}$		0,1875
		107/109	57/59	
7	Application factor of standard processes	$k_{m.n} = \frac{Q_{m.n}}{Q_n}$		0,109375
		5/60	46/50	
Complex index of item design (microwave attenuator) adaptability		$K_{TKИ} = \frac{\sum_{i=1}^{s=7} (\phi_i \cdot k_i)}{\sum_{i=1}^{s=7} \phi_i}$		
		$\approx \frac{1,200}{3,810} \approx 0,315$	$\approx \frac{6,164}{3,810} \approx 1,618$	
The adaptability level of item design (microwave attenuator)		$K_y = \frac{K_{TKИ}}{K_6}$		
		$\approx \frac{0,315}{0,7} \approx 0,450 < 1,020$	$\approx \frac{1,618}{0,7} \approx 2,311 \geq 2,0 \geq 1,020$	

1. $K_6 = 0,6 \dots 0,7$ – for the stage of development of design documentation for the implementation level, in the form of technical project;

2. $K_6 = 0,7 \dots 0,8$ – for the stage of development of design documentation for the level of development as a work paper.

The level of adaptability K_y of microwave attenuator can be determined by one or more particular and complex indices taken as evaluation criteria **ADI** in **PS** (specifications) for the development and manufacture of a microwave attenuator. The acceptable limits of K_y values for microwave attenuator correspond to the set base indices K_0 , according to the studies [7-9].

The level of adaptability K_y of microwave attenuator defines the capability of production capacities of radio electronic companies and firms to the preparation and industrial production of equipment:

1. If $K_y \geq 2,0$, there is a high level of attenuator design adaptability;
2. If $1,02 \leq K_y < 2,0$, the low level of attenuator design adaptability is detected;
3. If $0 < K_y < 1,02$, the attenuator design is not practically feasible.

The composition of the basic indices of design adaptability, their optimal values and limit deviations are defined for the same types of items – microwave attenuators approved by industrial standards (**OST**). In this case, the optimal values of basic indices **ADI** – $K_{0 \text{ optim}}$ are specified in **PS** for the development and mass commercial implementation of an item – microwave attenuator.

With the coefficients $k_{M. \text{молм}} \approx 0,333... < 1,0$ and $k_{M. \text{нодэ}} \approx 0,053... < 1,0$ there is a production need for microwave attenuators' application in a single and small-scale production, with high proportion of manufacturing operations, using manual labor (preparation, tool set, assemblage, mounting, repair, adjustment, etc.), sometimes reaching up to 95 ... 97% in some operations. It is worth noting that there is an extremely low value of recurrence of similar and primitive manual operations in the general process at manufacture of needed measuring instruments of high power dissipation, where microwave attenuators of absorbed type $0 < k_{\text{ном.п.о}} = 0,5 (50\%) < 1$ are widely used. The following regularity has been experimentally detected – the higher the accuracy class of microwave attenuators (less inaccuracy in the results) is, the more increasing is the degree of labor-intensive and low-end manual processes for the industrial production of devices [7-9].

Since $K_y \approx 0,450 < 1,020$, then the relation (1) is not fulfilled, therefore, the pilot design of microwave attenuator [6] does not meet the requirements of adaptability in series production of **M3-106** wattmeters. The design of the investigated sample of attenuator is not practically feasible!

On the contrary, since $K_y \approx 2,311 \geq 2,0 \geq 1,020$, then the known relation (1) is already fulfilled, and therefore, the pilot design of microwave attenuator [5-9] fully meets all the requirements of adaptability during series production of **M3-108** wattmeters at factories of the radio industry in Russia. In this case, the high level of adaptability of desired attenuator design is revealed.

The requirements for the design adaptability of microwave attenuator include the following extending range of activities to reduce the labor content and cost of manufacturing and installation on the manufacturing entity [8]:

1. Increasing series of microwave attenuator and its components in the manufacture (processing, assemblage, testing) by standardization, unification and ensuring design similarity (currently there is only a single or small-scale production).
2. Restricting the range of constituents of structural elements and materials used in the microwave attenuator.
3. The introduction of high-performance and low-waste technology solutions based on typing of processes and other advanced forms of their organization.
4. Application of high-performance standard technological equipment to ensure the best level of mechanization and automation.

5. Application in developed design of microwave attenuator introduced in the production of design solutions that meet modern requirements.

6. The use of design and technological solutions allowing to reduce the cost of providing access to constituents and transport microwave attenuator in assembled form or in the form of finished constituents that do not require during the installation at the site disassembling or adjustment operations (fitting operations of microwave attenuator units with follow-up its test in the structure of the microwave path of measuring instruments of high power dissipation, to avoid completely at present is not possible).

When solving the main task of evaluating **ADI** (microwave attenuator), it is necessary to take into account that any product is to be regarded as objects of design, production and operation [8].

When considering the microwave attenuator as a design object, it is necessary to be involved in the development of the design at all stages of development, to be clearly aware of the specific character of each stage of the design.

If the microwave attenuator is regarded as an object of production, it is necessary to take into account: types and methods of obtaining work pieces, types and methods of processing, types and methods of assemblage, control and testing, the possibilities of automation and mechanization, conditions of material security of production [8].

When assessing the adaptability of microwave attenuator, which is the object of field application, the following is analyzed: the convenience of microwave attenuator for control and check up of operability, reduction of labor intensity of preventive maintenance, convenience and reduction of repair, insuring of safety requirements, transportability [8].

Based on the above facts, it follows that the design of microwave attenuator has significant shortcomings, which apparently can be avoided even at available objective difficulties of developing harmonized microwave attenuators of increased power dissipation.

The design of calculated microwave attenuator has revealed a number of shortcomings [1-4]:

1. Presence of shielding foil along the entire length of microwave path and under the boards.
2. A large number of specific surface resistivity of resistors.
3. Setting the nominal values of resistors in packs A1 ... A6 with two decimal places [ohm].
4. Tight-tolerance fit for permissible spread of resistors ($\pm 1 \dots 3\%$).
5. A significant thermal loading of resistors R7 ... R10 on the boards.

The listed shortcomings result in increase of labor intensity, cost of manufacturing and reduction the reliability of a microwave attenuator.

Furthermore, the presence of numerous soldered joints and with bridges and solder alloys with different melting points, the use of a double sided coated foil **tin – bismuth (Sn – Bi)** does not exclude the possibility of carrying out the individual connections with an increased contact thermal resistance. In this case, high levels of electrical and thermal load typical for the attenuator, the **Sn – Bi** coating peeling is possible, and further deterioration of electromechanical contacts, resulting in further heating of the heat dissipating element. First of all, it concerns the end portion of the attenuator (resistors R₇ ... R₁₀), boards A₇ ... A₁₀ which are soldered to the base through a pad of foil, which acts as a shield layer.

In the calculated construction, there is no need to install a layer of shielding foil directly under the boards A₇ ... A₁₀, it is enough to solder it to the base nearby of these boards. Experimental verification of the simulated version of the design, **M3-108**, in which the boards A₇ ... A₁₀ directly soldered to the base, showed good performance of the attenuator for levels $P_{\text{HЧ}} = 2,0$ [kW] and for short-time ($t \leq 30$ [min.]) at $P_{\text{HЧ}} = 2,5$ [kW] and in microwave mode. In the latter case the deterioration of frequency characteristics and KCB_U was not observed.

4. Conclusions

1. 9 points of reliability requirements are offered for the construction of the projected microwave attenuator at the stage of design and technological development.
2. The analysis and calculation of the main reliability indices of for the newly designed structure of microwave attenuator (Table 1) is proposed according to the following evaluation criteria of reliability: reliability, durability and maintainability.
3. The analysis and calculation of microwave attenuator design adaptability (Table 2) is proposed according to the following evaluation criteria: labor content, material consumption, energy content and technological cost.
4. A method for determining the complex index of **ADI** is investigated, with respect to the compared designs of basic outdated sample and re-designed the newest type of microwave attenuator.
5. The paper considered a comparative analysis of the reliability and microwave attenuator design adaptability on example of commercially available attenuators used in wattmeters of outdated type **M3-106** and the newest type of **M3-106**.
6. During the comparative analysis of the basic characteristics of microwave attenuators it became obvious that in the frequency range up to **2 [GHz]** at rated dissipation power of radio signal up to **2 [kW]**, the most optimal model, in terms of conformance as to input and output when $R_{BX} \approx R_{BBLX} \approx 50 [\text{Ohm}]$, is assumed to be the designed microwave attenuator **M3-106**, which on the average has $KCB_U = 1,05...1,07$ and **unevenness of amplitude-frequency characteristic spans $\pm 0,5 [\text{dB}]$.**

References

1. **Grigoriev S.N.** The device for adjusting the voltage standing wave factor in a microwave attenuator. // Magazine "Design and technology of electronic means", # 4, Vladimir: VSU, 2007, p. 5-19.
2. **Grigoriev S.N.** The device for adjusting the voltage standing wave factor in a microwave attenuator. // Journal "Microelectronics" RAS, V. 38, # 5, Nauka, Moscow, 2009, p. 391-400.
3. **Grigoriev S.N.** The device for adjusting the voltage standing wave factor in a microwave attenuator. // Journal "Physics of wave propagation and radio systems", V. 12, # 4, Samara: Samara State University, 2009, p. 52-55.
4. **Gudkov A.G., Grigoriev S.N.** Predicting the quality and reliability of microwave frequency integrated circuits at the stages of development and production. / H-37: Automatic adjustment of voltage standing wave factor // Scientific and technical journal "Mashinostroitel" / Series "Electronics", Moscow: publishing house Ltd. "NTP" Virage Center ", # 4, 2013, p. 20-27.
5. **Gudkov A.G.** Microstrip attenuators and loads. // Journal "Questions in radio electronics" / General questions in electronics. M.: "Radio", 1989, vol. 5, p. 59-82.
6. **Vorobiev E.A.** Calculation of production tolerances of microwave frequency devices. Saint-Petersburg, Shipbuilding, 1980, p. 5-54, 70-86, 123-140.
7. **Pashkov V.P., Popovskaya Y.A.** Analysis and evaluation of instrumentation product adaptability // Guidelines for course and diploma design, Saint-Petersburg, the Department "Technology of Aerospace Industry", Saint-Petersburg GUAP, 2007, p. 1-21.
8. **Amirov Yu.D., Alferov T.K., Volkov P.N.** and others. Adaptability of product design // Reference book. Ed. Amirov Yu.D. Moscow Engineering, 1990, 768 p.
9. **Pashkov V.P.** Testing and operation of aviation and space-rocket hardware // Guidelines for the course and diploma design. Saint-Petersburg, the Department "Technology of Aerospace Industry", Saint-Petersburg GUAP, 2002, p. 1-22



Крянев А.В., Семенов С.С.

К ВОПРОСУ О КАЧЕСТВЕ И НАДЕЖНОСТИ ЭКСПЕРТНЫХ ОЦЕНОК ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ТЕХНИЧЕСКОГО УРОВНЯ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

В данной статье показана актуальность использования метода экспертных оценок при создании сложных технических систем (СТС), и, в связи с этим, рассмотрены вопросы оценки необходимого числа экспертов при проведении экспертных оценок, их компетентности, приведены данные о минимально допустимом размере экспертной группы и методический подход по определению уровня возможных ошибок экспертов для получения оценки группы экспертов, в том числе на основе знаний об оценках эксперта в прошлом, а также возможность агрегированного учета мнений отдельных экспертов, привлеченных к оценке по отдельным проблемам исследования.

Ключевые слова: сложные технические системы, метод экспертных оценок, точность экспертной оценки, компетентность, число экспертов в составе группы, весовой коэффициент, дисперсия погрешностей оценок экспертов.

Актуальность метода экспертных оценок

Методы экспертных оценок, основанные на знаниях специалистов и накопленном ими опыте при проведении научно-исследовательских и опытно-конструкторских работ, изучении информации по научно-технической литературе, периодической печати и патентной документации в конкретной области в сочетании с современными математическими методами обработки знаний, являются важным инструментом определения общих тенденций развития, параметров и технического уровня сложных технических систем (СТС) [1,2].

Как правило, метод экспертных оценок используется при исследовании объектов и проблем, анализ развития которых либо полностью, либо частично не поддается формализации, т.е. для которых трудно разработать адекватную модель. Процедура проведения методов экспертной оценки достаточно подробно описана в научно-технической литературе, например, в монографии [1] с рассмотрением вопросов формирования экспертных групп, компетентности экспертов, форм работы с экспертами, формированием анкет и таблиц экспертных оценок, а также анализа и обработки экспертной оценки, в том числе с учетом согласованности мнений отдельных экспертов. Основными факторами при проведении экспертных оценок, определяющими надежность и точность оценки, являются подбор экспертов и их компетентность.

Точность оценки и число экспертов

Определить необходимый численный состав экспертной группы очень важно. При недостаточном числе экспертов результаты их деятельности не будут надежны. Многочисленную группу квалифицированных экспертов трудно сформировать и организовать ее работу.

Разработан метод оценки технического уровня СТС с участием экспертов, основные положения которого приведены в работе [3-5]. В данном случае при оценке технического уровня СТС эксперты обычно привлекаются для формирования показателей и определения весомости (важности) оценочных показателей, рангов исследуемых объектов. Важным обстоятельством для исследователя является обоснованный подбор экспертов.

Формирование экспертных рабочих групп является ответственным этапом в процедуре экспертной оценки. В случае необходимости требуется предусмотреть выделение подгрупп экспертов, занимающихся какой-либо отдельной областью и количество экспертов в группе.

Выбор групп экспертов производится в следующей последовательности:

1. Составляется список вопросов, по которым необходимо получить мнение экспертов.
2. Составляется список экспертов, которые в совокупности могут дать ответы по всему множеству вопросов.
3. Список вопросов рассылается каждому эксперту с тем, чтобы выяснить, сможет или не сможет он компетентно участвовать в рассмотрении данного вопроса при экспертизе.
4. Определяются затраты времени и средств, необходимых для получения ответа на каждый вопрос, при минимуме затрат времени и средств на проведение опроса.

Эксперт должен удовлетворять следующим требованиям:

- оценки эксперта должны быть стабильными в течение проведения экспертизы;
- эксперт должен быть компетентным в данной области знаний, т.е. являться признанным специалистом по вопросам создания новой продукции данного вида при оценке технического уровня СТС.

Желательно привлекать к участию в экспертных оценках таких экспертов, оценки которых устойчиво отличаются от истинных в сторону уменьшения или увеличения, т.е. ошибка носит систематический характер. В этом случае можно выявлять смещение и делать на него поправки.

В биномиальной модели выбора оценивание характеристики происходит тем точнее, чем объем выборки больше. Считается, что минимальный из обычно используемых объемов выборки в маркетинговых исследованиях составляет 100 единиц [6]. Поскольку стоимость исследования растет как линейная функция объема выборки, а точность повышается как квадратный корень из этого объема, то верхняя граница объема выборки выбирается также с учетом экономических соображений.

Число экспертов должно быть достаточно большим, чтобы отдельные мнения не имели неправоммерно большое значение. Однако при резком увеличении числа *экспертов* в группе снижается уровень их компетентности, что может существенно снизить точность экспертных оценок.

Для расчета численности группы экспертов можно воспользоваться известным соотношением, которое используется при вычислении погрешности наблюдений [7]

$$N = t_p^2 / \varepsilon_l^2$$

где N – число экспертов в группе,
 $\varepsilon_l = \varepsilon / S$ – предельно допустимая относительная ошибка экспертной оценки,
 S – среднеквадратическое отклонение распределения оценок какой-либо величины,
 t_p – коэффициент Стьюдента, определяющий ширину доверительного интервала и зависимость от величины вероятности оценки P (t_p – табулированная величина).

В зависимости от заданной погрешности экспертной оценки и выбранной величины вероятности может быть определена минимально возможная численность экспертов в группе N (таблица 1).

Таблица 1. Минимально допустимое число экспертов в группе

ε_l	Вероятность оценки P							
	0,99	0,95	0,90	0,85	0,80	0,75	0,70	0,65
0,5	26	15	11	8	7	5	4	4
0,3	74	43	31	23	19	15	12	10

Эмпирическим путем установлено, что эксперты в количестве 13-15 человек могут рассматриваться как достаточно представительная группа для проведения экспертизы СТС.

Подтверждением этого является зависимость точности и надежности результатов оценки срока наступления события с числом экспертов в группе N (рис. 1).

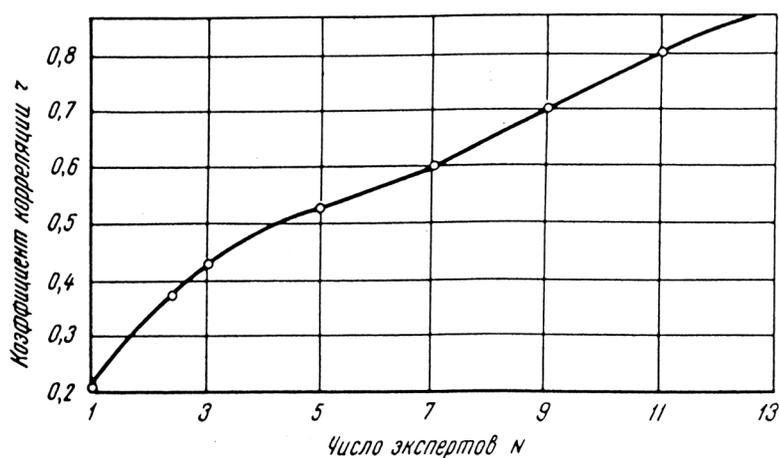


Рис. 1. Связь точности и надежности результатов оценки срока наступления события с числом экспертов в группе N

Определение допустимых размеров экспертной группы

В связи с отмеченным выше, рассмотрим пример, приведенный в работе [1]. Пусть по некоторому обсуждаемому вопросу имеется 100 специалистов. В связи с трудностями организационного характера мы можем сформировать группу экспертов до 50 человек. Для простоты расчета будем считать экспертом такого специалиста, стаж работы которого по данной проблеме не менее 10 лет.

Тогда исходная задача формулируется так: необходимо определить 50-процентную выборку из 100 специалистов с числом экспертов со стажем не менее 10 лет с вероятностью, равной 0,9545.

Предположим, доля специалистов со стажем 10 лет и выше из некоторых априори заданных гипотез равна 0,6 и меньше 10 лет – соответственно 0,4. Ошибка репрезентативности может быть вычислена в соответствии с теоремой Бернулли по формуле

$$M_g = t \sqrt{\frac{rg}{n}},$$

где M_g – ошибка репрезентативности;

t – доверительный коэффициент;

r – доля элементов выборки с наличием заданного признака (в нашем примере $r = 0,6$);

g – для элементов с отсутствием заданного признака ($g = 0,4$). При заданной вероятности $P = 0,9545$ коэффициент $t = 2$.

Тогда

$$M_g = 2 \sqrt{\frac{0,6 \cdot 0,4}{50}}.$$

Таким образом, в исходном коллективе специалистов доля экспертов со стажем не менее 10 лет составит $0,6 \pm 0,138$ или будет находиться в пределах от 46,2 до 73,8%.

В практике прогнозирования стремятся к минимально возможному числу экспертов в группе. Уменьшение числа экспертов ниже определенного предела равносильно уменьшению точности выборки. В такой ситуации возникает задача установления численности экспертной группы при задаваемых значениях уменьшения точности выборки. Пусть задано уменьшение выборки на 10% в предыдущем примере, что составляет 0,0138 от рассчитанной ошибки репрезентативности. Тогда полученная ошибка составит $\Delta_g = \pm (0,138 + 0,0138) = \pm 0,1518$.

Численность выборки вычисляется по формуле

$$ng = (t^2 r g) / \Delta_g^2 = (4 \cdot 0,6 \cdot 0,4) / 0,0225 = 36 \text{ экспертов.}$$

Таким образом, в группе из 100 специалистов с вероятностью $P = 0,9545$, 36 специалистов могут привлекаться в качестве экспертов. В результате исследований по определению численного состава экспертной группы, приведенных в монографии [8], получена зависимость $\beta / \alpha = f(k)$ (β – вариация, α – ширина доверительного интервала, k – число экспертов) для выбранной доверительной вероятности p (рис. 2).

Допустим, что требуется сформировать группу экспертов для оценки технического уровня СТС, причем желательно, чтобы доверительный интервал экспертной оценки неметрического критерия составлял с вероятностью 0,8 не более $\pm 10\%$ от среднего ее значения. На основании предыдущего опыта известно, что намечаемые к включению в группу специалисты в задачах подобного рода оценивали величину β не выше значения 0,25.

Таким образом, в качестве входных данных имеем: $\alpha = 0,1$; $\beta = 0,25$, т.е. $\beta / \alpha = 2,5$; $p = 0,8$. Для этих исходных данных из графика (рис. 2) находим: $k = 12$.

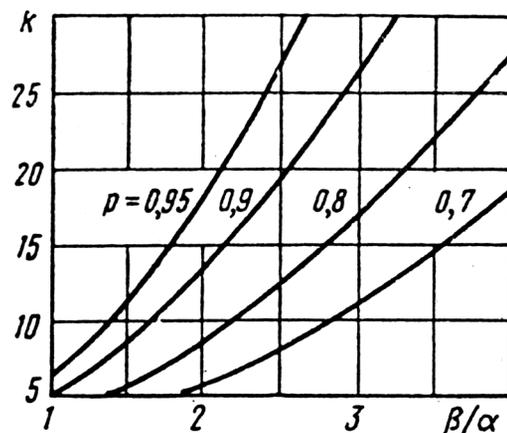


Рис. 2. График для определения числа экспертов k в зависимости от соотношения β/α

Таким образом, мы приходим к выводу, что оптимальным решением будет организация экспертной группы в составе 10-12 чел. В данном случае предполагали, что все эксперты знакомы с поставленной проблемой и готовы ответить на все поставленные вопросы. Однако порой при оценке технического уровня СТС перед экспертами ставятся вопросы настолько разнопланового характера (например, технические, эксплуатационные, экономические и пр.), что трудно бывает найти специалиста, способного компетентно разбираться по всему спектру вопросов. В таких случаях в состав экспертной группы наряду со специалистами по всем вопросам (ограниченное число), включаются специалисты в узкой области, способные ответить только на отдельные вопросы. В итоге формируется полноценная группа экспертов. Но, спрашивается, будет ли достоверна оценка полученная данным экспертным коллективом? Ведь в данном случае свойства эксперта не распространены на всю совокупность поставленных перед экспертами вопросов.

Компетентность экспертов

Не менее важным вопросом, чем определение минимального объема экспертной группы, является оценка компетентности экспертов. Очевидно, что в зависимости от характера и вида продукции величина коэффициента компетентности у одного и того же эксперта может меняться и принимать значения от нуля (полностью некомпетентен) до единицы (наивысшее значение весового коэффициента).

Следует отметить, что в настоящее время объективные способы оценки экспертов практически труднореализуемы и в основном используются достаточно субъективные способы – самооценка, взаимооценка и оценка на основании документов о квалификации.

В первом приближении можно оценить качество эксперта, используя формализованный подход к оценке его профессиональной компетентности [7]. Профессиональную компетентность, во-первых, определяют уровнем научной квалификации эксперта K_k , который приблизительно можно оценить по табл. 2.

Во-вторых, компетентность эксперта определяется структурой аргументов, послуживших ему основанием для оценки (коэффициент K_a), и степенью его знакомства с исследуемым вопросом (коэффициент K_z).

Коэффициент аргументированности K_a можно получить, в частности, путем суммирования соответствующих числовых значений в таблице (табл. 3), отмеченных в порядке самооценки самим экспертом (список источников аргументации приводится в анкете).

Таблица 2. Примерный уровень научной квалификации эксперта

Должность	Значения коэффициента квалификации K_k			
	без ученой степени	кандидат наук	доктор наук	член-корреспондент, академик
Старший научный сотрудник	0,15	0,225	0,30	0,50
Начальник лаборатории, руководитель группы, доцент	0,20	0,30	0,40	0,60
Начальник отдела, заместитель начальника отдела, заведующий кафедрой	0,25	0,375	0,50	0,75
Руководитель комплекса, заместитель руководителя комплекса	0,30	0,60	0,60	0,90
Директор, заместитель директора, научный руководитель проблемы	0,40	0,60	0,80	1,00

Таблица 3. Оценка аргументации мнения эксперта

Источники аргументации	Степень влияния источника		
	высокая	средняя	низкая
Производственный опыт	0,40	0,30	0,20
Проведенный теоретический анализ	0,20	0,15	0,10
Учет тенденций, выявленных на последних конференциях и симпозиумах	0,10	0,10	0,05
Обобщение работ отечественных авторов	0,10	0,05	0,05
Обобщение работ зарубежных авторов	0,05	0,05	0,05
Личное знакомство с состоянием дел за рубежом	0,05	0,05	0,05
Интуиция	0,05	0,05	0,05
Коэффициент аргументации K_a	1,00	0,80	0,50

Следует заметить, что числовые оценки в табл. 3 достаточно приближительны, но важно подчеркнуть, что суммарный коэффициент аргументированности K_a не должен превышать единицы. Степень влияния на мнение эксперта всех перечисленных источников аргументации ($K_a = 1$ – высокая, $K_a = 0,8$ – средняя, $K_a = 0,5$ – низкая) определяется, как уже отмечалось, самим экспертом.

Аналогично оценивается степень знакомства эксперта с проблемой. В анкете эксперт проставляет балл самооценки (например, от 1 до 10), причем максимальному баллу (10) соответствует знакомство на уровне авторства (соавторства) в разработке конкретных подходов к решению проблемы, минимальному баллу (0) – полное отсутствие знакомства с проблемой. Затем производится нормировка балльной оценки, т.е. умножением на 0,1 коэффициент K_3 заключается в диапазон от 0 до 1.

Комплексный показатель компетентности i -го эксперта можно вычислить по формуле

$$K_i = (K_k + K_a + K_3) / 3.$$

Величина K_i лежит в пределах от 0,05 до 1,0.

Как правило, коэффициент профессиональной компетентности эксперта учитывается в виде множителя при соответствующей оценке, т.е. как бы служит коэффициентом значимости (весомости) мнения данного эксперта (например, при оценке значений весовой функции в матрицах уровней потребительских свойств и удельных затрат).

В работе [8] степень компетентности характеризует коэффициент авторитета, под которым понимают число, показывающее, с каким весом следует включать в статистическую обработку количественные оценки данного эксперта. Коэффициент авторитета выражается в нормированной форме, при этом максимальному авторитету приписывается коэффициент $\mu = 1$, а менее компетентные эксперты имеют $\mu < 1$, некомпетентный эксперт должен получить $\mu = 0$.

Для выбора рационального способа определения коэффициентов авторитета экспертов по результатам самой экспертизы в работе [8] предложен подход по формированию этого коэффициента.

1. Коэффициент авторитета должен лежать в пределах $0 - 1$.
2. Коэффициент авторитета должен быть монотонной функцией разности между индивидуальной и средней оценкой исследуемого критерия системы.
3. При одинаковой разности между индивидуальной и средней оценкой коэффициент авторитета должен быть тем меньше, чем меньше дисперсия усредненного значения критерия.
4. При совпадении индивидуальной и усредненной оценки коэффициент авторитета должен обращаться в 1, т.е. принимать свое наибольшее значение.
5. Коэффициент авторитета должен определяться с использованием экспертных оценок исследуемого критерия для всех конкурирующих систем в данной задаче выбора.

Особенности положения 3 и 5 подробно представлены в работе [8].

Нами разработан подход, который предлагает использовать информацию об уровнях возможных ошибок экспертов и учитывать ее при получении сводной оценки группы экспертов [9]. Уточнение среднего значения с использованием дополнительных сведений, заложенных в анализируемой выборке данных, можно выполнить на основе схемы Байеса [10]. Подход Байеса широко используется как инструмент теории вероятности в различных областях. Для получения консолидированной оценки группы экспертов предлагается метод, учитывающий «расстояния» оценок экспертов до агрегированной оценки, на основе которых оценкам экспертов приписываются различные веса.

Таким образом, для n критериев m экспертов имеем $m \times n$ оценок, которые можно представить в виде матрицы:

$$X = \begin{bmatrix} x_1^1 & \dots & x_n^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ x_1^m & \dots & x_n^m \end{bmatrix}, \quad (1)$$

где $x_j^{(i)}$ – вес критерия j по мнению эксперта i .

Затем производится расчет среднеарифметических значений оценок для каждого критерия:

$$\overline{x_j^{(A)}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \overline{x_j^{(i)}} = \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m x_1^{(i)}, \dots, \sum_{i=1}^m x_n^{(i)} \right) = (\overline{x_1^{(A)}}, \dots, \overline{x_n^{(A)}}), \quad (2)$$

где $\overline{x_j^{(A)}}$ – средняя оценка по критерию j .

Дальнейшее уточнение полученных значений весовых коэффициентов значимости критериев основано на учете разного уровня погрешностей в оценках у различных экспертов, которые будут учитываться при расчете консолидированных оценок.

Введем случайную величину, чьи реализации равны отклонениям значений значимости критериев экспертов от истинного значения. Важно отметить, что в данном случае в качестве истинного значения взято среднеарифметическое значение экспертных оценок.

Тогда для каждого эксперта имеем оценку дисперсии введенной случайной величины:

$$\sigma^{(i)2} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j^{(i)} - x_j^{(A)})^2. \quad (3)$$

Затем подсчитываем весовой коэффициент для каждого эксперта:

$$w^{(i)} = \frac{1}{\sigma^{(i)2}} / \sum_{i=1}^m \frac{1}{\sigma^{(i)2}}. \quad (4)$$

Важно отметить, что в данном случае принимается предположение о стохастической независимости оценок экспертов. Это предположение основано на том, что экспертам не сообщают оценки, выставленные их коллегами, что обеспечивает независимость оценок экспертов как случайных величин.

После получения весов (4) подсчитываются уточненные оценки значимости критериев как средневзвешенные оценки с учетом разного уровня погрешностей оценок экспертов:

$$\overline{x_j^{(B)}} = \sum_{i=1}^m w_i x_j^{(i)}. \quad (5)$$

В результате для каждого критерия j будет найдено $\overline{x_j^{(B)}}$, которое соответствует консолидированной оценке всех экспертов с учетом индивидуальных погрешностей экспертов. Это значение является средневзвешенным значением оценок экспертов с учетом их экспертной компетентности.

Еще одной надежной схемой определения компетенции каждого эксперта, выраженного в определении весов их оценок, является оценка дисперсий погрешностей оценок экспертов в прошлом. Эта схема применима, если известна матрица предшествующих оценок экспертов и реализованные значения прогнозируемой характеристики, которые можно представить в виде матрицы

$$\begin{pmatrix} X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1m}, Y_1, \\ X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2m}, Y_2, \\ \dots, \dots, \dots, \dots, \dots, \\ X_{N1}, X_{N2}, \dots, X_{Nm}, Y_N, \end{pmatrix}, \quad (6)$$

где X_{ij} – числовое значение оценки j -го эксперта при i -ом проведении оценок в прошлом, Y_i – реализованное значение оцениваемой характеристики.

На основе известных значений элементов матрицы (6) можно оценить ковариационную матрицу относительных погрешностей оценок экспертов, используя формулы

$$\text{cov}(X_i, X_{i'}) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(\frac{X_{ki}}{Y_k} - 1 \right) \cdot \left(\frac{X_{ki'}}{Y_k} - 1 \right), i, i' = 1, \dots, m. \quad (7)$$

В частности, при $i = i'$ формула (7) дает дисперсии относительных погрешностей оценок экспертов.

Тогда оптимальная итоговая оценка оцениваемой характеристики совокупностью из m экспертов задается равенством

$$X_{opt} = \frac{(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{X})}{(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{1})}, \quad (8)$$

где $K_{\bar{X}}^{-1}$ – обратная матрица к ковариационной матрице $K_{\bar{X}}$ относительных погрешностей оценок экспертов ((i, i') – элемент этой матрицы равен ковариации (7)), $\bar{1} = (1, 1, \dots, 1)^T$ – m – мерный вектор, $\bar{X} = (X_1, \dots, X_m)^T$ – вектор объединяемых оценок экспертов.

Дисперсия относительной погрешности оптимальной оценки (8) задается равенством

$$\sigma^2(X_{opt}) = \frac{1}{(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{1})}. \quad (9)$$

Оптимальность оценки (8) означает, что дисперсия относительной погрешности оценки любого из m экспертов больше дисперсии (9).

Таким образом, предложенные выше схемы объединения оценок нескольких экспертов, обладая оптимальными свойствами, образно говоря, “выжимают” всю информацию из оценок отдельных экспертов и дают сводную объединительную оценку с наименьшей погрешностью^{1*}.

При оценке технического уровня СТС перед экспертами ставятся вопросы разнопланового характера (например, оценить значимость оценочных показателей таких как, «технический», «технологический», «эксплуатационный», «экономический» и пр.), и поэтому бывает трудно найти специалиста, способного компетентно разбираться по всему спектру вопросов. В таких случаях в состав экспертной группы необходимо включать наряду со специалистами широкого профиля, высококвалифицированных специалистов в узких областях. Число таких специалистов зависит от их профессионального уровня и решается, в частности, с помощью равенства (9).

Для агрегирования мнений экспертов принимается среднегеометрическое, вычисляемое по следующему соотношению [11]

$$a_{ij}^A = \sqrt[n]{a_{ij}^1 a_{ij}^2 \dots a_{ij}^n}, \quad (10)$$

где a_{ij}^A – агрегированная оценка элемента, принадлежащая i -й строке и j -му столбцу матрицы парных сравнений; n – число матриц парных сравнений, каждая из которых составлена одним экспертом.

^{1*} При объединении оценок нескольких экспертов часто ориентируются на утверждение, что количество экспертов должно быть достаточно большим. Приведенные выше схемы показывают, что часто достаточно оценки лишь одного высококвалифицированного эксперта, чтобы погрешность оценки была ниже приемлемого уровня

Логичность критерия (10) становится очевидной, если два равноценных эксперта указывают при сравнении объектов соответственно оценки a и $1/a$, что при вычислении агрегированной оценки дает единицу и свидетельствует об эквивалентности сравниваемых объектов.

Выводы

На основе проведенных аналитических исследований по проблеме оценки точности и надежности экспертных оценок при оценке технического уровня СТС:

1. Предложен порядок формирования группы экспертов и требования к экспертам.
2. Определен с достаточной для практических расчетов состав экспертной группы с числом экспертов, равным не менее 10-12 при доверительной вероятности 0,8.
3. Рассмотрены подходы и предложены варианты определения коэффициента компетентности эксперта, который учитывает факторы научной квалификации, аргументации мнения эксперта и его знакомство с оцениваемой проблемой.
4. Предложен методический подход к оценке возможных ошибок экспертов при получении сводной оценки группы экспертов.

Литература

1. Ямпольский С.М., Лисичкин В.А. Прогнозирование научно-технического прогресса, – М.: Экономика, 1974. – 207 с.
2. Щевров Д.Н. Проектирование беспилотных летательных аппаратов. – М.: Машиностроение, 1978. – 264 с.
3. Семенов С.С. Оценка технического уровня систем наведения управляемого авиационного оружия класса «воздух-поверхность» // Вестник компьютерных и информационных технологий. – 2006. – № 8 – С. 7-11; № 9 – С. 13-23; № 10 – С. 12-18.
4. Семенов С.С., Щербинин В.В. Метод оценки технического уровня систем наведения управляемых авиационных бомб / Материалы четвертой научно-практической конференции «Перспективные системы и задачи управления» и первой молодежной школы семинара «Управление и обработка информации в технических системах». Таганрог. ТФЮУ, 2009 г. – 291 с. – С. 160-167.
5. Семенов С.С., Щербинин В.В. Метод оценки технического уровня систем наведения управляемых авиационных бомб // Вопросы оборонной техники. Сер. 9. Специальные системы управления, следящие приводы и их элементы. – М.: ФГУП «НТЦ «Информтехника», 2010. – Вып. 1 (242) – 2 (243). – 108 с. – С. 29-32.
6. Орлов А.И. Эконометрика. Ростов-на-Дону: Феникс, 2009. – 572 с.
7. Бобровников Г.Н., Клебанов А.И. Комплексное прогнозирование создания новой техники. – М.: 1989. – 205 с.
8. Брахман Т.Р. Многокритериальность и выбор альтернативы в технике. – М.; Радио и связь, 1984. – 288 с.
9. Крянев А.В., Тихомирова А.Н., Сидоренко Е.В. Групповая экспертиза инновационных проектов с использованием байесовского подхода // Экономика и математические методы. – 2013 Том 49, №2 – С. 124-139.
10. Крянев А.В., Лукин Г.В., Удумян Д.К. Метрический анализ и обработка данных. – М.: Физматлит, 2012. – 308 с.
11. Андрейчиков А.В., Андрейчикова О.Н. Системный анализ и синтез управленческих решений в инноватике: Математические, эвристические и интеллектуальные методы системного анализа и синтеза инноваций. – М.: Книжный дом «ЛИБРОКОМ», 2013. – 304 с.



Kryanev A.V., Semenov S.S.

ON THE ISSUE OF QUALITY AND RELIABILITY OF EXPERT JUDGMENTS IN DETERMINING THE ENGINEERING LEVEL OF COMPLEX SYSTEMS

This paper has shown the topicality of using a method of expert judgments for developing complex technical systems (CTS). And in reference with this, the paper has considered the issues of judgments of a required number of experts in conducting peer reviews, their expert knowledge, data on the minimum size of an expert group and methodical approach to determine the level of possible errors of experts to provide judgment of an expert group, including expert assessments on the basis of past knowledge, as well as the possibility of an aggregate consideration of opinions of individual experts involved in the assessment of a case study.

Keywords: *complex technical systems, method of expert judgments, accuracy of an expert judgment, expert knowledge, number of experts as part of a group, weight factor, dispersion of expert judgment errors.*

The topicality of expert judgment method

Expert judgment methods based on the expertise and experiences in carrying out research and development (R&D), study of information on scientific and technical literature, periodicals and patents in a specific area combined with modern mathematical methods of knowledge are an important tool for determining general progress trends, parameters, and technical level of complex technical systems (CTS) [1,2].

Generally, the method of expert judgments is used in the study of entities and problems, the analysis of which is either fully or partially cannot be formalized, i.e. where it is difficult to develop an adequate model. A procedure for conducting expert judgment methods is comprehensively enough described in scientific literature, for example in [1], with the consideration of the issues related to forming expert groups, expert knowledge, forms of work with experts, and the formation of questionnaires and tables of expert examinations, and analysis and expert judgments' processing, also with coordination of opinions of individual experts taken into account. The determinative factors in conducting expert judgments defining the judgment reliability and its accuracy is the selection of experts and their expertise.

Judgment accuracy and the number of experts

It is very important to define the appropriate numerical composition of an expert team. With an insufficient number of experts, the results of their work will not be reliable. A large team of qualified experts is difficult to form and organize its work.

The method of CTS technical level assessment has been developed with participation of experts, the main provisions of which are given in [3-5]. In this case, for the assessment of CTS technical level, experts are usually involved to generate indicators and to define the weight (importance) of estimated figures and ranks of objects under study. An important factor for a researcher is reasonable selection of experts.

To form an expert working team is the important stage in the process of expert judgment, and it is necessary, in case of need to allocate sub-teams of experts in a particular area, and the number of experts in the team.

Selection of expert working teams is carried out in the following succession:

1. A list of questions that need an expert opinion is prepared.
2. A list of experts who together can provide answers for the whole set of questions is formed.
3. A list of questions is sent to each expert, in order to find out whether he can or cannot competently participate in the examination of the question under consideration.
4. Next, it is necessary to determine spending of time and resources that could give an answer for each question, with a minimum of time and resources to carry out the survey.

The expert must meet the following requirements:

- expert judgments should be stable over time during the time of examination;
- the expert should be qualified in a given field of knowledge, i.e. he should be a respected authority in field of the development of new products of this type when evaluating the technical level of CTS.

It is advisable to involve in expert judgments such experts, whose judgments consistently differ from true assessments by downward bias or upward bias, i.e. the error is of systematic nature. In this case, you can identify a bias and make corrections for it.

In the binomial model of choice, the larger is the sample size, the more accurate is the estimation of a characteristic. It is believed that a minimum of sample sizes commonly used in marketing research makes up 100. [6] As the cost of research grows as the linear function of a sample size, and the accuracy increases as the square root of this size, then the upper limit of the sample size is also selected based on economic considerations.

The number of experts should be large enough, so that individual opinions should not be unduly significant. However, the sudden increase in the number in the group reduces their level of competence, which can significantly reduce the accuracy of expert judgment.

For the calculation of the number of experts, a well known ratio can be used, which is applied to calculate the error of observations [7]

$$N = t_p^2 / \varepsilon_j^2,$$

where N is the number of experts in the team,

$\varepsilon_j = \varepsilon / S$ is the relative error margin of expert judgment,

S is a root-mean-square deviation of the distribution of assessments ratings of any quantity,

t_p is Student's coefficient, which determines the width of the confidence interval and the dependence on the probability estimates P (t_p is a tabulated value).

The minimum acceptable number of experts in the team N (Table 1) can be determined depending on the specified accuracy of expert judgment and selected probability estimates.

Table 1. The minimum acceptable number of experts in the team

ε_1	Probability estimates P							
	0,99	0,95	0,90	0,85	0,80	0,75	0,70	0,65
0,5	26	15	11	8	7	5	4	4
0,3	74	43	31	23	19	15	12	10

It is empirically established that the number of experts of 13-15 persons can be considered as a sufficiently representative group for examination of CTS.

Proof of this is the dependence of the accuracy and reliability of the assessment of the event occurrence term with a number of experts in the team N (Fig. 1).

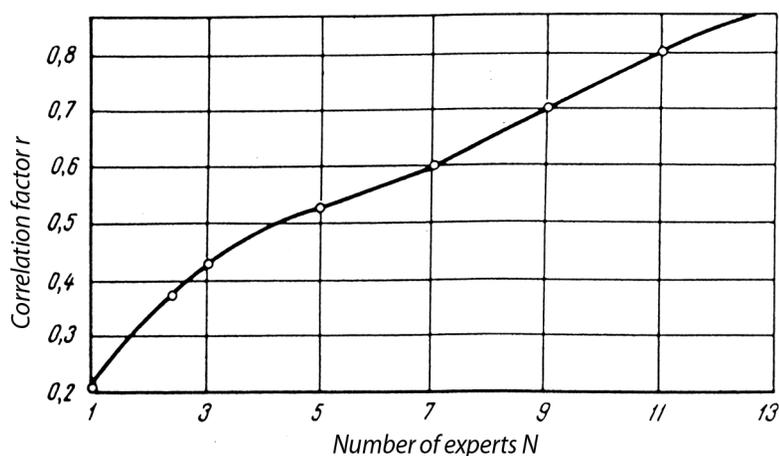


Fig. 1. Relationship of accuracy and reliability of results' assessment of the event occurrence term with a number of experts in the team N

Definition of an acceptable quantity of an expert team

In connection with mentioned above, it is of interest to give an example presented in [1]. Suppose that there are 100 professionals on the matter under discussion. Due to the organizational difficulties, we can create a team of experts consisting of 50 persons. For simplicity of calculation, we assume that an expert is such a professional, who has experience on the subject of at least 10 years. Then the original problem is formulated as follows: it is necessary to determine the 50-percent sample of 100 professionals with a number of experts with experience of at least 10 years with the probability of 0.9545.

Suppose that the proportion of professionals with experience of 10 years and more, from some a priori specified hypotheses is equal to 0.6 and professionals with experience less than 10 years respectively is equal to 0.4. Representativeness error can be calculated in accordance with the theorem of Bernoulli by the following formula

$$M_g = t \sqrt{\frac{rg}{n}}$$

where M_g is the error of representativeness;

t is the confidence factor;

r is the portion of sample units with the presence of the given criterion (in this example $r = 0,6$);

g is the portion of sample units with no given criterion ($g = 0,4$). At the specified probability $P = 0.9545$, coefficient $t = 2$.

Then

$$M_g = 2 \sqrt{\frac{0,6 \cdot 0,4}{50}}$$

Thus, in the original team of professionals the part of experts with experience not less than 10 years is $0,6 \pm 0,138$, or it will be within the limits from 46.2 to 73.8%.

Practice of prediction tends to the minimally possible number of experts in the team. Reducing the number of experts lower than a certain limit is equivalent to decrease the accuracy of a sample. In such a situation, the problem of establishing the quantity number of an expert team with defined values of decreasing the accuracy of a sample arises. Let a sample reduction of 10% in the previous example be given, which makes up 0.0138 of the calculated error of representativeness. Then the resulting error will make up $\Delta_g = \pm (0,138 + 0,0138) = \pm 0,1518$.

The sample size is calculated by the formula

$$ng = (t^2 r g) / \Delta_g^2 = (4 \cdot 0,6 \cdot 0,4) / 0,0225 = 36 \text{ experts.}$$

Thus, in a team of 100 professionals there are 36 experts with probability $P = 0.9545$. As a result of studies to determine the quantity of an expert team, given in [8], the dependence of $\beta / \alpha = f(k)$ (β is variation, α is the width of confidence interval, k is the number of experts) for the selected confidence probability p (Fig. 2) has been obtained.

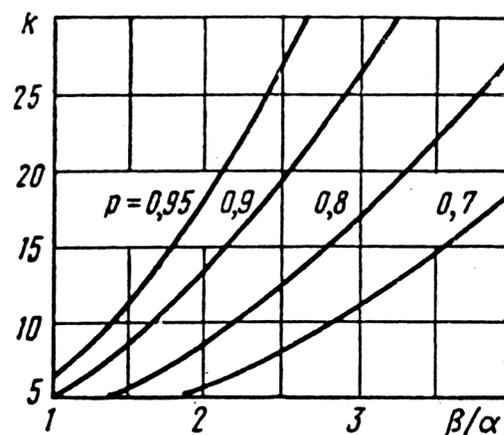


Fig. 2. The diagram for determining the quantity of experts k in terms of the ratio β / α

Suppose that we want to create a team of experts to evaluate the technical level of CTS, and it is desirable that the confidence interval of expert judgment of a non-metric criterion with the probability 0.8 was no more than $\pm 10\%$ of its average value. Based on previous experience, it is known that those to be included into the team of professionals in problems of this kind gave the value of β , which does not exceed 0.25.

Thus, as input data we have: $\alpha = 0,1$; $\beta = 0,25$, i.e. $\beta / \alpha = 2,5$; $p = 1$. For these initial data, from the graph (Fig. 2) we find $k = 12$.

Thus, we conclude that the best solution will be to organize an expert team consisting of 10-12 persons. In this case, it is assumed that all the experts are familiar with the assigned problem and ready to answer all raised questions. However, sometimes when assessing the technical level of CTS, questions raised for experts have a so varied nature (e.g., technical, operational, economic, etc.), that it is difficult to find a professional, who is able to deal adequately with the total spectrum of issues. In such cases, the expert team should involve along with experts on all issues (limited number) experts in a narrow field who can only answer certain questions. As a result, a full team of experts is formed. But the question arises whether the assessment obtained by the given expert staff is reliable? Indeed, in this case, the expert quality does not apply to the entire set of questions posed to experts.

Competence of experts

Assessment of experts' competence is not less important than the determination of the minimum quantity of an expert team. Obviously, depending on the nature and type of products the coefficient of competence of the same expert may vary from zero (completely incompetent) to one (the highest value of the weighting factor).

It should be noted that at present the objective methods of assessment of experts are difficult to realize practically, and sufficiently subjective methods such as self-appraisal, mutual appraisal and appraisal based on documents of qualification are mainly used.

In the first approximation, we can evaluate the quality of an expert, using a formal approach to the assessment of his professional competence. [7] First, professional competence is determined by the level of academic qualifications of an expert K_K , which can be appraised approximately from Table 2.

Secondly, the competence of an expert is determined by the structure of arguments, which served as the basis for appraisal of his reasoning factor (factor K_a), and the degree of his knowledge of a problem under study (factor K_s).

Factor of argumentation K_a can be obtained, in particular, by adding the appropriate numerical values in the table (Table 3) marked by an expert as self-appraisal procedure (the list of sources of reasoning is given in the questionnaire).

Table 2. Approximate level of scientific qualifications of an expert

Position	Qualification factor values K_K			
	Without a degree	PhD	Doctor of engineering	Corresponding member, Academician
Senior researcher	0,15	0,225	0,30	0,50
Head of Laboratory, team leader, associate professor	0,20	0,30	0,40	0,60
Head of department, Deputy head of department, head of a chair	0,25	0,375	0,50	0,75
Head of a complex, Deputy head of a complex	0,30	0,60	0,60	0,90
Director, Deputy director, Problem research manager	0,40	0,60	0,80	1,00

Table 3. Appraisal of expert opinion reasoning

Sources of reasoning	The degree of source influence		
	high	average	low
Field experience	0,40	0,30	0,20
Conducted theoretical analysis	0,20	0,15	0,10
Accounting trends identified at recent conferences and workshops	0,10	0,10	0,05
Generalization of the works of local authors	0,10	0,05	0,05
Generalization of the works of foreign authors	0,05	0,05	0,05
Personal knowledge of the state of affairs abroad	0,05	0,05	0,05
Intuition	0,05	0,05	0,05
Reasoning factor K_a	1,00	0,80	0,50

It should be noted that the numerical judgments in Table 3 are approximate, but it is important to emphasize that the total reasoning factor K_a should not exceed 1. The degree of influence on an expert opinion of all the listed sources of reasoning ($K_a = 1$ – high, $K_a = 0.8$ – average, $K_a = 0.5$ – low) is determined, as already noted, by an expert himself.

The degree of expert knowledge of a problem is appraised similarly. In the questionnaire, an expert fills in score of self-appraisal (e.g., from 1 to 10), and the maximum score (10) corresponds to the knowledge at the level of authorship (co-author) in development of specific approaches to the problem solution, and the minimum score (0) is a complete lack of problem knowledge. Next, the normalization of the scoring is carried out, i.e. by multiplication by 0.1 the factor K_3 , is brought within the range from 0 to 1.

Versatility indicator of competency of the i -th expert can be calculated under the following formula

$$K_i = (K_k + K_a + K_3) / 3.$$

The value K_i is in the range from 0.05 to 1.0.

Typically, the factor of professional competence of an expert is taken into account as a multiplier in appropriate assessment, i.e. as it serves as a factor of importance (weight) of a given expert opinion (for example, in assessing values of the weight function in the matrices of levels of consumer properties and total costs).

In [8] the degree of competence defines the credibility factor, which means the number that shows what weight should be included into the statistical analysis of the quantitative evaluation of a given expert. The credibility factor is expressed in normalized form, and factor coefficient $\mu = 1$ is attributed to maximum credibility, and less competent experts have $\mu < 1$, incompetent expert should get $\mu = 0$.

In order to select a reasonable method for determining the credibility factors of experts according to the results of the expertise itself, the study [8] offers the approach to the formation of this factor.

1. The credibility factor should be in the range 0-1.
2. The credibility factor should be a monotonic function of the difference between the individual and the average assessment of the system criteria under study.
3. For the same difference between the individual and the average assessment the credibility factor shall be the smaller, the smaller is the variance of the averaged value of criterion.

4. At the concurrency of the individual and the averaged assessment the credibility factor should turn into 1, that is, possess its maximum value.

5. The credibility factor should be determined using expert judgments of criterion under study for all the competing systems in a given problem of choice.

Peculiarities of propositions 3 and 5 are presented in detail in study [8].

We have developed an approach that offers to use the information about the levels of potential errors of experts and takes into account this information in obtaining an aggregate assessment of an expert team [9]. Refinement of the average value with additional information embedded in the analyzed sample of data can be done based on the Bayesian scheme [10]. The Bayesian approach is widely used as a tool of the theory of probability in various fields. To get a consolidated judgment of an expert team, the method is offered that takes into account the “distances” of experts’ judgments to the aggregate one based on which the experts are assigned different weights.

Thus, for n criteria and m experts we have $m \times n$ judgments, which can be represented as a matrix:

$$X = \begin{bmatrix} x_1^1 & \dots & x_n^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ x_1^m & \dots & x_n^m \end{bmatrix}, \quad (1)$$

where $x_j^{(i)}$ is the weight of the criterion j according to the opinion of the expert i .

Then we calculate the arithmetical mean of judgment values for each criterion

$$\overline{x^{(A)}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \overline{x^{(i)}} = \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m x_1^{(i)}, \dots, \sum_{i=1}^m x_n^{(i)} \right) = (\overline{x_1^{(A)}}, \dots, \overline{x_n^{(A)}}), \quad (2)$$

where $\overline{x_j^{(A)}}$ is the average value by criterion j .

Further refinement of the obtained values of weight factors of criteria significance are based on consideration of different level of errors in judgments of different experts, which will be considered in the calculation of the consolidated judgments.

We shall introduce the random variable whose realizations are equal to deviations of the significance of experts’ criteria from the true value. It is important to note that in this case, arithmetical mean value of experts’ judgments is taken as true value.

Then, for every expert we have the estimate of variance of the introduced random variable:

$$\sigma^{(i)2} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j^{(i)} - \overline{x_j^{(A)}})^2. \quad (3)$$

Then we shall calculate the weight factor for each expert:

$$w^{(i)} = \frac{1}{\sigma^{(i)2}} / \sum_{i=1}^m \frac{1}{\sigma^{(i)2}}. \quad (4)$$

It is important to note that in this case we take the assumption of stochastic independence of experts' judgments. This assumption is based on the fact that experts do not report scores given to their colleagues, which provides independent experts' judgments as random variables.

After obtaining weight factors (4) it is necessary to calculate the refined judgments of criteria significance as weighted averages taking into account different levels of expert judgments' errors:

$$\overline{x_j^{(B)}} = \sum_{i=1}^m w_i x_j^{(i)}. \quad (5)$$

As a result, for each criterion j the value $\overline{x_j^{(B)}}$ will be found, which corresponds to the consolidated judgments of all experts in view of individual errors of experts. This value is the weighted average value of experts' judgments based on their expert competence.

Another reliable scheme for determining the competence of each expert expressed in the definition of weights of their judgments is the estimation of errors variance of experts' judgments in the past. This scheme is applicable if the matrix of experts' judgments is known, and implemented values of the predicted characteristic are also known and they can be represented as a matrix

$$\begin{pmatrix} X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1m}, Y_1, \\ X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2m}, Y_2, \\ \dots, \dots, \dots, \dots, \dots \\ X_{N1}, X_{N2}, \dots, X_{Nm}, Y_N, \end{pmatrix}, \quad (6)$$

where X_{ij} is the numerical value of the judgment of the j -th expert in the i -th judgment carried out in the past, Y_i is the implemented value of the characteristic under judgment.

Based on the known values of the matrix elements (6), it is possible to estimate a covariance matrix of relative errors of experts' judgments, using the following formula

$$\text{cov}(X_i, X_{i'}) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(\frac{X_{ki}}{Y_k} - 1 \right) \cdot \left(\frac{X_{ki'}}{Y_k} - 1 \right), i, i' = 1, \dots, m. \quad (7)$$

In particular, for $i = i'$ the formula (7) gives variances of relative errors of experts' judgments.

Then the optimal final assessment of the characteristic under experts' judgments with the aggregate of m experts is given by the following equality

$$X_{opt} = \frac{\left(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{X} \right)}{\left(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{1} \right)}, \quad (8)$$

where $K_{\bar{X}}^{-1}$ is the inverse of the covariance matrix $K_{\bar{X}}$ of the relative errors of experts' judgments ((i, i') is an element of this matrix is equal to the covariance (7)), $\bar{1} = (1, 1, \dots, 1)^T - m$ is the N -dimensional vector, $\bar{X} = (X_1, \dots, X_m)^T$ is the vector of consolidated experts' judgments.

The variance of the relative error of the optimal estimate (8) is given by the following equality

$$\sigma^2(X_{opt}) = \frac{1}{(K_{\bar{X}}^{-1} \bar{1} \cdot \bar{1})}. \quad (9)$$

Optimality of estimate (8) indicates that the variance of relative error of judgment of any of m experts is more than the variance (9).

Thus, the proposed scheme of consolidating judgments of several experts, having optimal properties, figuratively speaking, “squeeze” all the information from judgments of individual experts and provide a summary unifying judgment with the least error¹.

In assessing the technical level of CTS, diverse questions are raised for experts (for example, to assess the significance of estimated figures such as “technical”, “technological”, “operating”, “economic”, etc.), and therefore it is difficult to find an expert who is able to understand competently all issues. In such cases, the expert team should include along with a broad specialists, highly qualified professionals in narrow fields. The number of such professionals is determined by their level of professionalism and solved with help of equality (9).

The geometric mean value is taken for aggregation of expert opinions calculated by the following equation [11]

$$a_{ij}^A = \sqrt[n]{a_{ij}^1 a_{ij}^2 \dots a_{ij}^n}, \quad (10)$$

where a_{ij}^A is the aggregate judgment of the elements belonging to the i -th row and j -th column of the matrix of pairwise comparisons; n is the number of matrix of pairwise comparisons, each of which is drawn up by one expert.

The consistency of criterion (10) becomes apparent when two equivalent experts indicate a and $1/a$ respectively when comparing objects, and in calculating the aggregate judgment it gives 1 and testifies to the equivalence of compared objects.

Conclusions

Based on the carried out analytical studies on the problem of assessing the accuracy and reliability of experts' judgments in the evaluation of technical level of CTS:

1. The procedure for the formation of an expert team and the requirements to experts has been offered.
2. As sufficient for practical calculations, composition of an expert team with a number of expert equal to not less than 10-12 persons at the confidence level of 0.8 has been defined.
3. The approaches and alternatives to determine the competence factor of an expert, which takes into account factors of scientific skills, reasoning of expert opinion and knowledge of the estimated problem have been considered.
4. The methodical approach to the evaluation of possible errors of experts in obtaining consolidated judgment of experts has been offered.

¹ When combining assessments of several experts it is often orientated by the statement that the number of experts should be large enough. The above presented schemes show that it is often sufficient to have the judgment of only one highly qualified expert, in order that the estimation error should be below the acceptable level.

References

1. **Yampolsky S.M., Lisichkin V.A.** Prediction of scientific-technical progress – Moscow: Economics, 1974. – 207 p.
2. **Scheverov D.N.** Designing of unmanned aerial vehicles. – Mechanical engineering, 1978. – 264 p.
3. **Semenov S.S.** Assessment of the technical level of guidance systems for controlled aircraft weapon of the class “air-to-surface” // The bulletin of computer and information technology. – 2006. – # 8 – p. 7-11; # 9 – p. 13-23; # 10 – p. 12-18.
4. **Semenov S.S., Shcherbinin V.V.** Method of assessing engineering level of guidance systems of robot bombs / Proceedings of the Fourth theoretical and practical conference “Advanced Systems and Control Problems” and of the first youth school workshop “Managing and processing information in technical systems”. Taganrog. TFYU, 2009 – 291 p. – P. 160-167.
5. **Semenov S.S., Shcherbinin V.V.** Method of assessing engineering level of guidance systems of robot bombs // Issues of enginery. Line. 9. Special control systems, follower drives and components .. – Moscow: FSUE “STC”Informtekhnika”, 2010. – Vol. 1 (242) – 2 (243). – 108. – S. 29-32.
6. **Orlov A.I.** Econometrics. Rostov-on-Don: Phoenix, 2009. – 572 p.
7. **Bobrovnikov G.n., Klebanov A.I.** Integrated prediction of a new technology development. – Moscow: 1989. – 205 p.
8. **Brahman T.P.** Multicriteria choice and selection of an alternative in engineering. – Moscow, Radio and Communication, 1984. – 288 p.
9. **Kryanev A.V., Tikhomirov A.N., Sidorenko E.V.** Group expertize of innovation projects using Bayesian methods // Economics and Mathematical Methods. – 2013. Tom 49. – #2. – P. 134-139
10. **Kryanev A.V., Lukin G.V., Udumyan D.K.** Metric analysis and data processing. – M. Physmathlit, 2012. – 308 p.
11. **Andreychikov A.V., Andreichikov O.N.** System analysis and synthesis of management decisions in innovation: Math, heuristics and intelligent methods of system analysis and synthesis in innovation. – Moscow: Publishing house “LIBROKOM”, 2013. – 304 p.



Марон А.И.

МЕТОД ПОСТРОЕНИЯ АЛГОРИТМОВ ПОИСКА НЕИСПРАВНОСТЕЙ В СИСТЕМАХ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОЙ АВТОМАТИКИ

Предложен метод построения оптимальных алгоритмов поиска неисправностей для систем, потери от отказов которых нарастают экспоненциально с увеличением времени восстановления. Такая ситуация характерна для систем железнодорожной автоматики.

Ключевые слова: алгоритм поиска неисправностей, системы железнодорожной автоматики, потери от отказов.

1. Введение

Техническое обслуживание систем железнодорожной автоматики включает в себя оперативное восстановление при отказах. Обязательным этапом процесса оперативного восстановления является поиск неисправности, длительность которого во многом определяет размер потерь от отказа. Время поиска и влияние «человеческого фактора» можно существенно снизить, применяя для важнейших систем заранее разработанные оптимальные алгоритмы поиска неисправностей, которые обычно оформляются в виде инструкций. Известные в настоящее время методы построения таких алгоритмов предполагают, что критерием оптимальности является среднее время поиска неисправности [1]. Вместе с тем, для многих ответственных систем автоматики потери при отказе не связаны линейно со временем их восстановления, а нарастают значительно быстрее. Так, при отказе системы автоблокировки на участке с интенсивным движением поездов суммарное время задержки поездов возрастает экспоненциально с увеличением времени восстановления [2]. В данной работе впервые предложен метод построения оптимального алгоритма поиска неисправностей для таких систем.

2. Постановка задачи и метод решения

Не уменьшая общности результатов, для простоты изложения сформулируем задачу следующим образом. Система, являющаяся объектом поиска неисправностей, представлена функциональной моделью из n блоков, с номерами от 1 до n . Один из блоков является выходным. Ему присвоен номер n . Проверка P^k сигнала на выходе блока k ($k = 1, 2, \dots, n$) имеет положительный результат

π^k_1 , тогда и только тогда, когда он исправен и исправны все блоки ему предшествующие. В противном случае проверка Π^k будет иметь отрицательный результат π^k_0 , означающий, что либо блок k неисправен, либо неисправен один из блоков ему предшествующий. Проверка Π^n выполнена. Получен отрицательный результат, означающий отказ системы ввиду неисправности одного из блоков. Вероятность неисправности блока i равна p_i . Время проверки Π^k равно t_k . Поиск неисправности будет осуществляться по разработанному условному алгоритму A , в котором очередная проверка выбирается в зависимости от результата предыдущей. В этом алгоритме каждому блоку i соответствует своё время поиска его неисправности $T_i(A)$. Оно равно сумме времён проверок, которые придётся для этого выполнить в соответствии с алгоритмом A . Потери от простоя системы связаны экспоненциально со временем её восстановления. Будем считать, что время замены неисправного блока намного меньше времени поиска неисправности. Тогда можно записать, что потери при отказе блока i и принятом алгоритме поиска неисправностей A будут равны

$$L_i(A) = \exp(r \cdot T_i(A)),$$

где r – числовой коэффициент, величина которого для систем автоблокировки зависит от интенсивности движения поездов на участке.

Средние потери от отказа системы – $L(A)$ при заданном алгоритме A представляют собой сумму по i , от 1 до n , произведений вероятностей p_i на $L_i(A)$.

Требуется построить алгоритм A^* , при котором средние потери от отказа системы **минимальны**.

Уже при $n = 10-20$ количество различных алгоритмов поиска неисправностей, которые можно построить даже для рассматриваемой простейшей топологии системы, огромно. Найти среди них оптимальный алгоритм методом полного перебора практически невозможно. Ниже предлагается метод, который позволяет преодолеть барьер размерности и реально построить искомый алгоритм.

Будем рассматривать поиск неисправностей как процесс управления движением системы. Её надо перевести из начального состояния, когда возможными являются все n неисправностей, в одно из конечных состояний, когда неисправный блок точно определён. Число таких конечных состояний n . Все прочие состояния промежуточные. Каждому состоянию соответствует некоторое подмножество блоков системы, с точностью до которых в ходе выполнения проверок локализован неисправный блок. Например, если для системы, представленной на рисунке 1, выполнить проверку Π^1 , то при её отрицательном результате система перейдёт в состояние $S(2,3,4)$. Каждому состоянию соответствует определённое количество блоков системы $\|S\|$, с точностью до которых в ходе выполнения проверок локализован неисправный блок. В дальнейшем эту величину будем называть уровнем локализации неисправности. Так для $S(2,3,4)$ имеем $\|S\| = 3$. Каждому неконечному состоянию S соответствует определённое множество проверок $\Pi(S)$, которые можно выполнить для дальнейшей локализации неисправности. Так для $S(2,3,4)$ это проверки Π^2 и Π^3 . В результате выполнения в состоянии S проверки Π^k , входящей в $\Pi(S)$, система перейдёт в состояние $S(\pi^k_1)$, если будет получен результат π^k_1 , или $S(\pi^k_0)$, при результате π^k_0 .

Автором доказано, что минимальные средние потери от отказа системы можно найти с помощью рекуррентного соотношения

$$L^*(S) = \min L(S, \Pi^k) = \min \{ \exp(r \cdot t_k) * [L^*(S(\pi^k_0)) + L^*(S(\pi^k_1))] \}. \quad (1)$$

Минимум в соотношении (1) берётся по всем проверкам Π^k , входящей в $\Pi(S)$. Расчёты должны быть проведены последовательно для всех возможных состояний S , начиная с тех, у которых $\|S\| = 2$, и заканчивая начальным состоянием, где $\|S\| = n$. При этом для конечных состояний, у которых $\|S\|=1$ следует считать, что $L^*(S) = p_i$.

Метод построения оптимального алгоритма будет состоять из следующих этапов.

1) Для всех возможных состояний S , начиная с тех, у которых уровень локализации неисправности равен двум, и заканчивая конечным состоянием, вычислить с помощью соотношения (1) величину $L^*(S)$. Значение, найденное для конечного состояния, представляет собой минимальные потери от отказа системы. Запомнить эти значения и номера проверок k^* , при которых они получены.

2) Последовательно, начиная с начального состояния, выполнить следующие действия. Проверку, зафиксированную на первом этапе, принять в качестве первой проверки искомого оптимального алгоритма поиска неисправностей. Определить состояния, возникающие при её отрицательном и положительном результатах. Проверки, найденные на первом этапе для этих состояний, принять в качестве следующих при соответствующем результате предыдущей проверки. Продолжать процесс до тех пор, пока не будут достигнуты все конечные состояния. В результате будет получен искомый алгоритм A^* .

Для иллюстрации приведём простой пример.

На рисунке 1 приведена система из четырёх блоков. Вероятности неисправностей записаны над блоками, а длительности проверок в минутах указаны над соответствующими им выходами блоков. Коэффициент $\gamma = 0,25$. В таблице 1 приведены возможные состояния, соответствующие им значения $L^*(S)$ и номера проверок k^* . Поясним вычислительную схему первого этапа на примере состояния $S(2,3,4)$. После выполнения проверки Π^2 система перейдёт или в состояние $S(3,4)$ или в конечное состояние $S(2)$. Соответственно $L(S, \Pi^2) = \exp(0,25 \cdot 8) \cdot (0,25 + 1,12) = 10,13$.

Для проверки Π^3 получим $L(S, \Pi^3) = 13,69$. Поскольку $L(S, \Pi^2) < L(S, \Pi^3)$, то в соответствии с (1) принимаем $L^*(S) = 10,13$ и выбираем проверку Π^2 . Запоминаем эти значения в таблице 1. Поясним процедуру второго этапа. Рассмотрим начальное состояние. Соответствующую ему проверку Π^3 принимаем в качестве первой проверки. Проверки, найденные на первом этапе для состояний $S(1,3)$ и $S(2,4)$, принимаем в качестве следующих за ней при отрицательном и положительном результатах. Оптимальный алгоритм построен и приведен на рисунке 1 в виде двоичного дерева. Вершины соответствуют проверкам, дуги их результатам, а листья неисправностям. Ему соответствуют минимальные средние потери $L(A^*) = 46,01$. Заметим, что заменив в (1) минимум на максимум, можно найти максимальные потери и соответствующий им наихудший алгоритм. Для данного примера $\max L(A) = 172,92(!)$.

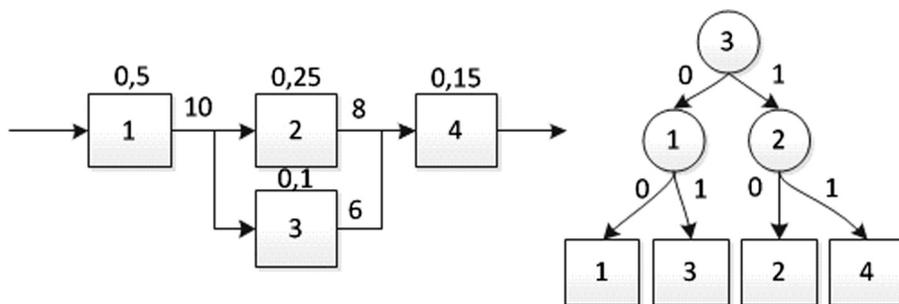


Рис. 1. Пример: система и алгоритм поиска неисправностей

Таблица 1. Пример: расчёты

$ S $	S	k	$S(\pi^k_0)$	$S(\pi^k_1)$	$L(S, \Pi^k)$	$L^*(S)$	k^*
2	1,2	1	1	2	9,14	9,14	1
	1,3	1	1	3	7,31	7,31	1
	2,4	2	2	4	2,96	2,96	2
	3,4	3	3	4	1,12	1,12	3
3	2,3,4	2	2	3,4	10,13	10,13	2
		3	3	2,4	13,69		
4	1,2,3,4	1	1	2,3,4	129,45	46,01	3
		2	1,2	3,4	75,79		
		3	1,3	2,4	46,01		

3. Заключение

Впервые предложен метод построения оптимальных алгоритмов поиска неисправностей для систем, при отказах которых потери нарастают экспоненциально с увеличением времени восстановления. Такая ситуация характерна для систем железнодорожной автоматики. Для реализации метода разработано специальное программное обеспечение. Результат может найти применение и для диагностики ответственных проектов [3].

Литература

1. Сапожников Вл.В., Сапожников В.В. Основы технической диагностики – М.: Маршрут, 2004.
2. Перникис Б.Д., Ягудин Р.Ш. Предупреждение и устранение неисправностей в устройствах СЦБ.- М.: Транспорт, 1994.
3. Марон А.И., Марон М.А. Информационный подход к организации контроля проектов // Бизнес – информатика, – 2012.-№4. – с.54 – 60.



Maron A.I.

THE METHOD OF ALGORITHMS' CONSTRUCTION FOR FAULT FINDING IN RAILWAY AUTOMATION SYSTEMS

The paper offers the method of optimal algorithms construction for fault finding in systems where losses from failures grow exponentially with recovery time increasing. Such a situation is typical for railway automation systems.

Keywords: *fault finding algorithms, railway automation systems, loss due to failures.*

1. Introduction

Maintenance of railway automation systems includes efficient recovery in case of their failures. The mandatory step in the process of efficient recovery is fault finding, the duration of which to a large extent determines the size of losses due to a failure. Search time and the influence of the "human factor" can be significantly reduced by applying beforehand developed optimal algorithms of fault finding for critical systems, which are usually drawn up in the form of instructions. The currently known methods for constructing such algorithms assume that the optimality criterion is the average time of fault finding [1]. At the same time, in many critical automation systems the losses due to a failure are not linearly related to the recovery time, but grow much more rapidly. Thus, in case of an automatic block system failure on a railway section with heavy traffic the total time delay of trains increases exponentially with increasing recovery time. [2] In this paper, for the first time the method of constructing an optimal fault finding algorithm for such systems.

2. Statement of the problem and the solution method

Without diminishing the generality of the results, for the sake of description simplicity we formulate the problem as follows. The system, which is the subject of fault finding, is presented as a functional model of n blocks, numbered from 1 to n . One of the blocks is the output. The number n is assigned to it. Check of P^k , the signal at the output of the block k ($k = 1, 2, \dots, n$) has a positive result π_1^k , only if it is in good order and all the blocks prior to it are operational. Otherwise, the check of P^k will have a negative result π_0^k , which means that either the block k is faulty, or one of the blocks prior to it is out of order. The check of P^n is performed. The result is a negative result, indicating failure of the system due to a malfunction of one of the blocks. The probability of a block i fault condition is equal to p_i . Check time of P^k is equal to t_k .

Fault finding will be carried out according to the developed conditional algorithm A, where the next check is selected depending on the result of the previous one. In this algorithm, its own time of fault finding $T_i(A)$ corresponds to each block i . It is equal to the sum of the checks, which will have to be performed in accordance to the algorithm A. Losses due to system downtime are connected exponentially with time of system recovery. We shall assume that the time to replace the faulty unit is much less of the time to find fault. Then we can write that the loss due to a failure of the block i in adopted algorithm A for fault finding will be equal to

$$L_i(A) = \exp(r \cdot T_i(A)),$$

where r is the numerical factor the value of which for an automatic block system depends on the intensity of train operation on a railway section.

Average losses due to the system failure $L(A)$ for a given algorithm A is the i sum from 1 to n , of products of probabilities p_i by $L_i(A)$.

It is necessary to construct an algorithm A^* , where the average losses due to the system failure **are minimal**.

Even at $n = 10-20$ the number of different search algorithms for fault findings that can be constructed for a simple topology of the system under consideration is enormous. It is practically impossible to find among them the optimal algorithm by exhaustive method. Below a method is suggested that allows us to overcome the barrier of dimension and actually construct the required algorithm.

We shall consider fault findings as the process of system motion control. It should be transferred from the initial state, when all n faults are possible, into one of the final states when the faulty block is precisely defined. The number of such final states is n . All other states are intermediate ones. A subset of system blocks corresponds to each state, up to which accuracy the faulty block is localized in the course of checks' performance. For example, if for the system shown in figure 1, to perform the check P^1 , then at its negative results, the system will transfer into a state $S(2,3,4)$. A certain number of system blocks $\|S\|$ corresponds to each state, up to which accuracy the faulty block is localized in the course of checks' performance. In what follows, we shall name as the level of fault localization. So, for $S(2,3,4)$, we have $\|S\| = 3$. A certain number of checks $P(S)$, which can be performed to further localize the fault, correspond to a non-final state S . So, for $S(2,3,4)$ P^2 these are checks P^2 and P^3 . As a result of check performance P^k in a state S included in $P(S)$, the system will pass into a state $S(\pi^k_1)$, if the result is π^k_1 or $S(\pi^k_0)$ if the result is.

The author has proved that the minimum average losses due to the system failure can be found using the recurrence relation

$$L^*(S) = \min L(S, \Pi^k) = \min \{ \exp(r \cdot t_k) [L^*(S(\pi^k_0)) + L^*(S(\pi^k_1))] \}. \quad (1)$$

The minimum in (1) is taken over all checks P^k , included in $P(S)$. Calculations should be carried out consistently for all possible states S , starting with those, which has $\|S\| = 2$, and ending with the initial state, where $\|S\| = n$. At the same time, we assume that $L^*(S) = p_i$ for the final states in which $\|S\| = 1$.

The method of constructing an optimal algorithm will consist of the following stages.

By using the relation (1) calculate the value of $L^*(S)$ for all possible states S , starting with those, in which the level of fault localization is equal to 2, and ending with the final state, calculated The value found for the final state are the minimal losses of system failure. Remember these values and numbers of checks k^* , in which they are obtained.

Successively perform the following actions, starting from the initial state. The check fixed at the first stage, take as a first check of the desired optimal algorithm for fault finding. Determine the states originated at its negative and positive results. The checks found in the first stage for these states should be taken as a result of the following checks at the corresponding result of the previous check. Continue the process until all the final states are reached. As a result the desired algorithm A^* will be obtained.

For illustration, we shall present a simple example.

Figure 1 illustrates a system of four blocks. The probabilities of failures recorded over the blocks, and duration of checks in minutes are indicated over the corresponding to the check outputs of the blocks. Factor $r = 0.25$. Table 1 shows the possible states, the corresponding values of $L^*(S)$ and numbers of checks k^* . Let us explain the computational scheme of the first stage using the example of the state of $S(2,3,4)$. After performing the check P^2 the system transfers into the state $S(3,4)$ or into the final state $S(2)$. Accordingly $L(S, P^2) = \exp(0,25 \cdot 8) \cdot (0,25 + 1,12) = 10,13$.

For P^3 checking we obtain $L(S, P^3) = 13,69$. Since $L(S, P^2) < L(S, P^3)$, then in accordance with (1) we accept $L^*(S) = 10,13$ and select the check P^2 . Then we memorize the values in Table 1. Let us explain the procedure for the second stage. Let us consider the initial state. We adopt its corresponding check P^3 as the first check. The checks found in the first stage for the states $S(1,3)$ and $S(2,4)$, we take as the next checks, at the negative and positive results.

The optimal algorithm is designed and shown in Figure 1 in the form of a binary tree. Vertices correspond to the checks, and arcs correspond to their results, and leaves to malfunctions. It corresponds to the minimum average losses $L(A^*) = 46.01$. Note that replacing in (1) the minimum by the maximum, we can find the maximum losses and the worst corresponding algorithm. For this example, $\max L(A) = 172.92$ (!).

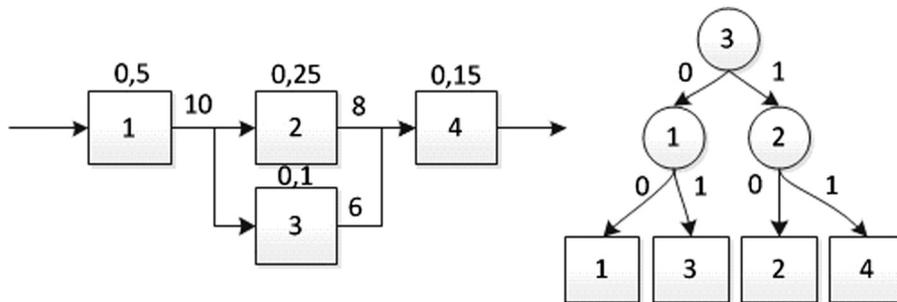


Fig. 1. Example: the system and the algorithm of fault finding

Table 1. An example of calculations

$\ S\ $	S	k	$S(\pi^k_0)$	$S(\pi^k_1)$	$L(S, P^k)$	$L^*(S)$	k^*
2	1.2	1	1	2	9.14	10.13	1
	1.3	1	1	3	7.31		1
	2.4	2	2	4	2.96		2
	3.4	3	3	4	1.12		1.12
3	2,3,4	2	2	3,4	10.13	10.13	2
		3	3	2,4	13.69		
4	1,2,3,4	1	1	2,3,4	129.45	46.01	3
		2	1.2	3,4	75.79		
		3	1.3	2,4	46.01		

3. The conclusion

For the first time the method of constructing optimal algorithms of fault finding for systems, whose failures lead to losses grow exponentially with increasing recovery time. Such a situation is typical for railway automation systems. To apply the method, special software has been developed. The result can also be used for diagnostic of responsible projects. [3]

References

1. **Sapozhnikov VI. V., Sapozhnikov V.V.** Fundamentals of technical diagnostics – M.: Marshrut, 2004.
2. **Pernikis B.D., Yagudin R.Sh.** Prevention and elimination of faults in signaling systems. – M.: Transport, 1994.
3. **Maron A.I., Maron M.A.** Information approach to the organization of project control // Business – InformaticsIT – 2012. – # 4. – pp. 54 – 60.



Лукинова О.В.

МЕТОД КОНСТРУИРОВАНИЯ БИЗНЕС-ПРОЦЕССОВ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩИХ БЕЗОПАСНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ, НА ОСНОВЕ МЕЖКАТЕГОРИЙНОГО ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ПЛОСКОСТЕЙ ЗАЩИТЫ МОДЕЛЕЙ *OSE\RM*

Описана процедура построения бизнес-процессов обеспечения безопасности ресурсов информационной системы, которая является средой функционирования автоматизированных бизнес-процессов предприятия и представляется в виде референсной модели открытой среды.

Ключевые слова: комплексная система защиты, информационная система, модель *OSE\RM*, бизнес-процесс, механизм защиты.

Введение

Сегодня разработка любой серьезной информационной системы предполагает использование определенной технологии, начальный этап которой заключается в том, что моделируются бизнес-процессы предприятия или некоторой области деятельности [1], подлежащие автоматизации. Совокупность таких бизнес-процессов фактически представляет модель деятельности предприятия, которая в дальнейшем реализуется в виде информационной системы. Такая методология позволяет:

1. Осознать и выстроить иерархию целей, которым должна удовлетворять будущая система;
2. Сформировать набор требований к системе, достаточный для реализации нужного функционала системы;
3. «Поиграть» имитационной моделью будущих бизнес-процессов с целью их оптимизации или лучшего структурирования. Для этого на сегодняшний день существует ряд инструментов, таких как BPEL, CaseWeise и др.

Аналогичный подход авторы применили к процессу проектирования комплексной системы защиты (КСЗ) для ИС, т.е. задача заключалась в том, чтобы

- а) сконструировать бизнес-процессы, обеспечивающие безопасность информационной системы и реализуемые в виде приложений КСЗ;
- б) найти способ их формализовать.

Постановка задачи обеспечения безопасности ИС

Постановка задачи обеспечения безопасности ИС, которая является реализацией совокупности бизнес-процессов предприятия, должна включать, по мнению авторов, следующие факторы (рис.1):

1. ИС, как объект защиты с одной стороны и как информационная бизнес-модель предприятия с другой. При этом значимость для бизнеса информационных потоков, обрабатываемых функциями бизнес-процесса предприятия или самих функций определяет и уровень защиты, и ущерб, наносимый бизнесу при ее нарушении.

2. Целевая функция для КСЗ должна быть сформулирована, как обеспечение основных свойств безопасности к информационным и вычислительным ресурсам ИС (ОЗ), а именно: *конфиденциальность* (*K*) – понимается как ограничение доступа к ресурсам в процессе хранения, обработки или передачи, *целостность* (*C*) – определяется неизменностью ресурса в процессе передачи или хранения (возможность модификации только уполномоченными лицами), *доступность* (*D*) – возможность получения легитимным пользователям некоторой услуги в заданный период времени. Иногда в это подмножество входит требование неотказуемости действий, происходящих в системе. Для оценки целевой функции вводятся одноименные критерии, такие как вектор безопасности $KS(C, D, K)$, или $\{KS\} = \{C, D, K, N\}$, где *N* – требование неотказуемости действий, измерение которых производится с помощью лингвистических или балльных шкал. Эти шкалы позволяют измерять и задавать уровень требуемой безопасности, а значения уровня определяются значимостью элементов бизнес-процесса предприятия.

3. Внешними воздействиями, которые могут нарушить целевую функцию, являются потенциально опасные угрозы. Такая угроза характеризуется вероятностью возникновения, которая определяется наличием нарушителя и вероятностью реализации уязвимости программно-аппаратного обеспечения.

4. Защитные механизмы (*Mx*) представляют собой управляющие параметры, обеспечивающие заданный уровень целевой функции $KS(C, D, K)$.

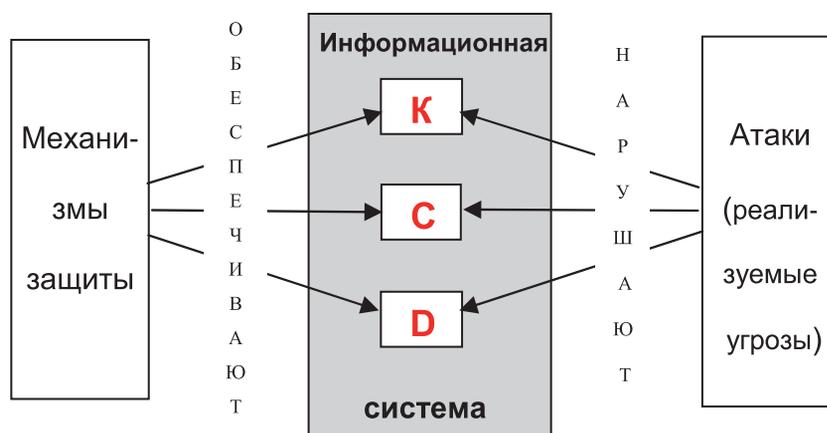


Рис. 1. Схема постановки задачи обеспечения безопасности ИС

Далее возникает задача представить ИС, как объект защиты в виде некоторой модели, причем модель должна в полной мере отражать функциональность ИС и позволять декомпонировать основные цели по функциональным группам ОЗ.

Для представления ИС была использована референсная модель среды открытых систем OSE/RM (Open System Environment/Reference Model), которая описывает эталонную функциональность

архитектуры и структуры информационной системы. Эта модель разработана группой POSIX и описана в стандарте [2,3].

Модель представляет собой два компонента: приложения, которые, собственно и реализуют функции, как бизнес-процесса предприятия, так и бизнес-процесса защиты, и платформу, обеспечивающую функционирование приложений посредством системных сервисов, вызываемых с помощью API-функций.

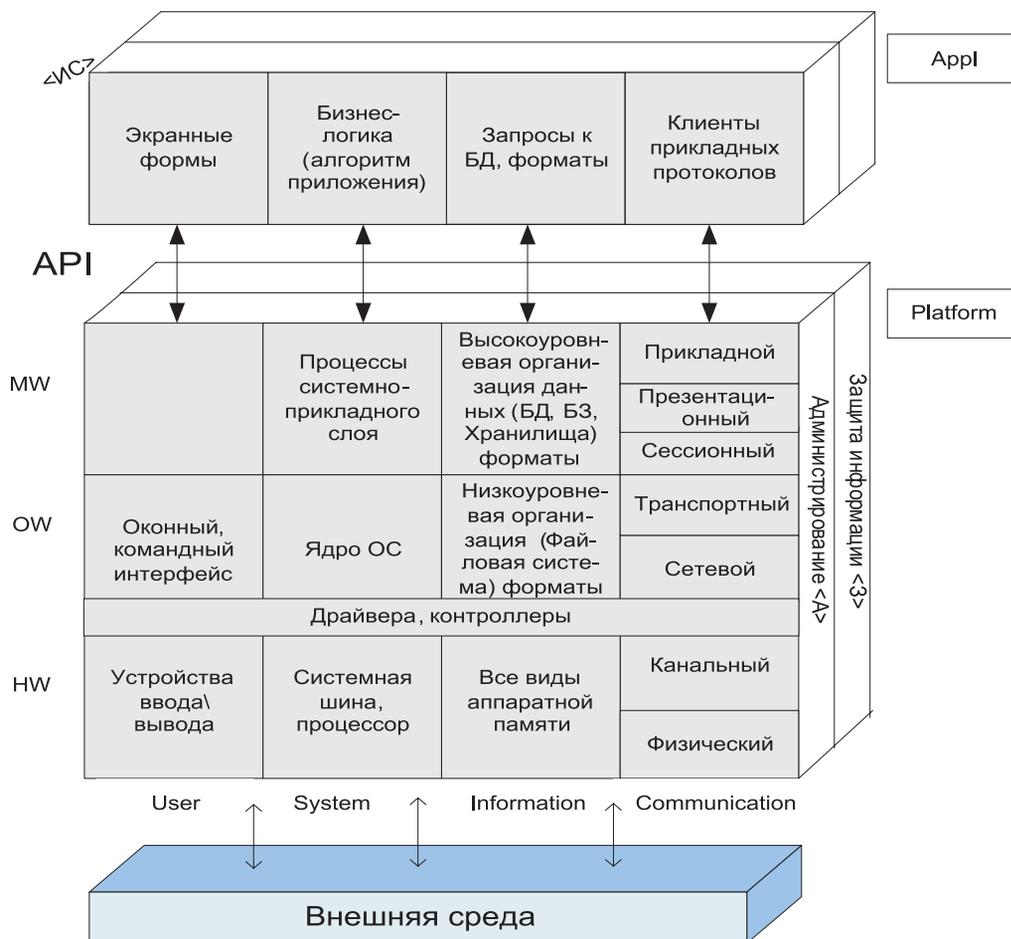


Рис. 2. Модель OSE\RM

Передняя базовая плоскость <ИС> предназначена для структуризации функций, относящихся непосредственно к реализации самой ИС. Она содержит три уровня и четыре группы функциональных компонентов в каждом. Эти уровни следующие:

- компоненты служб и сервисов промежуточного слоя (MW);
- компоненты операционных систем или операционного слоя (OW);
- аппаратный слой (HW).

Функциональные группы компонентов в данной модели составляют:

- компоненты, обеспечивающие интерфейс с пользователем (*User* – «U»);
- компоненты, обеспечивающие все необходимые процессы в системе (*System* – «S»);
- компоненты, обеспечивающие организацию, представление, доступ и хранение данных (*Information* – «I»);
- компоненты телекоммуникационной среды, обеспечивающие взаимосвязь информационных систем (*Communication* – «C»). Данный уровень представляет собой модель взаимосвязи открытых систем (*OSI/RM* – *Open System Interconnection/Reference Model*).

Кроме того, модель трехмерна, она имеет несколько плоскостей. Для исследований рассматривались 3 плоскости: передняя базовая <ИС>, администрирования <А> и защиты <З>, которые могут отражать, каждая в своем контексте, функциональность базовой плоскости. К сожалению, защитная плоскость в стандарте [2] практически никак не прописана, поэтому дальнейшее представление плоскости защиты возможно в 2-х аспектах:

1. «Клетки» плоскости <З> интегрируют совокупности механизмов, обеспечивающих защиту реализаций соответствующих «клеток» базовой плоскости <ИС> – межкатегорийный аспект (в терминах стандарта [2]);

2. Поскольку КСЗ сама является информационной системой, то ее функциональность, в свою очередь, тоже может быть структурирована в соответствии с базовым представлением <ИС> с поправкой на контекст.

Результаты, представленные в данной работе, ориентированы на межкатегорийный аспект. Тогда задача обеспечения безопасности для ОЗ, представленного в виде модели OSE/RM, заключается в том, чтобы свойства *K*, *C*, *D* выполнялись для информационных и вычислительных ресурсов реализаций каждой «клетки» модели. Причем речь идет и о базовой плоскости <ИС>, структурирующей функции ИС, и о плоскости администрирования <А>, и о ресурсах самой системы безопасности, скомпонованных на плоскости защиты <З>. Очевидно, что цели *K*, *C*, *D* референсные, т.к. во-первых, они прикладываются к референсным функциональным группам, а во-вторых, для реализаций разных «клеток» модели их интерпретация различна. На рис.2 приведен пример интерпретации указанных свойств для «клеток» «Экранные формы приложения» и «Процессы системно-прикладного слоя».

<p>Экранные формы</p> <p>К: ограничение доступа к экранным формам приложения:</p> <ul style="list-style-type: none"> - ограниченный физический доступ любого пользователя к экрану компьютера, на котором отображаются формы; - ограниченный доступ к приложению в части его экранных форм. <p>Д: возможность отобразить формы на экране дисплея:</p> <ul style="list-style-type: none"> - физическая возможность, - возможность, противостоящая спаму и вирусам, - отсутствие блокировки формы. <p>С: способность сохранять экранные формы в том виде, в каком они были созданы.</p> <p>Процессы системно-прикладного слоя</p> <p>К: ограничение доступа со стороны соответствующих API-функций приложения к процессам системно-прикладного слоя;</p> <p>Д: возможность системному процессу или API-функции бизнес-логики обратиться к системно-прикладному процессу.</p> <p>С: контроль целостности процессов.</p>

Рис. 3. Пример интерпретации целей безопасности для разных «клеток» модели OSE/RM

Структуризация механизмов защиты

Далее задача заключалась в том, чтобы защитные механизмы *Mx* (как существующие на сегодняшний день, так и потенциально-возможные) структурировать в соответствии с целями «клеток» с учетом интерпретации. Тем самым будет обеспечено требование межкатегорийного представления плоскости <З>, декларируемое стандартом [2]. Анализ *Mx* позволил сделать вывод о том, что все множество механизмов можно разделить на 3 группы:

Группа 1. Целевые – обеспечивающие целевую функцию $\overline{KS} = \{C, D, K\}$. Эти *Mx* должны быть поставлены в соответствие реализациям «клеток» всех трех плоскостей, т.е. в идеале каждая «клетка» должна быть «закрыта» механизмами управления доступом, контролем целостности, обеспечением доступности.

Группа 2. Обеспечивающие, т.е. те, которые осуществляют дополнительные действия, необходимые для а) организации функционирования целевых *Mx* и б) осуществления целевым механизмом своего назначения на том или ином уровне безопасности. Например, чтобы обеспечить конфиденциальность файла данных, для которого установлены те или иные права доступа, система безопасности должна убедиться, что субъект, например, пользователь, обращающийся к нему, обладает соответствующим правом. Для этого необходимо задействовать, прежде всего, механизм организации сеанса с ИС, чтобы предоставить возможность пользователю обратиться к системе; затем механизмы идентификации, аутентификации пользователя; потом – механизм управления доступом к файлу, который и сопоставит права субъекта и файла. А чтобы обеспечить конфиденциальность на определенном уровне, надо использовать алгоритмы шифрования механизма криптоподдержки соответствующей стойкости.

Таким образом, каждый *Mx* из группы 1 требует поддержки обеспечивающих защитных механизмов. Табл. 1,2 демонстрируют пример взаимосвязи целевых и обеспечивающих *Mx* с точки зрения действий а), б). Подобные таблицы могут быть сформированы и согласованы экспертами предварительно.

Таблица 1 соответствия обеспечивающих и целевых *Mx* по конфиденциальности\целостности

Обеспечив. <i>Mx</i>	Организация сеанса	Идент-я, аутент-я	Доверенный канал	Криптоподдержка	Приватность данных	Разделение домена	Уничтоженные остаточных данных
Критерий							
Конфиденциальность \целостность данных <ИС>	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+		+
Конфиденциальность \целостность данных <З>	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+	+	+
Конфиденциальность \целостность данных <А>	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+		+

Таблица 2 соответствия обеспечивающих и целевых *Mx* по доступности

Обеспечив. <i>Mx</i>	Отказоустойчивость	Обслуживаемость	Восстановление данных	Откат данных	Резервирование
Критерий					
Доступность данных <ИС>	+	+	+	+	+
Доступность данных <З>	+	+	+	+	+
Доступность данных <А>	+	+	+	+	+

Следует заметить, что каждый Mx из группы референсный и представляет собой иерархию механизмов-подклассов, обладающих многими атрибутами; их действие направлено на разные объекты ИС. Для дальнейшей структуризации необходимо представить внутреннюю структуру Mx в виде некоторой модели. Для этой цели были использованы семантические модели в виде онтологий. На рис. 3 представлена онтология общего представления класса механизмов защиты $\{Mx\}$ и экземпляр одного из целевых механизмов – управления доступом.

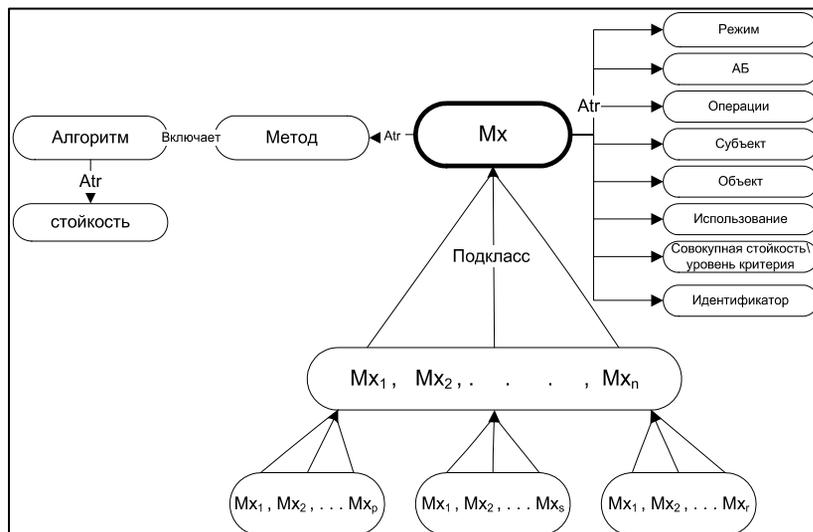


Рис. 3-а. Онтология класса защитные механизмы $\{Mx\}$

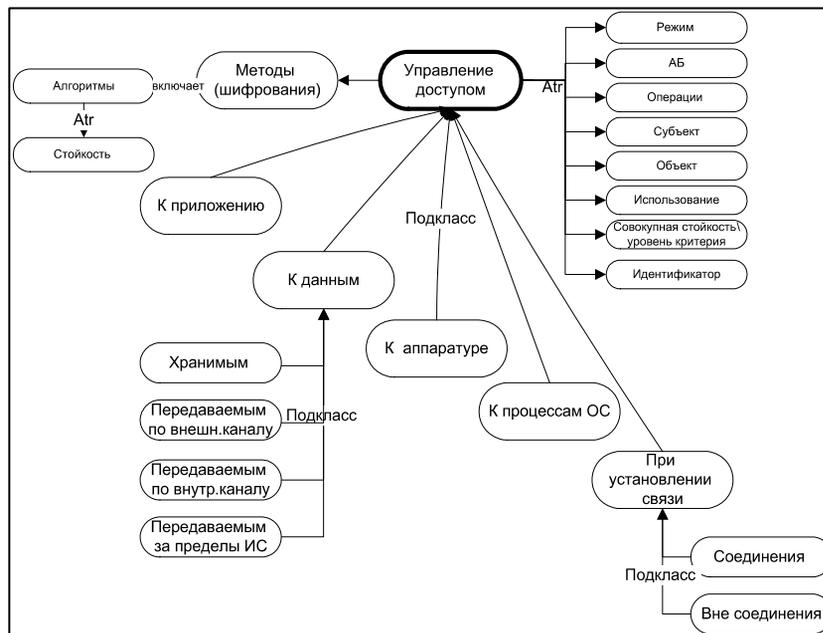


Рис. 3-б. Онтология механизма управления доступом

Дальше идея заключается в том, чтобы соотнести листья таксономий целевых Mx с «клетками» ОЗ, а листья обеспечивающих Mx – сопоставить с целевыми в соответствии с таблицами 1,2. Реализация управляющих механизмов осуществляется в виде приложения системы защиты. Тем самым выстраивается референсная модель КСЗ для ИС. Следует заметить, что это – общая универсальная модель. Однако она дает понимание того, как выстраивать бизнес-процессы защиты ИС исходя из конкретных потребностей, диктуемых реализацией ИС и политиками безопасности организаций.

Референсное описание базового подмножества бизнес-процессов защиты

В любой информационной системе над данными производятся несколько типичных операций: ввод\вывод, хранение, обработка, передача на съемные носители, передача через локальную или глобальную сеть. Именно на защиту этих операций, прежде всего и нацелен национальный стандарт в области информационной безопасности [5]. При этом в качестве данных рассматриваются как пользовательские массивы, ассоциированные с базовой плоскостью <ИС>, так и данные по администрированию системы (плоскость <А>) и безопасности (плоскость <З>).

Все эти виды операций реализуются средствами тех или иных «клеток» модели и их можно представить в виде последовательности переходов по «клеткам».

1. *Хранение данных* предполагает организацию (высокоуровневую или низкоуровневую) данных, представление в виде некоторого формата, хранение на диске, осуществляется для:

a. пользовательских массивов – хранение осуществляется средствами «клеток» столбца <ИС><НВ><I>.

b. системных данных – <А><НВ><I>.

c. данных системы безопасности – <З><НВ><I>.

Следует отметить, что все три типа данных в реальности могут храниться на одном диске.

2. *Обработка данных*, осуществляется посредством функционирования процессов, инициированных приложением, например:

a. Вычисления – операции, производимые над содержимым ячеек оперативной памяти. Иницируется алгоритмом приложения – «клетка» <ИС><Аpl><S>, затем процесс <ИС><ОВ><S> обращается к содержимому оперативной памяти <ИС><НВ><I>, в процессоре осуществляется арифметика над данными (<ИС><НВ><S>) и результат возвращается в оперативную память <ИС><НВ><I>.

b. Модификация – операции, производимые над уже существующими полями записи файлов, БД.

3. *Ввод\вывод данных*: копирование данных из входного потока или файла в ячейки ОП и поля записи\из ячеек и полей в выходной поток или файл, осуществляемые приложением.

4. *Передача данных (прикладных, административных, безопасности), реализуемая через съемные носители (клетки U, I строки НВ)*. Такая операция может производиться по инициативе непосредственно пользователя, тогда она осуществляется средствами ОС, например, копирование данных на дискету или вывод файла на принтер. Эта инициация начинается в «клетке» <ИС><ОВ><U>, далее запускается процесс в «клетке» <ИС><ОВ><S>, который обращается к файловой системе <ИС><ОВ><I>, происходит чтение данных с жесткого диска <ИС><НВ><I> и там же запись на дискету или передача на принтер <ИС><НВ><U> по пунктирной стрелке.

Если пользователь осуществляет те же операции, используя приложение, то процесс начинается через форму приложения («клетка» <ИС><Аpl><U>), которая запускает ветвь алгоритма <ИС><Аpl><S> и далее по стрелкам.

Аналогично работает и цепочка ввода данных. При этом данные также могут быть как пользовательскими, так и служебными, просто тогда они берутся из соответствующих «клеток» плоскостей <A> или <З>.

5. Передача данных (прикладных, административных, безопасности), которая происходит через локальную или внешнюю сеть (столбец С). Осуществляется посредством установки взаимодействия между узлами сети.

Операция состоит из нескольких этапов:

- Подготовка – инициация взаимодействия (соединения), происходит по требованию пользователя, но осуществляться может средствами ОС («клетка» <ИС><OW><U>) либо посредством прикладного приложения (<ИС><AppI><U>).
- Установка удаленного соединения с внешней ИС или по локальной сети, инициируется средствами «клетки» <ИС><MW><S>.
- Подкачка данных из БД для передачи.

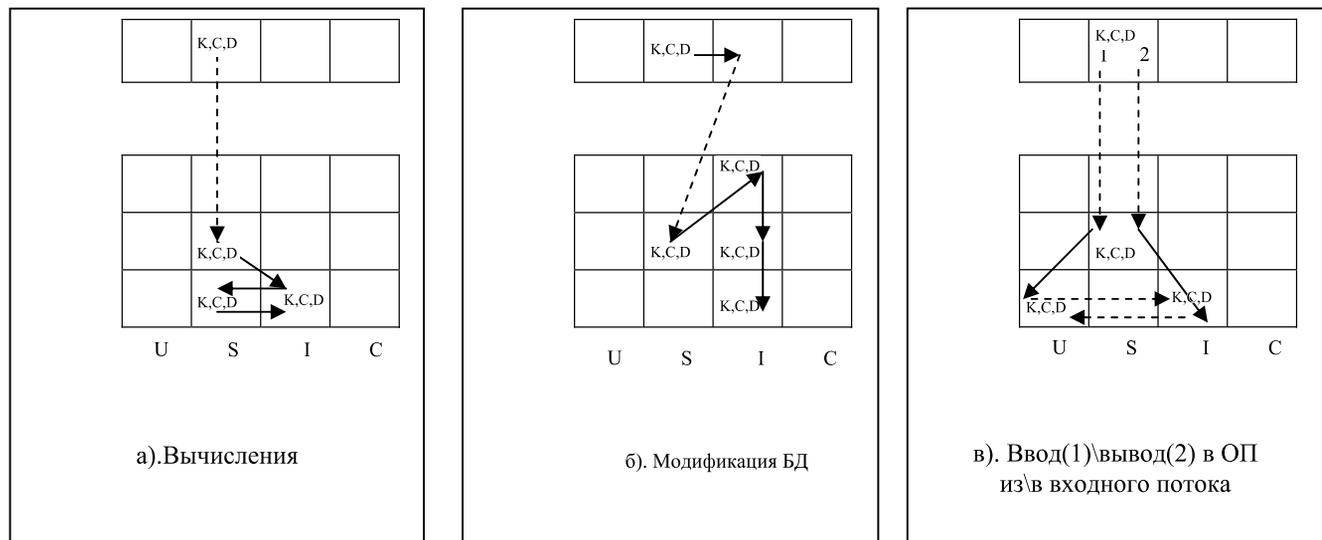


Рис. 4. Представление операций обработки данных посредством вычислений (а), модификации БД (б) и ввода\вывода из входного потока (в)

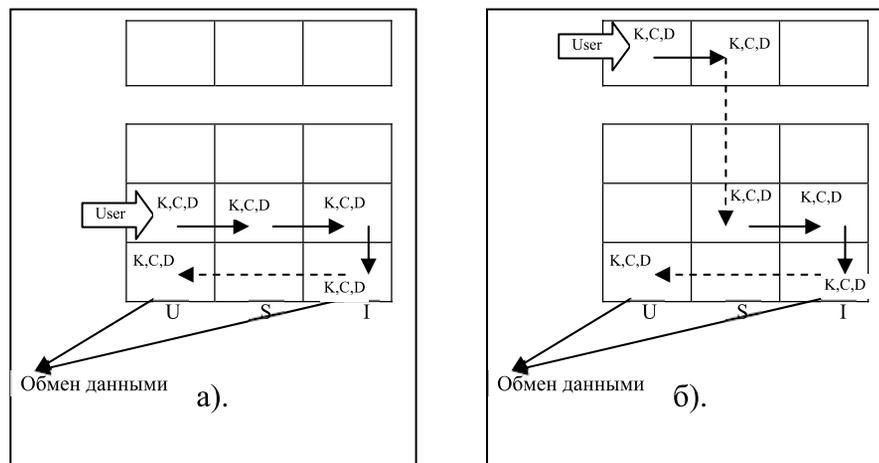


Рис. 5. Передача данных на съемные носители, инициируемый пользователем с использованием средств ОС (а) или формы приложения (б)

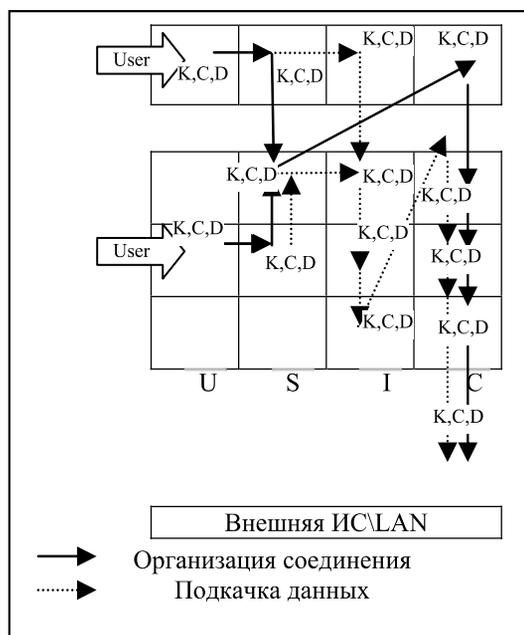


Рис. 6. Передача данных через локальную или глобальную сеть

Именно под описанные операции на сегодняшний день и разработаны Mx , хотя очевидно, что при наличии соответствующих средств реализации механизмов референсное представление функциональности плоскости $\langle 3 \rangle$ дает возможность подобрать Mx под любую операцию, осуществляемую в системе. Разумеется, в системе происходят не только указанные операции, но достоинство в том, что референсное представление функциональности плоскости $\langle 3 \rangle$ дает возможность подобрать Mx под любую операцию, осуществляемую в системе.

Стало быть, именно «клетки», задействованные в операции, и должны быть «закрыты» защитными механизмами, а последовательность «клеток», которым поставлены в соответствие цепочки целевых и обеспечивающих механизмов, и представляют собой бизнес-процесс защиты. Рисунки 4-6 демонстрируют базовое подмножество бизнес-процессов защиты, построенных на основе типичных операций над данными, описанных выше.

Заключение

В заключение подчеркнем, что же дает представление информационной системы в виде модели OSE\RM для проектирования системы защиты:

1. Систематизированный комплексный взгляд на ИС, как на объект защиты.
2. Трехмерность модели позволяет представить все грани ИС – базовую, администрирования, защитную – в виде единой системы.
3. Систематизированное представление функциональности ИС любой сложности, от отдельного компьютера до территориально-распределенных систем, включая защитную плоскость, позволяет стандартизовать систему безопасности, т.е. сопоставить «клеткам» плоскости защиты множества стандартов или спецификаций, регламентирующих как проектирование системы защиты, так и ее эксплуатацию.
4. Специфицированная функциональность реализации защитного компонента в виде межкатегорийных сервисов (механизмов), структурированных по OSE\RM, дает возможность приобрести

системе безопасности свойства открытости [3,4], а именно: расширяемости, масштабируемости, мобильности приложений, мобильности пользователей, интероперабельности.

5. Декомпозиция целей безопасности $\overline{KS}(C, D, K)$ по «клеткам» модели дает возможность конструировать референсные бизнес-процессы защиты, которые позволяют получать обоснованные требования к приложениям в рамках КСЗ относительно реализаций «клеток» – объектов ИС.

Литература

1. **Калянов Г.Н.** Моделирование, анализ, реорганизация и автоматизация бизнес-процессов. М.: Финансы и статистика, 2006 г. – 240 с..
2. ISO/IEC TR 14252-1996 Guide to the POSIX Open System Environment.
3. ГОСТ Р ИСО/МЭК ТО 10000-1-2-3-99. Информационная технология. Основы и таксономия международных функциональных стандартов.
4. **Бойченко А.В., Кондратьев В.К., Филинов Е.Н.** Основы открытых информационных систем. 2-е изд. – М. : МЭСИ., 2004 г.
5. ГОСТ Р ИСО/МЭК 15408-2009. Информационная технология. Методы и средства обеспечения безопасности. Критерии оценки безопасности информационных технологий.



Lukinova O.V.

BUSINESS PROCESS DESIGN METHOD INSURING INFORMATION SYSTEM SECURITY BASED ON INTERCATEGORICAL REPRESENTATION OF PROTECTION PLANES IN OSE\RM MODELS

The paper describes the procedure for building business processes insuring the security of information system resources, which is the environment of an enterprise's automated business processes operation and represented in the form of a reference model of an open environment.

Keywords: *integrated system of protection, information system, the OSE\RM model, business process, protection mechanism.*

Introduction

Nowadays, the development of any more or less reliable information system involves the use of a particular technology, the initial phase of which consists in modeling of an enterprise's business processes or some area of its activity [1], which should be automated. The aggregate of such business processes is actually a model of the company, which subsequently implemented in the form of an information system. This methodology allows us:

1. To become aware of and build the hierarchy of objectives to be met by a future system;
2. To develop a set of system requirements, sufficient to implement the desired system functionality;
3. To “play” with a simulation model of future business processes with the purpose of their optimizing or better structuring. To do this, today there are a number of tools, such as BPEL, CaseWeise etc.

The authors used a similar approach to the process of designing an *integrated system of protection* (ISP) for IS, i.e. the task consisted in:

- a) Designing business processes to ensure the security of information systems and implemented in the form of ISP applications,
- b) Finding a way to formalize these business processes.

Problem formulation of IS protection

Problem formulation of IS protection, which is an implementation of the aggregate business processes, should include, according to the authors, the following factors (Figure 1):

1. IS as an object of protection, on the one hand, and as an information business model, on the other hand. At the same time, business relevance of data flows handled by an enterprise business process or of the functions themselves determines the level of protection and damage to businesses inflicted in case of protection violation.

2. The target function for ISP should be stated as ensuring basic properties of security of information system data and computing resources, namely: *confidentiality (K)*, *integrity (C)* and *accessibility (D)*. Confidentiality is understood as a restriction of access to resources in their storage, processing or transmission. Integrity is defined by immutability of the resource in the course of its transmission or storage (the possibility of its modification only by authorized persons). Accessibility is the possibility of legitimate users to receive a certain service in a given period. Sometimes this subset includes the nonrepudiation requirement of actions occurring in the system. To evaluate the objective function, the criteria of the same name are introduced, such as security vector $\overline{KS}(C, D, K)$, or $\{KS\} = \{C, D, K, N\}$, where N is the nonrepudiation requirement of actions, which measurement is made by means of a linguistic or scoring scale. These scales allow measuring and setting the level of security required, and the values of the level are determined by components' significance of an enterprise business process.

3. External impacts that can disrupt the target function are potentially dangerous threats. Such threats are characterized by the probability of occurrence, which is defined by the presence of an intruder, and by the probability of software and hardware vulnerability implementation.

4. Defense mechanisms (Mx) represent control parameters, insuring a predefined level of the target function $\overline{KS}(C, D, K)$.

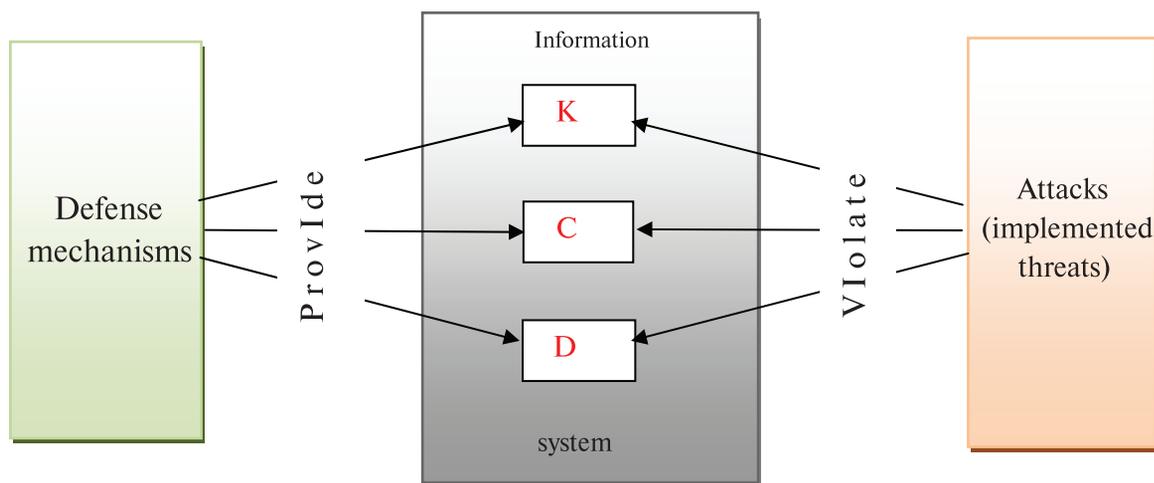


Fig. 1. The layout of the problem formulation of insuring IS security

Next, the task arises of presenting IS as an object of protection in the form of a model, and at that the model should fully reflect IS functionality and allow decomposing the main objectives by the functional groups of protection objects.

To represent IS, we used the Open System Environment/Reference Model (OSE/RM), which describes the reference functionality of the architecture and the structure of information system. This model has been developed by the POSIX group and described in the standard [2, 3].

The model consists of two components. These applications actually implement both the functions of an enterprise business process and business process protection, and the platform that provides operation of applications by the system services that are performed by invoking API functions.

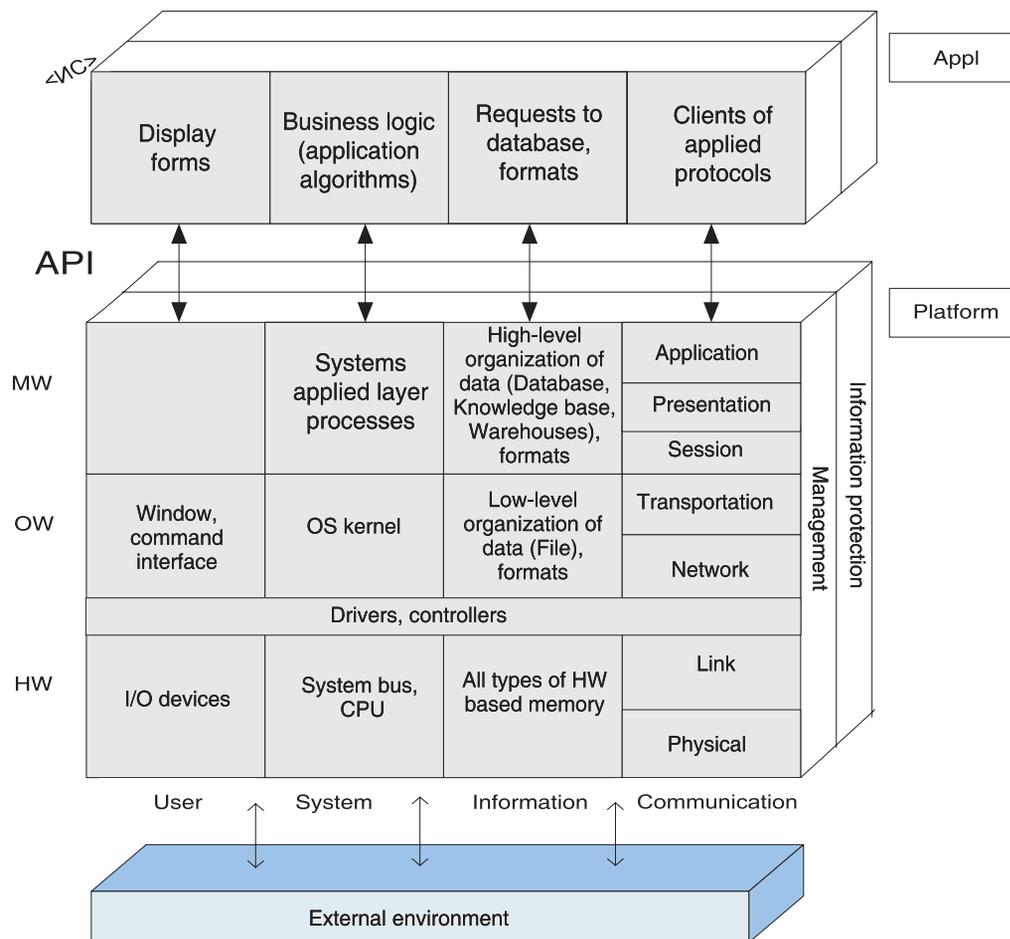


Fig. 2. OSE\RM Model

Front reference plane <IS> is intended to structure the functions related directly to the implementation of the IS itself. It comprises of the three levels, and four groups of functional component in each level. These levels include the following:

- service components and utilities of middleware (MW);
- components of the operating systems or operating layer (OW);
- hardware layer (HW).

Functional groups of components in the given model are:

- components that provide the user interface (*User – “U”*);
- components that provide all the necessary processes in the system (*System – “S”*);
- components that support the organization, presentation, access data storage (*Information – “I”*);
- components of telecommunication environment, providing interconnection of information systems (*Communication – “C”*). This level is a model of open systems interconnection (*OSI / RM – Open System Interconnection / Reference Model*).

Furthermore, the model is a three-dimensional one, and it has several planes. Three planes were examined in the study: front basic <IS>, management <M> and data protection <P>, which may reflect,

each in its own context, the functionality of the basic plane. Unfortunately, the protection plane in the standard [2] practically is not described; therefore, further presentation of data protection plane is possible in two aspects:

1. “Cells” of the plane <DP> integrate sets of mechanisms insuring protection of implementations of the relevant “cells” of the basic plane <IS> – intercategory aspect (in terms of the standard [2]);
2. Since ISP itself is an information system, its functionality, in turn, can also be structured in accordance with the basic representation of <IS> with correction of the context.

The results presented in this paper are focused on the intercategory aspect. Then the task of providing security for PO presented in the form of the OS/RM model is that the properties of *K*, *C*, *D* should be realized for implementations of each model “cell” of information and computing resources. In addition, it also relates to the basic plane of <IS> structuring function of IS and management plane <M>, and the resources of the system security, arranged on a plane protection <P>. Obviously, the objectives *K*, *C*, *D* are reference ones, first, because they are applied to the reference functional groups, and secondly, models of their interpretation differ for implementations of various “cells” of the model. Figure 3 shows an example of the interpretation of these properties for the “cells” of “Display forms of applications” and “Process of systems application layer”.

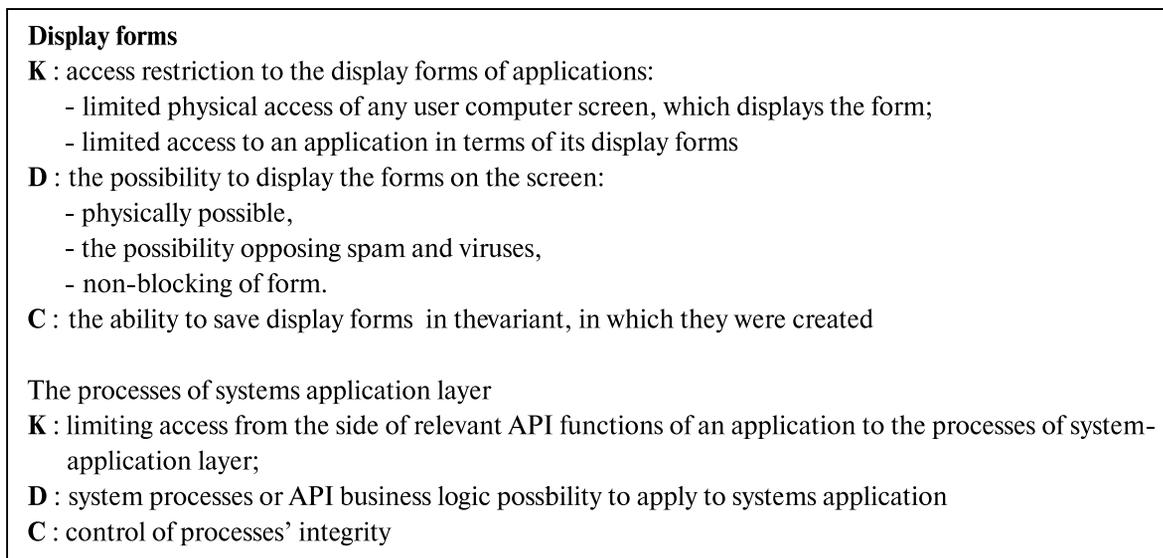


Fig. 3. An example of an interpretation of security objectives for the various “cells” of the OSE \ RM model

Structuring of protection mechanisms

The next task consisted in the fact that protective mechanisms *Mx* (both, currently existing and potentially possible) should be structured in accordance with the objectives of «cells» in view of the interpretation. This will ensure the requirement for intercategory representation of the plane <P>, declared by the standard [2]. *Mx* analysis led to the conclusion that all the variety of mechanisms can be divided into three groups:

Group 1 – Target protective mechanisms providing a target function $\overline{\{KS\}} = \{C, D, K\}$. These *Mx* should be assigned in correspondence with implementation of “cells” of the three planes; i.e. ideally, each “cell” should be “closed” by mechanisms of access control, integrity monitoring, and accessibility insurance.

Group 2 – Protective mechanisms providing those mechanisms, which carry out additional actions necessary for

- a) functioning organization of the target *Mx* and
- b) implementation of its own target function on either level of protection mechanism. For example, to ensure the confidentiality of a data file, for which there are certain access rights, the security system should make sure that the subject, for example, a user accessing the system, has a corresponding right. To do this, it is necessary to primarily enable the mechanism to organize a session with IS to give the user a possibility to access to the system. Next the mechanisms of identification, user authentication, and after that a mechanism to control access to the file should be enabled, which will compare the rights of the subject and file. Moreover, in order to ensure a certain level of confidentiality, it is necessary to use encryption mechanism for crypto-operation support of appropriate resistance.

Thus, each *Mx* from the group one requires support for insuring protective mechanisms. Tables 1 and 2 demonstrate an example of the relationship of *Mx*'s target and supporting actions in view of a) and b) (see above). Similar tables can be generated and agreed by experts beforehand.

Table 1. Compliance of target and supporting Mx as for data confidentiality / integrity

Insuring <i>Mx</i>	Session organization	Ident., authent	Trusted channel	Crypto-support	Data privacy	Domain split	Residual data cleaning
Criterion							
<IS> data confidentiality / integrity	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+		+
<P> data confidentiality / integrity	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+	+	+
<M> data confidentiality / integrity	+ \ [+]	+ \ [+]	+ \ +	+ \ +	+		+

Table 2. Compliance of target and supporting Mx as for data accessibility

Insuring <i>Mx</i>	Fault tolerance	Serviceability	Data recovery	Data rollback	Backup
Criterion					
<IS> data accessibility	+	+	+	+	+
<P> accessibility	+	+	+	+	+
<M> data accessibility	+	+	+	+	+

It should be noted that each *Mx* (protection mechanism) out of the reference group is a hierarchy of mechanisms-subclasses, possessing many attributes and their actions are directed onto different IS objects. For further structuring, it is necessary to present the internal structure of *Mx* in the form of a model. For this purpose, we used a model in the form of a semantic ontology. Fig. 3 shows the ontology of the overall presentation of the class of protection mechanisms {*Mx*} and an example of one of the special purpose mechanism – access control.

Next, the idea consists in the fact that to relate leaves of taxonomies of target *Mx* with PO “cells”, and leaves insuring *Mx* to collate with target ones in accordance with Tables 1, 2. The implementation of control mechanisms is carried out in the form of application to the protection system. Thus, the reference model of IPS is built for IS. It should be noted that this is the general universal model. However, it gives

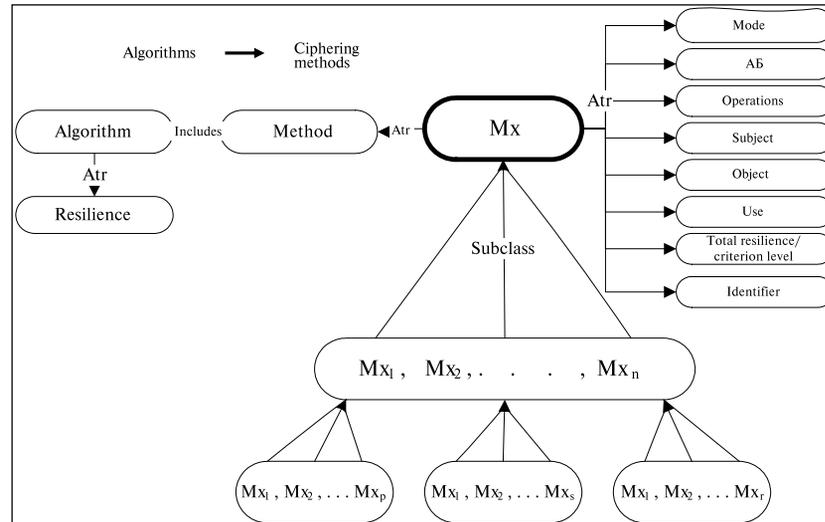


Fig. 3a. Ontology of the “Protection mechanisms” class {Mx}

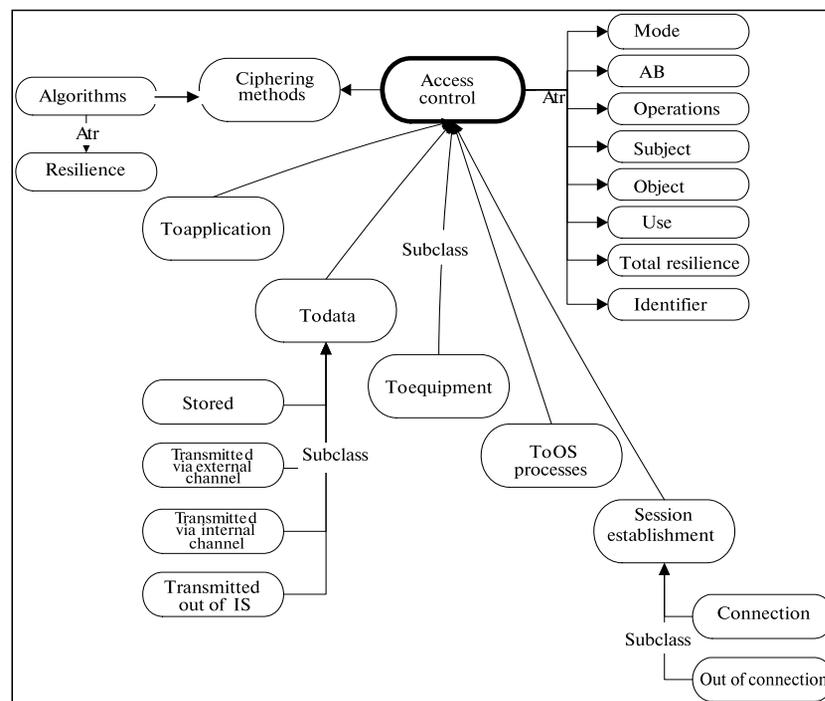


Fig. 3-b. Ontology of the access control mechanism

understanding of how to build business processes for IS protection based on specific needs dictated by IS implementation and organizations’ security policy.

The reference description of the basic subset of business processes protection

In any information system, data is subjected to some typical operations: input / output, storage, processing, transmission to removable data carrier, transmission over a local or wide area network. The national standard for information security [5] is aimed primarily to protect these operations. At the same time, you should consider both user data arrays associated with the basic plane <IS> and the data of system’s management (plane <M>) and security (plane <P>).

All these types of operations are implemented by means of various “cells” of the model and can be represented as a sequence of transitions on the “cells.”

1. *Data storage* involves the data organization (high-level or low-level), representation in the form of a format, storage on disk drive and is intended for:

- a. User arrays. Their storage is done by means of the column “cells” <IS> <HW> <I>.
 - b. System data. Its storage is done by means of the column “cells” <M> <HW> <I>.
 - c. Data of system security. Its storage is done by means of the column <P> <HW> <I>.
- It should be noted that all three types of data might actually be stored on the same disk.

2. *Data processing* operation is performed by processes initiated by an application, for example:

a. Computing includes operations carried out on the contents of RAM cells. First, the application algorithm initiated the “cell” <IS> <Appl> <S>, then the process <IS> <OW> <S> addresses to the content of RAM <IS> <HW> <I>, the processor executes the arithmetic on the data (<IS> <HW> <S>) and the result is returned to RAM <IS> <HW> <I>.

b. Modification includes operations carried out on the existing record fields of files, DB.

3. *Data input / output* consists in copying data from an input stream or a file in the RAM cell and data record field from the cells and fields in the output stream or file, implemented by an application.

4. *Data transfer (application, management, security), implemented via removable carriers (cell U, I, HW rows)*. This operation can be carried out by the a user initiative directly, and in this case it is executed by means of OS, such as copying data to a floppy disk or a file output to the printer. This initiation begins in the “cell” <IP> <OW> <U>, then the process in the “cell” <IS> <OW> <S> is triggered which addresses to the file system <IS> <OW> <I>. Next, data reading from the hard drive <IS> <HW> <I> takes place and its recording to a floppy disk or transfer to a printer <IS> <HW> <U> along the dotted arrow.

If the user performs the same operations using an application, the process begins via the form of the application (“cell” <IS> <Appl> <U>), which triggers the algorithm branch <IS> <Appl> <S> and further along the arrows.

Data input chain operates similarly. And data may be both user and service data, In this case they are simply taken from the respective “cells” of planes <M> and <P>.

5. *Data transfer (application, management, security) implemented via a local or external network (column C)*. It is executed by setting the interaction between network nodes.

The operation consists of several stages:

- Preparation – establishment of session (connection) is carried out at user request, but can be implemented using OS (“cell” <IS> <OW> <U>) or through the application (<IS> <Appl> <U>).
- Setting up a remote connection to the external IS or LAN is initiated by means of the «cell” <IS> <MW> <S>.
- Data migration from DB for its transmission.

The developed mechanisms *Mx* are intended just for the described above current operations, although it is clear that the availability of appropriate tools for mechanisms implementation, the reference representation of plane functionality <P> allows choosing *Mx* for any operation carried out in the system. Of course, not only these operations occur in the system, but also the charm of novelty is that the reference representation of the plane functionality <S> allows you choosing the *Mx* for any operation carried out in the system.

Therefore, it is the “cells” that are involved in the operation should be “covered” by protection mechanisms, and the sequence of “cells”, which are associated with chains of target and insuring mechanisms

representing a business process of protection. The following figures 4-6 show a basic subset business processes of protection built on the basis of typical data operations described above.

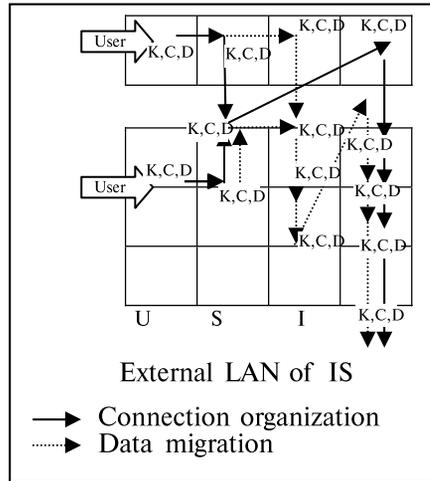


Fig. 4. Data transmission via local or global network

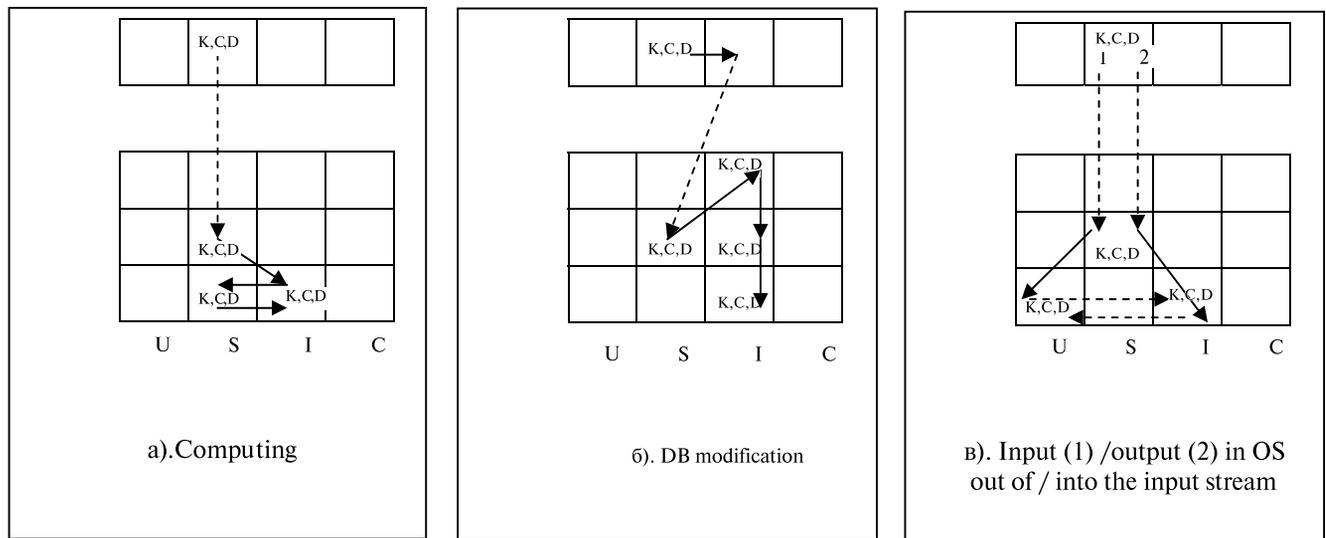


Fig. 5. Representation of operations of data processing via computing (a), DB modification (b) and input / output from the input stream (c)

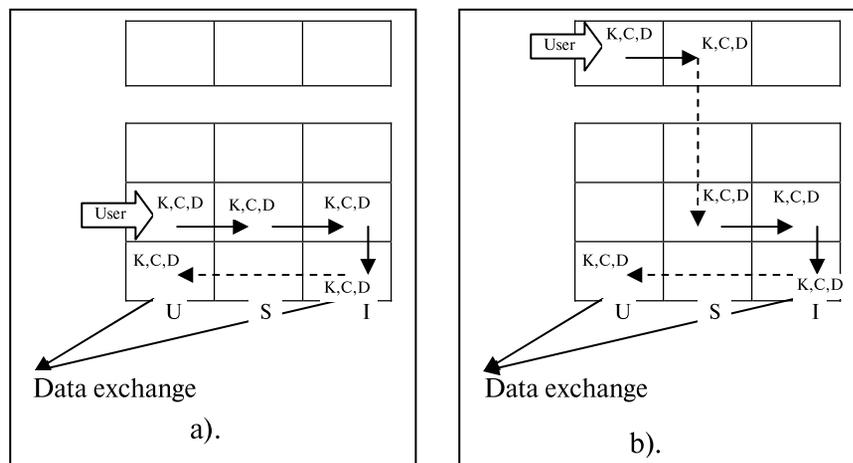


Fig. 6. Data transfer to portable data medium initiated by user with the help of OS tools (a) or an application form (b)

Conclusion

In conclusion, we shall emphasize, what the presentation of information system in the form of the OSE/RM model gives for the design of protection system:

1. *A systematic* comprehensive look at IS as an object of protection.
2. The three-dimensionality of a model allows representing all faces of IS that is the base, management and protective ones in the form of an integrated system.
3. *Systematic representation of IS functionality* of any complexity, from a single computer to a geographically distributed systems, including the protective plane *allows standardizing security system*, i.e. to collate multiple standards or specifications regulating the design of a protection system and its operation to “cells” plane of protection.
4. The specified functionality of a protective component implementation in the form of intercategory services (mechanisms), structured according to OSE/RM, gives the opportunity for security system *to obtain the properties of openness* [3,4], namely, extendability, scalability, mobility of applications, user mobility, interoperability.
5. Decomposition of security objectives $\overline{KS}(C, D, K)$ by the model “cells” makes it possible to design reference business processes of protection, which allow obtaining reasonable requirements for applications within the IPS regarding implementations of the “cells” of IS objects.

References

1. **Kalyanov G.N.** Modeling, analysis, reconstruction and automation of business processes. Moscow: Finance and Statistics, 2006, p. 240.
2. ISO / IEC TR 14252-1996 Guide to the POSIX Open System Environment.
3. ISO/IEC 10000-1-2-3-99. Information technology. Fundamentals and taxonomy of international functional standards.
4. **Boitchenko A.V., Kondratyev V.K., Filinov E.N.** Fundamentals of open information systems. 2nd ed. – Moscow: Moscow State University of Economics, Statistics and Informatics, 2004
5. GOST R ISO / IEC 15408-2009. Information technology. Methods and tools to ensure security. Assessment criteria for Information Technology Security.



Кибзун А.И., Игнатов А.Н.

ОРГАНИЗАЦИЯ МОНИТОРИНГА И ОПТИМАЛЬНОЙ ПРОФИЛАКТИКИ ПО ПРЕДУПРЕЖДЕНИЮ ТРАНСПОРТНОГО ПРОИСШЕСТВИЯ НА ЗАДАННОМ УРОВНЕ НАДЕЖНОСТИ

Вероятность транспортного происшествия существенно зависит от различных факторов и групп факторов. В работе исследуется экономическая целесообразность мониторинга случайного фактора и проведение профилактики по предупреждению транспортного происшествия. Предлагается несколько критериев для оценки полезности мониторинга и профилактики для различных стратегий минимизации риска происшествия. Приводится пример использования полученных результатов при формировании железнодорожного состава.

Ключевые слова: мониторинг, вероятность транспортного происшествия, оптимальная профилактика, надежность, экономическая эффективность.

1. Введение

Как известно из [1] и [2], на возникновение транспортных происшествий и на их последствия влияют различные факторы и группы факторов. Причем одни факторы влияют на транспортное происшествие в большей степени, а другие – в меньшей. Характеристикой этого влияния служат условные вероятности транспортного происшествия при условии появления факторов [2]. Аналитически эти вероятности найти не удастся. Поэтому в рамках [1] и [2] предложена методика их оценки на основе наблюдений за происшествием и реализовавшимися значениями факторов. Вероятность совместного появления факторов и происшествий может быть оценена на основе протоколов происшествий. Но этих протоколов недостаточно для оценки условных вероятностей при появлении различных комбинаций факторов, т.к. эти условные вероятности зависят еще от вероятностей появления факторов, информация о которых в протоколах не содержится. Поэтому актуальной является организация мониторинга фактора. Но на организацию мониторинга могут потребоваться значительные финансовые средства. Следовательно, необходимо сопоставить средства, затрачиваемые на мониторинг, с риском происшествия (средними потерями при происшествии).

Кроме того, после организации мониторинга фактора необходимо провести еще профилактику, направленную на снижение влияния факторов на транспортное происшествие. На подобную профилактику также требуются финансовые средства. Поэтому актуальной является задача по оценке

средств, необходимых для организации мониторинга и проведения профилактики, а также сопоставление их с риском происшествия.

В настоящей работе исследуется задача по минимизации влияния случайного фактора на транспортное происшествие с использованием различных критериев, в частности, в форме математического ожидания. Показывается экономическая нецелесообразность мониторинга для нескольких частных случаев. Рассматривается также задача по поиску оптимального уровня фактора, к которому предлагается привести фактор с учетом баланса суммарных затрат и надежности принятия решения. Вычисляется величина экономического эффекта от системы мониторинга и профилактики, гарантированная на заданном уровне надежности. Предлагается последовательность действий по организации мониторинга фактора и оптимальной профилактики по предупреждению происшествия. Приводится пример, связанный с формированием железнодорожного состава.

2. Минимизация влияния фактора на транспортное происшествие

Сформулируем задачу по минимизации влияния случайного фактора на транспортное происшествие.

Пусть A – транспортное происшествие (например, на железной дороге), $P(A)$ – вероятность его возникновения, а c – стоимость ущерба, возникающего при появлении этого события A , которая считается известной. Предположим, что существует некий фактор F , влияющий на частоту возникновения транспортного происшествия. Например, если исследуются происшествия на железнодорожном транспорте, то за F можно принять число вагонов в железнодорожном составе или величину сдвига дорожного полотна. Пусть F имеет дискретный набор числовых значений f_k , которые реализуются с соответствующими вероятностями $p_k, k = 1, \dots, N$.

Вначале сформулируем простую задачу об оценке целесообразности проведения мониторинга фактора и проведения профилактики по предупреждению транспортного происшествия. Затем мы усложним задачу и рассмотрим ее в более общей постановке.

Найдем такой номер K значения f_i фактора F , при котором условная вероятность происшествия A при условии, что фактор F принял значение f_i , будет минимальной

$$K = \arg \min_{i=1, \dots, N} P(A | F = f_i).$$

Тогда в случае, если реализовавшееся значение f_i фактора F отлично от f_K , разумным представляется затратить некоторое количество средств c_i для уменьшения влияния фактора F (то есть для приведения его значения к уровню f_K). Именно под этими действиями мы будем понимать профилактику, направленную на снижение риска транспортного происшествия. Заметим, что, с одной стороны при проведении профилактики риск транспортного происшествия уменьшится, а с другой стороны – появятся дополнительные расходы на организацию мониторинга и профилактики. Оценим суммарные расходы возникающие при данной стратегии. Очевидно, что без наблюдения (мониторинга) фактора F организовать профилактику невозможно. Будем считать, что после профилактики значение фактора F будет равно f_K . Тогда суммарные затраты, направленные на организацию мониторинга и профилактики, будут складываться из 3-х величин: постоянной величины c_E , связанной с затратами на установку и эксплуатацию оборудования по мониторингу, случайных затрат C_F^K на изменение значения фактора F (приведения его к уровню f_K) и случайных затрат C_A^K , связанных с возможным ущербом при происшествии A после проведения профилактики.

В связи со сказанным выше затраты C_F^K на изменение фактора F и приведения его к уровню f_K могут быть представлены в виде дискретной случайной величины с рядом распределения

C_F^K	c_1^K	c_2^K	\dots	c_N^K
P	p_1	p_2	\dots	p_N

где $p_i \stackrel{def}{=} P\{F = f_i\}$, c_i^K – величина средств, которые нужно потратить для того, чтобы привести значение фактора F с уровня f_i к уровню f_K , $i = 1, \dots, N$. Очевидно, что $c_K^K = 0$, так как в этом случае профилактика не проводится.

В свою очередь, затраты C_A^K на возможный ущерб при осуществлении события A после профилактики могут быть представлены в виде следующего ряда распределения

C_A^K	c	0
P	$P_K(A)$	$1 - P_K(A)$

где $P_K(A)$ – вероятность наступления события A после приведения фактора F к уровню f_K .

По сути $P_K(A)$ есть условная вероятность события A при условии, что проведена профилактика и фактор F приведен к уровню f_K . Поскольку после профилактики фактор F может принимать лишь одно значение f_K с вероятностью 1, то по формуле полной вероятности [3] получаем:

$$P_K(A) = P(A | F = f_K) \sum_{i=1}^N p_i = P(A | F = f_K). \quad (1)$$

Отметим, что вероятность события A без профилактики равняется $P(A)$, то есть безусловной вероятности транспортного происшествия. По формуле полной вероятности получаем, что

$$P(A) = \sum_{i=1}^N P(A | F = f_i) p_i.$$

Но, так как по предположению $P(A | F = f_K) \leq P(A | F = f_i)$ для всех $i \neq K$, то

$$P(A) \geq P(A | F = f_K) \sum_{i=1}^N p_i = P(A | F = f_K).$$

Таким образом, после профилактики уменьшится вероятность транспортного происшествия, а, следовательно, и риск транспортного происшествия $P_K(A)c$, но при этом появятся дополнительные расходы, связанные с мониторингом и профилактикой. Таким образом, при данной стратегии суммарные потери в случае использования системы мониторинга с профилактикой составят

$$\Phi = c_E + C_F^K + C_A^K.$$

Используя критерий в форме математического ожидания, получим, что в среднем затраты, связанные с системой мониторинга и профилактикой, будут равны

$$\bar{\Phi} \stackrel{def}{=} M[\Phi] = c_E + M[C_F^K] + M[C_A^K].$$

Воспользовавшись определением математического ожидания, получим, что

$$\bar{\Phi} = c_E + \sum_{i=1}^N c_i^K p_i + cP(A|F = f_k). \quad (2)$$

Заметим, что средние затраты L (риск происшествия) без системы мониторинга составляют

$$L \stackrel{def}{=} M[C_A] = cP(A), \quad (3)$$

где C_A – случайные потери при происшествии A без проведения профилактики, $P(A)$ – вероятность события A без проведения профилактики, c – ущерб при возникновении происшествия, которая $P(A)$ находится по формуле полной вероятности (1). Таким образом,

$$L = c \sum_{i=1}^N P\{A|F = f_i\} p_i. \quad (4)$$

В случае, если средние затраты при использовании мониторинга с профилактикой не больше, чем затраты при его отсутствии, то есть при

$$\bar{\Phi} \leq L, \quad (5)$$

можно считать, что система мониторинга с предложенной профилактикой будет полезной. В противном случае, использование системы мониторинга следует признать нецелесообразным.

3. Оптимальная профилактика по предупреждению транспортного происшествия

Однако можно использовать имеющиеся финансовые ресурсы более эффективно. Если фактор F отличен от оптимального f_k , необязательно приводить фактор F к уровню f_k , так как это может потребовать значительных финансовых ресурсов, а можно попытаться привести фактор F к какому-либо другому значению f_k , отличающемуся от f_k . При этом могут уменьшиться затраты на изменение фактора, а затраты на возможный ущерб увеличиться, но в сумме эти затраты могут уменьшиться. Это будет означать, что средние затраты уменьшатся. Сформулируем соответствующую задачу.

Предположим, что условная вероятность $P(A|F = f_i)$ монотонно возрастает по $i = 1, \dots, N$. Пусть желаемый уровень фактора F равен f_k , тогда суммарные потери будут равны

$$\Phi(k) = c_E + C_F^k + C_A^k,$$

где C_F^k представляет собой случайную величину, характеризующую количество средств, которые нужно направить на приведение фактора F к уровню f_k , а C_A^k – случайная величина затрат при происшествии A после профилактики, то есть после приведения фактора F с уровня f_i к уровню f_k , если $i > k$. В случае, если $i \leq k$, профилактику предлагается не проводить, так как по предположению вероятность $P(A|F = f_i)$ не выше вероятности $P(A|F = f_k)$ для $i \leq k$. Пусть случайная величина C_F^k имеет ряд распределения

C_F^k	c_1^k	c_2^k	...	c_i^k	c_{i+1}^k	...	c_N^k
P	p_1	p_2	...	p_i	p_{i+1}	...	p_N

где c_i^k характеризует величину средств, которые нужно затратить для того, чтобы понизить значение фактора F с уровня f_i до желаемого уровня f_k , $i = 1, \dots, N$, а p_i – вероятность появления фактора F со значением f_i , $i = 1, \dots, N$. Предположим также, что значения f_i монотонно возрастают по $i = 1, \dots, N$. Заметим, что величины $c_i^k = 0$ при $i \leq k$, так как профилактика не проводится, если значение фактора f_i не больше f_k , $i \leq k$. Если бы мы все-таки при $i \leq k$ привели значение фактора F к уровню f_k , то вероятность транспортного происшествия при этом лишь увеличилась бы, также как и дополнительные финансовые средства. Таким образом, после профилактики случайный фактор F может принять лишь k значений, причем F принимает значения f_i при $i < k$ с вероятностями p_i и значение f_k с вероятностью

$$p_k^k \stackrel{def}{=} p_k + p_{k+1} + \dots + p_N.$$

Иными словами, чтобы избежать нежелательного увеличения вероятности транспортного происшествия и дополнительных расходов, только в p_k^k случаях мы будем изменять значение фактора F до желаемого уровня f_k . Заметим также, что вероятность случайного события A после профилактики изменится. Поэтому ряд распределения ущерба C_A^k после профилактики примет вид

C_A^k	c	0
P	$P_k(A)$	$1 - P_k(A)$

где $P_k(A)$ – условная вероятность события A после профилактики, когда фактор F приведен к уровню f_k . Эта вероятность может быть вычислена по формуле полной вероятности

$$P_k(A) = \sum_{i=1}^{k-1} P(A|F = f_i)p_i + P(A|F = f_k) \sum_{i=k}^N p_i, k = 1, \dots, N,$$

так как при $i \leq k$ профилактика не проводится, а при $i > k$ значение фактора F приводится к уровню f_k . Поэтому средние суммарные затраты в случае использования системы мониторинга с профилактикой составят

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + M[C_F^k] + M[C_A^k] = c_E + \sum_{i=k+1}^N c_i^k p_i + c \left(\sum_{i=1}^{k-1} P(A|F=f_i) p_i + P(A|F=f_k) \sum_{i=k}^N p_i \right). \quad (6)$$

Отметим, что последняя формула при $k = K = 1$ в точности совпадает с приведенной выше формулой (2). В случае, если $k = N$, вероятность $P_k(A)$ совпадает с вероятностью $P(A)$ возникновения события A без проведения профилактики. Средние затраты без системы мониторинга (риск происшествия) как и ранее останутся на уровне (4).

Очевидно, что средние затраты зависят от уровня f_k , к которому приводится фактор F .

Поставим задачу найти такой номер k_* значения f_k фактора F , при котором средние расходы минимальны

$$k_* = \arg \min_{1 \leq k \leq N} \bar{\Phi}(k). \quad (7)$$

Заметим, что если $\bar{\Phi}(k_*) \leq L$, систему мониторинга с профилактикой следует признать полезной. В противном случае мониторинг и профилактику проводить нецелесообразно.

Однако в задаче (7) минимизируются лишь средние потери и при этом вероятность того, что затраты на систему мониторинга окупятся, может оказаться очень маленькой. Рассмотрим вероятностную постановку задачи мониторинга, то есть оценим вероятность

$$P_L(k) \stackrel{\text{def}}{=} P\{\Phi(k) \leq L\} \quad (8)$$

такого события, при котором затраты на проведение мониторинга с профилактикой не превысят средние затраты без мониторинга. Сформулируем задачу

$$k_L = \arg \max_{1 \leq k \leq N} P_L(k), \quad (9)$$

закрывающуюся в том, чтобы найти оптимальный номер k_L уровня f_k фактора F , при котором рассматриваемая вероятность (8) максимальна. Для этой цели построим ряд распределения случайной величины суммарных затрат $\Phi(k)$, предварительно отметив, что набор значений этой случайной величины является конечным и состоит из $c_E, c_E + c_i^k, c_E + c, c_E + c_i^k + c$, где $i = k + 1, \dots, N$. Значение c_E получается, если профилактика не проводится и, кроме того, событие A не происходит. Значение $c_E + c$ получается, если профилактика не проводится, и событие A происходит. Профилактика не проводится, когда $i \leq k$, то есть, когда $F \leq f_k$. Поэтому

$$P\{\Phi(k) = c_E\} = P(\bar{A} \cdot \{F \leq f_k\}) = \sum_{i=1}^k (1 - P(A|F=f_i)) p_i, \quad (10)$$

$$P\{\Phi(k) = c_E + c\} = P(A \cdot \{F \leq f_k\}) = \sum_{i=1}^k P(A|F=f_i) p_i. \quad (11)$$

Значения $c_E + c_i^k$ получаются, если событие A не происходит, а профилактика проводится, при которой фактор F понижается с уровня f_i до уровня $f_k, i > k$. Значение $c_E + c_i^k + c$ получается, если событие A происходит после профилактики. И так как $P\{C_F^k = c_i^k\} = P\{F = f_i\} = p_i$, то

$$P\{\Phi(k) = c_E + c_i^k\} = (1 - P(A | F = f_k))p_i, i = k + 1, \dots, N, \quad (12)$$

$$P\{\Phi(k) = c_E + c_i^k + c\} = P(A | F = f_k)p_i, i = k + 1, \dots, N. \quad (13)$$

Таким образом, получаем ряд распределения

$\Phi(k)$	c_E	$c_E + c_i^k$	$c_E + c$	$c_E + c_i^k + c$
P	$\sum_{i=1}^k (1 - P(A F = f_i)) p_i$	$(1 - P(A F = f_k))p_i$	$\sum_{i=1}^k P(A F = f_i)p_i$	$P(A F = f_k)p_i$

На основе полученного ряда распределения можно найти вероятность $P_L(k)$. Решая задачу (9), можно найти такой номер k_L значения f_k фактора F , при котором максимальна вероятность такого события, при котором случайные затраты $\Phi(k)$ при профилактике окажутся не больше величины средних потерь L при транспортном происшествии без проведения мониторинга.

Но может возникать такая ситуация, когда вероятность $P_L(k)$ для некоторых k окажется большой и нет смысла ее дальше максимизировать. В такой ситуации определенный интерес представляет величина экономического эффекта от системы мониторинга, гарантированная на заданном уровне надежности α . В связи с этим рассмотрим квантильную постановку задачи мониторинга и оценим гарантированный экономический эффект от проведения мониторинга с профилактикой

$$\varphi_\alpha(k) \stackrel{def}{=} \max\{\varphi : P\{L - \Phi(k) \geq \varphi\} \geq \alpha\}. \quad (14)$$

Решим задачу

$$k_\alpha = \arg \max_{1 \leq k \leq N} \varphi_\alpha(k). \quad (15)$$

Тогда при найденном номере k_α уровня f_k фактора F экономический эффект от проведения мониторинга с профилактикой составит $\varphi_\alpha(k_\alpha)$ и этот эффект гарантируется с вероятностью α .

Выберем уровень надежности α также из экономических соображений. Найдем такой уровень α_* надежности α , при котором величина экономического эффекта при использовании квантильной стратегии не будет отрицательной

$$\alpha_* = \max\{\alpha : \varphi_\alpha(k_\alpha) \geq 0\}. \quad (16)$$

Таким образом, в α_* случаях убытки будут отсутствовать, а величина экономического эффекта составит $\varphi_{\alpha_*}(k_{\alpha_*})$. Отметим, что если решение этой задачи не существует, то для любого α в терминах квантили мы получим убытки при организации мониторинга и профилактики. Это значит, что проведение мониторинга и профилактики нецелесообразно в принципе.

4. Анализ полученных соотношений

Рассмотрим некоторые частные случаи применения полученных нами соотношений.

Будем считать, что транспортное происшествие A «слабо» зависит от фактора F , если

$$P(A|F = f_i) \approx p, i = 1, \dots, N,$$

то есть условная вероятность события A мало меняется от одного значения фактора F к другому. Заметим, что если $P(A|F = f_i) = p, i = 1, \dots, N$, то имеет место полное отсутствие этой зависимости транспортного происшествия A от фактора F . В случае полного отсутствия этой зависимости средние расходы при проведении мониторинга и профилактики будут равны

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \sum_{i=k+1}^N c_i^k p_i + cp, k = 1, \dots, N.$$

В связи с тем, что величины c_i^k неотрицательны, минимальные потери будут достигаться при $k = N$, то есть

$$\Phi^* = \bar{\Phi}(N) = c_E + cp.$$

Полученный результат показывает, что желаемое значение фактора находится на уровне f_N . Это говорит о том, что никаких действий по изменению фактора предпринимать не нужно, если транспортное происшествие не зависит от фактора F . Кроме того, в связи с тем, что затраты на эксплуатацию системы мониторинга за редким исключением равны нулю, то средний ущерб (риск происшествия) L , в данном случае равный

$$L = cp,$$

оказывается меньше, чем потери при использовании системы мониторинга. Это значит, что мониторинг за фактором F проводить не имеет смысла, если связь между транспортным происшествием и фактором полностью отсутствует. В случае «слабой» зависимости результат оказывается аналогичным.

Будем считать, что транспортное происшествие A «сильно» зависит от фактора F , если

$$P\{A|F = f_i\} = t^{i-1} p, i = 1, \dots, N, \quad (17)$$

для некоторых $t \in T \stackrel{\text{def}}{=} \{t \in \mathbb{R}^1 : t > 1, t^{N-1} p \leq 1\}$ и $p \in (0, 1)$. В случае, если $i = 1$, то $P(A|F = f_1) = p$. Предположим также для простоты, что уровни фактора F равновероятны, то есть

$$p_i \stackrel{\text{def}}{=} P\{F = f_i\} = \frac{1}{N}, i = 1, \dots, N.$$

Тогда в этом случае согласно (6) получаем

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=k+1}^N c_i^k + c \left(\frac{p}{N} \sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} + \frac{t^{k-1} p (N - k + 1)}{N} \right), k = 1, \dots, N. \quad (18)$$

В силу формулы для суммы геометрической прогрессии

$$\sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} = \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1}, \quad (19)$$

величина средних суммарных потерь, определяемая по формуле (18), равняется

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=k+1}^N c_i^k + c \left(\frac{p}{N} \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1} + \frac{t^{k-1} p(N - k + 1)}{N} \right), k = 1, \dots, N. \quad (20)$$

Средний ущерб (риск происшествия) без системы мониторинга в случае «сильной» зависимости события A от фактора F согласно формулам (4) и (19) равняется

$$L = c \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} p t^{i-1} = \frac{cp}{N} \sum_{i=1}^N t^{i-1} = \frac{cp}{N} \frac{t^N - 1}{t - 1}. \quad (21)$$

Рассмотрим «критический» случай, при котором условная вероятность $P(A | F = f_N)$ возникновения события A будет равна единице, то есть согласно (17), когда

$$t^{N-1} p = 1. \quad (22)$$

Пусть профилактика состоит в приведении фактора F к уровню f_1 . Так как по предположению условные вероятности $P(A | F = f_i)$ монотонно возрастают по $i = 1, \dots, N$, то в данном случае номер K , определенный в разделе 2, равен 1. Поэтому средние потери при такой профилактике будут определяться по формуле (2) для $K = 1$. Найдем такие значения параметра p при фиксированном количестве N значений фактора F , при которых средние суммарные затраты на мониторинг с профилактикой были не больше средних затрат без мониторинга, то есть согласно (20) и (21) из условия

$$B(p, N) \stackrel{def}{=} \bar{\Phi} - L = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=2}^N c_i^1 + cp - \frac{cp}{N} \frac{t^N - 1}{t - 1} \leq 0. \quad (23)$$

Отметим, что согласно (22)

$$t = p^{-1/(N-1)}.$$

Поэтому, переходя к пределу в (23), получаем

$$B_*(p) = \lim_{N \rightarrow \infty} B(p, N) = c_E + M[C_F^1] + cp + \frac{c - cp}{\ln(p)} \leq 0, \quad (24)$$

так как по правилу Лопиталя [4]

$$\lim_{N \rightarrow \infty} N(p^{-1/(N-1)} - 1) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{p^{-1/(N-1)} - 1}{1/N} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{-N^2 \ln(p) p^{-1/(N-1)}}{(N-1)^2} = -\ln(p).$$

и, кроме того,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=2}^N c_i^1 = M[C_F^1].$$

Разрешая неравенство (24) относительно p , можно найти такое значение p_1 параметра p , при котором средние расходы при профилактике и мониторинге не превысят риск происшествия L . Отметим, что с помощью (24) можно для любых достаточно больших N намного проще отыскать все p , при которых стратегия минимизации влияния фактора будет целесообразна, нежели вычислять (2), (4), (5).

5. Пример

Рассмотрим пример использования полученных соотношений. Под транспортным происшествием A будем понимать крушение железнодорожного состава, а в качестве фактора F будем рассматривать число вагонов в составе. Используем гипотетические данные, основанные на данных из американской статистики [5]. Будем считать, что некоторому заказчику требуется от 61 до 80 вагонов, причем число вагонов в заказе случайно и их число равновероятно. Предположим, что, чем длиннее состав, тем больше вероятность его крушения, причем в геометрической прогрессии с некоторым знаменателем t и числителем p , то есть

$$P(A | F = f_i) = pt^{i-1},$$

где параметры $p = 2 \cdot 10^{-6}$ и $t = 1.8$. Пусть стоимость ущерба в случае крушения состава составляет $c = 1500000$ \$; стоимость отправки одного вагона груза заказчику другим транспортом составляет $c_0 = 1500$ \$. Иными словами, если $i - k$ вагонов отстыковать от состава в целях профилактики происшествия (уменьшения длины состава до желаемого количества $60 + k$), то возникнут экономические потери, равные $c_i^k = c_0(i - k)$. Отметим, что согласно (1) и (19) вероятность $P(A)$ крушения поезда без проведения мониторинга и профилактики равна

$$P(A) = \sum_{i=1}^{20} \frac{1}{20} pt^{i-1} = 10^{-7} \sum_{i=1}^{20} t^{i-1} \approx 0.0159.$$

Средний ущерб без системы мониторинга (риск происшествия) в данном примере согласно формуле (3) равен

$$L = cP(A) \approx 23903\$.$$

В данном случае мониторинг заключается в подсчете количества вагонов в составе, поэтому естественно предположить, что величина затрат, связанных с мониторингом, равна нулю, то есть $c_E = 0$. Поэтому согласно (6) средние суммарные затраты составят

$$\bar{\Phi}(k) = \frac{1}{20} \sum_{i=k+1}^{20} c_i^k + c \left(\frac{p}{20} \sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} + \frac{t^{k-1} p (20 - k + 1)}{20} \right), k = 1, \dots, 20. \quad (25)$$

Отметим, что в последней формуле величины $c_i^k = c_0(i - k)$ характеризуют стоимость отправки $i - k$ вагонов груза другим транспортом в случае, если состав будет формироваться лишь из $60+k$ вагонов. Поэтому

$$\bar{\Phi}(k) = \frac{1}{20} \sum_{i=k+1}^{20} 1500(i - k) + c \left(\frac{p}{20} \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1} + \frac{t^{k-1} p (20 - k + 1)}{20} \right), k = 1, \dots, 20. \quad (26)$$

Основываясь на (19) и (25) получим следующие значения для средних суммарных потерь (в долларах) при профилактике, заключающейся в уменьшении длины железнодорожного состава с $60+i$ до $60+k$ вагонов (Таблица 1).

Таблица 1. Средние потери при профилактике в зависимости от количества вагонов

$L = \bar{\Phi}(20)$	$\bar{\Phi}(1)$	$\bar{\Phi}(2)$	$\bar{\Phi}(3)$	$\bar{\Phi}(4)$	$\bar{\Phi}(5)$	$\bar{\Phi}(6)$	$\bar{\Phi}(7)$	$\bar{\Phi}(8)$	$\bar{\Phi}(9)$
23903	14253	12831	11485	10216	9027	7921	6903	5981	5169
$\bar{\Phi}(10)$	$\bar{\Phi}(11)$	$\bar{\Phi}(12)$	$\bar{\Phi}(13)$	$\bar{\Phi}(14)$	$\bar{\Phi}(15)$	$\bar{\Phi}(16)$	$\bar{\Phi}(17)$	$\bar{\Phi}(18)$	$\bar{\Phi}(19)$
4450	3978	3688	3705	4152	5201	7075	10014	14160	19257

Решая задачу (7), из данной таблицы можно найти оптимальный номер $k_*=12$. Это означает, что если заказчику требуется более $60+12=72$ вагонов, то следует сформировать состав лишь из 72 вагонов, а весь остальной груз, который необходимо перевезти, следует отправить каким-то другим способом. Этот результат связан с тем, что расходы на перевозку нежелезнодорожным транспортом монотонно убывают по k , однако при этом наблюдается существенный рост по k вероятности крушения поезда, что увеличивает возможный ущерб при происшествии.

Решим теперь задачу (15) для различных уровней α надежности. В итоге получим следующие результаты (Таблица 2).

Таблица 2. Гарантированный экономический эффект от проведения профилактики в зависимости от уровня надежности

α	0.95	0.99	0.995	0.999	0.9995	0.9999	0.99997	0.99999
k_{α}	20	18	16	12	11	8	5	3
$\Phi_{\alpha}(k_{\alpha})$	23903	20903	17903	11903	10403	5903	1403	-1598

В соответствии с (16) получим, что $\alpha_* = 0.99997$. Следовательно, оптимальная стратегия принятия решения $k_{\alpha_*} = 5$ (то есть состав должен быть сформирован не более, чем из $60+5=65$ вагонов). Причем в 0.99997 случаях будет получен гарантированный положительный экономический эффект от системы мониторинга с профилактикой в размере 1403 \$. Из таблицы видно, что при

увеличении длины состава в α случаях экономической эффект возрастает, но при этом в $(1 - \alpha)$ неблагоприятных случаях возрастают и убытки. Например, при $k_\alpha = 12$ (что соответствует решению задачи (7) при минимизации средних затрат) в 999 случаях из тысячи экономической эффект от профилактики составит более 11903 \$, а в одном случае из тысячи убытки могут оказаться неприемлемо большими. Поэтому рекомендуемое для данного примера значение $k_\alpha = 5$, при этом лишь в 3-х случаях из 100 тысяч возникают убытки, а экономический эффект от мониторинга и проведения профилактики будет не ниже 1403 \$.

6. Алгоритм проведения мониторинга и профилактики

С учетом сказанного выше опишем рекомендуемую последовательность действий при проведении мониторинга и профилактики.

1. Устанавливаются датчики для измерения частоты появления фактора $F = f_i$ (например, величины сдвига дорожного полотна), $i = 1, \dots, N$.

2. Вычисляется частота появления i -го значения f_i фактора F , то есть находится оценка \tilde{p}_i вероятности $p_i = P\{F = f_i\}, i = 1, \dots, N$.

3. Оценка \tilde{p}_i уточняется на основе логистической схемы обработки данных по малой выборке [2].

4. Обрабатываются протоколы происшествий, по которым оцениваются вероятности $P(A \cdot \{F = f_i\})$ одновременного появления события A и фактора F со значением $f_i, i = 1, \dots, N$. Для этого опять же используется логистическая схема обработки данных.

5. Вычисляется условная вероятность события A при условии, что фактор F принял значение f_i , которое по определению [3] равняется

$$P(A | F = f_i) = \frac{P(A \cdot \{F = f_i\})}{P\{F = f_i\}}, i = 1, \dots, N.$$

6. Находится согласно (10)-(13) ряд распределения случайных затрат $\Phi(k)$ на проведение мониторинга и профилактики, направленной на приведение фактора F к уровню $f_k, k = 1, \dots, N$.

7. По формулам (14), (15) определяется оптимальный номер k_α уровня f_k , к которому необходимо привести фактор F .

8. Решается задача (16), в которой выбирается оптимальное значение надежности α_* принятия решения о проведении профилактики.

9. Профилактика проводится, если фактор F принял значение f_i , где $i > k_{\alpha_*}$. Если у фактора F значение f_i окажется с номером $i \leq k_{\alpha_*}$, то профилактика не проводится.

10. Экономический эффект от системы мониторинга с профилактикой в таком случае составит не менее $\varphi_{\alpha_*}(k_{\alpha_*})$, который определяется по формуле (14) для $\alpha = \alpha_*$.

7. Заключение

В работе исследована проблема управления рисками и ресурсами, связанными с транспортными происшествиями. С этой целью рассмотрена задача по минимизации влияния фактора на транспортное происшествие с использованием различных критериев, в частности, в форме математического ожидания. Исследована экономическая целесообразность априорного мониторинга за случайным фактором и проведения апостериорной профилактики по предупреждению транспортного проис-

шествия. Предложены критерии в форме математического ожидания, вероятности и квантили для оценки полезности мониторинга и профилактики для различных стратегий минимизации риска происшествия. В частности, исследован случай минимизации риска при «сильной» и «слабой» зависимости транспортного происшествия от фактора. Приведен пример использования полученных результатов при формировании железнодорожного состава, основанный на гипотетических данных из американской статистики.

Литература

1. Розенберг Е.Н., Замышляев А.М., Прошин Г.Б. Определение опасности возникновения транспортных происшествий и событий на основе контроля состояния факторов, влияющих на их возникновение // Надежность, 2009, № 3 (31), с. 37-50.
2. Замышляев А.М., Кан Ю.С., Кибзун А.И., Шубинский И.Б. Статистическая оценка опасности возникновения происшествий на железнодорожном транспорте // Надежность, 2012, № 2 (41), с. 104-117.
3. Кибзун А.И., Горяинова Е.Р., Наумов А.В. Теория вероятностей и математическая статистика. Базовый курс с примерами и задачами – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007.
4. Фихтенгольц Г.М. Курс дифференциального и интегрального исчисления. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2001. т.1
5. Rail Equipment Accident Report 6180.54 for 2010. U.S. Department of Transportation Federal Railroad Administration (<http://safetydata.fra.dot.gov>).



Kibzun A.I., Ignatov A.N.

ORGANIZATION OF MONITORING AND OPTIMAL PREVENTIVE MEASURES OF A TRANSPORT ACCIDENT WITH THE SPECIFIED DEPENDABILITY LEVEL

The probability of a transport accident significantly depends on various factors and groups of factors. The paper investigates the economic expedience of monitoring a random factor and transport accident prevention. Several criteria for utility evaluation of monitoring and prevention for various strategies to minimize an accident risk are offered. The paper also presents an example of using these results in a train makeup.

Keywords: monitoring, probability of a transport accident, optimal preventive measures, dependability, cost-effectiveness.

1. Introduction

As is known from papers [1] and [2], various factors and groups of factors affect the occurrence of transport accidents and their consequences. At that, some factors affect the transport accident to a greater extent and the other – to a smaller extent. The characteristic of this effect are conditional probabilities of a transport accident under conditions of factors' occurrence [2]. Analytically, these probabilities cannot be defined. Therefore, the method of the probabilities' assessment based on observations of transport incident and realized values of factors is offered in the framework of the papers [1] and [2]. If simultaneous occurrence of factors and accidents can be estimated based on occurrences' report, then the conditional probability of accidents' occurrence at appearance of factors can be assessed only on the basis of the occurrence probability of factors that cannot be estimated only on the basis of accidents' protocols. Therefore, the organization of factors' appearance monitoring is urgent. In addition, these monitoring arrangements may require significant financial resources. Therefore, it is necessary to compare the money spent on monitoring with risk of accidents' occurrence (average loss in an accident).

Moreover, it is necessary to carry out addition preventive measures, aimed at reducing the impact of factors on the accident after monitoring arrangements of factors appearance. Such preventive measures also require financial resources. Therefore, the urgent task consists in assessing the resources needed for the organization of monitoring and preventive measures, as well as their comparison with the risk of accidents.

This paper considers the problem to minimize the influence of a random factor on the transport accident, using different criteria, in particular in the form of expectation. In addition, the paper presents the

economic inexpediency of monitoring several special cases. This study also considers the task of finding the optimal level of a factor to which it should be brought taking into account the balance of the total cost and decision-making dependability. The economic effect value of preventive measures, insured at a given dependability level is calculated. The paper offers the succession of actions to organize monitoring of a factor appearance and optimal prevention of a transport accident. The example associated with a train makeup is presented.

2. Minimizing a factor impact on a transport accident

Let us state the task of minimizing the impact of a random factor on a transport accident.

Let A be a transport accident (such as rail accident), $P(A)$ – the probability of its occurrence, and c – the damage cost of the event occurrence, which is assumed to be known. We shall suppose that there is a factor F affecting the incident frequency. For example, if railway accident is under study, then you can take the number of cars in the train or the railroad bed displacement as F . Let F has a discrete set of numerical values f_k , which are implemented with the corresponding probabilities $p_k, k = 1, \dots, N$.

At first, we shall formulate the simple task of assessing the expedience to carry out of monitoring the factor occurrence and the transport accident preventive measures implementation. Then we shall complicate the problem and consider it in a more general statement.

Let us find such a number of K of the value f_i for the factor F , where the conditional probability of the event A will be minimal, if the factor F has taken the value f_i

$$K = \arg \min_{i=1, \dots, N} P(A | F = f_i).$$

Then, if the implemented value f_i of the factor F is different from f_K it is reasonably to spend a certain amount of funds c_i to reduce the impact of the factor (that is, to bring it to the level f_K). Just, these actions should be understood as preventive measures, aimed at reducing the risk of a transport accident. Note that, on the one hand, during an accident prevention the transport risk decreases, on the other hand, there will be additional costs for the organization of preventive measures. Let us estimate the total costs arising from this strategy. Obviously, without observation (monitoring) of the factor F it is not possible to organize preventive measures. We shall assume that after the preventive measures the value of the actor F will be equal to f_K . Then the total costs related to the organization of the monitoring and preventive measures will consist of 3 values: a constant c_E related to the costs connected with monitoring of equipment installation and operation, random costs C_F^K directed to changing the value of the factor F (bringing it to the level f_K) and random costs C_A^K related to the potential damage of the transport accident A after carrying out of incident preventive measures.

In connection with mentioned above, the costs C_F^K for changing the factor F , and bringing it to the level f_K may be presented in the form of discrete random variable with a row of the distribution

C_F^K	c_1^K	c_2^K	\dots	c_N^K
P	p_1	p_2	\dots	p_N

where c_i^K is the value of funds that are needed to be spent in order to bring the value of the factor F from the level f_i to the level $f_K, i = 1, \dots, N$. It is obviously, that $c_K^K = 0$, since in this case preventive measures are not carried out.

In turn, the costs C_A^K for recovering a possible damage at the occurrence of the event A after preventive measures can be represented by the following row of the distribution

C_A^K	c	0
P	$P_K(A)$	$1 - P_K(A)$

where $P_K(A)$ is the probability of the event A occurrence after the reducing the factor F to the level f_K . In fact, $P_K(A)$ is the conditional probability of an event, provided that the preventive measures and the factor F have been brought to the level f_K . As after preventive measures the factor F can take only one value f_K with probability equal to one, then according to the formula of the total probability [3], we obtain:

$$P_K(A) = P(A | F = f_K) \sum_{i=1}^N p_i = P(A | F = f_K). \quad (1)$$

Note that the probability of the event A without preventive measures is equal to $P(A)$, that is to the unconditional probability of a transport accident. According to the formula of the total probability, we obtain that $P(A) = \sum_{i=1}^N P(A | F = f_i) p_i$.

However, according to our assumption $P(A | F = f_K) \leq P(A | F = f_i)$ for all $i \neq K$, therefore we have the following:

$$P(A) \geq P(A | F = f_K) \sum_{i=1}^N p_i = P(A | F = f_K).$$

Thus, after preventive measures, the probability of an accident, and, consequently, the risk of that accident will be reduced. However, additional costs, which are associated with the event monitoring and its preventive measures will arise. Therefore, the cumulative loss of this strategy in case of monitoring system for preventive measures will make up the following:

$$\Phi = c_E + C_F^K + C_A^K.$$

Using the criterion in the form of expectation, we shall obtain the average costs associated with the system of monitoring and preventive measures, which will be equal to the following expression:

$$\bar{\Phi} \stackrel{def}{=} M[\Phi] = c_E + M[C_F^K] + M[C_A^K].$$

Taking advantage of the expectation definition, we get the formula:

$$\bar{\Phi} = c_E + \sum_{i=1}^N c_i^K p_i + c P(A | F = f_K). \quad (2)$$

It should be noted that the average cost L (risk of an accident) without monitoring systems makes up what is presented below

$$L \stackrel{\text{def}}{=} M[C_A] = cP(A), \quad (3)$$

where C_A is the accidental losses at incident A in case of no preventive measures, $P(A)$ is the probability of the event A if there is no preventive measures, c is the damage in case of an accident, which $P(A)$ is obtained under the formula of the total probability (1). Thus, we get

$$L = c \sum_{i=1}^N P\{A | F = f_i\} p_i. \quad (4)$$

If the average cost of using monitoring with preventive measures is not more than the cost of its absence, that is

$$\bar{\Phi} \leq L, \quad (5)$$

it can be assumed that the monitoring system with the proposed preventive measures would be useful. Otherwise, its use should be recognized as inappropriate.

3. The optimal preventive measures of a transport accident

However, there is a possibility to use the available financial resources more efficiently. If the factor F is different from the optimal value f_k , it is not necessarily to lead the factor F to the level f_k , as it may require significant financial resources, and you can try to bring the factor to some other value of f_k , differing from f_k . In this case, the cost of changing factor may be reduced, and the cost of possible damage will change (may increase), but together they could be reduced, and, therefore, the average cost can be reduced. Let us formulate the corresponding task.

We shall suppose that the conditional probability $P(A | F = f_i)$ increases monotonically $i = 1, \dots, N$. Let the desired level of the factor F is f_k , then the total loss will be equal to

$$\Phi(k) = c_E + C_F^k + C_A^k,$$

where C_F^k is a random variable which represents the amount of funds that should be directed at bringing the factor F to the level f_k , and C_A^k is a random variable of costs in the accident A after preventive measures, that is, after the reduction of the factor F from the level f_i to the level f_k , if $i > k$. In case, $i \leq k$, preventive measures is proposed not to be carried out, because by assumption the probability $P(A | F = f_i)$ should not be higher than the probability $P(A | F = f_k)$ for $i \leq k$. Let the random variable C_F^k has a set of the following distribution

C_F^k	c_1^k	c_2^k	\dots	c_i^k	c_{i+1}^k	\dots	c_N^k
P	p_1	p_2	\dots	p_i	p_{i+1}	\dots	p_N

where c_i^k describes the amount of funds to be expended in order to reduce the value of the factor F from the level f_i to the desired level f_k , $i = 1, \dots, N$, and p_i , is the probability of the factor F appearance with the value f_i , $i = 1, \dots, N$. We also assume that the values f_i are monotonically increasing for $i = 1, \dots, N$. Note that the values $c_i^k = 0$ for $i \leq k$, because preventive measures is not carried out, if the value of the factor f_i is not greater than f_k , $i \leq k$. If we still would bring the value of the factor F to the level f_k for $i \leq k$, then the probability of a transport accident only would increase, as well as additional funds. Thus, after preventive measures, the random factor F can possess only k values and at that, F possesses the values f_i for $i < k$ with the probabilities p_i and the value f_k with the following probability

$$p_k^k \stackrel{def}{=} p_k + p_{k+1} + \dots + p_N.$$

In other words, in order to avoid an unwanted increase of the probability of an accident and additional costs, only in p_k^k cases we shall change the value of the factor F to the desired level f_k .

It should be noted also that the probability of a random event A after preventive measures would change. Therefore, a range of loss distribution C_A^k after preventive measures will take the following form

C_A^k	c	0
P	$P_k(A)$	$1 - P_k(A)$

where $P_k(A)$ is the conditional probability of the event after preventive measures, when the factor F is reduced to the level f_k . This probability can be calculated using the formula for the total probability

$$P_k(A) = \sum_{i=1}^{k-1} P(A | F = f_i) p_i + P(A | F = f_k) \sum_{i=k}^N p_i, k = 1, \dots, N,$$

Since preventive measures for $i \leq k$ is not carried out, and the value of the factor F is reduced to the level of f_k for $i > k$. Therefore, the average total cost in case of using the monitoring system with preventive measures will make up the following:

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + M[C_F^k] + M[C_A^k] = c_E + \sum_{i=k+1}^N c_i^k p_i + c \left(\sum_{i=1}^{k-1} P(A | F = f_i) p_i + P(A | F = f_k) \sum_{i=k}^N p_i \right). \quad (6)$$

It should be noted that the latter formula for $k = K = 1$ coincides with mentioned-above formula (2). In case, $k = N$, then the probability $P_k(A)$ coincides with the probability $P(A)$ of the event A occurrence without preventive measures. Average costs without monitoring system (incident risk) as previously remain at level presented by the formula (4).

It is obvious that the average cost depends on the level of f_k , to which the given factor F is reduced. Let us formulate the problem of finding such a number k_* of the value f_k for the factor F , at which the average costs are minimal

$$k_* = \arg \min_{1 \leq k \leq N} \bar{\Phi}(k). \quad (7)$$

Note that if $\bar{\Phi}(k_*) \leq L$, the monitoring system with preventive measures should be recognized useful. Otherwise, it is inappropriate to carry out monitoring and preventive measures.

However, the problem (7) minimizes only average losses and at that the probability that the cost of the monitoring system will be repaid, may be very small. Let us consider the probabilistic formulation of the problem of monitoring, that is, estimate the probability

$$P_L(k) \stackrel{\text{def}}{=} P\{\Phi(k) \leq L\} \quad (8)$$

of such an event, in which the costs of monitoring with preventive measures will not exceed the average costs without monitoring. Let us formulate the problem

$$k_L = \arg \max_{1 \leq k \leq N} P_L(k), \quad (9)$$

consisting in finding the optimum number k_L of the level f_k for the factor F , at which the probability (8) under consideration is maximal. For this purpose, we construct a series of a random variable distribution of total costs $\Phi(k)$, preliminarily noting that the set of values of this random variable is finite and consists of $c_E, c_E + c_i^k, c_E + c, c_E + c_i^k + c$, where $i = 1, \dots, N$. The value c_E is obtained if preventive measures are not carried out and, in addition, the event A does not occur. The value $c_E + c$ is obtained if preventive measures are carried out, and the event A takes place. Preventive measures are not carried out when $i \leq k$, that is, when $F \leq f_k$. Therefore

$$P\{\Phi(k) = c_E\} = P(\bar{A} \cdot \{F \leq f_k\}) = \sum_{i=1}^k (1 - P(A|F = f_i)) p_i, \quad (10)$$

$$P\{\Phi(k) = c_E + c\} = P(A \cdot \{F \leq f_k\}) = \sum_{i=1}^k P(A|F = f_i) p_i. \quad (11)$$

The values $c_E + c_i^k$ are obtained if the event A does not occur, and preventive measures are carried out in which the factor F is reduced from level f_i to the level $f_k, i > k$. The values $c_E + c_i^k + c$ are obtained if the event A occurs after preventive measures. And since $P\{C_F^k = c_i^k\} = P\{F = f_i\} = p_i$, then

$$P\{\Phi(k) = c_E + c_i^k\} = (1 - P(A|F = f_k)) p_i, i = k + 1, \dots, N, \quad (12)$$

$$P\{\Phi(k) = c_E + c_i^k + c\} = P(A|F = f_k) p_i, i = k + 1, \dots, N. \quad (13)$$

Thus, we get a number of distributions

$\Phi(k)$	c_E	$c_E + c_i^k$	$c_E + c$	$c_E + c_i^k + c$
P	$\sum_{i=1}^k (1 - P(A F = f_i)) p_i$	$(1 - P(A F = f_k)) p_i$	$\sum_{i=1}^k P(A F = f_i) p_i$	$P(A F = f_k) p_i$

Based on the obtained distribution series it is possible to find the probability $P_L(k)$. Solving the problem (9), one can find such a number k_L of the value f_k for the factor F , at which the probability is maximal for such an event in which the incidental expenses $\Phi(k)$ will be no greater than the average loss L at transport accident without monitoring.

However, a situation can occur when the probability $P_L(k)$ for some k would be great and it makes no sense to continue its maximizing. In such a situation, the magnitude of cost-effectiveness of the monitoring system, insured for a given level of dependability α is of particular interest. In this regard, we shall consider the quantile formulation of the monitoring problem and estimate the guaranteed cost-effectiveness from monitoring with preventive measures

$$\varphi_\alpha(k) \stackrel{def}{=} \max\{\varphi : P\{L - \Phi(k) \geq \varphi\} \geq \alpha\}. \quad (14)$$

We shall solve the problem

$$k_\alpha = \arg \max_{1 \leq k \leq N} \varphi_\alpha(k). \quad (15)$$

Then at the found number k_α of the level f_k for the factor F , the cost-effectiveness from monitoring with preventive measures will make up $\varphi_\alpha(k_\alpha)$ and it is guaranteed with the probability α .

Let us select the dependability level from economic reasons. We shall find such a level α_* of dependability α , at which the cost-effectiveness value by using quantile strategy will not be negative

$$\alpha_* = \max\{\alpha : \varphi_\alpha(k_\alpha) \geq 0\}. \quad (16)$$

Thus, in α_* cases the losses will be absent, and the cost-effectiveness value will make up $\varphi_{\alpha_*}(k_{\alpha_*})$. Note that if the solution of this problem does not exist, then for each in terms of quintile we obtain losses for the organization of monitoring and preventive measures. This means that the monitoring and preventive measures are unreasonable in principle.

4. The analysis of the obtained ratios

Let us consider some special cases of the ratios we have obtained.

We shall assume that the transport accident A “weakly” depends on the factor F , if

$$P(A | F = f_i) \approx p, i = 1, \dots, N,$$

that is, the conditional probability of the event A varies little from one value of the factor F to another. Note that if $P(A | F = f_i) = p, i = 1, \dots, N$, and then there is a complete absence of this dependence of the transport accident A on the factor F . In the case of a complete absence lack of this dependence, the average costs for monitoring and preventive measures will be equal to the following

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \sum_{i=k+1}^N c_i^k p_i + cp, k = 1, \dots, N.$$

Due to the fact that the values are non-negative; the minimum loss will be achieved at $k = N$, i.e.

$$\Phi^* = \bar{\Phi}(N) = c_E + cp.$$

The obtained result shows that the desired value of the factor is found on the level f_N . This suggests that no any actions to change the factor are required if the transport accident does not depend on the factor F . Furthermore, because the operation costs of monitoring system with rare exception are equal to zero, therefore the average damage (accident risk) L in this case is equal to $L = cp$, and it is less than the losses when using the monitoring system. This means that the factor F monitoring does not make sense, if the relationship between transport accident and the factor completely absent. In case of “weak” dependence, the result is the same.

Now we shall assume that the transport accident A “strongly” depends on the factor F , if

$$P\{A | F = f_i\} = t^{i-1} p, i = 1, \dots, N, \quad (17)$$

for some $t \in T \stackrel{\text{def}}{=} \{t \in \mathbb{R}^1 : t > 1, t^{N-1} p \leq 1\}$ and $p \in (0, 1)$. If $i = 1$, then $P(A | F = f_1) = p$. We also shall assume for simplicity that the factor F levels are equiprobable, that is,

$$p_i \stackrel{\text{def}}{=} P\{F = f_i\} = \frac{1}{N}, i = 1, \dots, N.$$

Then, in this case, according to (6), we obtain

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=k+1}^N c_i^k + c \left(\frac{p}{N} \sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} + \frac{t^{k-1} p(N-k+1)}{N} \right), k = 1, \dots, N. \quad (18)$$

According to the formula for the sum of a geometric progression

$$\sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} = \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1}, \quad (19)$$

the value of the average total loss defined by the formula (18) is equal to

$$\bar{\Phi}(k) = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=k+1}^N c_i^k + c \left(\frac{p}{N} \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1} + \frac{t^{k-1} p(N-k+1)}{N} \right), k = 1, \dots, N. \quad (20)$$

Average damage (risk of an accident) with no monitoring system in case of “strong” dependence of the event A on the factor F , according to (4) and (19) is equal to

$$L = c \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} p t^{i-1} = \frac{cp}{N} \sum_{i=1}^N t^{i-1} = \frac{cp}{N} \frac{t^N - 1}{t - 1}. \quad (21)$$

Let us consider the “critical” case where the conditional probability $P(A | F = f_N)$ of the event A occurrence is equal to unity, i.e., according to (17) when

$$t^{N-1} p = 1 \quad (22)$$

Let preventive measures consists in reducing the factor F to the level f_1 . Since, by assumption, the conditional probabilities $P(A|F = f_i)$ increase monotonically for $i = 1, \dots, N$, then in this case the number K defined in section 2, is equal to one. Therefore, the average loss in such a preventive measures will be determined by the formula (2) for $K = 1$. We shall find such values of the parameter p for a fixed number N of factor F values, at which the average total cost of monitoring with preventive measures were not more than the average cost without monitoring, that is, according to (20) and (21) from the condition

$$B(p, N) \stackrel{\text{def}}{=} \bar{\Phi} - L = c_E + \frac{1}{N} \sum_{i=2}^N c_i^1 + cp - \frac{cp}{N} \frac{t^N - 1}{t - 1} \leq 0. \quad (23)$$

Note that according to (22) $t = p^{-1/(N-1)}$.

Therefore, proceeding to the limit in (23), we obtain

$$B_*(p) = \lim_{N \rightarrow \infty} B(p, N) = c_E + M[C_F^1] + cp + \frac{c - cp}{\ln(p)} \leq 0, \quad (24)$$

since by L'Hopital rule [4]

$$\lim_{N \rightarrow \infty} N(p^{-1/(N-1)} - 1) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{p^{-1/(N-1)} - 1}{1/N} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{-N^2 \ln(p) p^{-1/(N-1)}}{(N-1)^2} = -\ln(p)$$

and, moreover, $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=2}^N c_i^1 = M[C_F^1]$.

Solving the inequality (24) with respect to p , it is possible to find such a value p_1 of the parameter p , at which the average costs for the preventive measures and monitoring do not exceed the risk of the accident L . Note that from (24) it is possible to find all p for any sufficiently large N much easier than to calculate (2), (4) and (5), under which the strategy to minimize the impact factor will be reasonable.

5. An example

Let us consider an example of the use of obtained ratios. We shall understand train derailment as a transport accident A , and consider the number of cars in the train formation as a factor F . We shall use hypothetical data based on data from the U.S statistics [5]. Let us assume that some customers require from 61 to 80 cars and at that the number of cars in the order is random and their number is equiprobable. We shall assume that the longer the train formation, the greater the probability of its derailment, and at that in geometrical progression with some denominator t and the numerator p , that is,

$$P(A|F = f_i) = pt^{i-1},$$

where the parameters $p = 2 \cdot 10^{-6}$ and $t = 1.8$. Let the cost of damage in case of train derailment makes up $c = 1500000$ \$; the cost of shipping one car of cargo to the customer by another mode of transporta-

tion makes up $c_0 = 1500$ \$. In other words, if $i - k$ of cars should be uncoupled from train formation for preventive measures of an accident (to decrease the train length to the desired number), the economic losses arise, which are equal to $c_i^k = c_0(i - k)$. Note that according to (1) and (19) the probability of a train derailment without monitoring and preventive measures is equal to

$$P(A) = \sum_{i=1}^{20} \frac{1}{20} p t^{i-1} = 10^{-7} \sum_{i=1}^{20} t^{i-1} \approx 0.0159.$$

The average damage without monitoring system (accident risk), in this example according to formula (3) is equal to $L = cP(A) \approx 23903$ \$.

In this case, monitoring consist in counting the number of cars in the train formation, so it is natural to assume that the magnitude of the costs associated with monitoring is zero, that is $c_E = 0$. Therefore, according to (6), the average total costs will make up

$$\bar{\Phi}(k) = \frac{1}{20} \sum_{i=k+1}^{20} c_i^k + c \left(\frac{p}{20} \sum_{i=1}^{k-1} t^{i-1} + \frac{t^{k-1} p (20 - k + 1)}{20} \right), k = 1, \dots, 20. \quad (25)$$

Note that in the last formula the values $c_i^k = c_0(i - k)$ describe the cost of shipping $i - k$ cars of cargo to the customer by another mode of transportation if the train will be formed only of $\theta + k$ cars. Therefore

$$\bar{\Phi}(k) = \frac{1}{20} \sum_{i=k+1}^{20} 1500(i - k) + c \left(\frac{p}{20} \frac{t^{k-1} - 1}{t - 1} + \frac{t^{k-1} p (20 - k + 1)}{20} \right), k = 1, \dots, 20. \quad (26)$$

Based on (19) and (25) we obtain the following values for the average total loss (in U.S. dollars) for the preventive measures on reducing the length of the train from $60+i$ up to $60+k$ cars (Table 1).

Table 1. The average losses from preventive measures carried out in accordance with the number of cars

$L = \bar{\Phi}(20)$	$\bar{\Phi}(1)$	$\bar{\Phi}(2)$	$\bar{\Phi}(3)$	$\bar{\Phi}(4)$	$\bar{\Phi}(5)$	$\bar{\Phi}(6)$	$\bar{\Phi}(7)$	$\bar{\Phi}(8)$	$\bar{\Phi}(9)$
23903	14253	12831	11485	10216	9027	7921	6903	5981	5169
$\bar{\Phi}(10)$	$\bar{\Phi}(11)$	$\bar{\Phi}(12)$	$\bar{\Phi}(13)$	$\bar{\Phi}(14)$	$\bar{\Phi}(15)$	$\bar{\Phi}(16)$	$\bar{\Phi}(17)$	$\bar{\Phi}(18)$	$\bar{\Phi}(19)$
4450	3978	3688	3705	4152	5201	7075	10014	14160	19257

Solving the problem (7) it is possible to find the optimal number $k_* = 12$ from the given table. This means that if the customer needs more than $60 + 12 = 72$ cars, it is necessary to form a train of only 72 cars, while the rest of the cargo to be transported, necessary to transport by some other way. This result is related to the fact that the cost of transporting by not railway transport monotonically decreasing according to k , however, a significant increase of the probability of a train derailment is observed, which increases the potential damage in the accident.

Now we shall solve the problem (15) for the different dependability levels α . As a result, we obtain the following data (Table 2).

Table 2. Assured cost-effectiveness from carrying out preventive measures, depending on the dependability level

α	0.95	0.99	0.995	0.999	0.9995	0.9999	0.99997	0.99999
k_α	20	18	16	12	11	8	5	3
$\varphi_\alpha(k_\alpha)$	23903	20903	17903	11903	10403	5903	1403	-1598

In accordance with (16) we obtain that $\alpha_* = 0.99997$. Therefore, the optimal strategy decision taking $k_{\alpha_*} = 5$ (i.e. the train should be formed of no more than out of $60 + 5 = 65$ cars). Moreover, in 0.99997 cases a guaranteed positive cost-effectiveness equal to 1403 \$ will be obtained from the monitoring system with preventive measures. The table shows that by increasing the train length in α cases the cost-effectiveness increases, but at that, in $(1 - \alpha)$ of adverse events the losses also grow. For example, when $k_\alpha = 12$ (which corresponds to the solution of the problem (7), while minimizing the average cost) in 999 cases out of a thousand events the cost-effectiveness from preventive measures will make up of more than 11903 \$, and in one case out of a thousand losses may be unacceptably high. Therefore, the recommended value for this example is equal to $k_\alpha = 5$, with only in three cases out of 100 000 there are losses, and the cost-effectiveness of the monitoring and carrying out preventive measures will be at least 1403 \$.

6. The algorithm for monitoring and carrying out preventive measures

In view of the mentioned above, we shall describe the recommended sequence of actions in the carrying out monitoring and preventive measures.

1. Install sensors to measure the frequency of a factor $F = f_i$ occurrence (for example, the railway bed shift).
2. Calculate the frequency of appearance of the i -th value f_i of the factor F , that is, the value \tilde{p}_i of the probability $p_i = P\{F = f_i\}, i = 1, \dots, N$ is defined.
3. Refine the value \tilde{p}_i based on logistic data processing circuit on a small sample [2].
4. Process accident reports by which the probabilities $P(A \cdot \{F = f_i\})$ of simultaneous occurrence of an event A and a factor F with the value $f_i, i = 1, \dots, N$ are estimated. This again uses logistic data processing circuit.
5. Calculate the conditional probability of the event A under condition that the factor F possessed the value f_i , which, by definition [3] is equal to

$$P(A|F = f_i) = \frac{P(A \cdot \{F = f_i\})}{P\{F = f_i\}}, i = 1, \dots, N.$$

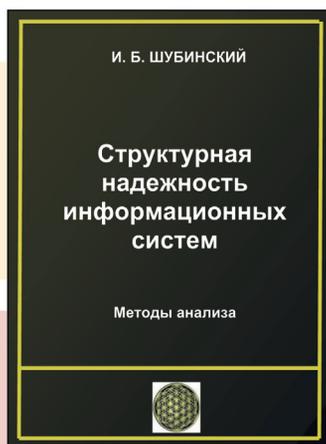
6. According to (10) – (13), define a series of distribution accidental costs $\Phi(k)$ for carrying out monitoring and preventive measures, aimed at reducing the factor F bringing to the level $f_k, k = 1, \dots, N$.

7. By using (14), (15) determine the optimal number k_α of the level f_k , to which it is necessary to reduce the factor F .

8. Solve the problem (16), where the optimized value of dependability α_* is selected for decision making to conduct preventive measures.
9. Carry out preventive measures, if the factor F possessed the value f_i , where $i > k_{\alpha_*}$. If the factor F has the value f_i with number $i \leq k_{\alpha_*}$, then preventive measures is not performed.
10. In this case, the cost-effectiveness of the monitoring system with preventive measures will make up not less than that determined by the formula (14) for $\alpha = \alpha_*$.

References

1. **Rosenberg E.N., Zamyshlyayev A.M., Proshin G.B.** Determining the risk of transport accidents and events' occurrence by monitoring the state of the factors influencing their occurrence // Dependability, 2009, #3 (31), p. 37-50.
2. **Zamyshlyayev A.M., Kan U. S., Kibzun A.I., Shubinsky I.B.** Statistical estimation of a hazard of accidents' occurrence on railways // Dependability, 2012, № 2 (41), p. 104-117.
3. **Kibzun A.I., Goryainova E.R., Naumov A.V.** Probability theory and mathematical statistics. Basic training course with examples and problems – M. FIZMATLIT, 2007.
4. **Fikhtengolts G.M.** The course of differential and integral calculus. M. FIZMATLIT, 2001. Volume 1
5. Rail Equipment Accident Report 6180.54 for 2010. US Department of Transportation Federal Railroad Administration (<http://safetydata.fra.dot.gov>).



Приобрести издание можно через редакцию ООО «Журнал «Надежность»

8 (495) 967-77-05, доб.186
8-916-105-81-31
(Патрикеева Евгения)

E.Patrikeeva@gismps.ru,
www.dependability.pro

Шубинский Игорь Борисович

СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ
Методы анализа

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.

ООО «Журнал «Надежность»,
109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209
Тел./факс: +7 499 262 53 20
E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

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



Приобрести издание можно через редакцию ООО «Журнал «Надежность»

8 (495) 967-77-05, доб.186
8-916-105-81-31
(Патрикеева Евгения)

E.Patrikeeva@gismps.ru,
www.dependability.pro

Шубинский Игорь Борисович

ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ
Методы анализа

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. 24,05.
Тираж 700 экз. Заказ № 1453.

ООО «Журнал «Надежность»,
109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209
Тел./факс: +7 499 262 53 20
E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

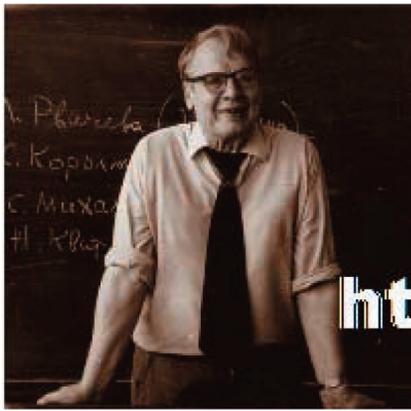
И.Б.Шубинский «Функциональная надежность информационных систем» 2012г.

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



Gnedenko
e-Forum

International Group on Reliability

<http://Gnedenko-Forum.org/>

Дорогие коллеги!

В 2005 году была основана неформальная Ассоциация специалистов по надежности, прикладной вероятности и статистике (I.G.O.R.), которая имеет свой сайт в Интернете GNEDENKO FORUM. Сайт назван в честь выдающегося математика Бориса Владимировича Гнеденко (1912-1995). Целью Форума является улучшение профессиональных и персональных контактов специалистов по математической статистике, теории вероятностей и их важных ветвей, как Теория надежности и контроля качества, Теория массового обслуживания, Теории управления запасами и т.п.

Начиная с января 2006 года Форум издает ежеквартальный Международный электронный журнал

«Надежность: Теория и приложения» (“Reliability: Theory & Applications”).

Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321). Все права сохраняются за авторами, так что статьи затем могут быть свободно опубликованы в любых других изданиях или представлены на конференции.



Вступайте в Форум
Гнеденко!

Добро

пожаловать!

В наших рядах уже более

500 специалистов

из **44** стран мира.

Для вступления в
Форум присылайте
фото и краткое резюме
по адресу:

Проф. Игорь Ушаков,
igusha22@gmail.com

или

к.т.н. Александр Бочков,
a.bochkov@gmail.com

Membership is free.



<http://Gnedenko-Forum.org/>

Dear colleagues!

In 2005 the informal Association of Experts in Reliability, Applied Probability and Statistics (I.G.O.R.) was established with its own Internet website GNEDENKO FORUM. The site has been named after the outstanding mathematician Boris Vladimirovich Gnedenko (1912-1995). The Forum's purpose is an improvement of personal and professional contacts between experts in the mathematical statistics, probability theory and their important branches, such as reliability theory and quality control, the theory of mass service, storekeeping theory, etc.

Since January 2006, the Forum has published a quarterly international electronic magazine

“Reliability: Theory and Applications”.

The magazine is registered with the Library of Congress in the USA (ISSN 1932-2321). All rights reserved for authors so that articles can be freely published in any other publications or presented at conferences.



Join Gnedenko Forum!

Welcome!

**More than 500 experts
from 44 countries
worldwide have already
joined us!**

To join the Forum, send a
photo and a short CV to the
following address:

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; строки 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^2t , $C = 1 + DDF - A_2$), греческие буквы и символы, например, β , \odot — шрифтом Symbol. То, что невозможно набрать непосредственно в текстовом редакторе, — с использованием редактора формул Microsoft Equation (входящего в комплект поставки Microsoft Office) или редактора формул Mathtype.

Не допускается представление текста, в котором формулы представлены в виде изображения.

Фотографии и рисунки к статьям предоставляются отдельными файлами с расширением TIF, или EPS или JPEG с разрешением не менее 300 dpi.

Список использованной литературы составляется в порядке цитирования и дается в конце статьи. Ссылки на литературу в тексте отмечаются порядковыми цифрами в квадратных скобках.

Вниманию авторов, публикующихся в журналах IDT Publishers.

Представленная информация о каждом авторе помимо журнала будет размещаться на сайте techizdat.ru в разделе «Авторы» на отдельной интернет-странице.

Авторам также предоставляется возможность при публикации своих статей направить в редакцию свою электронную фотографию и дополнительные материалы для размещения их на этой индивидуальной Интернет-визитке. По своему усмотрению автор может рассказать более подробно о себе, об интересных примерах и историях решения технических проблем, о современных задачах - в соответствии с тематикой соответствующего журнала - и т.п. Желательный объем этого материала - не более 1000 знаков с пробелами.

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

Подписаться на журнал на 2014 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

АВТОРЫ НОМЕРА / AUTHORS OF THIS ISSUE

Гапанович Валентин Александрович
кандидат технических наук, главный инженер, старший вице-президент ОАО «РЖД»
тел.: +7 (495) 262-28-11

Григорьев Сергей Николаевич
кандидат технических наук, ведущий инженер – электронщик в ОАО «НПП «Салют»
тел.: +7 (908) 236-25-27

Игнатов Алексей Николаевич
студент Московского Авиационного института
тел.: +7 (906) 059-50-00
e-mail: ignatovalexei91@rambler.ru

Кибзун Андрей Иванович
доктор физико-математических наук, профессор, вице-президент Консорциума аэрокосмических вузов России, заведующий кафедрой Московского Авиационного института
e-mail: kibzun@mail.ru

Крянев Александр Витальевич
доктор физико-математических наук, профессор кафедры «Прикладная математика», (НИЯУ МИФИ)
тел. 8-499-323-90-72
e-mail: avkryanев@mephi.ru

Лукинова Ольга Васильевна
кандидат технических наук, старший научный сотрудник, Институт проблем управления им. В.А.Трапезникова РАН (ИПУ РАН)
тел.: +7 (495) 334-89-70
e-mail: lobars@mail.ru

Малеев Евгений Александрович
аспирант кафедры АСУ, Обнинский институт атомной энергетики – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ»
e-mail: scoch_67@bk.ru

Марон Аркадий Исаакович
кандидат технических наук, старший научный сотрудник, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», доцент кафедры «Бизнес – аналитика»
тел.: +7 (495) 729-24-67
e-mail: amaron@hse.ru

Перегида Александра Анатольевна
старший преподаватель, Обнинский институт атомной энергетики – филиал федерального государственного автономного образовательного учреждения высшего профессионального образования «Национальный исследовательский ядерный университет «МИФИ»
e-mail: Pereguda@iate.obninck.ru

Перегида Аркадий Иванович
доктор технических наук, профессор, Обнинский институт атомной энергетики – филиал федерального государственного автономного образовательного учреждения высшего профессионального образования «Национальный исследовательский ядерный университет «МИФИ»
тел.: +7 (962) 174-40-59
e-mail: Pereguda@iate.Obninck .ru

Семенов Сергей Сергеевич
кандидат технических наук, руководитель группы анализа и перспективного проектирования, ОАО «Государственное научно-производственное предприятие «Регион»
тел. 8-495-741-55-80
e-mail: gnppregion@sovintel.ru

Тимашев Дмитрий Андреевич
кандидат технических наук, разработчик, ООО «Яндекс»
тел.: +7 (916) 564-43-73
e-mail: i18n@yandex.ru

Чепурко Валерий Анатольевич

кандидат физико-математических наук, доцент кафедры АСУ, Обнинский институт атомной энергетики – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ»

тел.: +7 (48439) 480-66

e-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

Gapanovich Valentin A.

PhD Engineering, Chief Engineer, Senior Vice President of JSC RZD

Tel.: +7 (495) 262-28-11

Grigoriev Sergey N.

PhD Engineering, leading electronics engineer, JSC «NPP «Salut»

Tel.: +7 (908) 236-25-27

Ignatov Aleksey N.

Student of Moscow Aviation Institute

Tel.: +7 (906) 059-50-00

E-mail: ignatovalexei91@rambler.ru

Kibzun Andrey I.

Doctor of physics and mathematics, professor, vice president of Consortium of aerospace institutes of Russia, Head of chair of Moscow Aviation Institute

E-mail: kibzun@mail.ru

Kryanev A.V.

Doctor of physics and mathematics, professor of chair of Applied Mathematics National Research Nuclear University MIFI

Lukinova Olga V.

PhD Engineering, Senior researcher, Trapeznikov Institute of management problems, Russian Academy of Sciences

Tel.: +7 (495) 334-89-70

E-mail: lobars@mail.ru

Maleev Evgeny A.

Post graduate student of chair of automated control systems, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI

E-mail: scoch_67@bk.ru

Maron Arkady I.

PhD Engineering, Senior Researcher National Research University “Higher School of Economics” Professor assistant of chair “Business analytics”

Tel.: +7 (495) 729-24-67

E-mail: amaron@hse.ru

Pereguda Alexandra A.

Senior Lecturer of Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI

E-mail: Pereguda@iate.obninsk.ru

Pereguda Arkady I.

Professor, Doctor of Technical Sciences, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI

Tel.: (48439) 76-619

E-mail: Pereguda@iate.obninsk.ru

Semenov Sergey S.

PhD Engineering, Head of Analysis and Perspective Planning Group, JSC State Scientific and Production Enterprise “Region”

Timashev Dmitry A.

PhD Engineering, developer I-Teco

Tel.: +7 (916) 564-43-73

E-mail: i18n@yandex.ru

Chepurko Valery A.

PhD, associate professor of chair of automated control systems, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI

E-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

**ОТКРЫТОГО АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ, АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»
(ОАО «НИИАС»)**



ОАО «НИИАС» – ведущее предприятие ОАО «РЖД» в области создания комплексов и систем обеспечения безопасности движения, управления движением, геоинформационного обеспечения, мониторинга состояния подвижного состава и инфраструктуры железных дорог



Цели:

- эффективность,
- безопасность
- надежность перевозок



Основные направления деятельности

- Интеллектуальные системы управления
- Технологии управления перевозками и транспортного обслуживания
- Системы автоматики и телемеханики
- Центры автоматизированного управления
- Информационные системы
- Геоинформационные системы и спутниковые технологии
- Системы транспортной безопасности
- Системы управления инфраструктурой
- Системы управления топливно-энергетическими ресурсами
- Испытания, сертификация и экспертиза
- Информационная безопасность
- Нормативно-правовое обеспечение



www.vniias.ru

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/MЭК 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.