

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., д.т.н.

Каштанов В.А., д.ф.-м.н., проф.

Климов С.М., д.т.н., проф.

Кофанов Ю.Н., д.т.н., проф.

Лецкий Э.К., д.т.н., проф.

Нетес В.А., д.т.н., проф.

Розенберг И.Н., д.т.н., проф.

Тарасов А.А., д.т.н., проф.

Уткин Л.В., д.т.н., проф.

Черкесов Г.Н., д.т.н., проф.

Шебе Х., д.ф.-м.н.

Юркевич Е.В., д.т.н., проф.

Выпускающий редактор

Патрикеева Е.В.

Издатель журнала

ООО «Журнал «Надежность»

Директор

Калинина И.В.

Адрес: 109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, оф. 209
ООО «Журнал «Надежность»
www.dependability.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.

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, Dr. Sci.

Commissioning editor

E. Patrikeeva

Publisher of the journal

LLC Journal “Dependability”

Director

I. Kalinina

The address:

109029, Moscow,
Str. Nizhegorodskaya, 27,
Building 1, 1, office 209
Ltd Journal “Dependability”
www.dependability.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

ПОЗДРАВЛЕНИЕ	3
BIRTHDAY GREETINGS	3
<i>Структурная надежность. Теория и практика / Structural reliability. The theory and practice</i>	
СИСТЕМА АДАПТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКИМ СОДЕРЖАНИЕМ ИНФРАСТРУКТУРЫ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОГО ТРАНСПОРТА (ПРОЕКТ УРРАН) Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М., Розенберг Е.Н.	4
SYSTEM OF ADAPTIVE MANAGEMENT OF RAIL TRANSPORT INFRASTRUCTURE TECHNICAL MAINTENANCE (URRAN PROJECT) Gapanovich V.A., Rozenberg E.N., Shubinsky I.B., Zamyshlyayev A.M.	14
ПРИМЕНЕНИЕ ОБЩЕГО РЕШЕНИЯ СИСТЕМ ЛОГИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ В ЗАДАЧАХ НАДЕЖНОСТИ Черкесов Г.Н., Степанов Ю.В.	23
APPLICATION OF GENERAL SOLUTION FOR A SYSTEM OF LOGICAL EQUATIONS IN DEPENDABILITY TASKS Cherkesov G.N., Stepanov Yu.V.	31
О ПРОВЕРКЕ СЛУЧАЙНОСТИ ДАННЫХ СО СВЯЗЯМИ Чепурко В.А., Нинчук В.С.	39
ABOUT CHECKING OF RANDOMNESS OF DATA WITH TIES Ninchuk V.S., Chepurko V.A.	45
СИСТЕМА ПЛАНОВО – ПРЕДУПРЕДИТЕЛЬНЫХ РЕМОНТОВ: УРОКИ ИСТОРИИ Кац Б.А.	50
SYSTEM OF SCHEDULED PREVENTIVE REPAIRS: THE LESSONS OF HISTORY Kats B.A.	56
АНАЛИЗ НАДЕЖНОСТИ ГАЗОПЕРЕКАЧИВАЮЩИХ АГРЕГАТОВ Свердлов А.Б.	62
DEPENDABILITY ANALYSIS OF GAS COMPRESSION UNITS Sverdlov A.B.	65
МЕТОД ПОЛНОГО РАЗЛОЖЕНИЯ МОСТИКОВЫХ СОЕДИНЕНИЙ В ЗАДАЧАХ АНАЛИЗА СВЯЗНОСТИ СТРУКТУРНО-СЛОЖНЫХ ДВУХПОЛЮСНЫХ СЕТЕЙ Носов М.В.	68
METHOD OF COMPLETE DECOMPOSITION OF BRIDGE CONNECTIONS IN CONNECTIVITY ANALYSIS PROBLEMS OF STRUCTURALLY COMPLEX BIPOLAR NETWORKS Nosov M.B.	75
МЕТОДИКА ОЦЕНКИ ГАММА – ПРОЦЕНТНОЙ НАРАБОТКИ РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ КОМПОНЕНТОВ ИНФОРМАЦИОННО – ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ КРАТКОВРЕМЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ Ишков А.С., Зуев В.Д.	82
METHOD OF EVALUATION OF GAMMA-PERCENTILE TIME TO FAILURE OF INFORMATION AND MEASUREMENT SYSTEMS BASED ON THE RESULTS OF SHORT-TERM TESTS Ishkov A.S., Zuyev V.D.	86
<i>Функциональная надежность. Теория и практика / Functional reliability. The theory and practice</i>	
ОСНОВАНИЯ ТЕОРИИ НАДЕЖНОСТИ ЧЕЛОВЕКА-ОПЕРАТОРА (ПИЛОТА) Плотников Н.И.	90
THE BASES OF HUMAN – OPERATOR DEPENDABILITY THEORY Plotnikov N.I.	94
<i>Дискуссия / Discussion</i>	
ПО ПОВОДУ СТАТЬИ КОЛЧИНА А.Ф., МИХЕЕВА Н.В. «АРХИТЕКТУРА ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ СИСТЕМЫ, СВЯЗАННОЙ С БЕЗОПАСНОСТЬЮ» Шебе Х.	98
ABOUT THE PAPER BY KOLCHIN A.F., MIKHEEV N.V. "ARCHITECTURE OF SAFETY RELATED SYSTEM SOFTWARE" Schäbe H.	99
ПО ПОВОДУ СТАТЬИ КОФАНОВА Ю.Н. И СТРЕЛЬНИКОВА В.П. «МЕТОДИЧЕСКИЕ ПОГРЕШНОСТИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СРЕДНЕГО РЕСУРСА ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ» Черкесов Г.Н.	100
ABOUT THE PAPER BY KOFANOV YU.N. AND STRELNIKOV V.P. "METHODOLOGICAL IMPRECISION OF PREDICTION OF ELECTRONICS' MEAN LIFE TIME" Cherkesov G.N.	103
ГНЕДЕНКО ФОРУМ	105
GNEDENKO FORUM	106

Уважаемый Валентин Александрович!

Редколлегия научно-технического журнала «Надежность» и Российская академия надежности, сердечно поздравляют Вас с днем рождения, который в этом, 2015 году, стал юбилейным. Вы, будучи руководителем государственного уровня, оказываете большую поддержку журналу. С Вашей помощью журнал стал признанной площадкой для обсуждения проблем управления рисками на железнодорожном транспорте, функциональной безопасности технических систем, стандартизации и сертификации. Журнал в настоящее время пользуется широкой популярностью, о чем свидетельствует высокий коэффициент цитируемости (импакт-фактор на уровне выше 0.3).

Как действительный член Российской академии надежности, Вы внесли неоценимый научный вклад в разработку методологии управления надежностью сложных технических систем и крупных производственных организаций, в создание и внедрение на железнодорожном транспорте России системы УРРАН – адаптивной системы управления надежностью, ресурсами и безопасностью на основе оценки рисков. Созданная под Вашим непосредственным руководством эта система не имеет аналогов в мире. УРРАН включает в себя комплекс стандартов по управлению техническим содержанием одной из крупнейших в мире по объему перевозок и технической оснащенности сети железных дорог, а также новые научные методы и широкий спектр инженерных методик. Система опирается на созданную под Вашим руководством мощную информационную базу, обеспечивающую оперативный сбор и обработку данных об отказах и технологических нарушениях на всей сети железных дорог России, анализ результатов и поддержку принятия решений на всех уровнях управления.

Уважаемый Валентин Александрович! Мы желаем Вам дальнейших больших творческих успехов, здоровья и долголетия на высоких руководящих должностях.

*Главный редактор журнала «Надежность»,
д.т.н., профессор И.Б. Шубинский*

*Президент Российской академии надежности,
д.т.н., профессор Ю.Н. Кофанов*



Dear Valentin Alexandrovich!

The editorial board of scientific and technical journal “Dependability” and Russian Academy of Reliability congratulate you with your birthday that is a jubilee for you this year. Though a statesman, you support the journal greatly. Owing to your help, the journal has become a reputable platform for discussing the issues of risk management on railway transport,

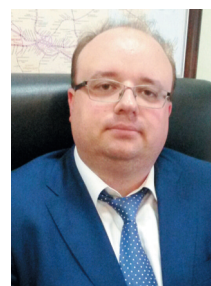
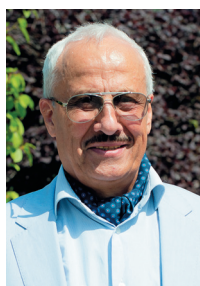
functional safety of technical systems, standardization and certification. Today the journal is very popular among researchers, this being testified by a high citation rating (the impact factor of over 0.3).

As a fellow of Russian Academy of Reliability, you have made an invaluable scientific contribution to development of methods for managing the dependability of complex technical systems and large companies, to development and implementation of the adaptive system for dependability, resource and risk management URRAN on railway transport of Russia. The system developed under your direct guidance has no analogs around the world. The URRAN system incorporates a set of standards for management of technical maintenance of one of the world’s biggest railway networks in terms of transportation volumes and technical equipment sophistication as well as new scientific methods and a wide range of engineering approaches. The system is based on the extensive information support made under your guidance and providing efficient gathering and processing of data on failures and technological violations on the entire network of Russian railways, analysis of results and decision making at all levels of management.

Dear Valentin Alexandrovich! We wish you new bigger achievements, health and long staying at high management positions.

*Editor-in-chief of “Dependability” journal,
Doctor of sciences, Professor I.B. Shubinsky*

*President of Russian Academy of Reliability,
Doctor of sciences, Professor Yu.N. Kofanov*



Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Розенберг Е.Н., Замышляев А.М.

СИСТЕМА АДАПТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКИМ СОДЕРЖАНИЕМ ИНФРАСТРУКТУРЫ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОГО ТРАНСПОРТА (ПРОЕКТ УРРАН)

В статье рассматриваются вопросы, связанные с рациональным управлением ресурсами на содержание инфраструктуры ОАО «РЖД» в условиях ограниченности средств. Проведен анализ методологии RAMS и её дальнейшей трансформации в комплекс российских стандартов и базу нормативно-методической документации, применяемых для управления процессами жизненного цикла систем железнодорожного транспорта (УРРАН) в ОАО «РЖД». В данной статье рассмотрены предпосылки и ключевые аспекты для создания инновационной технологии поддержки принятия управленческих решений по повышению надежности и функциональной безопасности железнодорожного транспорта России на всех стадиях жизненного цикла.

Ключевые слова: Надежность, безопасность, готовность, долговечность, риски, жизненный цикл, информационное обеспечение, система поддержки принятия решений.

Введение

Техническое содержание сети железных дорог России требует больших экономических затрат, связанных с поддержанием надежности объектов инфраструктуры и обеспечением безопасности перевозочного процесса. В условиях ограниченных ресурсов выбор неверного решения может привести к ошибкам в планировании ремонтных работ на участках инфраструктуры, которые по существующим правилам требуют проведения ремонта, однако при этом имеют достаточно высокий уровень надежности [1]. С другой стороны, проблемные по надежности участки инфраструктуры продолжают эксплуатироваться без модернизации, капитальных ремонтов или хотя бы текущих восстановительных работ. Это, в свою очередь, приводит к рискам возникновения транспортных происшествий.

Для рационального управления ограниченными ресурсами требуется выполнение как минимум двух условий:

1. Получение в реальном времени объективной информации о состоянии надежности и функциональной безопасности всех объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта.
2. Создание системы поддержки принятия решений по техническому содержанию инфраструктуры железнодорожного транспорта на линейном, региональном и сетевом уровнях.

Первое условие предусматривает создание и внедрение на всей сети железных дорог России автоматизированной системы сбора, анализа и обработки данных об отказах объектов инфраструктуры и транспортных происшествиях. Второе условие означает, что поскольку принципиально невозможно создать и в последующем эксплуатировать объект с

абсолютной надежностью и безопасностью, то следует в решение этой задачи вкладывать такие средства, которые реально имеются и оправданы с точки зрения снижения надежности и обеспечения безопасности. Иначе говоря, остаточный риск возникновения транспортных происшествий должен иметь допустимый уровень.

В этих условиях возникает противоречие между коммерческим интересом владельца инфраструктуры железнодорожного транспорта, направленным на интенсификацию эксплуатации инфраструктуры, с одной стороны, и необходимостью технологических перерывов в эксплуатационной работе в целях поддержания требуемых уровней надежности и безопасности, с другой стороны. Данное противоречие может быть снято путем разработки системы комплексного управления техническим содержанием инфраструктуры железнодорожного транспорта. Эта система должна обеспечить автоматизацию процессов сбора и обработки данных об отказах объектов и транспортных происшествий в реальном времени, процессов выявления наиболее проблемных, с точки зрения надежности, участков пути, а также автоматизацию процессов поддержки принятия решений по распределению ограниченных экономических ресурсов на техническое содержание инфраструктуры при условии достижения допустимых уровней безопасности и требуемых уровней надежности ее составных объектов.

1. Принципы, цель и задачи комплексного управления надежностью, рисками и стоимостью жизненного цикла на железнодорожном транспорте

1.1. Методология RAMS

С 2010 г. ОАО «Российские железные дороги» приступили к разработке и внедрению комплекса стандартов, методик, методических рекомендаций, применяемых для управления процессами жизненного цикла систем железнодорожного транспорта (УРРАН). Для этого на российских железных дорогах была развернута работа по гармонизации собственной нормативной базы по управлению инфраструктурой с системой стандартов RAMS, широко применяемой на железных дорогах Евросоюза и Америки.

RAMS – это методология обеспечения безотказности (Reliability), готовности (Availability), ремонтпригодности (Maintainability) и безопасности (Safety) на железнодорожном транспорте. Представляет собой коллективный труд европейского сообщества, формализованный стандартами EN 50126 и IEC 62278. Методология RAMS базируется на принципе ALARP (настолько низкий уровень остаточного риска, насколько это в разумной мере возможно) при обеспечении безопасности и надежности на всех стадиях жизненного цикла объекта железнодорожного транспорта.

Специфика RAMS по отношению к традиционным стандартам в области надежности технических систем заключается в следующем:

1. Комплексное управление надежностью и безопасностью объекта с учетом стадий жизненного цикла;
2. Принятие решений по управлению надежностью и безопасностью объекта на основе оценки рисков;
3. Управление надежностью и безопасностью объекта, как по количественным показателям, так и на основе апробированных международным сообществом рекомендаций, приведенных, например, в стандартах железнодорожного применения EN50126/IEC62278, EN 50128/IEC62279, EN50129/IEC62425Ed, EN50159 (первая и вторая часть);
4. В методологии RAMS предусмотрено четыре уровня полноты безопасности. Каждый уровень характеризуется как числовыми значениями, так и комплексом требований, предъявляемых к технологии разработки изделий, присущих реализации этих уровней.

1.2. Цель и задачи проекта УРРАН

Направленность RAMS на производителей технических средств не удовлетворяла целям ОАО «РЖД», которые ориентированы на эксплуатационную деятельность. В процессе практического применения методологии RAMS на Российских железных дорогах проявился ряд ее принципиальных недостатков. Основные из них:

- в комплексном анализе не учитывается долговечность объектов. Это обстоятельство не позволяет увязать долговечность и безопасность объектов, не позволяет при эксплуатации объектов оценивать риски перехода от назначенного срока службы к их предельному состоянию и даже корректно оценивать предельное состояние объекта;
- стоимость жизненного цикла объекта оценивается в отрыве от надежности и безопасности, т.е. не включена в методологию RAMS. Это обстоятельство затрудняет рациональное распределение инвестиций в объект на различных стадиях его жизненного цикла;
- методология RAMS хорошо разработана для стадий проектирования и производства объектов и практически не развита для стадий их эксплуатации, модернизации и утилизации. Для железнодорожного транспорта представляет основную значимость управление надежностью и безопасностью составных объектов на стадиях их эксплуатации и модернизации;
- вопросы управления рисками изложены в стандартах RAMS на концептуальном уровне и требуют всестороннего развития;
- не рассмотрены вопросы живучести систем при неблагоприятных внешних воздействиях;
- в методологии RAMS не рассматриваются вопросы безопасности производственных процессов, экологическое воздействие на окружающую среду.

Все вышеизложенное потребовало трансформировать методологию RAMS в комплекс российских стандартов, методик, методических рекомендаций, применяемых

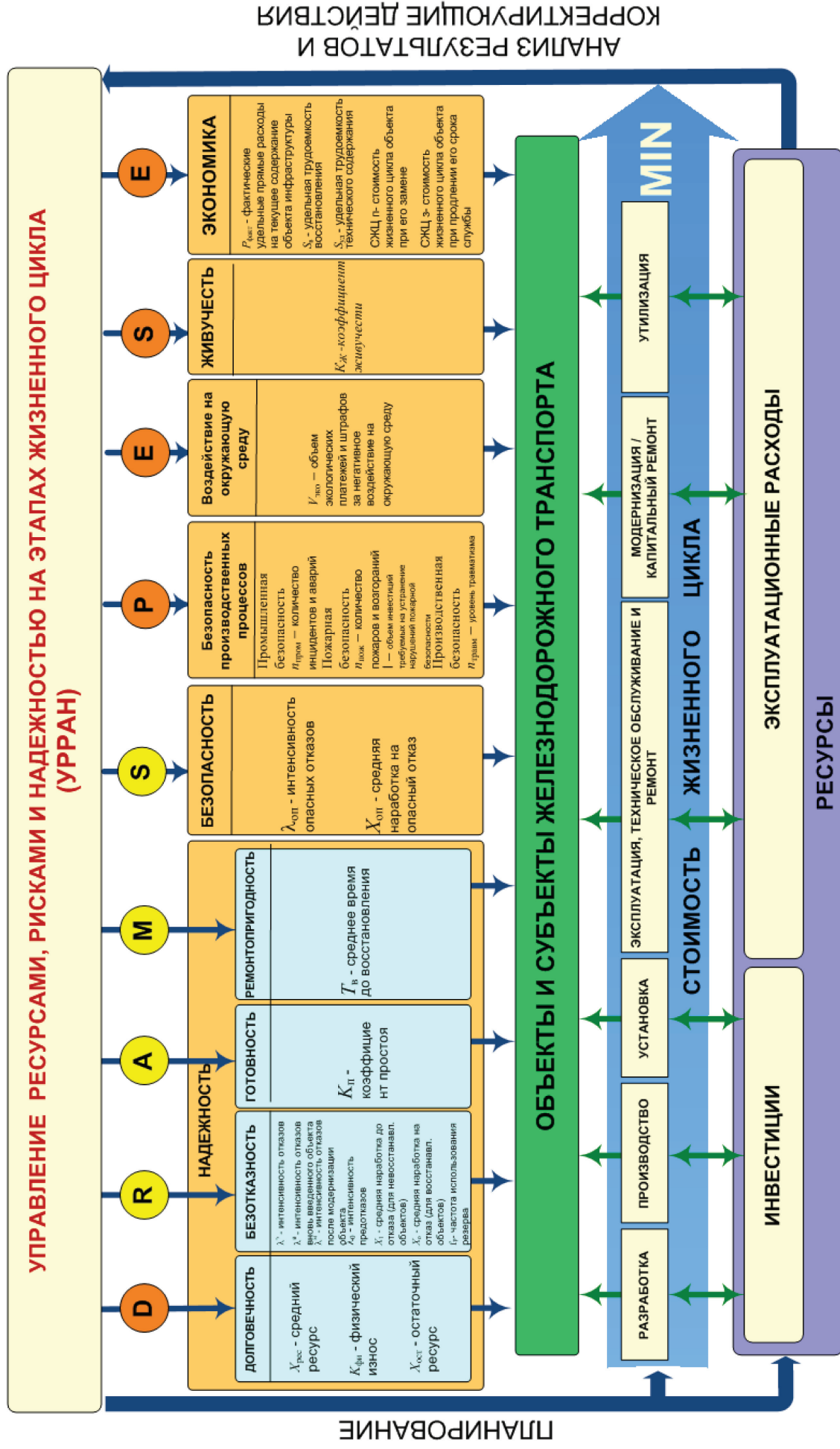


Рис. 1. Концептуальная структура системы УРРАН

для управления процессами жизненного цикла систем железнодорожного транспорта (УРРАН) в ОАО «РЖД» [2,3]. Концептуальная структура системы УРРАН представлена на рис. 1.

Под жизненным циклом системы понимается последовательность стадий, каждая из которых содержит определенные задачи. Эта последовательность охватывает полностью срок службы системы – от начальной концепции и до вывода из эксплуатации и утилизации. Жизненный цикл обеспечивает основу для планирования, управления и контроля всех показателей системы с целью выпуска качественной продукции по доступной цене и в согласованные сроки. Жизненный цикл объекта железнодорожного транспорта, включающий 15 стадий и представленный в виде V-образной модели, показан на рис. 2.

Нисходящая ветвь (левая часть) V-образной модели жизненного цикла, как правило, называется проектированием или разработкой системы, и является процессом развития системы, заканчивающимся производством системных компонентов. Восходящая ветвь (правая часть) относится к сборке, установке, приемке и последующей эксплуатации системы.

V-образное представление получило распространение в промышленности. Оно подразумевает, что процедура приемки тесно связана с проектированием и разработкой системы, так как проектируемая система должна быть, в итоге, проверена на соответствие требованиям. Утверждение и приемка системы основываются на технических условиях системы и планируются на ранних стадиях жизненного цикла – во время проектирования или разработки. Такое представление жизненного цикла эффективно для задач контроля и утверждения системы в течение жизненного цикла. Цель контроля состоит в подтверждении того, что при определенных исходных данных, выходные данные на каждой стадии полностью отвечают требованиям данного этапа. Цель утверждения состоит в подтверждении того, что рассматриваемая си-

стема, на каждом этапе разработки и после установки в полной мере отвечает предъявляемым требованиям.

В рамках проекта УРРАН была создана объектно-элементная модель железнодорожного направления, основанная на специально введенном понятии эталонного элемента, были разработаны показатели эксплуатационной надежности и безопасности объектов железнодорожного транспорта, увязанные с объемами выполняемой эксплуатационной работы. В таблице 1 представлены единицы измерения объема выполненной работы по хозяйствам ОАО «РЖД», которые используются в качестве аргументов в показателях эксплуатационной надежности и безопасности. В ряде случаев применяются показатели, которые являются функциями времени работы объектов. Это относится только к тем объектам, надежность и безопасность которых не зависит от объема выполненной работы в перевозочном процессе.

Целью внедрения УРРАН является повышение эффективности функционирования системы железнодорожного транспорта на основе адаптивного управления в условиях ресурсных ограничений. Объектом применения УРРАН является совокупность технических объектов, систем и технологических процессов железнодорожного транспорта.

Под адаптивным управлением мы подразумеваем форму и методы управления предпринимательскими структурами, предполагающими возможность и способность системы управления изменять параметры и структуру регулятора и управляющей подсистемы в целом в зависимости от изменения внутренних параметров объекта управления или внешней среды (возмущений), а также от изменений стратегических целей.

В проекте УРРАН решаются задачи оптимизации управления ресурсами на основе эксплуатационных показателей надежности и безопасности с учетом оценки рисков. При этом большое внимание уделяется учету влияния человеческого фактора в технологических процессах работы компании. УРРАН позволяет в условиях

Таблица 1. Величины для измерения объема выполненной работы по хозяйствам ОАО «РЖД»

N п/п	Хозяйство	Объем выполненной работы		
		Обозначение	Единица измерения	Размерность
1	Хозяйство пути и сооружений	T	млрд. т*км тонно-километровой работы	1
2	Хозяйство автоматики и телемеханики	П _Ш	млн. поезд*км	1
3	Хозяйство связи	П _С	млн. поезд*км	1
4	Хозяйство электрификации и электроснабжения	Э	млн. кВт*час переработанной электроэнергии	100
5	Локомотивное хозяйство	D _Т	млн. локомотив*км общего пробега	1
6	Вагонное хозяйство	D _В	млн. вагоно*км общего пробега	100
7	Пассажирское хозяйство	D _П	млн. вагоно*км общего пробега (пассажирских вагонов)	10

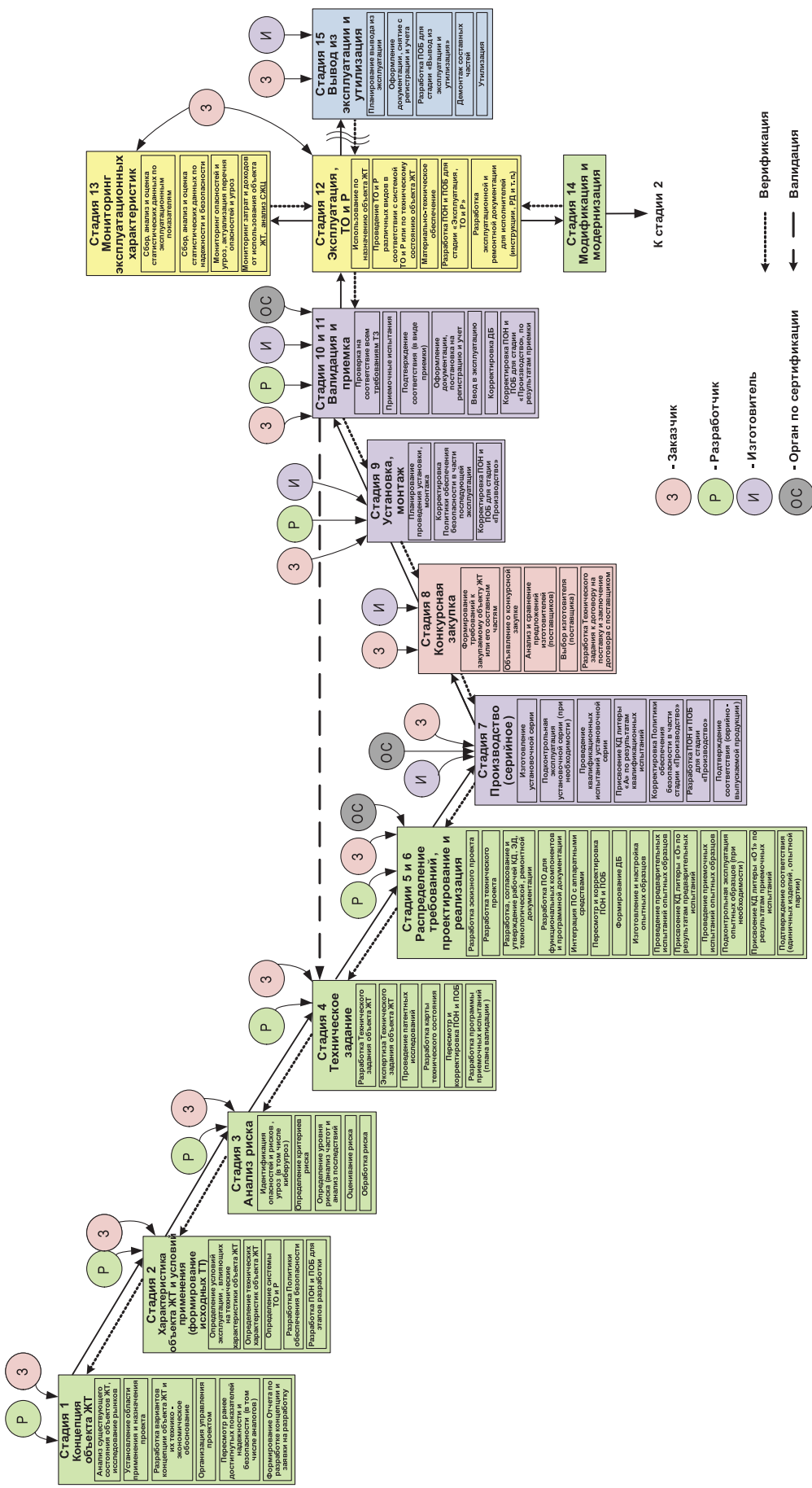


Рис. 2. Жизненный цикл объекта железнодорожного транспорта с процессом постановки на производство

дефицита финансовых средств увеличивать назначенный срок службы объектов железнодорожного транспорта до предельного состояния на основе оценки рисков и перераспределять инвестиции на поддержание надежности и безопасности наиболее проблемных объектов.

2. Нормативно-методическое обеспечение УРРАН

В настоящее время все работы по обслуживанию инфраструктуры строятся на основе нормативного срока службы технического средства, без учета его текущего состояния. В национальных стандартах по управлению надежностью ГОСТ 27.002-89, ГОСТ Р 53480–2009, ГОСТ Р 51.901.2002, ГОСТ Р 51.901.12-2007 и других не были отражены вопросы управления инвестициями, затратами на текущее содержание. Для практической реализации системы УРРАН необходимо было создать комплекс нормативных и методических документов, которые отражают принципы и существенные аспекты этой системы.

В связи с образованием Таможенного союза сотрудничество организаций в сфере железнодорожного транспорта в странах-участницах союза, стало более активным, в том числе и в области обеспечения надежности и безопасности железнодорожной техники. Также стоит отметить, что ОАО «РЖД» не только наиболее крупная железнодорожная организация в странах СНГ, но и наиболее активный участник работ по стандартизации на межгосударственном уровне, так как является секретариатом Межгосударственного комитета по стандартизации 524 «Железнодорожный транспорт». В связи с тем, что вопросы, связанные с надежностью и безопасностью объектов железнодорожного транспорта являются важными для всех организаций и пользователей услуг железнодорожного транспорта, было принято решение о необходимости повышения статуса основных стандартов УРРАН до межгосударственного и национального уровня. Это также способствовало улучшению взаимодействия между ОАО «РЖД» и организациями, участвующими в деятельности железнодорожного транспорта, но не входящими в холдинг «РЖД».

В рамках проекта УРРАН был разработан ГОСТ 32192-2013 «Надежность в железнодорожной технике. Основные понятия. Термины и определения», который определяет все необходимые термины и понятия в данной области с учетом специфики железнодорожной техники и наработок, сделанных в проекте УРРАН [4,5,6] и способствует правильному применению терминов и лучшему взаимопониманию всех сторон.

Для установления общих правил управления рисками на железнодорожном транспорте, связанными с безопасностью движения и эксплуатацией разработаны национальные стандарты:

- ГОСТ Р 54504-2011 «Безопасность функциональная. Политика, программа обеспечения безопасности. Доказательство безопасности объектов железнодорожного транспорта»;

- ГОСТ Р 54505-2011 «Безопасность функциональная. Управление рисками на железнодорожном транспорте».

В технических регламентах Таможенного союза введено понятие «риск», которое является основополагающим в вопросах безопасности. Но межгосударственные стандарты по вопросу управления рисками отсутствуют. ОАО «РЖД» стремится распространить свои передовые идеи [7,8] на всем «пространстве 1520», поэтому будет продолжать свою деятельность в этом направлении совместно с Росстандартом.

К настоящему моменту в рамках проекта УРРАН разработаны и утверждены 1 межгосударственный стандарт, 5 национальных стандартов Российской Федерации и 17 корпоративных стандартов ОАО «РЖД», устанавливающие требования в области оценки рисков, функциональной безопасности, надежности и стоимости жизненного цикла для объектов железнодорожного транспорта. Эти стандарты являются тем инструментом, который может помочь преодолеть основные проблемы при разработке и внедрении нововведений и усилить факторы, способствующие успеху проекта УРРАН. Стандарты дают основу для выработки общего языка общения между всеми заинтересованными сторонами, участвующими в разработке и внедрении новой системы.

Разработанные в рамках проекта УРРАН национальные и корпоративные стандарты устанавливают порядок внедрения и использования методологии УРРАН на железнодорожном транспорте и содержат требования по управлению ресурсами, рисками и надежностью применительно к железнодорожному транспорту.

Для практической реализации стандартов были разработаны 8 методических рекомендаций и 55 методик, которые позволяют оценивать техническое состояние объектов инфраструктуры, обеспечивать данные для принятия решений о необходимости проведения технического обслуживания и ремонта, планирования инвестиций на содержание объектов, а также проводить оценку ущерба и формирование матриц рисков для каждого вида объектов инфраструктуры в качестве основы для управления производственной деятельностью на железнодорожном транспорте.

3. Единая корпоративная платформа УРРАН (ЕКП УРРАН)

3.1. Направления развития информационных систем в ОАО «РЖД» и предпосылки создания системы КАСАНТ

В настоящее время в ОАО «РЖД» используется значительное количество информационных систем, охватывающих практически все стороны производственной деятельности общества, разрабатывавшихся и внедрявшихся в промышленную эксплуатацию на протяжении длительного времени.

Общее направление развития информационных систем (ИС) и автоматизированных систем управления (АСУ) отвечает общемировым тенденциям:

- от учетных систем (транзакционных систем, систем класса OLTP), позволяющих получать точные ответы на вопросы «что?», «где?», «когда?», «сколько?», относящиеся к прошедшему времени, — к аналитическим системам (класса OLAP), позволяющим не только отвечать на вопрос «почему?», но и переходить к прогнозам развития;

- от систем, во многих отношениях не отвечающим масштабам деятельности ОАО «РЖД» и его подразделений, — к системам, базирующимся на крупных признанных во всем мире промышленных платформах (SAS Intelligence Storage, SAP AG, Oracle, IBM Maximo), зарекомендовавшим себя в крупнейших мировых корпорациях;

- от систем, основывающихся на технологиях файл – и клиент-сервер, — к системам, в основе которых лежат интернет технологии (протоколы http, SOAP, языки разметки html, xml, язык разработки Java, тонкий клиент);

- от изолированных дорожных информационных систем, от систем, обеспечивающих информационную поддержку отдельных направлений деятельности ОАО «РЖД» и его подразделений (например, управление финансами или персоналом), — к интегрированным центральным системам, обеспечивающим весь жизненный цикл перевозочного процесса.

Уникальность проблемы управления надежностью на железнодорожном транспорте заключается в следующем:

- многие объекты железнодорожного транспорта распределены в пространстве, имеют иерархическую структуру;

- для управления надежностью объектов инфраструктуры и железнодорожным транспортом в целом необходимо совмещение в реальном времени двух указанных выше направлений: сбора и обработки статистических данных по отказам объектов, моделирования надежности объектов;

- большое разнообразие объектов, с одной стороны, и существенные различия режимов и условий работы даже однотипных объектов, с другой стороны ;

- степень влияния надежности объектов на перевозочный процесс зависит как от свойств безотказности и ремонтпригодности самих объектов, так и от свойств самого перевозочного процесса (интенсивности и скорости движения поездов, длительности задержек составов вследствие ремонтов инфраструктуры и/или подвижного состава).

Указанные обстоятельства вызвали необходимость в создании на железнодорожном транспорте автоматизированных систем управления технологическими процессами сбора данных о графике исполненного движения поездов, о текущем состоянии элементов хозяйств инфраструктуры (ГИД-УРАЛ, АСОУП-2,

АСУ-П, АСУ-Ш-2, АСУ-Э) [9]. Эти системы обеспечивают сведениями об отказах элементов хозяйств. Однако эти сведения носят разрозненный характер, не систематизированы по категориям и влиянию на задержки поездов. Обилие автоматизированных систем управления, не имеющих общего интерфейса, недостаточность представляемой ими информации о надежности и функциональной безопасности объектов, недостоверность самой информации, отсутствие в этих системах возможности анализа отказов и др. — все это явилось предпосылками создания автоматизированной системы управления технологическими процессами сбора, анализа и предварительной обработки данных об отказах и восстановлении составных элементов объектов железнодорожного транспорта.

Основой информационной технологии, обеспечивающей комплексное управление надежностью перевозочного процесса, является «Комплексная автоматизированная система учета, контроля устранения отказов технических средств и анализа их надежности» (КАСАНТ). Для получения достоверной информации о состоянии технических средств и реализации принципа максимального использования человеконезависимых форм сбора данных была осуществлена интеграция системы КАСАНТ с действующими отраслевыми автоматизированными системами управления в части обмена информацией об отказах. Для организации эффективного взаимодействия с системой КАСАНТ была проведена доработка указанных автоматизированных систем в части хранения и доступа к данным вагонов-путеизмерителей, результатом расшифровки скоростемерных лент, кассет регистрации КЛУБ-У и других устройств регистрации параметров движения поезда. Благодаря этим работам в проекте УРРАН основу первичной информации о состоянии технических средств составляют объективные источники.

На основе реальных данных системы КАСАНТ возможно оперативно получать сводную информацию об отказавших технических средствах в масштабе всей Компании в целом. Общее количество пользователей системы составило к концу 2014 года 35 тысяч сотрудников ОАО «РЖД» [10]. Таким образом, в компании уже сегодня полностью автоматизирована работа по анализу отказов технических средств, влияющих на устойчивость перевозочного процесса.

На основе достигнутых положительных результатов в соответствии с общей методологией УРРАН, была начата работа по анализу нарушений технологических процессов в хозяйствах. В перспективе это позволит через стоимость жизненного цикла и обеспечения приемлемого уровня риска экономически обосновывать величину инфраструктурной составляющей в тарифах на грузовые и пассажирские перевозки, а также учитывать влияние ошибок в планировании перевозочного процесса, в том числе ошибок персонала.

3.2. Разработка Единой корпоративной платформы УРРАН

В настоящее время в ОАО «РЖД» используется значительное количество информационных систем, охватывающих практически все стороны производственной деятельности общества, разрабатывавшихся и внедрявшихся в промышленную эксплуатацию на протяжении длительного времени. В условиях структурной дифференциации по видам деятельности проявляется роль информатизации, как технического средства координации и централизации управления. Необходимо осуществить переход от изолированных дорожных информационных систем, от систем, обеспечивающих информационную поддержку отдельных направлений деятельности ОАО «РЖД» и его подразделений [11], – к интегрированной центральной платформе, обеспечивающей весь жизненный цикл перевозочного процесса.

Объектом автоматизации для Единой корпоративной платформы УРРАН являются бизнес-процессы технического содержания инфраструктуры ОАО «РЖД».

Предприятия хозяйств ОАО «РЖД», дочерние общества, участвующие в техническом содержании объектов инфраструктуры компании, смогут воспользоваться данными единой информационной среды, типовыми системами обработки и передачи данных. При этом удастся совместить выгоды масштаба и координации с выгодами распределенного производства.

Ключевыми группами (комплексами) бизнес-процессов управления содержанием инфраструктуры являются:

- стратегическое управление содержанием объектов инфраструктуры;
- управление мониторингом и диагностированием объектов инфраструктуры;
- управление текущим содержанием и планово-предупредительными ремонтами;
- управление содержанием самоходных специальных подвижных средств (ССПС), приборов, машин и оборудования предприятий, обеспечение готовности и исправности средств для технического обеспечения.

Основой для поддержки описанных выше принципов и процессов управления являются технологии, реализуемые в ЕКП УРРАН. Структура ЕКП УРРАН представлена на рис. 3 и является системой поддержкой принятия решений (СППР), цель которой состоит в оказании помощи руководителям, принимающим решения в сложных условиях для полного и объективного анализа предметной деятельности.

С помощью СППР по комплексному управлению надежностью, рисками, стоимостью жизненного цикла на железнодорожном транспорте формируется ресурсное обеспечение действий компании: при составлении бюджета стратегические цели и задачи компании увязываются с теми объемами средств, которые у нее есть или скоро появятся. При планировании Система

позволяет посмотреть данные по предыдущим годам, выявить тенденции и закономерности и использовать их для формирования бюджета – это поможет сделать его более обоснованным и точным.

ЕКП УРРАН предназначена для решения следующих задач:

- автоматизация процессов первичной обработки статистических данных об отказах технических средств объектов инфраструктуры и подвижного состава железнодорожного транспорта;
- определение количественных значений показателей эксплуатационной надежности и безопасности объектов инфраструктуры;
- количественная оценка производственной деятельности хозяйств инфраструктуры и подвижного состава с учетом отказов и организации технического обслуживания и эксплуатации объектов инфраструктуры;
- контролирование, сопоставление и мотивация деятельности структурных подразделений в рамках хозяйства на основании показателей эксплуатационной надежности и безопасности;
- оценивание соответствия достигнутых показателей эксплуатационной надежности и безопасности заданным нормам;
- подготовка расчетных данных для формирования рекомендаций по снижению уровня рисков;
- определение уязвимых объектов на основе оценки рисков;
- подготовка проектов планов работ по техническому содержанию инфраструктуры и подвижного состава;
- подготовка проектов распределения инвестиций по наиболее проблемным объектам железнодорожного транспорта.

Заключение

Холдинг «РЖД» является крупнейшей транспортной бизнес-системой в России, обладающей большим потенциалом по повышению эффективности удовлетворения растущих потребностей национальной экономики и населения в транспортных услугах и предоставляющей качественные транспортные услуги как на российском, так и на международном рынках.

Достижение данной цели невозможно без обеспечения высокого уровня безопасности и надежности перевозочного процесса, что является гарантией сохранения устойчивых конкурентных преимуществ холдинга «РЖД» на транспортных рынках.

Проект УРРАН – это создание инновационной технологии поддержки принятия управленческих решений по повышению надежности и функциональной безопасности железнодорожного транспорта России на всех стадиях жизненного цикла.

Разработаны ключевые положения методологии УРРАН, которые в развитие европейской методологии

Рис. 3. Структура ЕКП УРАН

RAMS предусматривают комплексное управление не только надежностью и безопасностью, но и стоимостью жизненного цикла объектов железнодорожного транспорта с учетом оценки рисков и долговечности. Разработанная система эксплуатационных показателей обеспечивает оценки достигнутых для инфраструктуры железнодорожного транспорта свойств надежности, безопасности, стоимости жизненного цикла с учетом объема выполненной объектами эксплуатационной работы. УРРАН позволяет при дефиците финансовых средств назначать ремонт наиболее проблемных участков и обеспечивать надежную работу инфраструктуры и безопасность движения, управлять техническим содержанием объектов железнодорожного транспорта по текущему состоянию их надежности и безопасности, что, в частности, обеспечивает продление назначенных сроков службы объектов при сохранении приемлемых уровней безопасности. Оценивание рисков возникновения опасных ситуаций на железнодорожном транспорте позволяет прогнозировать возникновение транспортных происшествий на выявленных проблемных участках железнодорожных линий.

Основой для поддержки методологии УРРАН являются технологии, реализованные в ЕКП УРРАН, которая представляет собой систему поддержки принятия решений в сложных условиях, в том числе и в условиях неопределенности.

Литература

1. 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.
2. Гапанович В.А. Система УРРАН. Универсальный инструмент поддержки принятия решения // Железнодорожный транспорт №10, -2012. – с.16-22.
3. Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Основные научные и практические результаты разработки системы УРРАН // Железнодорожный транспорт №10, -2012. – с.23-28.
4. Shubinsky Igor B., Zamyslyayev 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.
5. Шубинский, И. Б. Структурная надежность информационных систем // М.: Надежность, – 2012. – 216 с.
6. Шубинский И. Б. Функциональная надежность информационных систем // М.: Надежность, – 2012. – 296 с.
7. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Построение и использование матриц рисков в системе управления рисками на железнодорожном транспорте // Надежность, – 2011. – №4. – с.56-68.
8. Замышляев А.М. Система управления рисками // Мир транспорта, – 2011. – №5. – с.24-32.
9. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Математическое и информационное обеспечение системы УРРАН // Надежность, – 2013. – №1. – с.3-11.
10. Замышляев А.М. Прикладные информационные системы управления надежностью, безопасностью, рисками и ресурсами на железнодорожном транспорте // М.: Надежность, – 2013. – с.143.
11. Замышляев А.М. Информационная технология комплексного управления надежностью и функциональной безопасностью на железнодорожном транспорте // Надежность, – 2011. – №2. – с.12-16.



Gapanovich V.A., Shubinsky I.B., Rozenberg E.N., Zamyshlyaev A.M.

SYSTEM OF ADAPTIVE MANAGEMENT OF RAILWAY TRANSPORT INFRASTRUCTURE TECHNICAL MAINTENANCE (URRAN PROJECT)

The paper considers issues related to well-balanced management of resources for JSC RZD infrastructure maintenance under the conditions of scarce finances. The authors have made an analysis of the RAMS methodology and its further transformation into a complex of Russian standards and normative and methodology documentation base applied for management of life cycle processes of railway transport systems (URRAN) in JSC RZD. The paper studies the prerequisites and key aspects for development of the innovative technology of management decision making support for increase of dependability and functional safety of transport in Russia at all life-cycle stages.

Keywords: *dependability, safety, availability, longevity, risks, life cycle, information support, decision making support system.*

Introduction

The technical maintenance of the network of Russian railways requires tremendous expenditures related to maintaining the dependability of infrastructure facilities and ensuring the safety of transportation process. Under the conditions of scarce resources, an inadequate decision may cause mistakes in planning repair works for infrastructure sections which according to the existing rules call for repair but at the same time have a sufficiently high level of dependability [1]. On the contrary, infrastructure sections displeasing in terms of dependability are still being operated without refurbishment, capital repairs, or at least on-going remedial works. This in turn entails risks of traffic accidents.

At least two of the below prerequisites are required for good governance of scarce resources:

1. Real-time acquisition of actual information on the status of dependability and functional safety of all infrastructure assets of rail transport.
2. Setting-up of a system for decision making support of maintenance of infrastructure assets of railway transport at the unit, regional and network layers.

The first prerequisite implies establishment and deployment of an automated system for acquisition, analysis and processing of data about failures of infrastructure facilities and traffic accidents over the network of Russian railway. The second prerequisite means that since it is fundamentally impossible to set up and further operate a facility with absolute dependability and safety, then for solving this problem it is expedient to invest as many funds as really available and justifiable in terms of dependability reduction and safety ensuring. In other words, the residual risk of traffic accidents should have an accepted level.

Under these conditions, there arises a contradiction between the commercial interests of a railway infrastructure owner aimed at intense exploitation of infrastructure, on the one

hand, and the need for routine breaks in operation for the purpose of maintaining the required levels of dependability and safety, on the other hand. This contradiction may be eliminated through the development of a system for integrated management of maintenance works on railway transport infrastructure. This system should ensure automation of processes dealing with real-time acquisition and processing of data on failures of facilities and traffic accidents, processes of identification of track sections which are most displeasing in terms of dependability, as well as automation of decision-making support for distribution of scarce economic resources for maintenance of infrastructure provided that accepted levels of safety and required levels of dependability of its component facilities are achieved.

1. Principles, purpose and goals of integrated management of dependability, risks, and life-cycle cost on railway transport

1.1. RAMS methodology

In 2010 JSC Russian Railways started to develop and introduce a set of standards, methods and guidelines used for management of life-cycle processes of railway systems (URRAN). To that end, Russian railways initiated the process of harmonization of the Russian infrastructure management regulatory framework with the RAMS standards widely used by the EU and US railway companies.

RAMS is a methodology for ensuring Reliability, Availability, Maintainability, and Safety on railway transport. This is a corporate effort of the European Union formalized by the standards EN 50126 and IEC 62278. The RAMS methodology is based on the ALARP principle (as low level of residual risk as it is reasonably possible) in ensuring safety and dependability at all life-cycle stages of a railway transport facility.

RAMS in relation to the conventional standards in the sphere of dependability of engineering systems features the following:

1. Integrated management of dependability and safety of a facility with its life-cycle stages taken into account;
2. Decision making as to management of dependability and safety of assets based on risk assessment;
3. Management of dependability and safety of an asset in terms of quantitative indicators as well as based on recommendations proven by the international community as listed, for instance, in the railway-related application standards EN50126/IEC62278, EN 50128/IEC62279, EN50129/IEC62425Ed, EN50159 (the first and second parts);
4. In the RAMS methodology, there are four safety integrity levels. Each level is characterized by numeric values as well as a set of requirements specified for the technology of product development and pertaining to the implementation of these levels.

1.2. URRAN project purpose and goals

RAMS targeting at manufacturers of technical equipment did not satisfy the goals of JSC RZD which are focused around operational activity. During the practical application of the RAMS methodology on Russian railways, several critical drawbacks thereof were revealed. Key ones are:

- Integrated analysis does not take longevity of facilities into account. This circumstance does not let us relate longevity and safety of facilities, assess the risks of transition from a set service life to their limiting state during operation and even correctly estimate the limit state of a facility;

- Life-cycle cost of a facility is estimated in isolation from its dependability and safety, i.e. not included into the RAMS methodology. This circumstance hinders reasonable distribution of investments into a facility at various stages of its life cycle;

- RAMS methodology is well developed for the stages of designing and manufacturing facilities and is practically not developed for the stages of their maintenance, modernization, decommissioning and disposal. For railway transport, of key importance is the management of dependability and safety of compound facilities at the stages of their maintenance and modernization;

- Issues of risk management are interpreted in the RAMS standards at the conceptual level and call for all-round development;

- Issues of system resilience (robustness) under unfavorable impacts are not covered;

- RAMS methodology does not cover the issues related to safety of technological processes, impact upon the environment.

All the above has required to transform the RAMS methodology into a complex of Russian standards, methods, guidelines applied for the management of life-cycle processes of railway transport systems (URRAN) in JSC RZD [2,3]. The conceptual framework of the URRAN system is represented in fig. 1.

A system life cycle is meant as a sequence of stages, each containing specific tasks. This sequence fully grasps the entire system service life – from the primary concept till decommissioning and disposal. The life cycle provides the framework for planning, management and control of all the system indicators for the purpose of manufacturing quality products at reasonable price and within agreed time limits. The life-cycle of railway transport including 15 stages and represented in the form of a V-shaped model is shown in fig. 2.

The downward (left-hand part) of the V-shaped model is normally referred to as the system designing or development and is a process of system evolution that ends down in the manufacture of system components. The upward (right-hand) part is referred to the assembly, installation, acceptance and follow-up maintenance of a system.

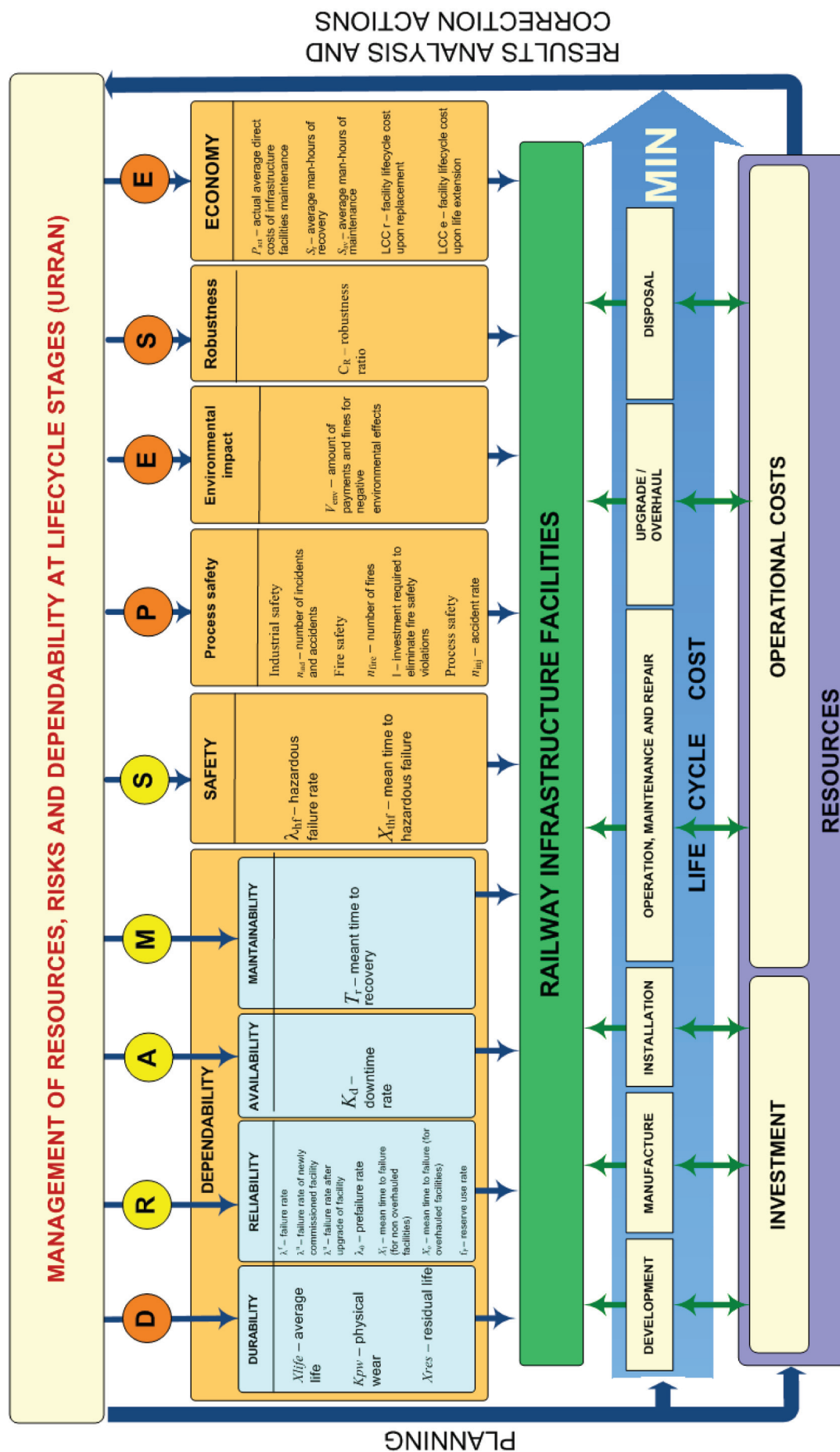


Fig. 1. Concept of the URRAN system

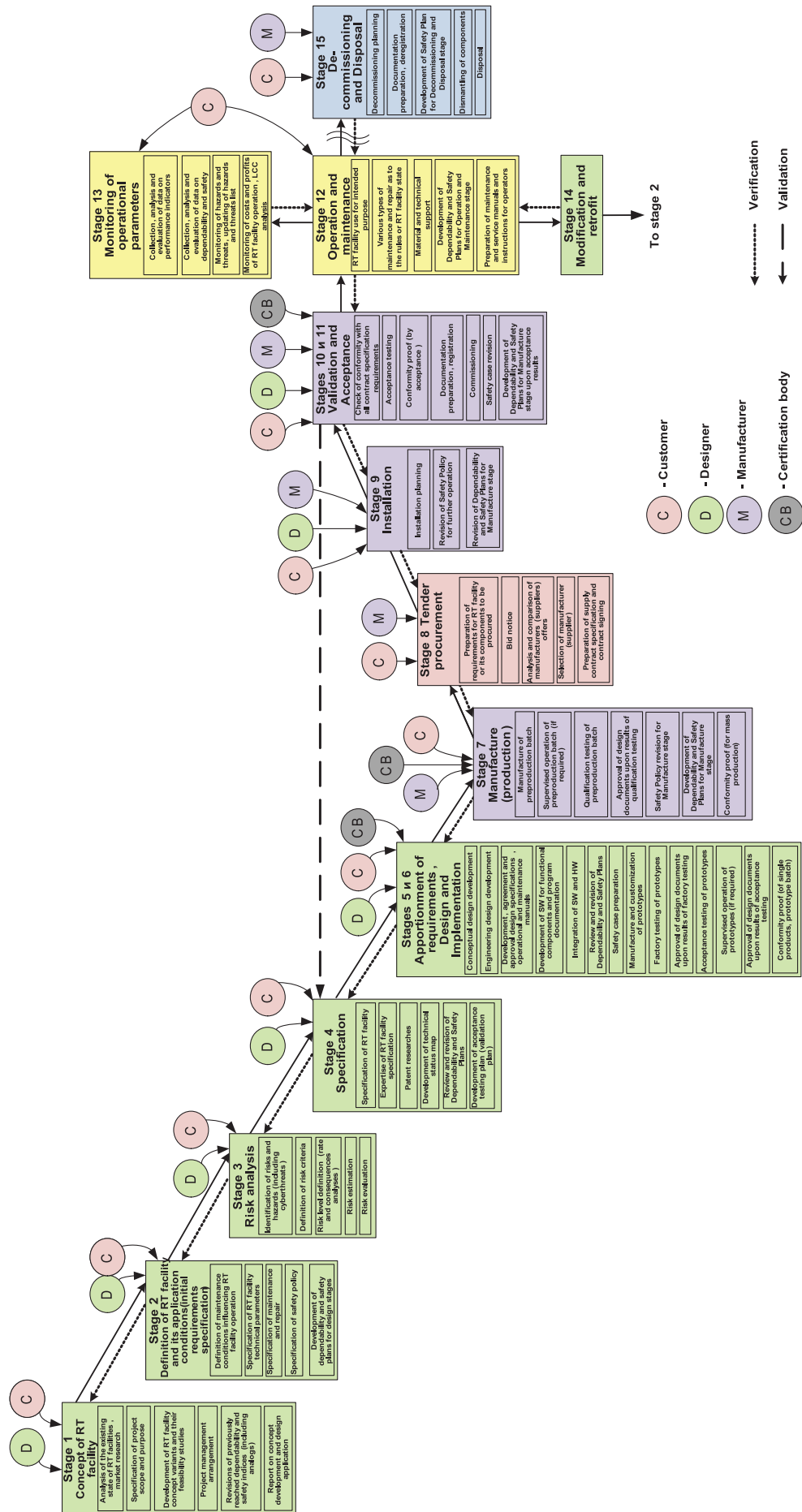


Fig. 2. Life cycle of railway transport facility including the process of manufacturing

The V-shaped representation has gained widespread application in the industry. It implies that the acceptance procedure is closely linked to the system designing and development, since the system under development should in the end be verified for compliance with the requirements. The approval and acceptance of a system are based on the requirements specification and are planned at earlier stages of the life cycle – during the designing or development. Such representation of a life cycle is effective for the tasks of system check-up and approval during the life cycle. The purpose of check-up is to confirm that for certain source data the output data at each stage fully meets the requirements of the given stage. The purpose of the approval is to ascertain that the system being reviewed fully meets the imposed requirements at each stage of development and after installation.

Within the URRAN project, an object-element model of railway-related application has been developed which is based on the specially introduced concept of the reference element; also, dependability performance and operational safety indicators of railway transport have been developed and linked to the amounts of operational work performed. Table 1 represents the measurement units for the scopes of operational work performed for the divisions of JSC RZD which are used as arguments in dependability and safety performance indicators. In several cases, indicators which are functions of a facility's operation time are used. This applies only to the assets whose dependability and safety does not depend of the volume of operational work performed in transportation process.

The purpose of URRAN introduction is to increase the efficiency of railway transport operation based on the adaptive management under the conditions of resource scarcity. The object of URRAN application is the aggregate of technical facilities, systems, and technological processes of railway transport.

By adaptive management we imply the form and methods for control over business entities that assume the possibility and capability of the control system to change the parameters and structure of the regulator and the control subsystem in

general depending on the change of internal parameters of the managed asset or the external environment (disturbances), as well as the changes in strategic goals.

The URRAN project solves the problems of optimization of resource management on the basis of dependability and safety performance criteria with risk assessment taken into account. At the same time, much attention is paid to the consideration of effect of the human factor in technological processes of the company's operation. In the conditions of shortage of funds, URRAN allows for increasing a set service life of railway transport assets to the limiting state on the basis of risk assessment and redistributing investments for the maintenance of dependability and safety of the most displeasing facilities.

2. URRAN normative and methodological framework

Currently, all the works related to infrastructure maintenance are arranged on the basis of a facility's standard service life, with disregard for its current state. Such national standards of dependability management as GOST 27.002-89, GOST R 53480-2009, GOST R 51.901.2002, GOST R 51.901.12-2007 etc. do not cover the issues of management of running maintenance investments and costs. For the practical implementation of the URRAN system, it was necessary to develop a set of regulatory and methodology documents which represent the principles and essential aspects of the system.

Due to the formation of the Customs Union, cooperation of organizations in the member countries has become more active in the sphere of railway transport, including cooperation in the sphere of ensuring safety and dependability of railway engineering. It is also of note that not only the JSC RZD is the largest railway organization in the countries of the former USSR, but it is also the most active participant of works aimed at standardization at the inter-state level since it is a secretariat of the International Committee for standardization 524 "Railway transport". Since the matters related to the dependability and safety of railway transport

Table 1. Quantities to measure the scopes of operational work performed in divisions of JSC RZD

No.	Division	Scope of field operation performed		
		Legend	Measurement unit	Dimensions
1	Division of tracks and structures	Tr	bln t*km of ton-kilometer operation	1
2	Division of signalling and remote control	S	mln train*km	1
3	Division of telecommunication	T	mln train*km	1
4	Division of electrification and power supply	E	mln kW*hr of transformed electrical energy	100
5	Locomotive division	L	mln locomotive*km of total mileage	1
6	Wagon division	W	mln wagon*km of total mileage	100
7	Passenger division	P	mln wagon*km of total mileage (passenger wagons)	10

are important for all the organizations and users of railway transport services, a decision was made on the necessity of upgrading the status of the main URRAN standards to the inter-state and national level. That also facilitated the improvement of interaction between JSC RZD and organizations that are involved in railway sector but are not part of RZD's holding.

Within the URRAN project, GOST 32192-2013 "Dependability in railway equipment. Basic concepts. Terms and definitions" has been developed, which defines all the required terms and concepts of the subject matter with regard for the specifics of railway and the best practices elaborated in the URRAN project [4,5,6] and helps the correct application of concepts and better mutual understanding among all the parties.

To establish the general rules for risk management on railway transport related to the traffic safety and operation, the following national standards have been developed:

- GOST R 54504-2011 "Functional safety. Safety policy and safety plan. Safety case of railway transport facilities";
- GOST R 54505-2011 "Functional safety. Risk management on railway transport".

The technical regulations of the Customs Union introduce the concept "risk" that is fundamental for safety. But the inter-state standards in risk management are missing. JSC RZD strives to extend its best practices [7,8] over the entire 1520 gauge space, so the company will continue activities in that direction jointly with the Rosstandard.

By now, within the URRAN project, 1 inter-state standard, 5 national standards of the Russian Federation and 17 corporate standards of JSC RZD have been developed. These standards set the requirements in the sphere of risk assessment, functional safety, dependability and life cycle cost of railway transport facilities. These standards are just the tool which may help solve the major issues in the development and introduction of innovations and enhance the factors that favor the success of the URRAN project. The standards provide the framework for elaboration of the common language of communications among all the interested parties that participate in the development and introduction of the new system.

The national and corporate standards developed within the URRAN project set the procedures for introduction and use of the URRAN methodology on railway transport and contain the requirements for management of resources, risks, and dependability as applied to railway transport.

For the practical implementation of the standards, 8 methodology recommendations and 55 methodology instructions have been developed. They allow for assessing technical condition of infrastructural facilities, providing data for decision making as to the necessity of conducting technical maintenance and repairs, planning investments for facility maintenance, as well as evaluating damages and generating risk matrices for each type of infrastructure facilities as the framework for the management of technological processes on railway transport.

3. The unified corporate platform of URRAN (UCP URRAN)

3.1. Development directions of information systems in JSC RZD and prerequisites for the development of the KASANT system

Currently, JSC RZD uses a lot of information systems which cover almost all the aspects of the company's production activities, which have been developed and introduced into commercial operation over a long time.

The general direction of development for information systems (IS) and automatic control systems (ACS) meets the worldwide trends:

- from accounting systems (transactional systems, OLTP systems) which allow to get the precise answer to the questions "what?", "where?", "when?", "how much?" that are related to the past — to analytical systems (of OLAP class) which not only let us answer the question "why?", but also let us move to forecasts of development;
 - from systems which in many ways do not meet the scopes of activities of JSC RZD and its divisions — to systems that are based on large world-renowned industrial platforms (SAS Intelligence Storage, SAP AG, Oracle, IBM Maximo) which proved well at the world's largest corporations;
 - from systems that are based on the "file" and "client-server" technologies — to systems based on Internet technologies (http, SOAP protocols, mark-up languages html, xml, Java programming language, thin client);
 - from isolated railway information systems, from systems that ensure information support for specific directions of activities of JSC RZD and its divisions (for example, financial or personnel management) — to integrated centralized systems which cover the entire life cycle of transportation process.
- The unique character of dependability management on railway transport is in the following:
- Many facilities of railway transport are distributed in space and have a hierarchical structure;
 - To manage dependability of infrastructure facilities and railway transport in general, it is needed to combine in real time the above two directions: acquisition and processing of statistical data on facility failures, modeling of the dependability of facilities;
 - A vast variety of facilities, on the one hand, and essential differences in operational modes and conditions for even same type facilities, on the other hand;
 - The extent of impact of facility dependability on transportation process depends on the properties of fail-safety as well as maintainability of facilities and on the properties of transportation process itself (traffic intensity, train speed, duration of delays of trains because of repairs of infrastructure and/or rolling stock).

The mentioned circumstances have caused the need to develop specialized automated control systems (ACS) on railway transport to manage the processes of gathering data

about the schedule of realized train traffic, on the current state of elements of infrastructure divisions (GID-URAL, ASOUP-2, ASU-P, ASU-Sh-2, ASU-E) [9]. These systems provide information about failures in the elements of divisions. However, this information has a disparate character and not systematized by categories and impacts upon train delays. The abundance of automated control systems that have no common interface, insufficiency of information on dependability and safety of facilities represented by them, uncertainty of the information itself, no possibility in these systems to analyze failures, etc. have become the prerequisites for development of a common automated control system for management of acquisition, analysis and pre-processing of data on failures and recoveries of compound elements of railway transport facilities.

The basis of the information technology that ensures integrated management of transportation process dependability is the “Integrated automated system for accounting, control of fault elimination in facilities and analysis of their dependability” (KASANT). To acquire trustworthy information on the state of facilities and implement the principle of maximum usage of human-independent forms of data acquisition, the KASANT system has been integrated with the existing industrial automated control systems as regards exchange of data on failures. To arrange effective interaction with the KASANT system, the mentioned automated systems has been adapted in terms of storage and access to data for track-recording wagons, results of decoding speed gauges, KLUB-U legal registration units, and other devices for registration of train movement parameters. Due to these works, objective sources form the basis of primary information on the status of technical facilities in the URRAN project.

Based on the real data of the KASANT system, it is possible to acquire summary information on faulty facilities regarding the company in general. The total amount of users of the system by the end of 2014 was 35 thousand employees of JSC RZD [10]. Therefore, in the company now there is already a fully automated process of analyzing failures of technical facilities that impact the stability of traffic.

Based on the achieved positive results, in line with the general methodology of URRAN, Russian experts have started the work related to the analysis of violations of technological processes in the company’s divisions. In the long run, this will let us provide economical feasibility of the infrastructure component value in cargo and passenger transportation tariffs through a life cycle cost and ensuring an acceptable risk level, as well as take into account the impact of errors in the planning of traffic, including staff errors.

3.2. Development of the URRAN unified corporate platform

Currently, JSC RZD uses a lot of information systems that cover almost all the sides of the company’s production activities and have been developed and introduced into commercial operation for a long time. Under the conditions of structural differentiation by the types of activities, the role

of computerization as the technical means of coordination and centralization of control increases. It is needed to perform transition from isolated railway division information systems, from systems that ensure information support for specific directions of activities of JSC RZD and its divisions [11] to the integrated centralized platform that provisions the entire life cycle of transportation process.

The object of computerization for the unified corporate platform of URRAN is business processes of technical maintenance work of JSC RZD’s infrastructure.

The enterprises of JSC RZD, subsidiary companies participating in maintenance of the company’s infrastructure assets will be able to use data in the unified IT environment, standardized systems of data processing and transmission. It will also allow combining the benefits of the scale and coordination with the benefits of distributed production.

The key groups (complexes) of business processes aimed at the management of the infrastructure maintenance are:

- Strategic management of maintenance of infrastructure facilities;
- Management of monitoring and diagnostics of infrastructure facilities;
- Management of running maintenance and scheduled preventive repairs;
- Management of maintenance of self-propelled vehicles, instruments, machinery and equipment of enterprises, ensuring availability and good condition of engineering means.

The basis for support of the above described management principles and processes are technologies implemented in the UCP URRAN. The structure of the UCP URRAN system is represented in fig. 3. The UCP URRAN is a system for decision making support whose goal is to aid the top managers making decisions in severe conditions to perform an all-round and impartial analysis of substantive work.

With the help of decision-making support for integrated management of dependability, risks, and cost of a life cycle on railway transport, resources’ provision of the company’s activities is formed: when budgeting, the company’s strategic goals and purposes are related to the volumes of funds it currently possesses or will get soon. When planning, the system assists in viewing data from previous years, reveal trends and regularities and use them in preparing a budget, thus making it more well-targeted and accurate.

The UCP URRAN is meant to solve the following problems:

- automation of primary processing of statistic data on failures in technical facilities of infrastructure facilities and rolling stock of railway transport;
- quantification of indicators for operational dependability and safety of infrastructure facilities;
- quantitative evaluation of production activities of infrastructure divisions and rolling stock with regard for failures and maintenance as well as operation of infrastructure facilities;
- monitoring, correlation, and motivation for activities of structural subdivisions within divisions based on the indicators of operational dependability and safety;

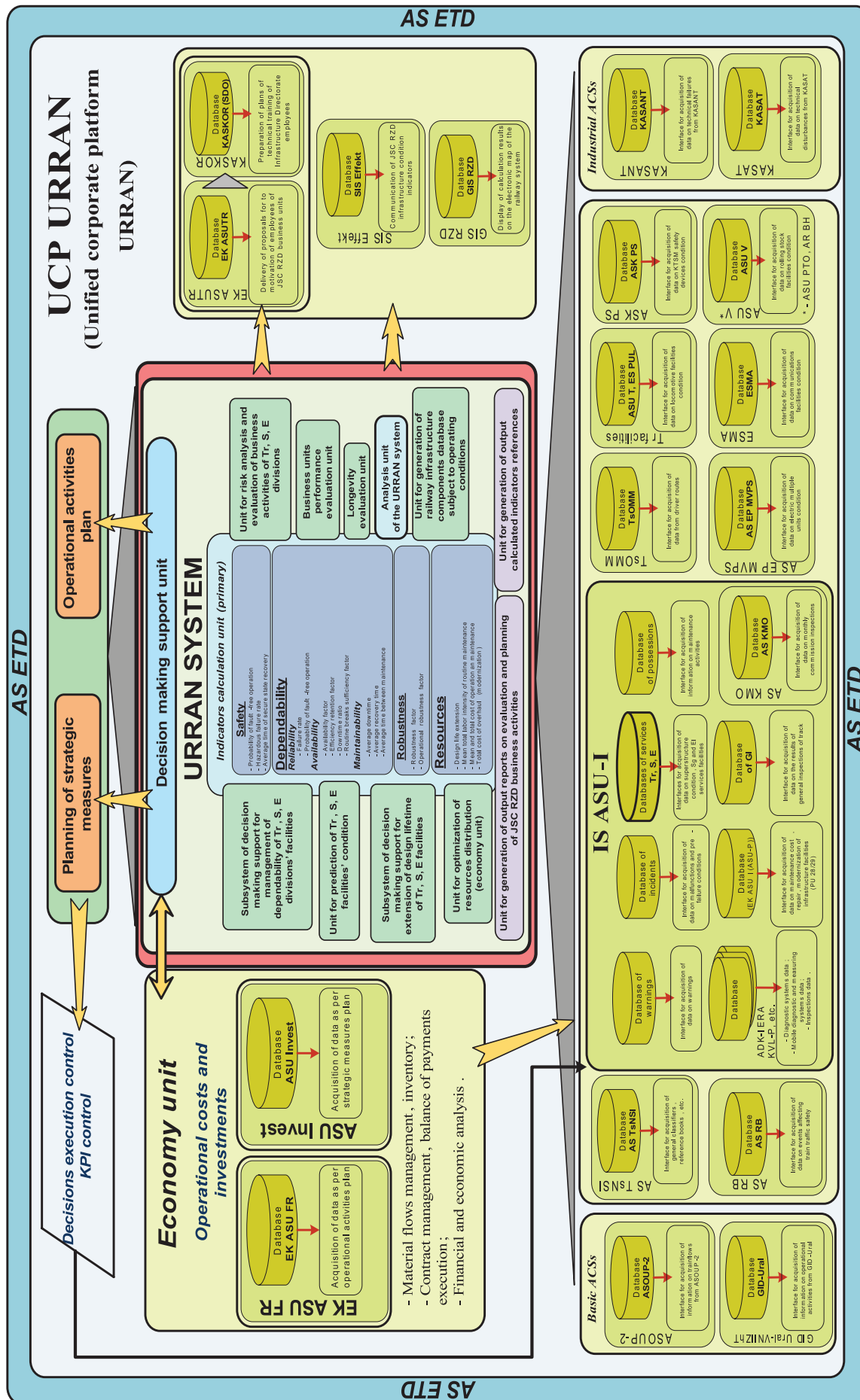


Fig. 3. Structure of the UCP URRAN system

- evaluation of compliance of achieved indicators of operational dependability and safety with set norms;
- preparation of estimated data to draw up recommendations for decreasing risk levels;
- identification of vulnerable facilities based on risk assessment;
- preparation of draft plans for maintenance of infrastructure and rolling stock;
- preparation of projects for distribution of investments into the most displeasing facilities of railway transport.

Conclusion

The RZD holding is Russia's largest transport business system that offers vast potentials for increasing efficiency in meeting the growing needs of the national economy and population in transport services and delivers quality transport services both at the Russian and international markets.

To achieve this goal is not possible without ensuring a high level of safety and dependability of transportation process, which is a guarantee for safekeeping stable competitive edges of the RZD holding at transport markets.

The URRAN project implies development of an innovative technology for supporting executive decision-making aimed at increasing the dependability and functional safety of Russia's railway transport at all the stages of a life cycle.

Russian experts have developed the key provisions of the URRAN methodology that as an improvement to the European RAMS methodology provides for integrated management of dependability and safety as well as the cost of a life cycle of railway transport facilities with regard for assessment of risks and longevity. The developed system of operational indicators provides estimates of the properties of dependability, safety, life-cycle cost achieved for the railway transport infrastructure with regard for the volume of field operation performed by facilities. Under the scarcity of financial means, the URRAN allows for assigning repairs to the most displeasing sections and ensuring reliable functioning of the infrastructure and traffic safety, managing the maintenance of railway transport facilities based on their current status of dependability and safety, which, in particular, ensures prolongation of a set service life of facilities provided that acceptable levels of safety are maintained. Assessment of risks of hazardous situations on

railway transport allows for forecasting occurrence of traffic accidents at sections of railway lines in poor state.

The basis for supporting the URRAN methodology is technologies implemented in the UCP URRAN which is a system of decision-making support in severe conditions, including the conditions of uncertainty.

References

1. **V.A. Gapanovich, A.M. Zamyshlyayev, I.B. Shubinsky.** Some issues of resource and risk management on railway transport based on the condition of operational dependability and safety of facilities and processes (URRAN project) // *Dependability*, 2011. №1. Pp. 2-8.
2. **V.A. Gapanovich.** URRAN system. Universal decision-making support tool// *Zheleznodorozhny transport*, №10, 2012. Pp. 16-22.
3. **I.B. Shubinsky, A.M. Zamyshlyayev.** Main scientific and practical results of URRAN system development// *Zheleznodorozhnyi 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 // «Reliability: Theory & Applications», 2012. Pp.12-22.
5. **I.B. Shubinsky.** Structural reliability of information systems // Moscow: Dependability, – 2012. P. 216.
6. **I.B. Shubinsky.** Structural reliability of information systems // Moscow: Dependability, – 2012. P. 296.
7. **V.A. Gapanovich, I.B. Shubinsky, A.M. Zamyshlyayev.** Building and use of risk matrices in the risk management system on railway transport // *Dependability*, 2011. №4. Pp.56-68.
8. **A.M. Zamyshlyayev.** Risk management system // *Mir transporta*, 2011. №5. Pp.24-32.
9. **V.A. Gapanovich, I.B. Shubinsky, A.M. Zamyshlyayev.** Mathematical and information support of the URRAN system // *Dependability*, 2013. №1. Pp.3-11.
10. **A.M. Zamyshlyayev.** Applied information systems for management of reliability, safety, risks, and resources on railway transport // Moscow: Dependability, 2013. P.143.
11. **A.M. Zamyshlyayev.** Information technology for integrated management of reliability and functional safety on railway transport // *Dependability*, 2011. №2. Pp.12-16.



Черкесов Г.Н., Степанов Ю.В.

ПРИМЕНЕНИЕ ОБЩЕГО РЕШЕНИЯ СИСТЕМ ЛОГИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ В ЗАДАЧАХ НАДЕЖНОСТИ

В статье излагается новый метод решения логических уравнений с одним или несколькими неизвестными и систем логических уравнений, использующий модифицированную таблицу истинности. Данный метод позволяет находить все общие решения. Найдены условия разрешимости систем уравнений. Теория проиллюстрирована примерами. Показаны технические применения.

Ключевые слова: надежность, логическая модель надежности, логико-вероятностный анализ надежности, общее решение систем логических уравнений, модифицированная таблица истинности, индикатор, условия разрешимости.

1. Введение

Для систем, имеющих сложную структуру, не сводящуюся к последовательно-параллельным схемам, возникает потребность формального описания условий их работоспособности. Использование для этих целей процедуры составления логических функций работоспособности системы (ЛФРС) путем перечисления кратчайших путей успешного функционирования (КПУФ) и соответствующих им дизъюнктивных членов приводит к записи ЛФРС в дизъюнктивной нормальной форме (ДНФ). Такой способ вполне приемлем для систем небольшой сложности, но затруднителен уже для систем средней сложности (при количестве элементов более десяти). Так, по подсчетам [1] в электроэнергетической системе с 15 элементами число КПУФ достигает нескольких сотен. Для более сложных систем запись ЛФРС в виде ДНФ становится практически невозможной.

Решение задачи упрощается, если условия работоспособности записывают с помощью систем логических уравнений (СЛУ). Решение СЛУ с помощью специальных методов приводит к многоскобочной формуле и существенно более компактной записи ЛФРС. В настоящее время разработан ряд методов решения систем логических уравнений. Для неоднородных линейных СЛУ с постоянными или переменными коэффициентами применяют метод определителей [2], позволяющий получить частное решение вида:

$$y = f(X)y_0,$$

где y_0 – индикатор свободных членов неоднородной системы уравнений.

При $y_0 = 0$ частное решение соответствует однородной СЛУ и будет нулевым. В [3] приведены еще три метода получения частного решения СЛУ: метод подстановки, метод приведения к одному уравнению и матричный метод. Варианты успешного применения метода определителей и других методов получения частных решений для решения технических задач показаны в [4, 5].

Частное решение неоднородной СЛУ в ряде случаев оказывается недостаточным или приводит к неправильному отражению всех условий успешного функционирования технической системы. Поэтому были предприняты попытки устранить недостатки

частного решения и найти общее решение СЛУ. В работе [3] излагаются два метода получения общего решения неоднородной СЛУ, а именно метод подстановки и метод приведения к одному уравнению с n неизвестными. Общее решение имеет вид:

$$y = f(X)y_0 \vee g(X)y_c, \quad (1)$$

где y_0 – вектор неизвестных логических функций; f и g – известные функции, зависящие от коэффициентов уравнений; y_c – произвольная функция алгебры логики; знаком $\vee$ обозначена операция дизъюнкции. При $y_0 = 0$ получают решение однородной системы. Однородные СЛУ решают либо методом подстановки, либо путем приведения к неоднородной СЛУ.

При получении общего решения вида (1) возникают определенные трудности. Во-первых, отсутствуют рекомендации по выбору произвольной ФАЛ y_c , хотя от этого выбора зависит результат оценки надежности. Кроме того, согласно [3] существует только одно решение вида (1). На самом деле может быть несколько общих решений. И только одно из них может удовлетворить особым условиям функционирования технической системы. Чтобы его найти, надо иметь полный спектр общих решений. Методы их получения не разработаны. Недостаточно разработаны и методы решения одного уравнения с несколькими неизвестными, которое также может иметь несколько общих решений.

При получении общего решения возникает еще одна трудность. Для СЛУ решение представляется в форме

$$y_i = f_{1i}(X) \vee f_{2i}(X)y_c, i = 1, \dots, n.$$

Если считать, что здесь y_c одинаковы для всех функций y_i , то получим только одно общее решение. Если же они различны для различных y_i , то возникает вопрос о том, как их выбирать.

Наконец, существует проблема логической корректности записи системы уравнений и ее разрешимости. В работах по методам решения СЛУ этот вопрос, как правило, не обсуждается и по умолчанию предполагается, что решение всегда существует и система разрешима. На самом деле это не всегда так. Уравнения и системы уравнений могут не иметь ни одного общего решения. Попытки формального применения известных методов в таких случаях приводят к не интерпретируемым или просто абсурдным результатам. Поэтому необходимо сначала убедиться, что СЛУ имеет хотя бы одно общее решение и найти условия ее разрешимости.

Есть еще одна проблема. Для некоторых классов технических систем и частное, и общее решение [3] могут оказываться неприемлемыми, так как не отражают некоторых существенных особенностей их функционирования.

Это происходит, в частности, при наличии в структуре системы контуров обратной связи, характерных для ряда технических систем. Такие контуры часто используются в информационных, электроэнергетических, технологических, транспортных системах, системах связи и других. Общим для всех упомянутых типов систем является то, что они выполняют передачу

(транспортирование) или преобразование некоторой субстанции (информации, электроэнергии, энергоносителя и пр.) и содержат в своем составе «питающий» элемент (источник информации, генератор, накопитель энергоносителя). Поэтому для успешного функционирования этих систем недостаточно обеспечить только работоспособность некоторой группы элементов. Надо создать условия успешного транспортирования или преобразования субстанции для ее продвижения от входа («питающего» элемента) к выходу системы по прямому каналу. Контур обратной связи является одним из средств обеспечения этих условий. В информационных системах и системах связи создается контур передачи служебной информации от приемника к передатчику. В электроэнергетических системах создают контуры потребления энергии для собственных нужд. В технологических системах с замкнутым контуром безотходного использования носителя субстанции создают контур преобразования отработанного носителя (например, пара) и доставки восстановленного носителя на вход системы. Могут быть сформулированы и другие особые условия функционирования (ОУФ), например, наличие в КПУФ хотя бы одного «питающего» элемента.

При использовании частного решения СЛУ может возникнуть нежелательный эффект поглощения элементов контура обратной связи элементами прямого канала. Это приводит к искажению реальных условий функционирования и неверной оценке надежности. При использовании общего решения [3] часто происходит потеря «питающего элемента».

В работе [7] излагается аналитический метод получения общего решения булевых уравнений. Этот метод универсален, но он не предлагает конструктивных правил и алгоритмов нахождения общего решения и выбора из множества решений именно того варианта, который вполне соответствует физической сущности технической системы, отраженной в логической модели надежности.

Излагаемые далее результаты основаны на использовании модифицированной таблицы истинности и позволяют частично преодолеть указанные трудности.

2. Общее решение уравнения с одним неизвестным

В общем виде уравнение записывают в форме

$$\begin{aligned} A_1(X) \vee A_2(X)y \vee A_3(X)y' = \\ = A_4(X) \vee A_5(X)y \vee A_6(X)y', \end{aligned} \quad (2)$$

где $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ – вектор независимых булевых переменных, индикаторов работоспособности элементов системы; $A_i(X)$ – известные функции векторного аргумента; y' – отрицание y .

Преобразуем (2) к каноническому виду без потери корней. Для этого надо перейти от булева базиса к базису Жегалкина. Ортогонализируя слагаемые в (2) и

заменяя операции дизъюнкции на исключающее «или» (сложение по модулю 2), получаем

$$A_1 \oplus A_1' A_2 y \oplus A_1' A_3 y' = A_3 \oplus A_4' A_5 y \oplus A_4' A_6 y'. \quad (3)$$

Прибавляя слева и справа правую часть (3) и используя равенство $y \oplus y = 0$, имеем

$$(A_1 \oplus A_4) \oplus (A_1' A_2 \oplus A_4' A_5) y \oplus (A_1' A_3 \oplus A_4' A_6) y' = 0.$$

Перебирая различные сочетания A_i , получим модифицированную таблицу истинности для функции y , состоящую из трех групп строк: 1) y определено полностью, 2) y не определено, то есть его значение безразлично

($0 \vee 1$), 3) нет решения, так как (2) не выполняется ни при каком значении y (таблица 1). Значения A_i не являются независимыми, так как они есть функции вектора X . Поэтому, строго говоря, некоторые сочетания значений A_i (вектора в табл. 1) могут оказаться невозможными ни при каких значениях вектора X .

Из данных таблицы 1 видно, что из 64 комбинаций значений A_i на 24 комбинациях функция y определена (группа 1), в том числе на 12 как единица, на 28 комбинациях не определена (группа 2) и на 12 система (2) неразрешима (группа 3).

Таблица 1. Модифицированная таблица истинности

№ п/п	$A_1...A_6$	Вид уравнения	y	Группа	№ п/п	$A_1...A_6$	Вид уравнения	y	Группа
0	000000	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2	32	100000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3
1	000001	$y' = 0$	1	1	33	100001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
2	000010	$y = 0$	0	1	34	100010	$1 \oplus y = 0$	1	1
3	000011	$y \oplus y' = 0$	Нет	3	35	100011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2
4	000100	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3	36	100100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
5	000101	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3	37	100101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
6	000110	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3	38	100110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
7	000111	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3	39	100111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
8	001000	$y' = 0$	1	1	40	101000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3
9	001001	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2	41	101001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
10	001010	$y \oplus y' = 0$	Нет	3	42	101010	$1 \oplus y = 0$	1	1
11	001011	$y = 0$	0	1	43	101011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2
12	001100	$1 \oplus y' = 0$	0	1	44	101100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
13	001101	$1 \oplus y' = 0$	0	1	45	101101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
14	001110	$1 \oplus y' = 0$	0	1	46	101110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
15	001111	$1 \oplus y' = 0$	0	1	47	101111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
16	010000	$y = 0$	0	1	48	110000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3
17	010001	$y \oplus y' = 0$	Нет	3	49	110001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
18	010010	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2	50	110010	$1 \oplus y = 0$	1	1
19	010011	$y' = 0$	1	1	51	110011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2
20	010100	$1 \oplus y = 0$	1	1	52	110100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
21	010101	$1 \oplus y = 0$	1	1	53	110101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
22	010110	$1 \oplus y = 0$	1	1	54	110110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
23	010111	$1 \oplus y = 0$	1	1	55	110111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
24	011000	$y \oplus y' = 0$	Нет	3	56	111000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	Нет	3
25	011001	$y = 0$	0	1	57	111001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
26	011010	$y' = 0$	1	1	58	111010	$1 \oplus y = 0$	1	1
27	011011	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2	59	111011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2
28	011100	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2	60	111100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
29	011101	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2	61	111101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
30	011110	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2	62	111110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2
31	011111	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	0 V1	2	63	111111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	0 V1	2

По модифицированной таблице истинности состав-
ляем решение по следующим правилам:

1. Каждому набору A_i , где $y=1$, сопоставляется кон-
ституента 1 (всего до 12 конститuentов).

2. Каждому набору группы 2 сопоставляется консти-
туента 1, умноженная на индикатор R , который может
принимать значения 0 или 1.

3. Наборы группы 3 не учитываются.

Таким образом в общее решение может входить всего
до 40 конститuent 1 с индикатором или без него

$$y = (\bigvee_{i \in M_1} K_i) \vee (\bigvee_{i \in M_2} K_i R_i), \quad (4)$$

где $M_1 = (1, 8, 19, 20, 21, 22, 23, 26, 34, 42, 50, 58)$,
 $M_2 = (0, 9, 18, 27, 28, 29, 30, 31, 35, 36, 37, 38, 39, 43, 44,$
 $45, 46, 47, 51, 52, 53, 54, 55, 59, 60, 61, 62, 63)$. Консти-
туенты 1 без индикатора и с индикатором в явном виде
могут быть представлены формулами

$$K = A_1^{\alpha_1}(X) A_2^{\alpha_2}(X) \dots A_6^{\alpha_6}(X),$$

$$K^c = KR = R(A_1^{\alpha_1}(X) A_2^{\alpha_2}(X) \dots A_6^{\alpha_6}(X)). \quad (5)$$

Они являются некоторой функцией вектора X и могут быть представлены в ДНФ или совершенной ДНФ (СДНФ). При этом индикатор R в (5) рассматривается как вектор, а произведение KR как скалярное произведение. Тогда (5) можно представить в виде

$$K^c(X) = k_c^1 r_1 \vee k_c^2 r_2 \vee \dots \vee k_c^m r_m,$$

где k_c^j – конститuenta 1 относительно вектора X ; r_j – индикаторная функция; m – число конститuent 1 в СДНФ.

Перебирая возможные значения индикаторных функций, получим 2^m различных предполагаемых решений, каждое из которых подлежит проверке, так как могут быть ложные корни. Проверка проводится путем подстановки в (2).

Логическая функция (4) поддается минимизации. Нетрудно установить, что из 40 конститuent 27 конститuent 1 не поддается упрощению, а в 13 возможно обобщенное склеивание после определенной группировки, а именно: $K_0 \vee K_1$, $K_8 \vee K_9^c$, $K_{18}^c \vee K_{19}$, $K_{20} \vee K_{21} \vee K_{22} \vee K_{23}$, $K_{19} \vee K_{23}$, $K_{26} \vee K_{27}^c$, $K_{34} \vee K_{42} \vee K_{50} \vee K_{58}$. После склеивания минимальная ДНФ (МДНФ) содержит 34 слагаемых (вместо 40 в СДНФ). Степень упрощения, оцениваемая отношением количества букв в МДНФ и СДНФ, составляет 0,925. Алгоритм поиска общих решений с использованием МДНФ состоит из следующих этапов:

1. По форме записи уравнения (2) устанавливают явные выражения для $A_i(X)$.
2. Подставляют $A_i(X)$ в МДНФ и записывают y в явной форме с использованием индикаторных функций.
3. В каждом дизъюнктивном члене K_i^c преобразуют K_i в СДНФ и записывают скалярное произведение $K_i R$ с индикаторными переменными r_j .
4. Перебирают все возможные значения r_j и формируют все предполагаемые решения.
5. Проверяют каждое предполагаемое решение путем подстановки в исходное уравнение.
6. После селекции получают набор решений, из которых одно частное, а остальные общие, в том числе одно по [4] с одинаковыми и равными 1 индикаторными функциями.

Чтобы найти решение уравнения

$$(x_1 \vee x_2) y \vee y' = 1, \quad (6)$$

надо принять $A_1 = A_6 = 1$, $A_2 = A_3 = A_4 = 0$, $A_5 = x_1 \vee x_2$. Допустимые наборы 33 и 35 относятся к группам 1 и 2. Поскольку на наборе 33 значение $y=0$, то множество M_1 в формуле (4) пусто и решение имеет вид

$$y = K^c = KR = x_1 x_2' r_1 \vee x_1 x_2 r_2 \vee x_1' x_2 r_3,$$

где $K = A_5 = x_1 \vee x_2 = x_1 x_2' \vee x_1 x_2 \vee x_1' x_2$. Для восьми значений вектора R имеем восемь решений: 0, $x_1' x_2$, $x_1 x_2$, x_2 , $x_1 x_2'$, $x_1' x_2 \vee x_1 x_2'$, x_1 , $x_1 \vee x_2$, в том числе нулевое решение. Это частное решение, остальные общие, из них одно соответствует [3]. Подстановка этих решений в (6) показывает, что все они являются корнями уравнения. Общим решениям соответствуют следующие вероятности $P_c = P\{y = 1\} : q_1 p_2, p_1 p_2, p_2$,

$p_1 q_2, q_1 p_2 + p_1 q_2, p_1, 1 - q_1 q_2$. Однако не всегда бывает так, что все корни истинные. Например, если вместо (6) взять уравнение

$$(x_1 x_2) y \vee x_2' y' = 1, \quad (7)$$

то получим четыре конститuent 1, из которых две входят в решение (4):

$$y = K_{34} \vee K_{35} = A_5 A_6' \vee A_5 A_6, A_5 = x_1 x_2, A_6 = x_2'.$$

Отсюда видно, что нет ни одного набора X , где бы $K_{35} = 1$, а корень $A_5 A_6' = x_1 x_2$ является ложным. Поэтому уравнение (7) не имеет решения.

Чтобы найти решение уравнения: $y = x_1 x_2 \vee x_2' x_3$, надо взять $A_1 = A_3 = A_6 = 0$, $A_2 = 1$, $A_4 = x_1 x_2$, $A_5 = x_2' x_3$. Этим A_i согласно таблице 1 соответствуют четыре конститuent 1 с номерами 16, 18, 20 и 22. Согласно таблице 1 на наборе с номером 16 функция равна нулю. Остальные три входят в решение вида (4)

$$y = K_{18} R_{18} \vee K_{20} \vee K_{22} = x_1 x_2' \vee x_2' x_3 R_{18}.$$

После перехода в K_{18} к СДНФ и умножения на R_{18} получим:

$$y = x_1 x_2 \vee x_1' x_2' r_1' \vee x_1 x_2' x_3 r_2.$$

Перебирая значения индикаторов, найдем четыре решения: $y_1 = x_1 x_2$, $y_2 = x_1 x_2 \vee x_1' x_2' x_3$, $y_3 = x_1 x_2 \vee x_1 x_3$, $y_4 = x_1 x_2 \vee x_2' x_3$. Проверка показывает, что среди них нет ложных корней. Решение y_1 является частным, решение y_4 по [3]. Еще два общих решения дополняют полный спектр решений. Этим решениям соответствуют следующие вероятности:

$$P_{c1} = p_1 p_2, P_{c2} = p_1 p_2 + q_1 q_2 p_3, P_{c3} = p_1 (1 - q_2 q_3),$$

$$P_{c4} = p_1 p_2 + q_1 p_3.$$

Представляет практический интерес поиск условий разрешимости (или неразрешимости) системы уравнений. Согласно таблице 1 есть 12 наборов значений A_i под номерами 3, 4, 5, 6, 7, 10, 17, 24, 32, 40, 48, 56, при которых нет решения. Из них десять наборов содержат две или три единицы. Им соответствует пять типов неразрешимых уравнений

$$\begin{aligned} B y \vee G y' &= 0, B \vee G y' = 0, B \vee G y = \\ &= 0, B \vee G y \vee C y' = 0, G y' \vee B y = 0. \end{aligned} \quad (8)$$

Первое уравнение соответствует конститuentам 1 с номерами 3 и 24, второе – с номерами 5 и 40, третье – с номерами 6 и 48, четвертое – с номерами 7 и 56, пятое – с номерами 10 и 17. Уравнение неразрешимо, если функции $B(X)$, $C(X)$ и $G(X)$ при некоторых наборах X могут одновременно принимать значения 1. Если это не так, то и эти уравнения могут иметь решения.

Из (8) можно найти условие разрешимости. Проведя в первом уравнении (8) обобщенное склеивание по y , имеем:

$$B y \vee G y' \vee B G = 0.$$

Чтобы первое уравнение в (8) выполнялось, необходима ортогональность функций B и G на всех наборах значений аргументов

$$B(X)G(X) = 0. \quad (9)$$

Из второго, третьего и пятого уравнений (8) также получим условие (9). Из четвертого уравнения путем трех операций обобщенного склеивания находим

$$B \vee G_y \vee C_y' = B \vee G_y \vee C_y' \vee BG \vee BC \vee CG.$$

Отсюда условие разрешимости

$$B(X)G(X) \vee B(X)C(X) \vee C(X)G(X) = 0.$$

Это условие поглощает условие (9). Таким образом, для разрешимости уравнений типа (8) функции $B(X)$, $C(X)$ и $G(X)$ должны быть ортогональны на всех наборах X .

3. Общее решение одного уравнения с n неизвестными

Для двух неизвестных уравнение имеет вид

$$F(X, y_1, y_2) = B(X, y_1, y_2).$$

Выделим в F и B часть, не связанную с y_1 и проведем разрезание по y_1 в остальной части

$$\begin{aligned} C_1(X, y_2) \vee C_2(X, y_2)y_1 \vee C_3(X, y_2)y_1' = \\ = C_4(X, y_2) \vee C_5(X, y_2)y_1 \vee C_6(X, y_2)y_1'. \end{aligned} \quad (10)$$

Это уравнение по форме совпадает с (2) при $A_i = C_i(X, y_2)$ и $y = y_1$. Полагая (10) разрешимым относительно y_1 , получим, решение по правилам предыдущего раздела:

$$y_1 = F(X, R, y_2). \quad (11)$$

Представим (11) в виде

$$y_1 = G_0(X, R_0) \vee G_1(X, R_1)y_2 \vee G_1(X, R_2)y_2', \quad (12)$$

где R_0, R_1, R_2 – вектора индикаторных функций. Поскольку в (12) второе и третье слагаемые ортогональны, операцию дизъюнкции можно заменить на сложение по модулю 2, а затем провести ортогонализацию первого и остальных слагаемых и перейти к базису Жегалкина

$$y_1 = G_0 \oplus G_0'(G_1y_2 \oplus G_2y_2'). \quad (13)$$

С помощью (13) составим модифицированную таблицу истинности (таблица 2). На наборах 0, 3, 4, 5, 6 и 7 значение y_1 определено однозначно (группа 1), на наборах 1 и 2 функции y_1 и y_2 имеют два варианта значений.

Таблица 2. Модифицированная таблица истинности

№ п/п	$G_0G_1G_2$	Вид уравнения	y_1	y_2	Группа
0	000	$0 \oplus 0 \oplus y_1 = 0$	0	$0 \vee 1$	1
1	001	$y_2' \oplus y_1 = 0$	0 1	1 0	2
2	010	$y_2 \oplus y_1 = 0$	0 1	0 1	2
3	011	$1 \oplus y_1 = 0$	1	$0 \vee 1$	1
4	100	$1 \oplus y_1 = 0$	1	$0 \vee 1$	1
5	101	$1 \oplus y_1 = 0$	1	$0 \vee 1$	1
6	110	$1 \oplus y_1 = 0$	1	$0 \vee 1$	1
7	111	$1 \oplus y_1 = 0$	1	$0 \vee 1$	1

Комбинируя варианты, получим четыре решения согласно таблицам истинности (таблица 3).

Таблица 3. Таблица истинности

№ п/п	$G_0G_1G_2$	Решение 1		Решение 2		Решение 3		Решение 4	
		y_1	y_2	y_1	y_2	y_1	y_2	y_1	y_2
0	000	0	$0 \vee 1$	0	$0 \vee 1$	0	$0 \vee 1$	0	$0 \vee 1$
1	001	0	1	0	1	1	0	1	0
2	010	0	0	1	1	0	0	1	1
3	011	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$
4	100	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$
5	101	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$
6	110	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$
7	111	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$	1	$0 \vee 1$

Найдем эти решения, вводя для y_2 на 6 наборах индикаторные функции P_i :

$$\begin{aligned} y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = \\ = K_0P_0 \vee K_1 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = \\ = K_0P_0 \vee K_1 \vee K_2 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = \\ = K_0P_0 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} y_1 = G_0 \vee G_1 \vee G_2, y_2 = \\ = K_0P_0 \vee K_2 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7. \end{aligned} \quad (17)$$

Чтобы найти решение уравнения:

$$x_1'y_1 \vee x_1y_1' \vee x_2y_1y_2' = 0,$$

преобразуем уравнение к виду (10):

$$y_1(x_1' \vee x_1y_1') \vee x_1y_1' = 0. \quad (18)$$

Отсюда следует, что $C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = 0$, $C_5 = x_1' \vee x_2y_2'$, $C_6 = x_1$. Согласно табл. 1 из четырех конститuent 1 (K_0, K_1, K_2, K_3) две отсеиваются, так как для K_2 имеем: $y_1=0$, а K_3 входит в группу 3. Для K_0 и K_1 имеем

$$y_1 = A_5'A_6R_0 \vee A_5'A_6 = (x_1' \vee x_1y_1')(x_1'R_0 \vee x_1). \quad (19)$$

После несложных преобразований (19) приводится к виду

$$y_1 = x_1(x_2' \vee y_2). \quad (20)$$

Сравнивая (20) и (12), находим: $G_0 = x_1x_2'$, $G_1 = x_1$, $G_2 = 0$, $K_1 = K_3 = K_5 = K_7 = 0$.

Согласно (14)

$$y_1 = G_0 \vee G_1G_2 = x_1x_2', y_2 = x_1'P_0 \vee x_1x_2'P_6. \quad (21)$$

Для проверки подставим (21) в (18)

$$(x_1' \vee x_2y_2')x_1x_2' \vee x_1(x_1x_2') = x_1x_2' \neq 0.$$

Левая часть уравнения не равна правой. Следовательно, первое решение не является корнем уравнения.

Согласно (15) решение 2 имеет вид

$$y_1 = x_1, y_2 = y_2 = x_1x_2' \vee x_1'x_2'P_1 \vee x_1x_2'P_2 \vee x_1'x_2'P_3.$$

Здесь надо перебрать возможные значения индикаторов P_i и получить восемь решений для y_2 :

$$y_2 = (x_1x_2, x_1, x_2, x_1 \vee x_2, x_1 \oplus x_2, x_1 \vee x_2, x_1 \vee x_2, 1). \quad (22)$$

Проверка показывает, что все решения являются корнями уравнения (18).

Согласно (16) решение 3 для y_1 совпадает с решением (21). Поэтому оно не является корнем уравнения. Решение 4 совпадает с решением 2. Окончательно имеем: $y_1 = x_1$, а y_2 берем из (22). Решениям (22) соответствуют вероятности

$$P_2 = P\{y_2 = 1\} = (p_1 p_2, p_1, p_2, 1 - q_1 q_2, p_1 q_2 + q_1 p_2, 1 - q_1 p_2, 1 - p_1 q_2, 1).$$

Рассмотрим теперь общий случай, когда одно уравнение имеет n неизвестных:

$$F_1(X, y_1, \dots, y_n) = 0. \quad (23)$$

Разрезание в (23) по y_n дает

$$y_n F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1) \vee K_0 P_0 \vee K_1 y_n' F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0) = 0. \quad (24)$$

Сравнивая (24) с (8), видим, что (24) относится к первому типу неразрешимых уравнений. Чтобы оно было разрешимо, необходимо выполнить условие (9):

$$F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1) F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0) = F_2(X, y_1, \dots, y_{n-1}) = 0. \quad (25)$$

Сравнивая (25) и (10), имеем: $C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = 0$, $C_5 = F_1(1)$, $C_6 = F_1(0)$. Согласно таблице 1 запишем

$$y_n = K_0 P_0 \vee K_1 = C_5' (R_0 \vee C_6) = F_1'(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1) (R_0 \vee F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0)). \quad (26)$$

Из (25) получаем

$$y_{n-1} F_2(X, y_1, \dots, y_{n-2}, 1) \vee y_{n-1}' F_2(X, y_1, \dots, y_{n-2}, 0) = 0.$$

Далее вновь составляется условие разрешимости.

Повторяя операции $n-3$ раза, найдем

$$y_3 F_{n-2}(X, y_1, y_2, 1) \vee y_3' F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0) = 0.$$

Отсюда аналогично (26) имеем

$$y_3 = F_{n-2}'(X, y_1, y_2, 1) (R_{n-2} \vee F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0)). \quad (27)$$

Далее

$$F_{n-1}(X, y_1, y_2) = F_{n-2}(X, y_1, y_2, 1) F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0) = 0. \quad (28)$$

Решение (28) найдено ранее и представлено формулами (14)–(17). Зная y_1 и y_2 , находим по формуле (27) y_3 , а затем снизу вверх остальные неизвестные до y_n включительно. При выполнении этой процедуры нужно учесть возможность приобретения ложных корней. Поэтому на каждом шаге движения снизу вверх надо проводить проверку путем подстановки решения в соответствующее уравнение.

4. Система логических уравнений

Система логических уравнений имеет вид

$$y_k = f_k(X, y_1, y_2, \dots, y_m), k = 1, \dots, m. \quad (29)$$

Преобразуем (29) к канонической форме

$$y_k \oplus f_k = y_k f_k' \vee y_k' f_k = F_k(X, y_1, y_2, \dots, y_m), k = 1, \dots, m. \quad (30)$$

Алгоритм решения СЛУ (30) состоит из $2m-1$ шагов.

Шаг 1. Первое уравнение ($k = 1$) системы (30) решают относительно y_1 и находят функцию от X и $y^1 = (y_2, y_3, \dots, y_m)$:

$$y_1 = W_1(X, y^1), F_k(X, W_1(X, y^1), y_2, \dots, y_m) = F_k^{(1)}(X, y^1) = 0, k = 2, \dots, m. \quad (31)$$

Шаг 2. Из первого уравнения (31) находят решение для y_2 и подставляют его в остальные уравнения

$$y_2 = W_2(X, y^2), F_k^{(2)}(X, y^2) = 0, k = 3, \dots, m, y^2 = (y_3, y_4, \dots, y_m). \quad (32)$$

Шаг $m-1$. Последовательное удаление из системы уравнений неизвестных $y_1, y_2, \dots, y_{m-1}$ приводит к системе

$$y_k = W_k(X, y^k), k = 1, \dots, m-1, F_m^{(m-1)}(X, y_m) = 0. \quad (33)$$

Шаг m . Последнее уравнение (33) решают по формулам раздела 1 и находят

$$y_m = W_m(X). \quad (34)$$

Шаг $m+1$. Решение (34) подставляют в предпоследнее уравнение (33) и находят

$$y_{m-1} = W_{m-1}(X, W_m(X)).$$

Шаг $2m-1$. Находят $y_1 = W_1(X, W_2, W_3, \dots, W_m)$.

После получения решений надо провести их проверку.

Для иллюстрации алгоритма найдем решение системы трех логических уравнений

$$y_1 = a_{11} y_1 \vee a_{12} y_2 \vee \sigma_1 y_0, y_2 = a_{21} y_1 \vee a_{22} y_2 \vee \sigma_2 y_0, y_3 = a_{31} y_1 \vee a_{32} y_2. \quad (35)$$

Частное решение (35) находят методом определителей [5]

$$y_1 = (a_{12} \sigma_2 \vee \sigma_1) y_0, y_2 = (a_{21} \sigma_1 \vee \sigma_2) y_0, y_3 = (\sigma_1 (a_{31} \vee a_{32} a_{21}) \vee \sigma_2 (a_{32} \vee a_{31} a_{12})) y_0.$$

Если $y_0 = 0$, то система (35) является однородной и частное решение будет нулевым. Для получения общего решения на шаге 1 в первом уравнении (35) находим: $C_1 = C_3 = C_6 = 0$, $C_2 = 1$, $C_4 = \sigma_1 y_0 \vee a_{12} y_2$, $C_5 = a_{11}$. По таблице 1 устанавливаем, что надо рассмотреть четыре конституенты 1 с номерами 16, 18, 20 и 22. Из них отсеиваем K_{16} . Остальные приводят к решению

$$y_1 = C_4 \vee C_5 R_1 = \sigma_1 y_0 \vee a_{12} y_2 \vee a_{11} R_1. \quad (36)$$

На шаге 2 подставим (36) во второе и третье уравнения (35)

$$y_2 = (a_{21} \sigma_1 \vee \sigma_2) y_0 \vee a_{21} a_{11} R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21} a_{12}) y_2, \quad (37)$$

$$y_3 = a_{31} \sigma_1 y_0 \vee a_{31} a_{11} R_1 \vee (a_{32} \vee a_{31} a_{12}) y_2.$$

Первое уравнение (37) имеет решение

$$y_2 = C_4 \vee C_5 R_2 = (a_{21} \sigma_1 \vee \sigma_2) y_0 \vee a_{21} a_{11} R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21} a_{12}) R_2. \quad (38)$$

На шаге 3 после подстановки (38) во второе уравнение (37) имеем

$$y_3 = (\sigma_1 (a_{31} \vee a_{32} a_{21}) \vee \sigma_2 (a_{32} \vee a_{31} a_{12})) y_0 \vee a_{21} a_{11} (a_{32} \vee a_{31} a_{12}) R_1 \vee (a_{32} \vee a_{31} a_{12}) (a_{22} \vee a_{21} a_{12}) R_2. \quad (39)$$

Шаг 4 пропускается, так как y_2 в системе (37) не зависит от y_3 . На шаге 5 подставим (39) в (36) и получим

$$y_1 = (a_{12} \sigma_2 \vee \sigma_1) y_0 \vee a_{11} R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21} a_{12}) R_2. \quad (40)$$

Совокупность (38)–(40) дает общее решение (35), зависящее от индикаторов R_1, R_2 . При $R_1 = R_2 = 1$ имеем

$$y_k = A_{1k}y_0 \vee A_{2k}, k = 1, 2, 3, \quad (41)$$

$$A_{11} = a_{12}\sigma_2 \vee \sigma_1, A_{12} = a_{21}\sigma_1 \vee \sigma_2, A_{13} = \\ = \sigma_1(a_{31} \vee a_{32}a_{21}) \vee \sigma_2(a_{32} \vee a_{31}a_{12}),$$

$$A_{21} = a_{11} \vee (a_{22} \vee a_{21})a_{12}, A_{22} = a_{21}a_{11} \vee a_{22} \vee a_{21}a_{12},$$

$$A_{23} = (a_{32} \vee a_{31}a_{12})(a_{22} \vee a_{21}(a_{12} \vee a_{11})).$$

При $y_0 = 0$ имеем общее решение однородной системы. Кроме общего решения (41) существуют еще два общих решения, соответствующих наборам $(R_1, R_2) = (0, 1)$ и $(1, 0)$.

Полагая $p_i = 1 - q_i = P\{\sigma_i = 1\}$, $p_{ij} = 1 - q_{ij} = P\{a_{ij} = 1\}$, по формулам (41) с помощью методов перехода к полному замещению [5] найдем вероятности

$$P_1 = P\{y_1 = 1\} = 1 - q_1q_{11}(q_{12} + p_{12}q_2q_{22}), \quad (42)$$

$$P_2 = P\{y_2 = 1\} = 1 - q_2q_{22}(q_{21} + p_{21}q_1q_{12}), \quad (43)$$

$$P_3 = P\{y_3 = 1\} = p_1(p_{31} + q_{31}p_{32}p_{21}) + \\ + q_1(p_{12}(1 - q_{31}q_{32})(1 - q_2q_{22}q_{21}) + \\ + q_{12}p_{32}(1 - q_2q_{22}(1 - p_{21}p_{11}))) + p_1p_{32}q_{31}q_{21}(1 - q_2q_{22}). \quad (44)$$

Для однородной системы при $R_1 = R_2 = 1$ вероятности находят из (42)–(44), полагая $q_1 = q_2 = 1$, $p_1 = 0$. Для частного решения ($R_1 = R_2 = 0$) вероятность P_1 находят из (42) при $q_{11} = q_{21} = q_{22} = 1$, вероятность P_2 находят из (43) при $q_{11} = q_{12} = q_{22} = 1$, а вероятность P_3 по формуле

$$P_3 = P\{y_3 = 1\} = p_{31}(1 - q_1(q_2 + p_2q_{32}q_{12})) + \\ + q_{31}p_{32}(p_2 + q_2p_{21}p_{11}).$$

Для общего решения при $R_1 = 0$, $R_2 = 1$ вероятности P_1 , P_2 , P_3 находят соответственно из (42)–(44), полагая $q_{11} = 1$. Для общего решения при $R_1 = 1$, $R_2 = 0$ вероятности P_1 находят по формуле (42) при $q_{21} = q_{22} = 1$, вероятность P_2 находят по формуле (43) при $q_{12} = q_{22} = 1$, а вероятность P_3 по формуле

$$P_3 = P\{y_3 = 1\} = p_1(p_{31} + q_{31}p_{32}p_{21}) + \\ + q_1(p_{32} + q_{32}p_{12}p_{21})(p_2 + q_2p_{21}p_{11}) + q_{21}q_{31}p_1p_{32}p_2.$$

Формализация записи особых условий функционирования (ОУФ) и возможность их учета при выборе общего решения иллюстрируется следующим примером.

Пример. Система, предназначенная для преобразования тепловой энергии в механическую, состоит из двух подсистем, связанных переключкой (см. рисунок). В подсистему входят турбогенераторы (элементы 1 и 8), паропроизводящие установки (2 и 9), турбины (4 и 11), регулирующая аппаратура (3 и 10), главные конденсаторы (5 и 12), конденсатные насосы (6 и 13), потребители (7 и 14). Для нормального функционирования подсистемы необходим работоспособный контур обратной связи (элементы 5 и 6 или 12 и 13) и доступность потребителя хотя бы к одному источнику питания (1, 8). Отсюда следует, что общая форма ЛФРС должна иметь вид

$$F = x_p(x_{\pi 1}f_1 \vee x_{\pi 2}f_2). \quad (45)$$

Здесь f_1 и f_2 – логические функции работоспособности участка системы от выхода соответствующего турбогенератора до потребителя.

Если F имеет вид $F = x_p(x_{\pi 1}f_1 \vee x_{\pi 2}f_2 \vee f_3)$, то при всех работоспособных элементах ($x_i = 1$) надо подобрать значения индикаторов так, чтобы выполнялись условия:

$$f_1(R_1, R_2, \dots, R_k) = f_2(R_1, R_2, \dots, R_k) = \\ = 1, f_3(R_1, R_2, \dots, R_k) = 0.$$

Если это будет не так, то третье слагаемое поглощает первые два и функция работоспособности может оказаться равной единице, даже при отсутствии турбогенераторов, что противоречит физической сущности системы.

Система логических уравнений для рассматриваемой технической системы имеет вид

$$y_2 = x_2y_6(x_1 \vee y_9), y_3 = x_3y_2, y_4 = x_4y_2y_3, y_5 = \\ = x_5y_4, y_6 = x_6y_5, y_7 = x_7y_4, \quad (46)$$

$$y_9 = x_9x_{13}(x_8 \vee y_2), y_{10} = x_{10}y_9, y_{11} = x_{11}y_9y_{10}, y_{12} = \\ = x_{12}y_{11}, y_{13} = x_{13}y_{12}, y_{14} = x_{14}y_{11}.$$

Надо найти выражения для y_7 и y_{14} с учетом (45). Система уравнений является однородной и поэтому у нее должно быть нулевое частное решение. На первом шаге из первых пяти уравнений (46) находим

$$y_6 = x_6x_5x_4x_3x_2(x_1 \vee y_9)y_6 = B(x_1 \vee y_9)y_6. \quad (47)$$

Решение (47) согласно методике раздела 1 имеет вид

$$y_6 = B(x_1 \vee y_9)R_1. \quad (48)$$

На шаге 2 из (48) и первого и второго уравнений (46) находим

$$y_9 = x_9x_{13}(x_8 \vee BR_1(x_1 \vee R_2)). \quad (49)$$

На шаге 3 из уравнений для y_{10} – y_{13} системы (46) имеем: $y_{13} = x_{13}x_{12}x_{11}x_{10}y_9$.

Подставим сюда (49) и решим однородное уравнение относительно y_{13} :

$$y_{13} = AR_3(x_8 \vee BR_1(x_1 \vee R_2)), A = x_9x_{10}x_{11}x_{12}x_{13}. \quad (50)$$

Из (49) и (50) следует, что $y_9 = y_{13}$.

На шаге 4 из уравнений для y_{10} , y_{11} и y_{14} системы (46) с учетом (50) находим:

$$y_{14} = x_{14}AR_3(x_8 \vee BR_1(x_1 \vee R_2)). \quad (51)$$

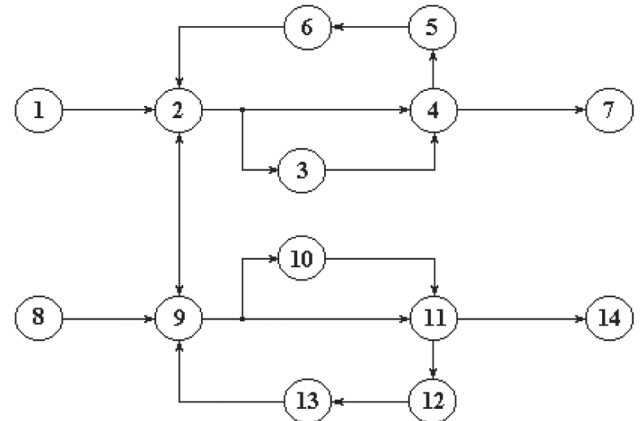


Рис. Структура технической системы
(1, 8 – турбогенераторы; 2, 9 – паропроизводящие установки; 3, 10 – регулирующая аппаратура; 4, 11 – турбины; 5, 12 – главные конденсаторы; 6, 13 – конденсаторные насосы; 7, 14 – редукторы).

Аналогично находим:

$$y_7 = x_7 BR_1(x_1 \vee AR_3(x_8 \vee R_2)). \quad (52)$$

Из (50) и (51) следует, что частное решение (46) нулевое. Сравнивая (50) и (51) и (45), видим, что особые условия выполняются только при $R_1 = R_3 = 1, R_2 = 0$. Поэтому окончательно имеем

$$y_7 = x_7 B(x_1 \vee Ax_8), y_{14} = x_{14} A(x_8 \vee Bx_1).$$

Вероятности находят по формулам

$$\begin{aligned} P_7 &= P\{y_7 = 1\} = p_7 P_B(p_1 + q_1 p_8 P_A), P_{14} = \\ &= P\{y_{14} = 1\} = p_{14} P_A(p_8 + q_8 p_1 P_B), \\ P_A &= p_9 p_{10} p_{11} p_{12} p_{13}, P_B = p_2 p_3 p_4 p_5 p_6. \end{aligned}$$

5. Заключение

Логико-вероятностный анализ сложной структуры технической системы является обязательным атрибутом процесса проектирования систем во многих отраслях техники. Ввиду большой трудоемкости не удастся успешно использовать простой перебор всех возможных путей кратчайшего функционирования. Составление систем логических уравнений и последующее их решение существенно облегчает процесс анализа. Предложенный здесь табличный метод общего решения логических уравнений расширяет возможности разработчиков систем и позволяют дать оценки характеристик, адекватные логической структуре. Определение всех общих решений и последующий выбор одного из них позволяют с помощью вектора индикаторов учесть особые условия функционирования, в том числе возможность использования перекрестных связей между параллельными каналами и наличие контуров обратной связи, поддерживающих или улучшающих функционирование систем. При многих общих решениях в технических приложениях решается задача формального выбора единственного приемлемого решения путем

записи особых логических условий функционирования технической системы.

На стадии логического анализа удастся не только установить существование хотя бы одного общего решения или факт неразрешимости системы уравнений, но и найти причины и место логической некорректности записи. Это весьма актуально для алгоритмически управляемых ресурсов, так как дают возможность своевременно устранить обнаруженную некорректность. Управление логикой функционирования технической системы создает дополнительные способы повышения надежности и эффективности их работы. Наиболее предпочтительными областями применения результатов являются системы энергетики, автоматического управления, диагностирования.

Литература

1. **Рябинин И.А.** Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. Л.: Судостроение, 1971.
2. **Лунц А.Г.** Алгебраические методы анализа и синтеза контактных схем // АН СССР. Сер. матем., 1952. Том 16, № 5.
3. **Гогин Ю.А.** Логико-вероятностное моделирование больших и сложных систем /ЛВИКА им. А.Ф. Можайского. Л., 1972.
4. **Черкесов Г.Н., Можаяев А.С.** Логико-вероятностные методы расчета надежности структурно-сложных систем. М.: Знание, 1991.
5. **Рябинин И.А., Черкесов Г.Н.** Логико-вероятностные методы исследования надежности структурно-сложных систем. М.: Радио и связь, 1981.
6. **Поспелов Д.А.** Логические методы анализа и синтеза схем. М.: Энергия, 1964.
7. **Левченко В.С.** Общий вид решений булевых уравнений. – Автоматика и телемеханика, 2, 2000. – С. 139-150.



Cherkesov G.N., Stepanov Yu.V.

APPLICATION OF GENERAL SOLUTION FOR A SYSTEM OF LOGICAL EQUATIONS IN DEPENDABILITY TASKS

The article proposes a new method of solving logical equations with one or more unknown variables and systems of logical equations that use a modified truth table. This method allows finding all general solutions. Solvability conditions of equation systems have been found. The theory has been illustrated by examples. Technical applications have been shown.

Keywords: dependability, logical model of dependability, logical and probabilistic analysis of dependability, general solution of logical equation systems, modified truth table, indicator, solvability conditions.

1. Introduction

For systems with a complex structure that is not brought down to serial-parallel networks, a formal description of operability conditions is required. Application of the procedure of system availability logical functions (SHLF) generation to this end by listing shortest paths of successful functioning (SPSF) and corresponding disjuncts results in notation of SHLF in disjunctive normal form (DNF). This method is acceptable for systems with low complexity, but is hardly usable in the case of systems with even medium complexity (if the number of elements exceeds ten). Thus, according to [1], in an electric power system of 15 elements the number of SPSF reaches several hundreds. For more complex systems, the notation of SHLF as BTA becomes practically impossible.

The solution is simplified if the operability conditions are listed with logical equation systems (LES). The solution of LES by means of special methods results in a multi-bracket equation and a significantly more compact SHLF formula. Currently, there are a number of solutions of logical equation systems. For non-homogenous linear LES with constant or variable coefficients, the determinant method is used [2], which allows for the following specific solution:

$$y=f(X)y_0,$$

where y_0 is the indicator of constant terms of a non-homogenous equation system.

For $y_0 = 0$ the specific solution corresponds to homogenous LES and is zero. In [3] the authors set forth three more methods of deducing specific LES solution: substitution, reduction to one equation and matrix method. Ways of successfully using the determinant and other method of deducing specific solutions are shown in [4, 5].

A specific solution of non-homogenous LES in a number of cases is insufficient or causes an incorrect reflection of all conditions of successful operation of a technical system. Accordingly, attempts have been made to eliminate the drawbacks of the specific solution and find the general LES solution. In [3] the authors describe two methods of deducing the general solution of non-homogenous LES, namely the substitution method and method of reduction to one equation with n unknown values. The general solution looks as follows:

$$y = f(X)y_0 \vee g(X)y_c, \quad (1)$$

where y_0 is the vector of unknown logic functions; f and g are known functions that depend on equation coefficients; y_c is the arbitrary function of logical algebra; $\vee$ is for disjunction operation. If $y_0 = 0$, homogenous system solution is found. Homogenous LES are solved by substitution or transformation into non-homogenous LES.

Upon generation of a general solution of the form (1) certain difficulties arise. First, there are no recommendations as to the choice of random LAF y_c , although the results of dependability evaluation depend on that choice. Also, according to [3], there is only one solution of type (1). In fact, there may be a number of general solutions. But only one of them can fulfill special conditions of system operation. In order to find it, the full spectrum of general solutions must be available. There are now methods to do so. Insufficiently elaborate are also the methods of solving one equation with several unknown values that can also have several general solutions.

Upon generation of a general solution one more difficulty arises. For LES, the solution has the form

$$y_i = f_{1i}(X) \vee f_{2i}(X)y_c, i = 1, \dots, n.$$

If we suppose that here y_c are identical for all functions y_i , we will only deduce one general solution. If they are different for different y_i , then the question arises as to how to choose one.

Finally, there is the problem of logical correctness of the notation of the equation system and its solvability. In papers dedicated to the methods of LES solution this issue is generally avoided and it is by default assumed that a solution always exists and the system is solvable. In reality, that is not always the case. Equations and equation systems may not have a single general solution. Attempts to formally use known methods in such cases result in non-interpretable or simply absurd results. Therefore, at first it must be made sure that the LES has at least one general solution and the conditions of its solvability must be identified.

There is one more problem. For some classes of technical systems both specific and general solutions [3] can be unacceptable because they do not reflect some significant features of their operation.

In particular, that happens if the system includes feedback loops that are typical to some technical systems. Such loops are often used in information, electrical power, process, transportation, telecommunication and other systems. The common feature of all the above systems is that they perform transmission (transportation) or transformation of substances (information, electric power, energy material, etc.) and contain a "feeding" element (source of information, generator, energy carrier collector). Therefore, successful operation of such systems ensuring the operability of a certain group of components is not enough. Conditions must be created for successful transportation of or transformation of the substance for its delivery form input (the "feeding" component) to the output of the system via a direct channel. The feedback loop is one of the means of ensuring such

conditions. In information and telecommunication systems there are loops for transmission of service information from receiver to transmitter. In electrical energy systems there are loops for own consumption of power. In closed-looped process systems with wasteless use of carrier, substances create the loop of used carrier (e.g., steam) transformation and delivery of recovered carrier to the system's input. Other special conditions of operation (SCO) can be formulated, for instance, the presence of at least on "feeding" component in the SPSF.

If a specific LES solution is used, an undesired absorption of the feedback loop components by direct channel components may take place. That causes the distortion of real conditions of operation and incorrect evaluation of dependability. If general solution [3] is used, the "feeding component" is often lost.

In [7] the authors set forth an analytical method of deducing the general solution of Boolean equations. That method is universal, but it does not suggest any constructive rules, general solution algorithms and selection of the alternative solution that full corresponds to the physical essence of the technical system reflected in the logical dependability model.

The results set forth below are based on the use of modified truth table and allow partially overcoming the above difficulties.

2. General solution of equation with one unknown value

$$\begin{aligned} A_1(X) \vee A_2(X)y \vee A_3(X)y' &= \\ &= A_4(X) \vee A_5(X)y \vee A_6(X)y', \end{aligned} \quad (2)$$

where $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ is the vector of independent Boolean variable, indicators of system components operability; $A_i(X)$ are the known functions of the vector argument; y' is the negation of y .

Let us transform (2) into canonical form without loss of roots. In order to do that, we must transit from Boolean basis to Zhigalkin's basis. By orthogonalizing the summands in (2) and replacing the disjunction operation with exclusive OR (module 2 addition) we deduce

$$A_1 \oplus A_1' A_2 y \oplus A_1' A_3 y' = A_3 \oplus A_4' A_5 y \oplus A_4' A_6 y'. \quad (3)$$

By adding from left and right the right part of (3) and using the equality $y \oplus y = 0$ we deduce

$$(A_1 \oplus A_4) \oplus (A_1' A_2 \oplus A_4' A_5) y \oplus (A_1' A_3 \oplus A_4' A_6) y' = 0.$$

Searching through various combinations of A_i we deduce a modified truth table for function y that consists of three groups of lines: 1) y is completely defined, 2) y is not defined, i.e. its value is indifferent.

(0 V 1), 3) there is no solution, as (2) is not realized in case of any value of y (table 1). Values A_i are not independent, as their are a function of vector X . Therefore, strictly speaking, some combinations of values A_i (of the vector in table 1) may prove to be impossible at any value of vector X .

Table 1. Modified truth table

№ Item	$A_1...A_6$	Form of the equation	y	Group	№ Item	$A_1...A_6$	Form of the equation	y	Group
0	000000	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2	32	100000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3
1	000001	$y' = 0$	1	1	33	100001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
2	000010	$y = 0$	0	1	34	100010	$1 \oplus y = 0$	1	1
3	000011	$y \oplus y' = 0$	No	3	35	100011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2
4	000100	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3	36	100100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
5	000101	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3	37	100101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
6	000110	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3	38	100110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
7	000111	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3	39	100111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
8	001000	$y' = 0$	1	1	40	101000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3
9	001001	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2	41	101001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
10	001010	$y \oplus y' = 0$	No	3	42	101010	$1 \oplus y = 0$	1	1
11	001011	$y = 0$	0	1	43	101011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2
12	001100	$1 \oplus y' = 0$	0	1	44	101100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
13	001101	$1 \oplus y' = 0$	0	1	45	101101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
14	001110	$1 \oplus y' = 0$	0	1	46	101110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
15	001111	$1 \oplus y' = 0$	0	1	47	101111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
16	010000	$y = 0$	0	1	48	110000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3
17	010001	$y \oplus y' = 0$	No	3	49	110001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
18	010010	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2	50	110010	$1 \oplus y = 0$	1	1
19	010011	$y' = 0$	1	1	51	110011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2
20	010100	$1 \oplus y = 0$	1	1	52	110100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
21	010101	$1 \oplus y = 0$	1	1	53	110101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
22	010110	$1 \oplus y = 0$	1	1	54	110110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
23	010111	$1 \oplus y = 0$	1	1	55	110111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
24	011000	$y \oplus y' = 0$	No	3	56	111000	$1 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	No	3
25	011001	$y = 0$	0	1	57	111001	$1 \oplus y' = 0$	0	1
26	011010	$y' = 0$	1	1	58	111010	$1 \oplus y = 0$	1	1
27	011011	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2	59	111011	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2
28	011100	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2	60	111100	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
29	011101	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2	61	111101	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
30	011110	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2	62	111110	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2
31	011111	$1 \oplus y \oplus y' = 0$	$0 \vee 1$	2	63	111111	$0 \oplus 0y \oplus 0y' = 0$	$0 \vee 1$	2

Table 1 data shows that out of 64 combinations of values A_i in 24 combinations function y is defined (group 1), including as one in 12, in 28 the combination is not defined (group 2) and in 12 the system (2) is unsolvable (group 3).

Using the modified truth, a solution is generated based on the following rules:

1. To each set A_i , where $y=1$, constituent 1 (total of up to 12 constituents) is put into correspondence.

2. To each set of group 2 constituent 1 is put into correspondence. The constituent is multiplied by indicator R that can take the values 0 or 1.

3. Sets of group 3 are not taken into consideration.

Thus, the general solution can include only up to 40 constituents 1 with or without indicator

$$y = (\bigvee_{i \in M_1} K_i) \vee (\bigvee_{i \in M_2} K_i R_i), \quad (4)$$

where $M_1 = (1, 8, 19, 20, 21, 22, 23, 26, 34, 42, 50, 58)$,
 $M_2 = (0, 9, 18, 27, 28, 29, 30, 31, 35, 36, 37, 38, 39, 43, 44,$

45, 46, 47, 51, 52, 53, 54, 55, 59, 60, 61, 62, 63). Constituents 1 with and without indicator, in an explicit form, can be represented with the following formulas

$$K = A_1^{\alpha_1}(X) A_2^{\alpha_2}(X) \dots A_6^{\alpha_6}(X),$$

$$K^c = KR = R(A_1^{\alpha_1}(X) A_2^{\alpha_2}(X) \dots A_6^{\alpha_6}(X)). \quad (5)$$

They are some function of vector X and can be represented in DNF or perfect DNF (PDNF). Indicator R in (5) is considered to be a vector, while product KR a scalar product. Then, (5) can be represented as

$$K^c(X) = k_c^1 r_1 \vee k_c^2 r_2 \vee \dots \vee k_c^m r_m,$$

where k_c^j is constituent 1 relating to vector X ; r_j is an indicator function; m is the number of constituents 1 in SDNF.

By searching through the possible values of indicator functions we deduce 2^m various possible solutions each of which must be verified as fake root are possible. Verification is performed by means of substitution into (2).

Logical function (4) is minimizable. It is not difficult to identify that out of 40 constituents 27 constituents 1 are not simplifiable, while in 13 of them a generalized gluing is possible after a certain grouping, as shown below: $K_0 \vee K_1, K_8 \vee K_9^c, K_{18}^c \vee K_{19}, K_{20} \vee K_{21} \vee K_{22} \vee K_{23}, K_{19} \vee K_{23}, K_{26} \vee K_{27}^c, K_{34} \vee K_{42} \vee K_{50} \vee K_{58}$. After gluing the minimal DNF (MDNF) contains 34 summands (instead of 40 in PDNF). The simplification rate that is evaluated based on the proportion of letters in MDNF and SDNF is 0.925. The problem-solving algorithm using MDNF includes the following stages:

1. Based on the notation of the equation (2) explicit expressions for $A_i(X)$ are established.
2. $A_i(X)$ is substituted into MDNF and y is set down in explicit form using indicator functions.
3. In each disjunct $K_i^c K_i$ is transformed into SDNF set down scalar product $K_i R$ with indicator variables r_j .
4. All possible values of r_j are searched through and all possible solutions are formulated.
5. Each possible solution is verified by substituting into the initial equation.
6. After the selection a set of solution is generated, one of which is specific, and all the others are general, including one according to [4] with indicator functions identical or equal to 1.

In order to find the solution of equation

$$(x_1 \vee x_2)y \vee y' = 1, \quad (6)$$

it must be taken that $A_1 = A_6 = 1, A_2 = A_3 = A_4 = 0, A_5 = x_1 \vee x_2$. The available sets 33 and 35 fall into groups 1 and 2. As in set 33 the value $y=0$, then the range M_1 in formula (4) is empty and the solution is

$$y = K_c = KR = x_1 x_2' r_1 \vee x_1 x_2' r_2 \vee x_1' x_2' r_3,$$

where $K = A_5 = x_1 \vee x_2 = x_1 x_2 \vee x_1 x_2' \vee x_1' x_2$. For eight values of vector R there are eight values: 0, $x_1 x_2, x_1 x_2', x_1' x_2, x_1 x_2', x_1 x_2 \vee x_1 x_2', x_1, x_1 \vee x_2$, including the zero solution. That is the specific solution, while all the others are general, one of which corresponds to [3]. Substituting those values in (6) shows that all of them are equation roots. The following probabilities correspond to the general solutions $P_c = P\{y = 1\} : q_1 p_2, p_1 p_2, p_2, p_1 q_2, q_1 p_2 + p_1 q_2, p_1, 1 - q_1 q_2$. However, not all roots are always true. For example, if instead of (6) we take the equation

$$(x_1 x_2)y \vee x_2' y' = 1, \quad (7)$$

we deduce four constituents 1, two of which are part of solution (4):

$$y = K_{34} \vee K_{35} = A_5 A_6' \vee A_5 A_6, A_5 = x_1 x_2, A_6 = x_2'.$$

As we can see, there is no set X , where $K_{35} = 1$, while root $A_5 A_6' = x_1 x_2$ is wrong. That is the reason equation (7) has no solution.

In order to solve the equation: $y = x_1 x_2 \vee x_2 x_3 y$, we must take $A_1 = A_3 = A_6 = 0, A_2 = 1, A_4 = x_1 x_2, A_5 = x_2 x_3$. According to table 1, to these A_i correspond four constituents 1 with numbers 16, 18, 20 and 22. According to table 1, in set 16 the function equals to zero. The other three are part of solution of form (4)

$$y = K_{18} R_{18} \vee K_{20} \vee K_{22} = x_1 x_2' \vee x_2' x_3 R_{18}.$$

After transition to K_{18} to SNDF and multiplication by R_{18} we deduce:

$$y = x_1 x_2 \vee x_1' x_2' r_1 \vee x_1' x_2' x_3 r_2.$$

By searching through indicator values we will find four solutions: $y_1 = x_1 x_2, y_2 = x_1 x_2 \vee x_1 x_2 x_3, y_3 = x_1 x_2 \vee x_1 x_3, y_4 = x_1 x_2 \vee x_2 x_3$. Verification shows that there are now false roots. Solution y_1 is specific, solution y_4 according to [3]. Two more general solutions complement the full spectrum of solutions. The following probabilities correspond to those solutions:

$$P_{c1} = p_1 p_2, P_{c2} = p_1 p_2 + q_1 q_2 p_3, P_{c3} = p_1 (1 - q_2 q_3),$$

$$P_{c4} = p_1 p_2 + q_1 p_3.$$

Of practical interest is finding the solvability (or unsolvability) conditions of an equation system. According to table 1, there are 12 sets of values A_i numbered 3, 4, 5, 6, 7, 10, 17, 24, 32, 40, 48, 56 that do not correspond to a solution. Ten out of them contain two or three ones. Five types of unsolvable equations correspond to those

$$\begin{aligned} B y \vee G y' &= 0, B \vee G y' = 0, B \vee G y = \\ &= 0, B \vee G y \vee C y' = 0, G y' \vee B y = 0. \end{aligned} \quad (8)$$

The first equation corresponds to constituents 1 numbered 3 and 24, the second numbered 5 and 40, the third numbered 6 and 48, the forth numbered 7 and 56, the fifth numbered 10 and 17. The equation is not solvable if functions $B(X)$, $C(X)$ and $G(X)$ under certain sets X can simultaneously take on the value of 1. If that is not the case, then those equations can have solutions too.

Out of (8) can be deduced the solvability condition. After performing a generalized gluing in the first equation (8) based on y we deduce:

$$B y \vee G y' \vee B G = 0.$$

For the first equation of (8) to execute, orthogonality of functions B and G is required in all sets of argument values

$$B(X)G(X) = 0. \quad (9)$$

Out of the second, third and fifth equations of (8) we also deduce condition (9). Out of the forth equation by means of three generalized gluing operations we deduce

$$B \vee G y \vee C y' = B \vee G y \vee C y' \vee B G \vee B C \vee C G.$$

Therefore, the solvability condition

$$B(X)G(X) \vee B(X)C(X) \vee C(X)G(X) = 0.$$

This condition absorbs condition (9). Thus, in order for the equations of type (8) to be solvable, functions $B(X)$, $C(X)$ and $G(X)$ must be orthogonal in all sets X .

3. General solution of one equation with n unknown values

For all unknown values the equation is of the form

$$F(X, y_1, y_2) = B(X, y_1, y_2).$$

Let us select in F and B the part that is not connected to y_1 and cut by y_1 in the remaining part

$$\begin{aligned} C_1(X, y_2) \vee C_2(X, y_2) y_1 \vee C_3(X, y_2) y_1' = \\ = C_4(X, y_2) \vee C_5(X, y_2) y_1 \vee C_6(X, y_2) y_1'. \end{aligned} \quad (10)$$

This equation is identical in form with (2) if $A_i = C_i(X, y_2)$ и $y = y_1$. Deeming (10) solvable for y_1 , we deduce a solution according to the rules of the previous class:

$$y_1 = F(X, R, y_2). \quad (11)$$

Let us express (11) as

$$y_1 = G_0(X, R_0) \vee G_1(X, R_1)y_2 \vee G_2(X, R_2)y_2', \quad (12)$$

where R_0, R_1, R_2 are vectors of indicator functions. As in (12) the second and the third summands are orthogonal, the disjunction operation can be replaced with a modulo 2 addition, and then perform an orthogonalization of the first and remaining summands and proceed to a Zhegalkin's basis

$$y_1 = G_0 \oplus G_0'(G_1y_2 \oplus G_2y_2'). \quad (13)$$

Using (13) let us generate a modified truth table (table 2). In sets 0, 3, 4, 5, 6 and 7 value y_1 is defined unambiguously (group 1), in sets 1 and 2 functions y_1 and y_2 have two alternative values.

Table 2. Modified truth table

№ Item	$G_0G_1G_2$	Form of the equation	y_1	y_2	Group
0	000	$0 \oplus 0 \oplus y_1=0$	0	0V1	1
1	001	$y_2' \oplus y_1=0$	0 1	1 0	2
2	010	$y_2 \oplus y_1=0$	0 1	0 1	2
3	011	$1 \oplus y_1=0$	1	0V1	1
4	100	$1 \oplus y_1=0$	1	0V1	1
5	101	$1 \oplus y_1=0$	1	0V1	1
6	110	$1 \oplus y_1=0$	1	0V1	1
7	111	$1 \oplus y_1=0$	1	0V1	1

By combining alternatives we deduce four solutions according the truth tables (table 3).

Table 3. Truth table

№ Item	$G_0G_1G_2$	Solution 1		Solution 2		Solution 3		Solution 4	
		y_1	y_2	y_1	y_2	y_1	y_2	y_1	y_2
0	000	0	0 V 1	0	0 V 1	0	0 V 1	0	0 V 1
1	001	0	1	0	1	1	0	1	0
2	010	0	0	1	1	0	0	1	1
3	011	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1
4	100	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1
5	101	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1
6	110	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1
7	111	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1	1	0 V 1

Let us find those solutions by introducing for y_2 in 6 sets indicator functions P_i :

$$y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = K_0P_0 \vee K_1 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \quad (14)$$

$$y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = K_0P_0 \vee K_1 \vee K_2 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \quad (15)$$

$$y_1 = G_0 \vee G_1G_2, y_2 = K_0P_0 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7, \quad (16)$$

$$y_1 = G_0 \vee G_1 \vee G_2, y_2 = K_0P_0 \vee K_2 \vee K_3P_3 \vee K_4P_4 \vee K_5P_5 \vee K_6P_6 \vee K_7P_7. \quad (17)$$

In order to find the solution of equation:

$$x_1'y_1 \vee x_1y_1' \vee x_2y_1y_2' = 0,$$

let us transform the equation into (10):

$$y_1(x_1' \vee x_1y_1') \vee x_1y_1' = 0. \quad (18)$$

Therefore $C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = 0$, $C_5 = x_1 \vee x_2y_2'$, $C_6 = x_1$. According to table 1, out if four constituents 1 (K_0, K_1, K_2, K_3) are eliminated, as for K_2 we have: $y_1=0$, and K_3 is part of group 3. For K_0 and K_1 we have

$$y_1 = A_5'A_6'R_0 \vee A_5'A_6' = (x_1' \vee x_1y_1')(x_1'R_0 \vee x_1). \quad (19)$$

After a simple transformation (19) is reduced to

$$y_1 = x_1(x_2' \vee y_2). \quad (20)$$

By comparing (20) and (12) we deduce: $G_0 = x_1x_2'$, $G_1 = x_1$, $G_2 = 0$, $K_1 = K_3 = K_5 = K_7 = 0$.

According to (14)

$$y_1 = G_0 \vee G_1G_2 = x_1x_2' \vee x_1P_0 \vee x_1x_2'P_6. \quad (21)$$

For verification, let us substitute (21) into (18).

$$(x_1' \vee x_2y_2')x_1x_2' \vee x_1(x_1x_2') = x_1x_2' \neq 0.$$

The left part of the equation is not equal to the right one. Therefore, the first solution is not the root of the equation.

According to (15) solution 2 is as follows:

$$y_1 = x_1, y_2 = y_2 = x_1x_2' \vee x_1x_2'P_1 \vee x_1x_2'P_2 \vee x_1x_2'P_3.$$

Here, it is required to search through the possible values of indicators P_i and deduce eight solutions for y_2 :

$$y_2 = (x_1x_2, x_1, x_2, x_1 \vee x_2, x_1 \oplus x_2, x_1 \vee x_2, x_1 \vee x_2, 1). \quad (22)$$

The verification shows that all solutions are roots of equation (18).

According to (16) solution 3 for y_1 is identical to solution (21). Therefore, it is not the root of the equation. Solution 4 is identical to solution 2. Finally, we have: $y_1=x_1$, and y_2 we take from (22). Solution (22) corresponds to probability

$$P_2 = P\{y_2 = 1\} =$$

$$= (p_1p_2, p_1, p_2, 1 - q_1q_2, p_1q_2 + q_1p_2, 1 - q_1p_2, 1 - p_1q_2, 1).$$

Let us consider the general case when one equation has n unknown values:

$$F_1(X, y_1, \dots, y_n) = 0. \quad (23)$$

Cutting in (23) by y_n gives

$$y_n F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1) K_0 P_0 \vee K_1 y_n' F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0) = 0. \quad (24)$$

After comparing (24) with (8) we see that (24) falls in the first type of unsolvable equations. To make it solvable, condition (9) must be fulfilled:

$$F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1) F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0) = F_2(X, y_1, \dots, y_{n-1}) = 0. \quad (25)$$

By comparing (25) and (10) we deduce: $C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = 0$, $C_5 = F_1(1)$, $C_6 = F_1(0)$. According to table 1 let us write

$$y_n = K_0P_0 \vee K_1 = C_5'(R_0 \vee C_6) = F_1'(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 1)(R_0 \vee F_1(X, y_1, \dots, y_{n-1}, 0)). \quad (26)$$

Out of (25) we deduce

$$y_{n-1}F_2(X, y_1, \dots, y_{n-2}, 1) \vee y_{n-1}'F_2(X, y_1, \dots, y_{n-2}, 0) = 0.$$

Then, solvability condition is generated again. By repeating operations $n-3$ times we deduce

$$y_3F_{n-2}(X, y_1, y_2, 1) \vee y_3'F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0) = 0.$$

From here, as in (26), we have

$$y_3 = F_{n-2}'(X, y_1, y_2, 1)(R_{n-2} \vee F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0)). \quad (27)$$

Next

$$\begin{aligned} F_{n-1}(X, y_1, y_2) &= \\ &= F_{n-2}(X, y_1, y_2, 1)F_{n-2}(X, y_1, y_2, 0) = 0. \end{aligned} \quad (28)$$

Solution (28) has been found earlier and presented with formulas (14)–(17). Knowing that y_1 and y_2 , we deduce using formula (27) y_3 , then from bottom to top all other unknown values up to y_n . While performing this procedure the possibility of false roots must be taken into consideration. Therefore, at each step of the bottom-up motion verification must be performed by substituting the solution in the respective equation.

4. Logical equation system

Logical equation system has the form of

$$y_k = f_k(X, y_1, y_2, \dots, y_m), k = 1, \dots, m. \quad (29)$$

Let us transform (29) into the canonical form

$$\begin{aligned} y_k \oplus f_k &= y_k f_k' \vee y_k' f_k = \\ &= F_k(X, y_1, y_2, \dots, y_m), k = 1, \dots, m. \end{aligned} \quad (30)$$

The LES solution algorithm (30) consists of $2m-1$ steps.

Step 1. The first equation ($k = 1$) of system (30) is solved for y_1 to find the function of X and $y^1 = (y_2, y_3, \dots, y_m)$:

$$\begin{aligned} y_1 &= W_1(X, y^1), F_k(X, W_1(X, y^1), y_2, \dots, y_m) = \\ &= F_k^{(1)}(X, y^1) = 0, k = 2, \dots, m. \end{aligned} \quad (31)$$

Step 2. Out of the first equation of (31) solution is found for y_2 and substituted in the rest of the equations

$$\begin{aligned} y_2 &= W_2(X, y^2), F_k^{(2)}(X, y^2) = \\ &= 0, k = 3, \dots, m, y^2 = (y_3, y_4, \dots, y_m). \end{aligned} \quad (32)$$

Step $m-1$. Successive elimination from the equation system of the unknown values $y_1, y_2, \dots, y_{m-1}$ results in system

$$y_k = W_k(X, y^k), k = 1, \dots, m-1, F_m^{(m-1)}(X, y_m) = 0. \quad (33)$$

Step m . The last equation (33) is solved using formulas of class 1 and deduce

$$y_m = W_m(X). \quad (34)$$

Step $m+1$. Solution (34) is substituted in the penultimate equation (33) and deduce

$$y_{m-1} = W_{m-1}(X, W_m(X)).$$

Step $2m-1$. Deduced is $y_1 = W_1(X, W_2, W_3, \dots, W_m)$.

The resulting solutions must be verified.

In order to exemplify the algorithm, let us deduce solution of a system of three logical equations

$$\begin{aligned} y_1 &= a_{11}y_1 \vee a_{12}y_2 \vee \sigma_1 y_0, y_2 = \\ &= a_{21}y_1 \vee a_{22}y_2 \vee \sigma_2 y_0, y_3 = a_{31}y_1 \vee a_{32}y_2. \end{aligned} \quad (35)$$

Specific solution (35) is deduced using the determinant method [5]

$$\begin{aligned} y_1 &= (a_{12}\sigma_2 \vee \sigma_1)y_0, y_2 = (a_{21}\sigma_1 \vee \sigma_2)y_0, y_3 = \\ &= (\sigma_1(a_{31} \vee a_{32}a_{21}) \vee \sigma_2(a_{32} \vee a_{31}a_{12}))y_0. \end{aligned}$$

If $y_0 = 0$, system (35) is homogenous and the specific solution is zero. In order to obtain a general solution at step 1, in the first equation of (35) we deduce: $C_1 = C_3 = C_6 = 0$, $C_2 = 1$, $C_4 = \sigma_1 y_0 \vee a_{12}y_2$, $C_5 = a_{11}$. Using table 1 we establish that we must consider four constituents 1 numbered 16, 18, 20 and 22. We then eliminate K_{16} . The rest results in solution

$$y_1 = C_4 \vee C_5 R_1 = \sigma_1 y_0 \vee a_{12}y_2 \vee a_{11}R_1. \quad (36)$$

At step 2 let us substitute (36) in the second and third equations of (35)

$$\begin{aligned} y_2 &= (a_{21}\sigma_1 \vee \sigma_2)y_0 \vee a_{21}a_{11}R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21}a_{12})y_2, \\ y_3 &= a_{31}\sigma_1 y_0 \vee a_{31}a_{11}R_1 \vee (a_{32} \vee a_{31}a_{12})y_2. \end{aligned} \quad (37)$$

The first equation of (37) is solved as

$$\begin{aligned} y_2 &= C_4 \vee C_5 R_2 = \\ &= (a_{21}\sigma_1 \vee \sigma_2)y_0 \vee a_{21}a_{11}R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21}a_{12})R_2. \end{aligned} \quad (38)$$

At step 3 let after substituting (38) in the second equations of (37) we have

$$\begin{aligned} y_3 &= (\sigma_1(a_{31} \vee a_{32}a_{21}) \vee \sigma_2(a_{32} \vee a_{31}a_{12}))y_0 \vee \\ &\vee a_{21}a_{11}(a_{32} \vee a_{31}a_{12})R_1 \vee (a_{32} \vee a_{31}a_{12})(a_{22} \vee a_{21}a_{12})R_2. \end{aligned} \quad (39)$$

Step 4 is skipped because y_2 in system (37) does not depend on y_3 . At step 5 let us substitute (39) in (36) and deduce

$$y_1 = (a_{12}\sigma_2 \vee \sigma_1)y_0 \vee a_{11}R_1 \vee (a_{22} \vee a_{21})a_{12}R_2. \quad (40)$$

The total (38)–(40) gives general solution (35) that depends on indicators R_1, R_2 . If $R_1 = R_2 = 1$ we have

$$y_k = A_k y_0 \vee A_{2k}, k = 1, 2, 3, \quad (41)$$

$$\begin{aligned} A_{11} &= a_{12}\sigma_2 \vee \sigma_1, A_{12} = a_{21}\sigma_1 \vee \sigma_2, A_{13} = \\ &= \sigma_1(a_{31} \vee a_{32}a_{21}) \vee \sigma_2(a_{32} \vee a_{31}a_{12}), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} A_{21} &= a_{11} \vee (a_{22} \vee a_{21})a_{12}, A_{22} = a_{21}a_{11} \vee a_{22} \vee a_{21}a_{12}, \\ A_{23} &= (a_{32} \vee a_{31}a_{12})(a_{22} \vee a_{21}(a_{12} \vee a_{11})). \end{aligned}$$

If $y_0 = 0$ we have a general solution of a homogenous system. Beside general solution (41) two more general solutions exist that correspond to sets $(R_1, R_2) = (0, 1)$ and $(1, 0)$.

If $p_i = 1 - q_i = P\{\sigma_i = 1\}$, $p_{ij} = 1 - q_{ij} = P\{a_{ij} = 1\}$, using the formulas (41) by means of method of transition to complete replacement [5] we will deduce the probabilities

$$P_1 = P\{y_1 = 1\} = 1 - q_1 q_{11} (q_{12} + p_{12} q_2 q_{21} q_{22}), \quad (42)$$

$$P_2 = P\{y_2 = 1\} = 1 - q_2 q_{22} (q_{21} + p_{21} q_1 q_{11} q_{12}), \quad (43)$$

$$\begin{aligned} P_3 &= P\{y_3 = 1\} = p_1 (p_{31} + q_{31} p_{32} p_{21}) + \\ &+ q_1 (p_{12} (1 - q_{31} q_{32}) (1 - q_2 q_{22} q_{21}) + \\ &+ q_{12} p_{32} (1 - q_2 q_{22} (1 - p_{21} p_{11}))) + p_1 p_{32} q_{31} q_{21} (1 - q_2 q_{22}). \end{aligned} \quad (44)$$

For a homogenous system, if $R_1 = R_2 = 1$ the probabilities are deduced from (42) – (44), assuming that $q_1 = q_2 = 1$,

$p_1 = 0$. For the specific solution ($R_1 = R_2 = 0$) probability P_1 is deduced out of (42) where $q_{11} = q_{21} = q_{22} = 1$, probability P_2 is deduced out of (43) where $q_{11} = q_{12} = q_{22} = 1$, while probability P_3 is deduced using formula

$$P_3 = P\{y_3 = 1\} = p_{31}(1 - q_1(q_2 + p_2 q_{32} q_{12})) + q_{31} p_{32}(p_2 + q_2 p_1 p_{21}).$$

For the general solution where $R_1 = 0, R_2 = 1$ probabilities P_1, P_2, P_3 are deduced respectively from (42)–(44), assuming that $q_{11} = 1$. For the general solution where $R_1 = 1, R_2 = 0$ probability P_1 is deduced using formula (42) where $q_{21} = q_{22} = 1$, probability P_2 is deduced using formula (43) where $q_{12} = q_{22} = 1$, while probability P_3 is deduced using formula

$$P_3 = P\{y_3 = 1\} = p_1(p_{31} + q_{31} p_{32} p_{21}) + q_1(p_{32} + q_{32} p_{12} p_{21})(p_2 + q_2 p_{21} p_{11}) + q_{21} q_{31} p_1 p_{32} p_{21}.$$

Formalization of the listing of special conditions of operation and possibility to use them for the purpose of choosing the general solution is illustrated with the following example.

Example. A system designed for transforming heat energy into mechanical consists of two subsystems connected with a link (see figure). The subsystem includes turbine generators (components 1 and 8), steam generators (2 and 9), turbines (4 and 11), control equipment (3 and 10), main capacitors (5 and 12), condensate pumps (6 and 13), consumers (7 and 14). For normal subsystem operation a functioning feedback loop is required (components 5 and 6 or 12 and 13) and availability of at least one power source (1, 8) to the consumer. Therefore, the general form of SHLF shall be

$$F = x_p(x_{tr1} f_1 \vee x_{tr2} f_2). \quad (45)$$

Here f_1 and f_2 are logical functions of operability of the part of the system from the output of the respective turbine generator to the consumer.

If F has the form of $F = x_p(x_{tr1} f_1 \vee x_{tr2} f_2 \vee f_3)$, then if all components are in working condition ($x_i = 1$) the values of the indicators must be chosen in such a way as to fulfill the conditions:

$$f_1(R_1, R_2, \dots, R_k) = f_2(R_1, R_2, \dots, R_k) = 1, f_3(R_1, R_2, \dots, R_k) = 0.$$

If that is not so, the third summand absorbs the first two and the operability function can be equal to one even if the turbine generators are absent, which contradicts the physical essence of the system.

The logical equation system for the technical system under consideration has the following form

$$\begin{aligned} y_2 &= x_2 y_6 (x_1 \vee y_9), y_3 = x_3 y_2, y_4 = x_4 y_2 y_3, y_5 = \\ &= x_5 y_4, y_6 = x_6 y_5, y_7 = x_7 y_4, \\ y_9 &= x_9 x_{13} (x_8 \vee y_2), y_{10} = x_{10} y_9, y_{11} = x_{11} y_9 y_{10}, y_{12} = \\ &= x_{12} y_{11}, y_{13} = x_{13} y_{12}, y_{14} = x_{14} y_{11}. \end{aligned} \quad (46)$$

It is required to find expressions for y_7 and y_{14} taking (45) into consideration. The equation system is homogenous and, therefore, it must have zero specific solution. At the first step out of the first five equations of (46) we deduce

$$y_6 = x_6 x_5 x_4 x_3 x_2 (x_1 \vee y_9) y_6 = B(x_1 \vee y_9) y_6. \quad (47)$$

Solution (47) according to the method of class 1 has the form of

$$y_6 = B(x_1 \vee y_9) R_1. \quad (48)$$

At step 2 of (48) of both the first and the second equations of (46) we deduce

$$y_9 = x_9 x_{13} (x_8 \vee B R_1 (x_1 \vee R_2)). \quad (49)$$

At step 3 of the equations for $y_{10} - y_{13}$ of system (46) we deduce: $y_{13} = x_{13} x_{12} x_{11} x_{10} y_9$.

Let us substitute (49) here and solve the homogenous equation for y_{13} :

$$y_{13} = A R_3 (x_8 \vee B R_1 (x_1 \vee R_2)), A = x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13}. \quad (50)$$

Out of (49) and (50) follows that $y_9 = y_{13}$.

At step 4 out of equations for y_{10}, y_{11} and y_{14} of system (46) in view of (50) we deduce:

$$y_{14} = x_{14} A R_3 (x_8 \vee B R_1 (x_1 \vee R_2)). \quad (51)$$

In the same manner we deduce:

$$y_7 = x_7 B R_1 (x_1 \vee A R_3 (x_8 \vee R_2)). \quad (52)$$

Out of (50) and (51) it follows that specific solution (46) is zero. After comparing (50) and (51) and (45) we see that special conditions are fulfilled only if $R_1 = R_3 = 1, R_2 = 0$. Thus, finally we have

$$y_7 = x_7 B(x_1 \vee A x_8), y_{14} = x_{14} A(x_8 \vee B x_1).$$

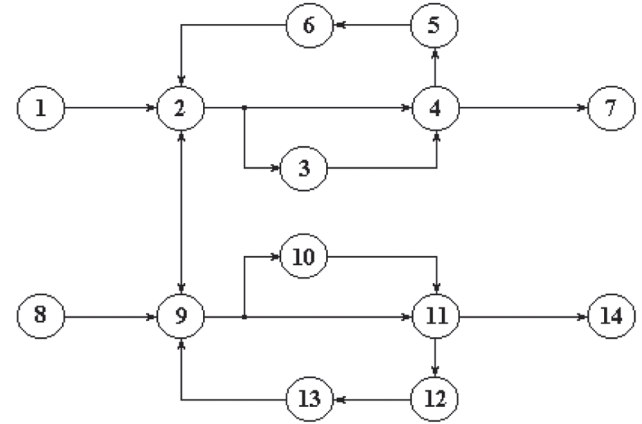


Fig. Technical system structure (1, 8 turbine generators; 2, 9 steam generators; 3, 10 control equipment; 4, 11 turbines; 5, 12 main capacitors; 6, 13 condensate pumps; 7, 14 reducers).

Probabilities are deduced using formulas

$$\begin{aligned} P_7 &= P\{y_7 = 1\} = p_7 P_B (p_1 + q_1 p_8 P_A), P_{14} = \\ &= P\{y_{14} = 1\} = p_{14} P_A (p_8 + q_8 p_1 P_B), \\ P_A &= p_9 p_{10} p_{11} p_{12} p_{13}, P_B = p_2 p_3 p_4 p_5 p_6. \end{aligned}$$

5. Conclusion

Logical and probabilistic analysis of a complex technical system is one of the key components of system design in many industries. Due to significant labour intensity, simply searching through the possible solutions is impractical. Logic equation systems significantly simplifies the analysis process. The table-based method of a general solution of logical equations suggested in this paper extends the capabilities of system developers and enables the evaluation of characteristics adequate to the logical structure. The definition of all general solutions with subsequent choice of one of them allow, using the indicator vector, taking into consideration special conditions of operation, including the use of cross-connections between parallel channels and feedback loops that support or improve system functions. In the presence of a multitude of general solutions in technical solutions, the task consists in the formal choice of the only acceptable solution by listing special logical conditions of system operation.

At the stage of logical analysis it is possible not only to establish the existence of at least one general solution or the fact of insolvability of the equation system, but also find the causes and location of the formula's logical inconsistency. That is quite relevant for algorithmically controlled resources as that enables a quick elimination of the uncovered incor-

rectness. The control of the system operation logic enables new ways of improving dependability and efficiency. The preferred application areas are energy, automated control and diagnostics systems.

References

1. **Riabinin I.A.** Introduction of the theory and dependability calculation of naval power systems. Leningrad: Sudostroenie, 1971.
2. **Lunts A.G.** Algebraic methods of analysis and synthesis of contact schemes // AN SSSR. Ser. matem., 1952. Vol. 16, No. 5.
3. **Gogin Yu.A.** Logical and probabilistic modeling of large and complex systems / A.F. Mozhaevsky military academy. Leningrad, 1972.
4. **Cherkesov G.N., Mozhaev A.S.** Logical and probabilistic methods of dependability calculation of structurally complex systems. Moscow. Znanie, 1991.
5. **Riabinin I.A., Cherkesov G.N.** Logical and probabilistic methods of dependability study of structurally complex systems. Moscow. Radio i svyaz, 1981.
6. **Pospelov D.A.** Logical methods of analysis and synthesis of schemes. Moscow. Energia, 1964.
7. **Levchenkov V.S.** Standard solutions a Boolean equations. – Avtomatika i telemekhanika, 2, 2000. – P.139-150.



Нинчук В.С., Чепурко В.А.

О ПРОВЕРКЕ СЛУЧАЙНОСТИ ДАННЫХ СО СВЯЗЯМИ

Статья посвящена исследованию различных непараметрических методов проверки гипотезы случайности (отсутствие тренда) выборочных данных в ситуации, когда эти данные содержат повторяющиеся наблюдения. Повторяющиеся наблюдения, называемые связями, приводят к неоднозначному ранжированию. Обычно элементам связанной группы присваивается среднеарифметический ранг. В результате изменяются статистические решающие правила, поскольку статистика критерия меняет свое распределение. Настоящая статья посвящена исследованию мощности различных критериев при наличии связей.

Ключевые слова: связь, связанная группа, ранг, инверсия, критерий Спирмена, критерий Кендалла, интегральный критерий.

Введение

Для получения корректных оценок и статистического прогнозирования ресурса различных сложных технических систем необходимо использовать хорошо обусловленные методы. При анализе статистических данных об отказах восстанавливаемых объектов обычно делается предположение о том, что наблюдаемый поток отказов случаен, стационарен (однороден во времени), интенсивности отказов случайны, независимы и т.д. Однако часто эти предпосылки (исходные гипотезы) не выполняются. Следовательно, принятое окончательное решение о состоянии исследуемого объекта и все численные оценки надежности, принятые в данном случае, будут весьма сомнительны.

Под стационарностью (однородностью во времени) понимается тот факт, что интенсивности отказов будут одинаково распределены вне зависимости от того, где на временной оси находится интервал фиксированной длины. Случайность, в первую очередь, означает независимость наблюдаемых интенсивностей отказов, а также отсутствие в них каких-то простых закономерностей, трендов (тенденций). Наличием закономерности, к примеру, можно считать ситуацию, когда поток содержит временной промежуток (иногда не один) с существенно большей интенсивностью отказов, нежели в среднем, на всем наблюдаемом интервале времени. Простой линейный тренд говорит о наличии близкой к линейной зависимости между наблюдаемой частотой отказов и временем t . Нас будут интересовать статистические критерии случайности предназначенные для обнаружения линейных трендов.

Для авторов данной статьи такого рода критерии потребовались при проведении статистического анализа надежности систем управления защитой Билибинской АЭС (СУЗ БиАЭС). Исходные для расчетов данные представляли собой группированный поток отказов – количества (частоты, интенсивности) отказов за конкретный год от начала эксплуатации по настоящее время для каждого элемента СУЗ. На первоначальном этапе анализа необходимо было проверить гипотезу случайности этих

частот, в частности, отвергнуть гипотезу старения, выражающуюся в постепенном увеличении интенсивности отказов.

Некоторые методы решения подобных задач статистического анализа данных требуют усовершенствований, модернизаций, а иногда и разработки, особенно в том случае, когда исходная статистическая информация обладает определенным рода недостатками. К такого рода недостаткам можно отнести наличие в исходных данных повторяющихся наблюдений (связи в выборке). Так статистические данные об интенсивностях отказов СУЗ БиАЭС содержали в себе чрезвычайно много повторяющихся наблюдений, особенно нулей, поскольку отказы некоторых элементов были достаточно часто редкими событиями.

Для проверки случайности (отсутствия тренда) в этой ситуации достаточно часто применяется критерий Кендалла с поправками на связи П. Сена [1]. Но как известно, в ряде случаев, к примеру при малой выборке, критерий Кендалла менее мощный по сравнению с критерием Спирмена. Можно ожидать, что если корректно учесть поправки в критерии Спирмена, то применение нового критерия станет более предпочтительнее в смысле мощности. Кроме этого желательно провести сравнительный анализ мощности и интегрального критерия случайности, предложенного в работе [2].

В данной статье рассматривается методика проверки гипотезы о случайности статистических данных с учетом поправки на имеющиеся связи. При этом понимается, что принятая гипотеза о случайности, будет на самом деле означать отсутствие монотонных трендов в наблюдаемом временном ряде. Кроме этого методом статистических испытаний исследуются мощности различных критериев против альтернативы наличия монотонного тренда.

Сделаем краткое описание гипотезы случайности.

Гипотеза случайности

Достаточно часто в качестве альтернативы гипотезе случайности выступает гипотеза о начале периода приближения системы к предельному состоянию. В этом случае интенсивности потока отказов имеют явную тенденцию к возрастанию. Если рассматриваются отказы новой системы, то в силу известного явления приработки, интенсивности потока отказов будут относительно высоки вначале исследуемого временного промежутка с постепенной тенденцией их уменьшения. В этом случае альтернативой нулевой гипотезе будет предположение о наличии отрицательного тренда в наблюдаемых частотах. Если исследователя интересует просто наличие монотонного тренда (без указания убывающий он или возрастающий), то рассматривают двустороннюю альтернативу.

Гипотеза случайности – это, пожалуй, первая и фундаментальная гипотеза, применяемая при обра-

ботке числовых случайных данных. Она заключается в предположении отсутствия тенденций и детерминированных закономерностей в этих данных. Сформулируем ее.

В различных статистических задачах исходные данные $\mathbf{X}=(X_1, \dots, X_n)$ часто рассматривают как случайную выборку из некоторого распределения $L(\xi)$, т.е. считают компоненты X_i вектора данных $\mathbf{X}$ независимыми и одинаково распределенными случайными величинами. Как правило, это предположение оправдано и вытекает из самого характера задачи, но иногда оно нуждается в подтверждении.

Гипотеза случайности H^* состоит в предположении симметричности функции (или плотности) распределения [3].

$$H_* : F_X(x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_n}) = F_X(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (1)$$

Часто рассматривают упрощенный вариант этой гипотезы, дополнительно предполагая наличие независимости компонент.

$$H_0 : F_X(x_1, \dots, x_n) = F(x_1) \dots F(x_n), \quad (2)$$

где $F(x)$ – некоторая функция распределения. Такую гипотезу называют гипотезой случайности, хотя на самом деле в ней утверждается независимость и одинаковая распределенность компонент вектора $\mathbf{X}$. Таким образом, при H_0 рассматриваются независимые и одинаково распределенные случайные величины $X_1, X_2, \dots, X_n$. Очевидно, что $H_0 \subset H^*$, т.е. H_0 – более жесткое предположение о характере исходных данных, нежели H^* . Тем не менее, именно эта нулевая гипотеза – H_0 будет проверяться в дальнейшем.

В непараметрической постановке целесообразно рассматривать следующие альтернативы [4].

Например:

$H_1^{(+)} : F_1(x) < F_2(x) < \dots < F_n(x)$ – альтернатива возрастания,

$H_1^{(-)} : F_1(x) > F_2(x) > \dots > F_n(x)$ – альтернатива убывания.

Критерий согласия для проверки гипотезы H_0 можно построить, исходя из различных соображений. Во-первых, предполагается, что вектор $\mathbf{X}$ имеет непрерывное распределение. Если гипотеза случайности действительно имеет место, то компоненты вектора $\mathbf{X}$ «равноправны» и поэтому данные не должны быть ни в каком смысле упорядочены. Другими словами, ситуацию, соответствующую гипотезе H_0 , можно охарактеризовать как «полный хаос», или «полный беспорядок». При отклонениях от H_0 исходные данные имеют тот или иной порядок, проявляются связи, или зависимости от порядка индексации. Следовательно, критерий проверки H_0 можно построить на основании статистик, измеряющих степень «беспорядка» исходных данных.

Связи в выборке

Этот раздел будет посвящен исследованию различных походов к учету связанных наблюдений. Как известно [1], *группой связанных наблюдений* называют множество наблюдений, имеющих одно и то же значение. «Когда исследователь ранжирует объекты на основе субъективных суждений, то это свойство (отсутствие предпочтений) связано с истинной их неразличимостью или неспособностью исследователя найти существующие различия. В этих случаях говорят, что такие объекты являются *связанными*». Не обязательно в этом случае говорить о том, что наблюдается дискретная случайная величина. На самом деле, связи могут появиться, к примеру в случае проведения округлений с заданной точностью непрерывной величины. При этом в исходной информации может наблюдаться несколько связанных групп. Если наблюдение имеет значение, отличающееся от остальных элементов выборки, то его можно считать группой связей объема 1.

В литературе обсуждались два метода обращения с совпадениями. Первый состоит в том, чтобы упорядочить совпавшие наблюдения случайным образом. Его достоинством является простота, он не требует новой теории, но при этом мы, очевидно, жертвуем информацией, содержащейся в наблюдениях, и можно ожидать, что он будет менее эффективен, чем второй метод, состоящий в том, что каждому из группы совпавших наблюдений приписывается средний ранг этой группы. Достоинства обоих методов исследовались довольно мало, но показано, что критерий Вилкоксона при случайном разделении совпадений имеет меньшую АОЭ, чем когда придаются средние ранги.

До появления дальнейшей информации метод среднего ранга кажется более общеупотребительным. По этой причине этот метод присваивания среднего ранга применяется и в этой статье.

Свободный от распределения критерий независимости и случайности Кендалла

Известная статистика Кендалла T_n может применяться для проверки гипотезы независимости одного набора данных (допустим $(X_1, \dots, X_n)$) от другого $(Y_1, \dots, Y_n)$ [5]). В этом случае исходной информацией является двумерный массив:

$$\begin{pmatrix} X_1 & X_2 & \dots & X_n \\ Y_1 & Y_2 & \dots & Y_n \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Столбцы этого массива переставляются таким образом, чтобы нижняя строка Y -ов была упорядочена (допустим по возрастанию). Если после этого и в верхней строке будет заметна тенденция к возрастанию (или убыванию) X -ов, то можно судить о наличии положительной (отрицательной) корреляционной зависимости X от Y . Степень этой зависимости можно измерить

числом инверсий T_n . Для такого рода данных статистика T_n является оценкой величины τ , которая определяется следующим образом:

$$\tau = 2P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0) - 1,$$

где P – здесь и далее вероятность. Приведем критерий Кендалла в виде [1]. Однако заметим, что приведенная ниже статистика K по сути является числом инверсий Кендалла T_n для X -ов в том случае, когда столбцы двумерного массива (3) упорядочиваются в порядке возрастания Y -ов.

Кроме этого заметим, что если заменить $Y_i = i$ для каждого i , то критерий независимости превратится в критерий случайности в смысле предыдущего раздела. Альтернатива $\tau > 0$ ($\tau < 0$) будет означать наличие положительного (отрицательного) тренда у X -ов.

Для проверки гипотезы о независимости случайных величин X и Y (откуда следует $\tau = 0$), а именно

$$\begin{aligned} H_0 : P(\{X \leq a\} \cap \{Y \leq b\}) = \\ = P(X \leq a) \cdot P(Y \leq b) \quad \forall a, b, \end{aligned} \quad (4)$$

надо проделать следующее.

Положить

$$\begin{aligned} K = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \operatorname{sgn}((X_i - X_j)(Y_i - Y_j)), \\ \text{где } \operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & x > 0, \\ 0, & x = 0, \\ -1, & x < 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

Таким образом каждой паре индексов (i, j) приписывается +1, при $i < j$, если $(X_i - X_j)(Y_i - Y_j) > 0$, и -1 иначе. Складывая эти единицы (с их знаками), мы получаем сумму K .

Известно, что при больших выборках следует использовать:

$$K^* = \frac{K - E_0(K)}{\sqrt{D_0(K)}} = \frac{K}{\sqrt{n(n-1)(2n+5)/18}}, \quad (6)$$

где $E_0(K)$ и $D_0(K)$ – математическое ожидание и дисперсия статистики K при верной нулевой гипотезе случайности, n – объем выборки.

При выполнении H_0 статистика K^* асимптотически (при $n \rightarrow \infty$) имеет стандартное нормальное распределение – $N(0, 1)$.

Приближенный критерий в этом случае будет следующим:

$$\begin{aligned} \text{отклонить } H_0, \text{ если } K^* \geq u(\alpha), \\ \text{принять } H_0, \text{ если } K^* < u(\alpha), \end{aligned} \quad (7)$$

где константа $u(\alpha)$ – квантиль стандартного нормального закона, т.е. величина, удовлетворяющая уравнению

$$P[K^* \leq u(\alpha)] = \alpha.$$

Если среди n наблюдений X или среди n наблюдений Y есть связи, то дисперсию $D_0(K)$ в определении K^* надо заменить на

$$D_0(K) = \frac{5}{12} \frac{\left(n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1)(2t_i+5) - \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(2u_j+5) \right)}{18} +$$

$$+ \frac{\left\{ \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1)(t_i-2) \right\} \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(u_j-2) \right\}}{9n(n-1)(n-2)} +$$

$$+ \frac{\left\{ \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1) \right\} \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1) \right\}}{2n(n-1)} \quad (8)$$

где g – число групп совпадающих наблюдений X ; t_i – объем i -й группы наблюдений X ; где h – число групп совпадающих наблюдений Y ; u_j – объем j -й группы наблюдений Y . Поправка (8) впервые была получена П.Сеном.

Ранговый критерий Спирмена

В своих работах для проверки гипотезы H_0 (1) Спирмен предложил следующую меру линейной связи между случайными величинами.

$$R = \frac{12}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n \left(r_i^x - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i^y - \frac{n+1}{2} \right), \quad (9)$$

где r_i^x и r_i^y – ранги X_i и Y_i . Массивы упорядочиваются раздельно. R называется *коэффициентом ранговой корреляции Спирмена* [6].

Поскольку от перемены мест слагаемых сумма не меняется, можно столбцы массива (3) упорядочить так, чтобы Y возрастали и затем определить r_i – получившиеся (относительные) ранги X_i . В этом случае можно получить следующий вид ранговой статистики Спирмена [1]:

$$R = \frac{12}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right). \quad (11)$$

Иногда пользуются и более удобной для расчета формой [5]:

$$\rho = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n (i - r_i)^2. \quad (12)$$

Покажем, что $R=\rho$ при отсутствии связей:

$$R = \frac{12}{n^3-n} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right) =$$

$$= \frac{12}{n^3-n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right).$$

$$\rho = 1 - \frac{6}{n^3-n} \sum_{i=1}^n (r_i - i)^2 = \frac{12}{n^3-n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right).$$

При наличии одной связной группы объемом t :

$$R = \frac{12}{n^3-n} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right) =$$

$$= \frac{12}{n^3-n} \left[\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right]. \quad (10)$$

$$\rho = 1 - \frac{6}{n^3-n} \sum_{i=1}^n (r_i - i)^2 =$$

$$= \frac{12}{n^3-n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} + \frac{t^3-t}{24} \right). \quad (11)$$

Из вышесказанного можно сделать вывод, что при отсутствии связей $R=\rho$, но при наличии связей коэффициентом ρ пользоваться не совсем правильно. Ошибка в первую очередь, будет связана с тем, что математическая форма статистики R больше соответствует оценке ранговой корреляции, нежели удобная для расчетов статистика ρ .

Поэтому, взяв за основу статистику R рассчитаем поправки на дисперсию, аналогичные поправкам П. Сена для статистики нормализованной статистики критерия Кендалла K^* (6).

Дисперсия статистики Спирмена при наличии связных групп

При больших размерах выборки лучше использовать нормализованный критерий Спирмена, т.е. критерий, чья статистика при H_0 приближенно будет иметь стандартный нормальный закон.

То, что статистика Спирмена при верной H_0 имеет асимптотически нормальное распределение доказано, например, в монографии [1]. Стандартизации нормального закона можно добиться аналогично (6).

$$R^* = \frac{R - E_0(R)}{\sqrt{D_0(R)}} = \sqrt{n-1} \cdot R, \quad (12)$$

т.к. математическое ожидание $E_0(R)=0$ и дисперсия $D_0(R)=1/(n-1)$.

При выполнении H_0 статистика R^* имеет асимптотическое (при $n \rightarrow \infty$) распределение $N(0,1)$.

Найдем дисперсию статистики критерия Спирмена при наличии связных групп.

Далее приведены расчеты дисперсии статистики Спирмена R без учета коэффициента $12/(n^3-n)$, т.е. статистики $\tilde{R} = \frac{R(n^3-n)}{12}$.

Обозначим $c_i = i - \frac{n+1}{2}$. Предположим, что имеется одна связанная группа объема t .

$$\begin{aligned}
D_0(\tilde{R}) &= D_0 \left[\sum_{i=1}^n c_i r_i \right] = \\
&= \sum_{i=1}^n c_i^2 D_0(r_i) + 2 \sum_{i < j} c_i c_j \text{cov}_0(r_i, r_j) = \\
&= \sum_{i=1}^n c_i^2 (D_0(r_i) - \text{cov}_0(r_i, r_j))
\end{aligned}$$

Определим дисперсию ранга $D_0(r_i)$ при верной нулевой гипотезе:]

$$D_0(r_i) = E_0(r_i^2) - E_0^2(r_i) = \frac{n^2 - 1}{12} - \frac{t(t^2 - 1)}{12(n-1)},$$

где E_0 – математическое ожидание.

Ковариация рангов r_i и r_j :

$$\begin{aligned}
\text{cov}_0(r_i, r_j) &= E_0(r_i r_j) - E_0(r_i) E_0(r_j) = \\
&= \frac{n^2(n+1)^2}{12} - \frac{n(n+0.5)(n+1)}{3n(n+1)} - \frac{(n+1)^2}{4}.
\end{aligned}$$

Т.к. $\sum c_i^2 = \frac{n(n-1)(n+1)}{12}$, то после некоторых несложных вычислений получаем

$$D_0(\tilde{R}) = \frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{t(t^2 - 1)}{n(n^2 - 1)} \right).$$

Таким образом, если число связанных групп равно k , то

$$D_0(\tilde{R}) = \frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k t_i(t_i^2 - 1)}{n(n^2 - 1)} \right).$$

Окончательная форма нормализованной статистики критерия Спирмена имеет вид:

$$R^* = \frac{\tilde{R}}{\sqrt{D_0(\tilde{R})}} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k t_i(t_i^2 - 1)}{n(n^2 - 1)} \right)}}. \quad (13)$$

где k – количество связанных групп, t_i – объем i -й связанной группы.

При отсутствии связей получаем (13). Таким образом приближенный критерий Спирмена при наличии связей будет следующим:

$$\begin{aligned}
&\text{отклонить } H_0, \text{ если } R^* \geq u(\alpha), \\
&\text{принять } H_0, \text{ если } R^* < u(\alpha),
\end{aligned} \quad (14)$$

где константа $u(\alpha)$ – квантиль стандартного нормального закона, т.е. величина, удовлетворяющая уравнению $P[R^* \leq u(\alpha)] = \alpha$.

Интегральный критерий

В работе [2] был предложен интегральный критерий, построенный на статистиках следующего вида:

$$\begin{aligned}
In^{(++)} &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(+)}} \right) \left(\sum_{j=1}^i j - \overline{j^{(+)}} \right)}{S_r^{(+)} S_j^{(+)}}, \\
In^{(+-)} &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(-)}} \right) \left(\sum_{j=1}^i j - \overline{j^{(+)}} \right)}{S_r^{(-)} S_j^{(+)}}, \quad (15)
\end{aligned}$$

$$\text{где } \overline{r^{(+)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (n+1-i) r_i; \quad \overline{r^{(-)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n i r_i;$$

$$S_r^{(+)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(+)}} \right)^2}; \quad S_r^{(-)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(-)}} \right)^2};$$

$$\overline{j^{(+)}} = \frac{(n+1)(n+2)}{6} - \frac{1}{24n} \sum_{i=1}^s t_i(t_i^2 - 1);$$

$$S_j^{(+)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{r_i(r_i+1)}{2} - \overline{j^{(+)}} \right)^2}.$$

Во избежание асимметрии распределения предлагается в качестве конечного варианта статистики использовать линейную комбинацию исходных (15), например:

$$In^{(o+)} = 0,5(In^{(++)} - In^{(+-)}), \quad (16)$$

В этом случае любая статистика будет несмещенной при условии выполнения нулевой гипотезы. Для статистики вида (19) построено табличное обеспечение и доказано, что в асимптотике данная статистика имеет то же распределение, что и статистика Спирмена [2]. Для объема наблюдений $n > 7$ получены критические значения с помощью улучшенного нормального приближения для распределения статистики Спирмена [1]:

$$In_\alpha = \frac{u(\alpha)}{\sqrt{n-1}} \left\{ 1 - \frac{0,19}{n-1} [u^2(\alpha) - 3] \right\},$$

где константа $u(\alpha)$ – квантиль стандартного нормального закона.

Приближенный интегральный критерий при наличии связей будет следующим:

$$\begin{aligned}
&\text{отклонить } H_0, \text{ если } In^{(o+)} \geq In_\alpha, \\
&\text{принять } H_0, \text{ если } In^{(o+)} < In_\alpha,
\end{aligned} \quad (17)$$

Дальнейшие исследования будут касаться сравнительного анализа критериев Кендалла, Спирмена и интегрального критерия при наличии связей.

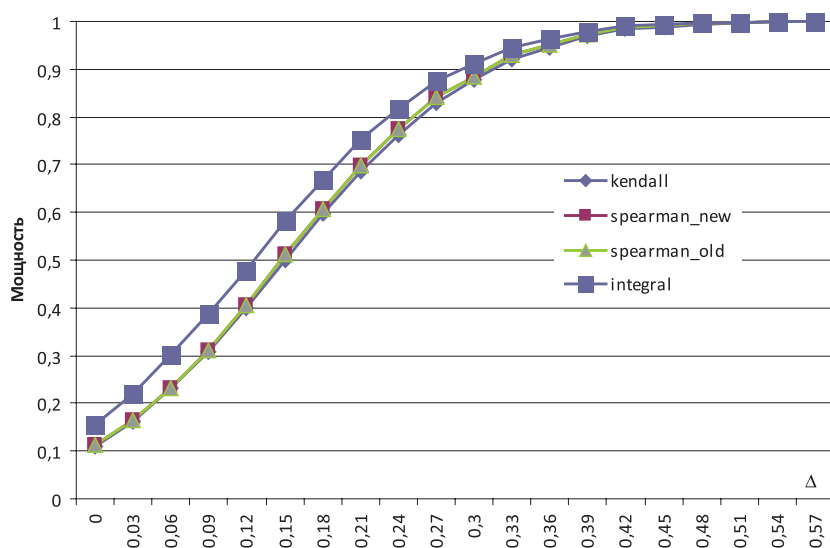


Рис. 1. Сравнение критериев

Сравнение критериев

Как известно, одним из основных методов сравнения статистических критериев является анализ их мощности – условной вероятности принять альтернативу при условии, что она верна. Функция мощности для каждого критерия зависит от выбранного уровня значимости α и некоторого параметра Δ (или вектора параметров $\vec{\Delta}$ и от объема данных). В нашем случае алгоритм сравнения критериев проверки гипотезы случайности по мощности был основан на обычном методе Монте-Карло и построен следующим образом.

Многократно моделируется гауссовская (нормальная) псевдослучайная выборка $X_1, X_2, \dots, X_n$ фиксированного объема n с заданной структурой связей и с постепенно увеличивающимся положительным трендом Δ по следующей формуле:

$$X_i = \xi_i + i \cdot \Delta,$$

Моделируются связи заданных объемов. Процесс генерации выборки повторяется m раз. Мощность $P_1(\Delta)$ оценивается эффективной оценкой

$$P_i(\Delta) = \frac{v_i(\Delta)}{m}.$$

Далее увеличивается угол тренда. Повторяются шаги, связанные с генерацией выборки m раз и подсчетом функции мощности.

На рис. 1 приведены графики мощности четырех критериев:

1. критерия Кендалла с поправкой на связь Сена (7), (8) – Kendall;
 2. критерия Спирмена, построенного на статистике без учета связей (12) – Spearman_old;
 3. критерия Спирмена (14) с поправкой на связь (13) – Spearman_new;
 4. интегрального критерия (17).
- Объемы выборок $n=10$.

Как видно из графика, при малых размерах выборки интегральный критерий обладает большей мощностью, но имеет небольшое смещение, вызванное ошибкой нормального приближения. При увеличении объема выборки естественно ожидать уменьшения этого смещения.

Заключение

В статье рассмотрен вопрос проверки гипотезы случайности (отсутствия линейного тренда) различными статистическими критериями при наличии в исходных данных связей – одинаковых значений.

В частности решены следующие задачи:

Разработан нормализованный критерий Спирмена с поправкой на связь.

Проведены эксперименты по сравнению мощности критериев. В рамках этих экспериментов выявлено некоторое преимущество интегрального критерия перед остальными.

Литература

1. Холлендер М., Вулф Д. Непараметрические методы статистики. – М.: – Финансы и статистика, 1983. – 518 с
2. Антонов А.В., Чепурко В.А. Интегральный критерий проверки гипотезы тренда. Надежность. – 2006. – № 2. – с.17-27
3. Гаск Я., Шидак З. Теория ранговых критериев. – М.: – Наука, 1971. – 376с
4. Буртаев Ю.Ф., Острейковский В.А. Статистический анализ надежности объектов по ограниченной информации. – М.: Энергоатомиздат, 1995, – 240с
5. Кендэл М. Ранговые корреляции. – Зарубежные статистические исследования. М., «Статистика», 1975. – 216 с.
6. Ван дер Варден Математическая статистика М.: Изд. Иностран. лит., 1960. – 435 с.



Ninchuk V.S., Chepurko V.A.

ABOUT CHECKING OF RANDOMNESS OF DATA WITH TIES

The paper considers research of various nonparametric methods of checking a hypothesis of randomness of sampled data in a situation when these data contain repeating (tied) observations. The repeating observations named ties lead to ambiguous ranking. The arithmetic-mean rank is usually assigned to elements of the tied group. As a result, statistical decision rules change as the criterion statistics changes its distribution. This paper is devoted to research of capacity of various criteria at presence of ties.

Keywords: tied group, rank, inversion, Spearman test, Kendall test, integral test.

Introduction

For obtaining correct estimations and statistical prediction of various complex technical systems' life time, it is necessary to use well-conditioned methods. At the analysis of statistical data failures of recoverable objects the following assumption is often used: the observable failure flow is random, homogeneous in time, failure frequencies are casual, independent and etc. However, these preconditions (initial hypotheses) frequently are not met. Therefore, the accepted final decision about researched object state and all numerical estimations of dependability accepted in this case will be rather doubtful.

Homogeneous in time is understood as the fact, that failure frequencies will be equally distributed without dependence from where an interval of the fixed length can be found on time axis. Randomness, first of all, means absence in observable frequencies of any simple regularities and trends. For example, it is possible to consider a situation as regularity presence, if the failure flow contains time interval (sometimes not one) with the essentially greater failure rate than it is on the average, in the whole observable time. The simple linear trend points to the presence of close to linear dependence between observable failure frequency and time t .

Some task solution methods in the statistical analysis of the data demand improvements, modernizations, and sometimes development, especially in those cases when the initial statistical information possesses certain types of shortcomings. To such types of shortcomings it is possible to attribute presence of repeated observations (tied data) in initial data. In this situation Kendall test is frequently enough applied to check randomness with P. Sena's amendments to ties [1]. But as is known, in some cases, for example, at small sample, Kendall test is less powerful in comparison with Spearman test. It is possible to expect, that if amendments to Spearman test is taken into account correctly then application of new test becomes more preferable in sense of power. In addition to that it is desirable to perform the comparative analysis of power and the integrated test for randomness offered in [2].

This paper considers the methodology of a hypothesis check about statistical data randomness in view of the amendment to available ties. At the same time it is understood that the accepted hypothesis about randomness will mean actually absence of monotonous trends in an observable time series. Besides, the method of statistical tests is applied to investigate powers of various tests against alternative of monotonous trend presence.

At first we shall make the brief description of randomness hypothesis.

Hypothesis of randomness

The hypothesis about the beginning of time of system approaching limiting state is often enough stands up for alternative to the randomness hypothesis. In this case failure frequencies have the obvious trend to increase. If a new system failures is considered, then by virtue of the known phenomenon of artificial aging, failure frequencies will be rather high in the beginning a researched time interval with the gradual tendency of their reduction. In this case the assumption of negative trends' presence in observable frequencies will be considered as alternative to a zero hypothesis. If the researcher is interested simply in presence of a monotonous trend (without the indication of its decreasing or increasing), then he should consider two-sided alternative hypothesis.

Hypothesis of randomness is, perhaps, the first and fundamental hypothesis used at processing of the numerical random data. It consists also in the assumption of tendencies' absence of determined regularities in these data. Let's formulate it.

In various statistical problems the initial data $\mathbf{X}=(X_1, \dots, X_n)$ frequently is considered as a random sample of some distribution $L(\xi)$, i.e. it is assumed that components X_i of a data vector $\mathbf{X}$ are independent and equally distributed random variables. As a rule, this assumption is justified and follows from the problem nature, but sometimes it requires check.

The hypothesis of randomness H^* consists in the assumption of distribution function symmetry (or its density) [3].

$$H_* : F_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_X(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (1)$$

The simplified alternative of this hypothesis is also frequently considered, assuming additionally presence of components' independence.

$$H_0 : F_X(x_1, \dots, x_n) = F(x_1) \dots F(x_n), \quad (2)$$

where $F(x)$ is some distribution function. Such hypothesis is called the hypothesis of randomness though actually it states independence and identical distribution of a vector component $\mathbf{X}$. Thus, independent and equally distributed random variables $X_1, X_2, \dots, X_n$ should be considered for H_0 . It is obvious, that $H_0 \subset H^*$, i.e. H_0 is more rigorous assumption of initial data nature than H^* . Nevertheless, just this zero hypothesis H_0 will be checked further in the paper.

In nonparametric problem statement it is expedient to consider the following alternatives [4].

For example:

$H_1^{(+)} : F_1(x) < F_2(x) < \dots < F_n(x)$ – alternative of increase,

$H_1^{(-)} : F_1(x) > F_2(x) > \dots > F_n(x)$ – alternative of decrease.

Goodness-of-fit test for check of hypothesis H_0 can be constructed, based on various consideration. First, it is supposed, that vector $\mathbf{X}$ has continuous distribution. If the randomness hypothesis really takes place, then components of vector $\mathbf{X}$ "are equal in rights" and consequently the data should not be in any sense are ordered. In other words, the situation corresponding to hypothesis H_0 can be characterized as "total chaos" or "state of total disorder". At deviations from H_0 the initial data have this or that order, ties become apparent or dependences on the order of indexation. Therefore, the distribution test of H_0 can be constructed based on statistics, measuring the degree of initial data "disorder".

Tied data

This section will be devoted to research of various approaches to taking into account of tied data. As is known (see, for example [1]), group of tied observation is called a set of observation having the same value. At the same time several tied groups can be observed in the initial data. If an observation has the value different from other sample units it can be considered as a group of ties of volume (size) 1.

Two methods of manipulation with concurrences were discussed in literature. The first method consists in ordering concurrent observations in random manner. Its advantage is simplicity, and it does not require new theory, but at the same time we, obviously, sacrifice the information contained in observations, and it is possible to expect, that it will be less effective, than the second method, consisting in the fact that to each of group of the concurrent observation the average rank of this group is attributed. Advantages of both methods were investigated not much, but it is shown, that Wilcoxon test at random partitioning of concurrences has smaller AOE in comparison when average ranks are given.

Before appearance of the further information the method of an average rank seems to be more common. For this reason this method of an average rank assignment is applied also in this paper.

Kendall test of independence randomness free from distribution

Known statistics of Kendall T_n can be applied to check of a hypothesis of independence of one data set (let it be $(X_1, \dots, X_n)$) from another one $(Y_1, \dots, Y_n)$ [5]. In this case the initial information is the two-dimensional array:

$$\begin{pmatrix} X_1 & X_2 & \dots & X_n \\ Y_1 & Y_2 & \dots & Y_n \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Столбцы this file are rearranged so that bottom line Y-ов has been ordered (is allowable on increase). If after that and in the top line the tendency to increase (or to decrease) X-ов it is possible

Columns of this array are rearranged in such a manner that the lower of Ys has been ordered (let us suppose ascending ordering). If after this, in the upper row tendency to increase (or decrease) Xs will be noticeable also, it is possible to

judge about the presence of positive (negative) correlation dependence of X on Y . The degree of this dependence can be measured by the number of inversions T_n . For this kind of data statistics T_n is an estimate of the value τ , which is defined as follows:

$$\tau = 2P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0) - 1.$$

Let's reduce Kendall test in the form presented in [1]. However, it should be noted, that shown below statistics K as a matter of fact is a number of Kendall inversions T_n for X s in that case when columns of two-dimensional array (3) are arranged in ascending order of Y s.

In addition to that it should be noticed, that if $Y_i = i$ is replaced for every i then independence test will transform to randomness test in sense of the previous section. The alternative $\tau > 0$ ($\tau < 0$) will mean presence of a positive (negative) trend of X s.

For check of a hypothesis about independence of random variables X and Y (from whence it follows that $\tau = 0$), namely

$$\begin{aligned} H_0 : P(\{X \leq a\} \cap \{Y \leq b\}) = \\ = P(X \leq a) \cdot P(Y \leq b) \quad \forall a, b, \end{aligned} \quad (4)$$

it is necessary to do the following.

To put

$$\begin{aligned} K = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}((X_i - X_j)(Y_i - Y_j)), \\ \text{where } \text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & x > 0, \\ 0, & x = 0, \\ -1, & x < 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

Thus to each pair indexes (i, j) it is attributed +1, for $i < j$, if

$(X_i - X_j)(Y_i - Y_j) > 0$, and otherwise it is attributed 1. Adding up these figures (with their signs), we obtain the sum K .

It is known, that for the large samples it is necessary to use

$$K^* = \frac{K - E_0(K)}{\sqrt{D_0(K)}} = \frac{K}{\sqrt{n(n-1)(2n+5)/18}}, \quad (6)$$

where $E_0(K)$ и $D_0(K)$ is an expectation and a dispersion of statistics K at correct zero hypothesis.

At realization of H_0 statistics K^* asymptotically (for $n \rightarrow \infty$) has standard normal distribution $N(0, 1)$.

The approximate test in this case will be the following:

To reject H_0 , if если $K^* \geq u(\alpha)$, (7)

To accept H_0 , if если $K^* < u(\alpha)$,

where the constant $u(\alpha)$ is a fractile of standard normal law, i.e. the value satisfying the equation

$$P_0[K^* \leq u(\alpha)] = \alpha.$$

If among n observations of X or among n observations Y there are ties then the dispersion $D_0(K)$ in the definition of K^* should be replaced as follows:

$$\begin{aligned} D_0(K) = \frac{5}{12} \left(\frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1)(2t_i+5) - \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(2u_j+5)}{18} + \right. \\ \left. + \frac{\left\{ \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1)(t_i-2) \right\} \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(u_j-2) \right\}}{9n(n-1)(n-2)} + \right. \\ \left. + \frac{\left\{ \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1) \right\} \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1) \right\}}{2n(n-1)} \right), \end{aligned} \quad (8)$$

where g is a number of groups of tied observations X ; t_i is the size of i -th group of observations X ; h is a number of groups of tied observations Y ; u_j is the size of j -th group of observations Y . The amendment (8) for the first time has been obtained by P. Sena.

Rank Spearman test

Spearman in his studies for checking hypothesis H_0 (1) has offered the following measure of linear tie between random variables.

$$R = \frac{12}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n \left(r_i^x - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i^y - \frac{n+1}{2} \right), \quad (9)$$

where r_i^x and r_i^y are ranks of X_i and Y_i . Arrays are ordered separately. R refers to as *factor of Spearman rank correlation* [6].

As from the alteration of summands the sum is not changed change it is possible array columns (3) to order in such a manner that Y grew and then to define r_i that is obtained (relative) ranks of X_i . In this case it is possible to receive the following form of rank Spearman statistics [1].

$$R = \frac{12}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right). \quad (11)$$

Sometimes also more convenient form for calculation is used [5]:

$$\rho = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n (i - r_i)^2. \quad (12)$$

Let's show, that $R = \rho$ at absence of ties:

$$\begin{aligned} R &= \frac{12}{n^3 - n} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right) = \\ &= \frac{12}{n^3 - n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right). \end{aligned}$$

$$\rho = 1 - \frac{6}{n^3 - n} \sum_{i=1}^n (r_i - i)^2 = \frac{12}{n^3 - n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right).$$

At presence of one tied group with size t :

$$R = \frac{12}{n^3 - n} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right) = \frac{12}{n^3 - n} \left[\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} \right]. \quad (10)$$

$$\rho = 1 - \frac{6}{n^3 - n} \sum_{i=1}^n (r_i - i)^2 = \frac{12}{n^3 - n} \left(\sum i r_i - n \frac{(n+1)^2}{4} + \frac{t^3 - t}{24} \right). \quad (11)$$

In addition to the above it is possible to draw a conclusion, that at absence of ties $R=\rho$, but at presence of other ties it is not quite correctly to use factor ρ . The error, first of all, will be connected with the fact that the mathematical form of statistics R in more degree corresponds to estimation of rank correlation than statistics ρ convenient for calculations.

Therefore, having taken for a basis the statistics R we shall calculate amendments to dispersion, similar to P. Sena's amendments for statistics of the normalized statistics of Kendall test K^* (6).

Dispersion of Spearman statistics at presence of connected groups

At the big sample sizes it is better to use normalized Spearman test, i.e. test, which statistics at H_0 will have approximately the normal law.

The fact that Spearman statistics at correct H_0 has asymptotically normal distribution is proved, for example, in the monograph [1]. Standardizations of the normal law can be achieved similarly to (6).

$$R^* = \frac{R - E_0(R)}{\sqrt{D_0(R)}} = \sqrt{n-1} \cdot R, \quad (12)$$

because the expectation $E_0(R)=0$ and dispersion $D_0(R)=1/(n-1)$.

At performance of hypothesis H_0 the statistics R^* has asymptotic distribution $N(0,1)$ (for $n \rightarrow \infty$).

Let's find the dispersion of Spearman test statistics at presence of connected groups. Next, the dispersion of Spearman test statistics calculations R without taking into account

factor $12/(n^3-n)$, i.e. i.e. without statistics $\tilde{R} = \frac{R(n^3-n)}{12}$.

Let's designate $c_i = i - \frac{n+1}{2}$.

$$\begin{aligned} D_0(\tilde{R}) &= D_0 \left[\sum_{i=1}^n c_i r_i \right] = \\ &= \sum_{i=1}^n c_i^2 D_0(r_i) + 2 \sum_{i < j} c_i c_j \text{cov}_0(r_i, r_j) = \\ &= \sum c_i^2 (D_0(r_i) - \text{cov}_0(r_i, r_j)) \end{aligned}$$

Rank dispersion:

$$D_0(r_i) = E_0(r_i^2) - E_0^2(r_i) = \frac{n^2-1}{12} - \frac{t(t^2-1)}{12(n-1)},$$

Rank covariation r_i and r_j :

$$\begin{aligned} \text{cov}_0(r_i, r_j) &= E_0(r_i r_j) - E_0(r_i) E_0(r_j) = \\ &= \frac{n^2(n+1)^2}{12} - \frac{n(n+0.5)(n+1)}{3n(n+1)} - \frac{(n+1)^2}{4}. \end{aligned}$$

Because $\sum c_i^2 = \frac{n(n-1)(n+1)}{12}$, then after some simple calculations we obtain the following:

$$D_0(\tilde{R}) = \frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{t(t^2-1)}{n(n^2-1)} \right).$$

Thus, if the number of connected groups is equal to k , then we have

$$D_0(\tilde{R}) = \frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k t_i(t_i^2-1)}{n(n^2-1)} \right).$$

The final form of the normalized Spearman test statistics has the following expression:

$$R^* = \frac{\tilde{R}}{\sqrt{D_0(\tilde{R})}} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(r_i - \frac{n+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{n^2(n+1)^2(n-1)}{144} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k t_i(t_i^2-1)}{n(n^2-1)} \right)}}. \quad (13)$$

where k is the number of connected groups, t_i is the size of i -th connected group.

At absence of ties we obtain (13). Thus, approximate Spearman test at presence of ties will be the following:

To reject H_0 , if $R^* \geq u(\alpha)$, (14)

To accept H_0 , if $R^* < u(\alpha)$,

where the constant $u(\alpha)$ is a fractile of standard normal law, i.e. the quantity satisfying the equation

$$P_0[R^* \leq u(\alpha)] = \alpha.$$

Integral test

The integral test has been offered in [2] constructed on statistics of the following form:

$$\begin{aligned} In^{(++)} &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(+)}} \right) \left(\sum_{j=1}^i j - \overline{j^{(+)}} \right)}{S_r^{(+)} S_j^{(+)}}, \\ In^{(--) } &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=i}^n r_j - \overline{r^{(-)}} \right) \left(\sum_{j=i}^n j - \overline{j^{(-)}} \right)}{S_r^{(-)} S_j^{(+)}}; \end{aligned} \quad (15)$$

Where $\overline{r^{(+)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (n+1-i)r_i$; $\overline{r^{(-)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ir_i$;

$$S_r^{(+)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^i r_j - \overline{r^{(+)}} \right)^2}; S_r^{(-)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=i}^n r_j - \overline{r^{(-)}} \right)^2};$$

$$\overline{j^{(+)}} = \frac{(n+1)(n+2)}{6} - \frac{1}{24n} \sum_{i=1}^s t_i (t_i^2 - 1);$$

$$S_j^{(+)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{r_i(r_i+1)}{2} - \overline{j^{(+)}} \right)^2}.$$

In order to avoid distribution asymmetry it is offered to use linear combination of initial data (15) as the final version of statistics, for example:

$$In^{(o+)} = 0,5(In^{(++)} - In^{(+-)}), \quad (16)$$

In this case any statistics will be unbiased under condition of zero hypothesis performance. For statistics of the type (19) tabular support is constructed and it was proved, that in asymptotics the given statistics has the same distribution, as Spearman statistics [2]. For the size of observation $n > 7$ critical values were obtained with the help of the improved normal approximation for distribution of Spearman statistics [1]:

$$In_\alpha = \frac{u(\alpha)}{\sqrt{n-1}} \left\{ 1 - \frac{0.19}{n-1} [u^2(\alpha) - 3] \right\},$$

where the constant $u(\alpha)$ is a fractile of standard normal law.

The approximate integral test at presence of ties will be the following.

$$\text{To reject } H_0, \text{ if } In^{(o+)} \geq In_\alpha, \quad (17)$$

$$\text{To accept } H_0 \text{ if } In^{(o+)} < In_\alpha$$

The further researches will concern the comparative analysis of Spearman, Kendall tests and integral test at presence of ties.

Comparison of tests

As is known, one of the basic methods of comparison of statistical tests is the analysis of their power – of conditional probability to accept alternative provided that it is true. Power function for each test depends on the chosen significance level and some parameter Δ (or a vector of parameters $\vec{\Delta}$ and from data size). In our case the test comparison algorithm for checkup of randomness hypothesis according to power has been based on usual Monte Carlo method it was constructed as follows.

Gaussian (Normal) pseudo-random sample $X_1, X_2, \dots, X_n$ with the fixed size n , with the specified structure of ties and with gradually increasing positive trend Δ is repeatedly modeled under the following formula:

$$X_i = \xi_i + i \cdot \Delta,$$

Ties of the specified ties are modeled. Steps connected with m time. Power $P_1(\Delta)$ is estimated by effective assessment.

$$P_i(\Delta) = \frac{v_i(\Delta)}{m}.$$

Next the trend angle increases. The steps connected to generation of sample m time and calculations of power function are repeated.

Fig. 1 shows diagrams of four tests’:

1. Kendall test with amendment for Sena’s tie (7), (8) – Kendall;
2. Spearman test constructed on statistics without taking into account ties (12) – Spearman old;
3. Spearman test (14) with amendment for tie (13) – Spearman new;
4. Integral test (17).

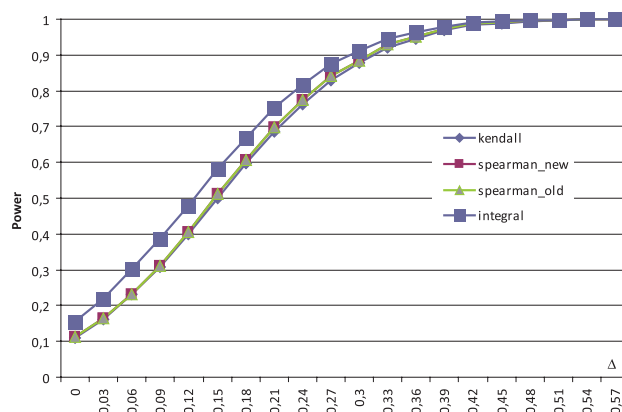


Fig. 1. Comparison of tests

Sample sizes $n=10$.

It is apparent from the diagram that at the small sample sizes the integral test possesses the greater power, but has a small shift caused by an error of normal approximation. At increase of sample size it is natural to expect reduction of this shift.

The conclusion

The paper considers the issue of checking randomness hypothesis by Spearman test at presence of ties’ identical values in initial data. In particular the following problems have been solved:

1. Normalized Spearman test with amendment for tie has been developed.
2. Experiments on comparison of test power have been carried out.

References

1. **Hollender M., Wolf D.** Non-parametric methods of statistics. M.: Finance and statistics, 1983.-518 p.
2. **Antonov A.V., Chepurko V.A.** Integral test for checking trend hypothesis. Dependability, 2006. No. 2. Pp. 17-27.
3. **Gaek Ia., Shidak Z.** The theory of rank tests. M.: Science, 1971.-376 p.
4. **Burtaev J.F., Ostreykovsky V.A.** Statistical analysis of dependability of objects with limited information. M.: Energoatom izdat, 1995,-240 p.
5. **Kendall M.** Rank correlations. Foreign statistical studies. M., «Statistics», 1975.216 p.
6. **Van der Varden.** Mathematical statistics. M.: Foreign literature edition, 1960.435 p.



Кац Б.А.

СИСТЕМА ПЛАНОВО – ПРЕДУПРЕДИТЕЛЬНЫХ РЕМОНТОВ: УРОКИ ИСТОРИИ

В 2013 году исполнилось 90 лет со времени проведения первых работ по организации ремонта заводского оборудования на плановой основе и 80 лет со времени разработки и проверки в заводских условиях системы планово-предупредительных ремонтов (ППР), базирующейся на периодическом выполнении ремонтных работ. Цель данной статьи – напомнить о первых шагах и основных моментах развития системы ППР. Некоторые уроки тех «давно минувших дней» остаются актуальными и сегодня.

Ключевые слова: система планово-предупредительного ремонта, ППР.

Эта дата могла бы остаться незамеченной – ведь об истории создания системы ППР сегодня знают немногие. Но хотя свидетелей событий тех давних лет давно нет с нами, остались многочисленные публикации (некоторые из них приведены в библиографии к этой статье), позволяющие восстановить эти события в деталях.

Автор выражает благодарность за ценные замечания Г.В. Ростик, К.Э. Аронсону и О.С. Голодновой, а также моим коллегам из НПП «СпецТек», участвовавшим в обсуждении статьи.

Вместо эпитафии

«Тов. Орджоникидзе в своем приказе №268 по Сталинградскому тракторному заводу от 30 апреля 1931 г. отметил, что одной из причин срыва плана выпуска тракторов является отсутствие на заводе планово-предупредительного ремонта оборудования».

Спиридонов В. За планово-предупредительный ремонт. 1932 [4].

«Планирование и четкий выпуск продукции может иметь место лишь при оборудовании, которое работает так же точно, уверенно и без перебоев, как хорошие часы. Между тем, на наших заводах большой процент механизмов имеет весьма почтенный возраст, а систематизированного, организованного ухода за ним нет,

Новое импортное оборудование без надлежащего ухода также быстро начинает работать с перебоями.

Происходит это потому, что текущий ремонт не налажен, и из-за неимения под руками запасной части происходят простои, а отсюда и срыв программы. В капитальный ремонт механизм поступает лишь тогда, когда все его части окончательно разболтаны, и станок совершенно отказался работать. <...>

На большинстве наших заводов установилось мнение, что «оборудование нашего завода давно пора под копер; тут не только профилактика, а и омоложение не поможет, а отсюда вывод – нужно новое оборудование».

Это, конечно, самое простое решение вопроса, но оно далеко от наших возможностей, ибо целиком рассчитывать на получение импортного оборудования мы не можем и не должны».

Спиридонов В.В. Рационализация ремонта заводского оборудования. 1931 [3].

Состояние ремонтного дела до революции и в первые послереволюционные годы

В дореволюционные и первые послереволюционные годы на большинстве заводов определенной системы ремонтов не было. Ремонты не планировались, а проводились в случае выхода агрегатов из строя. Ремонтные мастерские на большинстве заводов отсутствовали, а там, где они были, их функции ограничивались ремонтом общезаводского оборудования. В большинстве случаев ремонтные заказы выполнялись в цехах на основном производственном оборудовании. Это оказывалось возможным благодаря индивидуальному и мелкосерийному характеру производства.

По мере возрастания интенсивности использования оборудования и увеличения его сложности к середине 20-х годов ремонтное дело стало превращаться в серьезный тормоз развития производства. Большой износ оборудования, ухудшение его состояния привлекли внимание к вопросам ремонта.

Начинается организация ремонтных мастерских, доукомплектация существующих персоналом и оборудованием. В проекты вновь возводимых заводов включаются ремонтно-механические цеха с количеством станков от 3 до 12% от общего количества на заводе. Но вопросы организации ремонтов оставались нерешенными. Например, всерьез обсуждался вопрос о том, чтобы отказаться от понятия «капитальный ремонт» и все ремонты считать текущими (в связи с различными источниками финансирования).

Первые шаги по организации ремонтов

Первой зафиксированной в литературе работой по организации ППР является работа по рационализации ремонта оборудования, предпринятая в 1923 году Окружным бюро НОТ бывшего Приокского горного округа и проведенная под руководством инженера А. Г. Попова в период 1923—1928 гг. [1] Эта работа проводилась на Выксунском и Кулебакском металлургических заводах. Ее результаты были опубликованы в 1927 году в виде инструкции по планированию текущего ремонта.

На основе материалов этой работы в 1931 г. А. Г. Поповым была выпущена брошюра «Рационализация ремонтного дела на заводе» [2]. В брошюре давался достаточно подробный анализ недостатков существовавшей на заводах организации ремонта оборудования, устанавливались принципы рациональной постановки ремонта и намечались мероприятия, которые требовалось провести на заводах в области ремонтного дела. В качестве основных принципов рациональной постановки ремонтного дела в брошюре указывались следующие:

1) ремонт должен непрерывно поддерживать оборудование в обновленном состоянии;

2) ремонт оборудования на предприятиях есть самостоятельное производство, продающее свою продукцию цехам, потребляющим ремонт;

3) всю постановку ремонтного дела необходимо привести к методам предупредительного и принудительного ведения ремонта;

4) ввести в ремонтное производство систему планирования.

В том же году вышла брошюра Спиридонова «Рационализация ремонта заводского оборудования» [3], также опиравшаяся на результаты А. Г. Попова и развивавшая его подход. А, в следующем, 1932 году опубликована еще одна брошюра В. В. Спиридонова, в заглавии которой впервые фигурируют слова «планово-предупредительный ремонт».

В работах А. Г. Попова и В. В. Спиридонова [1-5] упорядочивание текущего ремонта предполагалось достичь «приведением его к системе планирования при посредстве запасных частей». Основной упор делался на определение срока службы изнашивающихся частей оборудования, и на своевременное изготовление запасных частей. Такой подход, приводящий к разновременной замене износившихся деталей, оказался практически нереализуемым. Однако идеи по плановости организации ремонтов оказались плодотворными. Примерно в это же время появляются первые публикации, в которых предлагается основывать ремонтную стратегию на введении периодически проводимых осмотров. Путем периодических осмотров оборудования определялось его состояние, на основе этого намечались сроки и объем ремонта. Такая стратегия получила название системы послеосмотровых ремонтов. В период 1933 – 1938 годов она получила в нашей стране широкое распространение, и явилась предтечей известной сегодня стратегии обслуживания по состоянию.

Основные недостатки такой системы состояли в отсутствии нормативов на ремонт и в невозможности планирования ресурсов (финансовых и натуральных) на достаточно длительный период. Кроме того, при отсутствии средств диагностики определение состояния оборудования оказывалось весьма субъективным, и не давало гарантий неплановых отказов. С другой стороны, так как в этой системе любой ремонт (в том числе по причине плохого обслуживания) оказывался плановым, система не стимулировала повышение качества ремонта и обслуживания.

В 1934 году Ю. С. Борисов и Г. П. Жуков разработали альтернативную систему, получившую название системы планово-предупредительных периодических ремонтов [7]. Основные особенности этой системы состояли в следующем.

1) Плановые ремонты каждого объекта проводятся периодически, через определенное количество отработанных часов. Последовательные ремонты различных видов образуют периодически повторяющийся ремонтный цикл.

2) Планирование ресурсов, необходимых для ремонта, базируется на «нормальном объеме ремонтных работ»,

который в свою очередь определяется ремонтосложностью объектов, разбитых на группы, каждая из которых объединяет станки, имеющие примерно одинаковую трудоемкость ремонта и обслуживания.

3) Между периодическими плановыми ремонтами каждый агрегат подвергается плановым проверкам (или осмотрам). В процессе проверок устраняются мелкие дефекты, производится регулировка и чистка, а также определяется номенклатура деталей, которые должны быть подготовлены для замены к очередному плановому ремонту.

Составной частью системы стала нормативно-сдельная система оплаты труда для рабочих ремонтного производства. Ее сущность состоит в том, что оплата производится не за фактический, а за нормативный объем работ [7]. Сдельщина заинтересовывала ремонтников выполнять все запланированные работы. Высокое же их качество достигалось заинтересованностью ремонтных бригад в том, что в условиях нормативно-сдельной оплаты межремонтные периоды являются для них гарантийным сроком работы оборудования после планового ремонта. В течение данного срока бригада должна выполнять все возникающие из-за некачественного планового ремонта ремонтные работы по этому оборудованию безвозмездно. (Эта система оплаты просуществовала до середины 50-х годов).

Предвоенные годы

В середине тридцатых годов создается множество новых заводов, идет существенная модернизация существующих. Разрабатываются положения о проведении ППР для ряда министерств и ведомств [8-10].

Предвоенные годы характеризуются своеобразной борьбой между системой послеосмотровых ремонтов и системой периодических ремонтов, и постепенным вытеснением первой системы второй.

Параллельно идет процесс усложнения организации ремонтных служб на заводах. Создания общезаводских ремонтных мастерских или ремонтных цехов, централизации планирования ремонтов и частичной централизации их выполнения под руководством отделов главного механика, выделением на ряде заводов служб главного энергетика.

1938-ой – переломный, массовый переход от системы послеосмотровых ремонтов к системе периодических принудительных ремонтов. Подхваченная заводскими работниками система начинает внедряться в основных отраслях промышленности (в машиностроительной, оборонной, авиационной и др.). Изменяется система финансирования ремонтов, создаются ремонтные фонды предприятий, в которые направляется часть амортизационных отчислений. Наряду с этим происходит техническое перевооружение ремонтных баз заводов, превращение их из полукустарных мастерских в достаточно мощные ремонтные цеха. На передовых заводах разрабатываются типовые технологические процессы ремонта. Изготовление деталей для ремонта начинает осуществляться все в большей степени по чертежам, а не по образцам, как раньше.

Большое внимание к вопросам организации ремонта иллюстрирует количество книг и статей, посвященных этому вопросу. Так, выпущенный Государственной научной библиотекой в 1939 году библиографический указатель «Планово-профилактический ремонт в металлургии и машиностроении» [10] содержит 189 наименований отечественных и зарубежных публикаций за 1930 – 1938 годы.

В 1939 году вышла книга, в которой излагались как вопросы практической организации ремонта по системе ППР, так и теоретическое обоснование системы [9].

К началу Великой Отечественной войны почти на всех заводах ремонт проводился в планово-предупредительном порядке.

Система ППР в военные годы

Работа оборудования в условиях напряженной эксплуатации, характерной для военных лет, явилась серьезным испытанием системы периодических ремонтов. С одной стороны, увеличивалась нагрузка на оборудование, снижалась квалификация работников. С другой – резко ограничивалась возможность проведения ремонтных работ. Система выдержала проверку, но при этом оказалось необходимым ввести изменения в структуру ремонтных циклов, а также в организацию ремонтов. Увеличивался период между капитальными ремонтами за счет введения в цикл дополнительных плановых текущих и средних ремонтов. Широкое применение для оборудования, вывод которого в длительные ремонты оказывался невозможным, нашло разновременное поузловое выполнение плановых ремонтов (преимущественно в нерабочие дни и смены).

В связи с существенным количественным и качественным ростом электрооборудования по приказу Государственного комитета Обороны были созданы отделы главного энергетика на предприятиях с электрической мощностью 1 МВт и выше (при 3 МВт главный энергетик был в должности заместителя главного инженера) [16].

Послевоенные годы

Еще не закончилась война, а вопросам организации ремонтов снова уделяется существенное внимание. Выходит ряд инструкций и положений, определяющих или уточняющих с учетом накопленного опыта порядок проведения ППР на предприятиях ряда министерств. Так, уже в феврале 1945 года утверждено и введено в действие уточненное и переработанное положение о ППР оборудования Наркомхимпрома. А в ноябре 1945 года в Москве проходит конференция по ремонту оборудования, имевшая по сути общесоюзный характер. В ней участвовало 420 чел, в том числе 32 главных механика наркоматов, 65 главных механиков главков и 323 делегата от заводов (главные инженеры, главные механики, начальники цехов и др.), представлявшие большинство промышленных центров СССР. Конференция упрочила положение системы

периодических ремонтов как основной системы ППР в нашей промышленности и подтвердила необходимость ее дальнейшего внедрения, одновременно высказав пожелание о типизации системы и в частности установления единых типовых структур ремонтных циклов по видам оборудования, единых нормативов и т.д.

В 1955 году начала действовать обязательная для всех предприятий страны «Единая система планово-предупредительного ремонта оборудования», которая предусматривала переход от нормативно-сдельной системы оплаты труда ремонтных рабочих к повременно-премиальной системе с показателями: выполнение плана ППР; снижение простоев оборудования; отсутствие аварий по вине рабочих-ремонтников.

В СССР типовые системы ППР разрабатывались министерствами и головными институтами. Пересмотр и уточнение норм и методических указаний Типовой системы должны были производиться каждые пять лет. Функции контроля и совершенствования ППР, Единой (1967 г.) [12] и Типовой (1988 г.) [13] систем ремонтнообслуживания были возложены правительством на ЭНИМС (Экспериментальный научно-исследовательский институт металлорежущих станков).

Типовые системы ППР разрабатывались на основе анализа данных об отказах и изменениях параметров состояния элементов и нормативов времени на выполнение профилактических операций с учетом специфики производства и возрастающей сложности применяемого оборудования.

Не стоит идеализировать советскую систему ППР. Попытки регламентировать «все и вся» на местах сталкивались с существенным различием условий. Кроме того, положения о ППР для разных министерств и ведомств далеко не всегда были согласованы между собой, а иногда и существенно противоречили друг другу. Это особенно ярко проявилось при организации ППР энергетического оборудования, которое с одной стороны должно было отвечать стандартам Минэнерго, с другой – министерства электротехнической промышленности. Детальная ситуация с организацией ППР электротехнического оборудования описана в статье [17].

Ряд других причин, повлиявших на ухудшение функционирования советской системы ППР, обсуждается в статье А.Самсонова [15]. А.Самсонов, в частности, считает, что в числе причин деградации системы ППР – завышенные в 60-е годы нормативы выполнения ремонтов, а также переход к повременно-премиальной системе оплаты труда ремонтников. Но эти вопросы лежат за рамками нашей статьи. Еще один момент, отмеченный в статье А.Самсонова: то, что изучавшаяся до конца 60-х годов дисциплина «Ремонт оборудования» стала исчезать из учебных программ высших и средних специальных технических учебных заведений. Окончившие их специалисты не владеют основами системы ППР, и приходят на производство с полной уверенностью, что отремонтировать оборудование следует только в случае его поломки или остановки.

Ситуация после распада СССР

В 90-е годы в организации ремонта оборудования на промышленных предприятиях страны произошли коренные изменения. Одновременно с сокращением большинства промышленных министерств перестали существовать отраслевые управления главного механика и главного энергетика, осуществлявшие координацию организации ремонта оборудования. Были расформированы общесоюзные и отраслевые ремонтные организации (ремонтные объединения, тресты и т. п.) для централизованного ремонта профильного оборудования. Почти одновременно во всех отраслях прекратились разработка, пересмотр и издание Положений (Систем) по планово-предупредительному ремонту оборудования, обеспечивавших предприятия методической и нормативной базой для планирования и организации ремонта оборудования. Прекратился пересмотр норм амортизационных отчислений (сроков службы оборудования), ремонтных нормативов, норм расхода материалов, порядка и финансирования ремонта (см. предисловие к справочнику [14]). Прекратился централизованный сбор и анализ данных по отказам оборудования, существовавший в ряде отраслей, включая энергетику. О ситуации со сбором данных по отказам в атомной энергетике см. [17].

Распалась система централизованного снабжения предприятий оборудованием, запасными частями, ремонтной оснасткой и ремонтными материалами. Появились фирмы – производители запасных частей низкого качества, подделок под изготовителя – контрафакта. Наряду с отрицательной стороной этого процесса активизировалась деятельность производителей оборудования по изготовлению запчастей, потребители смогли при наличии финансирования приобретать необходимые материалы и запасные части без фондов на рынке.

В отличие от стран запада в СССР в большинстве отраслей не развивался фирменный сервис производителей оборудования. Об этом свидетельствует тот факт, что большинство нормативных документов применительно к ремонту видов оборудования создано отраслевыми подразделениями. При выпуске сложного оборудования производители не обеспечивают его ремонтной документацией. За счёт этого у изготовителей оборудования не культивировался интерес к повышению контроле- и ремонтпригодности создаваемых изделий. Попытки производителей в настоящее время активно внедриться в сервис в большинстве своём не достигают положительных результатов, причиной чему является отсутствие опыта ремонта, отсутствие трудовых ресурсов. В настоящее время рынок сервиса оборудования во многом приобрёл коррупционный характер. Широко внедряемые тендерные закупки только внешне считаются прозрачными, на самом деле в своём большинстве рассчитаны на конкретных исполнителей, причём с недостаточной квалификацией.

Время собирать камни. Возвращение к истокам?

Стройная система ППР советских времен соответствовала административно-командной системе и ею поддерживалась. Поэтому ее распад был закономерен. С появлением новых отношений собственности многое пришлось строить заново.

С выходом из разлуки 90-х возрастает интерес к плановости и системности в организации эксплуатации и ремонта (это напоминает ситуацию начала 20-х годов прошлого века – выход из разлуки времен первой мировой и гражданской войны). Какие-то попытки организовать процесс в масштабах государства начали предприниматься в начале двухтысячных. Появилось требование Госгортехнадзора России ПБ 05-356.00 о необходимости иметь на каждом предприятии собственное Положение по планово-предупредительному ремонту принадлежащего ему оборудования.

В 2003 г. были начаты работы по созданию Справочника «Единое положение по планово-предупредительным ремонтам оборудования промышленных предприятий России». Но вскоре они были прекращены в связи с реорганизацией основного заказчика разработки – Минпромнауки России.

При этом ситуация в различных отраслях и на отдельных предприятиях крайне неоднородна. Не является секретом то, что на большинстве предприятий современной России никакой системы организации ремонтов обнаружить невозможно. По сути дела, мы вернулись при этом к ситуации примерно столетней давности. Прежде всего это относится к малым и средним предприятиям, а также к предприятиям, возникающим на наших глазах. «Сломается – починим» – вот и вся система. Для этих предприятий переход к системе ППР является первым и главным шагом в наведении порядка. В то же время в передовых отраслях (добыча и транспорт газа и нефти, нефтехимия, энергетика) и на многих крупных предприятиях система ППР продолжает действовать, но уже воспринимается как устаревшая. В отдельных компаниях ведутся работы по переходу к ремонтам по состоянию, на основе более широкого применения средств диагностики (см., например, [18, 19]). Появляются отраслевые руководящие документы по учету, сбору, первичной обработке, хранению и передаче информации о дефектах, повреждениях и отказах (например, [20]). Вместе с тем многие проблемы в области организации ремонтной деятельности, в том числе в энергетике, остаются нерешенными [21, 22]. При этом чрезвычайно медленные темпы внедрения новых стратегий ремонта определяются несколькими основными факторами: непониманием со стороны руководства компаний, неготовностью персонала к изменениям и отсутствием внешних побудительных мотивов для таких изменений. Детальное обсуждение современного состояния проблем организации ремонтов содержится в [21, 22] (в части энергетического оборудования) и не входит в задачи автора данной статьи. Следует отметить

публикацию [23], также посвященную текущей ситуации в области управления ТОиР.

На повестке дня стоит освоение новых, современных стратегий ремонта, объединяемых понятием RCM [24-25]. В 2014 году ожидается появление стандартов ISO серии 55000 в области управления физическими активами (производственными фондами) [25-26]. Приказом Росстандарта №979 от 29.08.2013 создан национальный Технический комитет по стандартизации №086 «Управление активами» (www.tk086.ru), который займется разработкой российской версии стандартов ISO серии 55000. Комитет создан на базе фирмы «НПП «СпецТек», более 20 лет занимающейся вопросами организации процессов технического обслуживания и ремонта и автоматизации управления этими процессами.

Начинает приходить понимание того, что рациональная организация обслуживания оборудования в современных условиях невозможна без применения информационных технологий [27]. На сегодня в России более полутысячи предприятий используют информационные системы для управления процессами эксплуатации и ремонта, причем энергетика заметно обгоняет в этом отношении все другие отрасли [28].

Важной составной частью RCM является ремонт по состоянию. Используемые все шире средства диагностики позволяют при этом дать объективную картину состояния оборудования и прогнозировать возможные отказы. В ряде случаев удается использовать для прогноза времени отказа накопленную статистику отказов и их предвестников – дефектов (за неимением иной – хотя бы в пределах предприятия). Применение информационных систем дает в руки производителей работающий инструмент для интеграции сведений об оборудовании, его состоянии, данных диагностики, а также о его дефектах и отказах [29]. Иначе говоря, на новом уровне оказываются востребованными идеи 30-х годов по накоплению и использованию на предприятии статистики отказов отдельных запчастей, а также возвращение к системе послеосмотровых ремонтов. Но это уже совсем другая история...

Некоторые уроки

Что же мы можем почерпнуть, оглядываясь в прошлое? Это должно стать результатом серьезной дискуссии, поводом для которой, возможно, сможет стать «забытый юбилей». Рискну указать только на отдельные направления, в которых необходимы серьезные усилия. Соблюдение качества ТОиР для потенциально опасных производственных объектов (в том числе для объектов энергетики) должно быть обеспечено надзором государственных регулирующих органов. Необходима поддержка исследований в области организации эксплуатации и ремонта со стороны государства и крупных корпораций (в том числе ТГК, ОГК). Возобновление сбора статистики по дефектам и отказам оборудования (на уровне корпораций, а для энергетики и ряда других отраслей – на отраслевом уровне). Распространение знаний по совре-

менным стратегиям организации ремонта и стандартам в этой области. Обучение основам организации ремонта и диагностики (включая применение информационных технологий для управления ТОиР) (учебные курсы в вузах, на курсах переподготовки персонала). Поддержка внедрения информационных систем управления активами со стороны руководства компаний. Введение в документацию заводов-изготовителей рекомендаций по проведению ТОиР, а также по обнаружению и устранению дефектов и отказов. Повышение ответственности ремонтных организаций за ремонт (бесплатное устранение неполадок, страхование ремонтов). Обязательный учет российских особенностей и специфики конкретного предприятия («контекста» внедрения) при попытках заимствования западных достижений в этой области.

Литература

1. **Попов А.Г.** Учет и возобновление запасных частей заводского оборудования через ремонтно-механические мастерские. // Система и организация. 1927. №8-9. С.5-15.
2. **Попов А.Г.** Рационализация ремонтного дела на заводе. – М.: ГНТИ, 1931. 79 с.
3. **Спиридонов В.В.** Рационализация ремонта заводского оборудования. Практическое руководство. Под ред. Б.О.Кагана. Вып. 1. Л.-М.: «Техника управления», 1931.
4. **Спиридонов В.В.** За планово-предупредительный ремонт. Под редакцией ремонтной секции Сектора рационализации клуба РНХ им. Дзержинского. – М.: Изд-во НКТП, 1932. 51 (3) с. (Книжка – ударнику. Серия агитационно-технической литературы).
5. Организация планового ремонта. Сборник материалов из иностранной литературы под редакцией Л.Вишнякова. – М.: Оргметалл, 1933. 155 с.
6. **Спиридонов В.В.** Система планово-предупредительных ремонтов. – М. Л.: Стандартизация и рационализация, 1934. 86 с.
7. **Борисов Ю.С., Жуков Г.П.** Методика планирования ремонтов заводского оборудования способом приведения к условным единицам ремонтосложности// Организация производства. 1934. №9. С. 16-21.
8. Реммаштрест. Типовая система планово-предупредительного ремонта оборудования. – М.: ОНТИ, 1937. 223 с.
9. **Борисов Ю.С., Жуков Г.П.** Система периодических ремонтов оборудования машиностроительных предприятий. – М.: Оборонгиз, 1939. 242 с.
10. Планово-профилактический ремонт в металлургии и машиностроении. Библиографический список литературы. – М.: Издание государственной научной библиотеки, 1939. 27 с.
11. **Борисов Ю.С.** Планово-предупредительный ремонт оборудования в промышленности СССР. – М.: Машгиз, 1949. 83 с.
12. Единая система планово-предупредительного ремонта и рациональной эксплуатации технического оборудования машиностроительных предприятий/ Под ред. проф. М. О. Якобсона. (6-е издание). – М.: Машиностроение, 1967. 592 с.
13. Типовая система технического обслуживания и ремонта металло- и деревообрабатывающего оборудования. – М.: Минстанкпром, 1988. 672 с.
14. **Ящура А.И.** Система технического обслуживания и ремонта энергетического оборудования. Справочник. – М.: Изд-во НЦ ЭНАС, 2006. – 504 с.
15. **Самсонов А.М.** Планово-предупредительный ремонт оборудования — предпосылка качества изделий машиностроения // Стандарты и качество. 2006. №10. С. 58-63.
16. **Кондратьев А.В.** Становление системы планового ремонта электрооборудования // Электрика. 2008. №1. С. 7-14.
17. **Токмачев Г.В.** Проблемы сбора и обработки данных по отказам общего вида. Адрес статьи в Интернет [http://www.secnrs.ru/publications/nrszine/4\(62\)-2011/tok.php](http://www.secnrs.ru/publications/nrszine/4(62)-2011/tok.php)
18. Концепция технической политики и развития генерирующих компаний ООО «Газпром энергохолдинг». Приложение Б. Методические рекомендации по планированию ремонтов оборудования ТЭС по техническому состоянию.
19. СТО 01-055-2012. Управление производственными активами. ОАО «МРСК Центра и Приволжья».
20. Требования к составу, содержанию и форме представления исходных данных для проведения вероятностного анализа безопасности объектов магистральных газопроводов. Руководящий документ ОАО «АК «Транснефть», 2006.
21. **Ростик Г.В.** Анализ состояния ремонтного обслуживания электроэнергетики России и направления его оптимизации // Вести в электроэнергетике. 2010. № 3. С. 25-29.
22. **Терешко О.А., Голоднова О.С.** В электроэнергетике России назрела задача повышения эффективности ремонтного обслуживания // Экономика и финансы в энергетике. 2010. №4.
23. **Е.Лазько, Е.Павлушкина, А.Нестеренко.** Оптимизация деятельности ремонтной службы как необходимое условие операционной эффективности // Интернет-ресурс фирмы DELOITTE http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Russia/Local%20Assets/Documents/Consulting/dttl_Optimization_RUS_16032012.pdf
24. **Антоненко И.Н., Крюков И.Э.** Информационные системы и практики ТОиР: этапы развития // Главный энергетик. 2011. №10. С.37-44.
25. **Иорш В.И., Крюков И.Э., Антоненко И.Н.** Международные стандарты в области управления активами // Вестник качества. 2012. №4. С.27-34.
26. **Хохлявин С.А.** Менеджмент активов: новая серия будущих стандартов ИСО// Сертификация. 2009. №4.
27. **Кац Б.А.** Зачем ремонтнику компьютер? // РИТМ (Ремонт. Инновации. Технологии. Модернизация). 2012. №5. С.14-16.
28. **Данилов О., Скворцов Д., Свистула О.** Автоматизация ТОиР. Хроника внедрений // Адрес статьи в Интернет <http://www.i-mash.ru/materials/automation/35654-avtomatizacija-toir-khronika-vnedrenijj..html>
29. **Антоненко И.Н., Кац Б.А.** Анализ рисков и электронный журнал дефектов //Химическая техника. 2013. №3. С.28-33.



Kats B.A.

SYSTEM OF SCHEDULED PREVENTIVE REPAIRS: THE LESSONS OF HISTORY

In 2013 it was 90 years since the first steps were made toward organizing the repair of industrial hardware on a schedule basis, and 80 years since developing and testing the system of scheduled preventive repairs (SPR) based on periodical repairs at plants. The goal of the paper is to remind of the first steps and milestones of development of SPR system. The author believes that some lessons from those bygone days are still valid today.

Keywords: system of scheduled preventive repairs, SPR.

This date could have gone unnoticed since few know about the history of emergence of SPR system today. Although witnesses of events of those distant years have not been with us for long, there are still numerous publications (some of them are referred to in the reference list of the paper) that allow us to reconstruct those events in detail.

The author expresses his gratitude for valuable comments to G.V. Rostik, K.E. Aronson and O.S. Golodnova as well as his colleagues from NPP SpecTek who took part in discussing the paper.

Instead of the epigraph

“Comrade Ordzhonikidze in his directive No. 268 for Stalingrad tractor plant dated 30 April 1931 noted that one of the causes in failing to realize the plan of production of tractors was the absence of scheduled preventive repairing of equipment at the plant.”

Spiridonov V. In favor of scheduled preventive repairing. 1932 [4] (see Figure).

“Scheduling and due production output can only take place if the equipment works regularly, steadily and without delays as clockwork. Instead, a high percentage of equipment at our plants is rather old, while there is no well-organized system of repairing. New foreign equipment without due care also gets soon working with interruptions.

This happens because maintenance is not organized, and due to the lack of spare parts at disposal downtimes are often that leading to the plan failure. Equipment undergoes overhaul only when all its parts are completely out of order, and the machine absolutely fails to work. <...>

At the majority of our plants there is an opinion that “the equipment of our plant should long have been utilized; renewal won’t help not to speak about preventive measures, so, the conclusion is that new equipment is needed.”

Of course, this is the simplest solution but we can’t afford it as we can’t and shouldn’t rely entirely on getting foreign equipment.”

Spiridonov V.V. Rationalization of plant equipment repairing. 1931 [3].

Repairing before the revolution and during the first years to come after

Prior to the revolution and soon after the revolution the majority of plants didn't have any specific system of repairing. Repairs were not scheduled and were done in case of failure of equipment. Repair shops were unavailable at the majority of plants, and when there were any, they were used only for repairing plant equipment. For the majority of cases repair orders were serviced on shop floors using the common production equipment. It was possible only because of the individual and small-scale nature of production.

As the intensity of equipment use and its complexity grew, repairing starts to turn into a serious handicap for production development by the middle of the 20-s substantial wear and tear of equipment, its degradation drew attention to repairing issues.

It was the start of organizing repair shops, providing the available shops with extra staff and equipment. Designs of newly built plants started to include mechanical repair departments with the volume of machines from 3 to 12 per cent of the total amount at a plant. For example, it was seriously debated whether to stop using the term "capital overhaul" and to consider all repairs as maintenance (in view of various sources of financing).

First steps in organizing repairs

The first work as to SPR organization documented in the literature was the work related to rationalization of repairing launched in 1923 by District bureau of NOT (scientific organization of labour) of the former Prioksk mining district and carried out under the guidance of the engineer A.G. Popov during the period of 1923-1928 [1]. This work was made at Vyksa and Kulebaky smelters. The results of the work were published in 1927 in the form of instruction for scheduling maintenance.

Based on the material of the work, in 1931 A.G. Popov published a brochure under the title "Rationalization of repairing at a plant" [2]. The brochure provided a rather detailed analysis of drawbacks of maintenance management existed at plants, stated the principles of rational repairing organization and outlined the measures to be taken at plants in this field. Among the key principles of rational repairing organization, the brochure listed the following ones:

- 1) maintenance shall ceaselessly keep equipment in renovated state;
- 2) maintenance of equipment at plants is separate manufacturing selling its products to shops consuming repair;
- 3) the arrangement of repairing shall be done in accordance with the methods of preventive and compulsory maintenance;
- 4) the system of scheduling shall be part of repairing.

The same year saw the publication of a brochure by V.V. Spiridonov "Rationalization of plant equipment repairing" [3] that was also based on the results obtained by A.G. Popov and developed his approach. And next year, in

1932 a new brochure by Spiridonov using the words "scheduled preventive repair" for the first time was published.

In works by Popov and Spiridonov [1-5], arrangement of maintenance intended to be done by "turning it into the system of planning by means of spare parts". The main focus was made on defining a life cycle of equipment parts subject to wear and timely manufacturing spare parts. Such approach leading to alternative replacement of worn parts turned out to be practically unfeasible. However the ideas of scheduling repairs were fruitful. At about the same years there appeared first publications wherein a repairing strategy was proposed to be based on introducing periodical inspections. Equipment state was identified through regular inspections, and based on that terms and amount of repairing were defined. Such strategy was called as a system of post inspection repairs. At the period of 1933-1938 this strategy got a wide application in the country and became a forerunner of the strategy of on-condition maintenance well known today.

The main setbacks of such system were the lack of norms for repair and the impossibility of planning resources (financial and natural ones) for quite a long period of time. Also, without diagnostic means available, equipment state identification was rather arbitrary and didn't prevent from unscheduled failures. On the other hand, since any repair in the system (including repairs owing to bad maintenance) happened to be unscheduled, the system didn't inspire to increase the quality of repair and maintenance.

In 1934 Yu.S. Borisov and G.P. Zhukov developed an alternative system named as a system of scheduled predictive periodical repairs [7]. The main features of the system were as follows.

1) Scheduled repairs of each object are to be done periodically, in a specified number of hours worked. Sequential repairs of various types make up a periodically recurring repair cycle.

2) Planning resources necessary for repair is based on "normal amount of repair works" that in turn is defined by repair difficulty of objects divided into groups, each of which combines machines with presumably the same labor consuming amount of repair and maintenance.

3) In between periodical scheduled repairs each unit underwent scheduled checks-up (or inspections). In the process of checking-up one eliminates minor defects are eliminated, does tuning and cleaning as well as defines a list of parts that could be subject to replacement by a next scheduled repair.

Part of the system was a budget piecework system of payment for labour for repair shop workers. The essence of it is that payment is provided not for an actual amount of works done but for a normative amount [7]. Piecework payment motivated workers to fulfill all scheduled works. A high quality of works done was secured by workers' concern about the fact that in the conditions of normative piecework payment interrepair periods were a warranty life of equipment after scheduled repair for them. During that period a team should carry out all repair works for certain equipment arising due to poor scheduled repair for gratis. (This system of payment existed till the middle of the 50s).

Prewar years

In the middle of the 30s a huge number of new plants were constructed and substantial refurbishment of the existed ones were done. Instructions for SPR fulfillment were developed for a number of ministries and bodies [8-10].

Prewar years are characterized by some sort of fight between the system of post inspection repairs and the system of periodical repairs and by gradual substitution of the former by the latter.

In parallel there was a process of making the organization of repair services at plants more sophisticated, creating all-plant repair shops, centralizing the planning of repairs and in part their execution under the guidance of chief mechanic offices, singling out the service of an electric superintendent at some plants.

The year of 1938 was a critical mass transfer from the system of post inspection repairs to the system of periodical compulsory repairs. The system actively supported by plant workers got to be implemented in the main industries (engineering, defense, aviation etc.). The system of financing repairs underwent change, repair funds started to be established at plants, where part of amortization deductions were directed. Along with this, technical refurbishment of repair floors of plants was under way, and they were turned from primitive workshops into well-equipped spacious repair floors. Leading plants developed standardized technological processes of repair. Parts for repairs got to be manufactured more and more often according to drawings rather than to samples as before.

Great attention paid to the issues of repair management is illustrated by a huge number of books and articles related to that. For instance, a reference list "Scheduled preventive repair in metallurgy and engineering" [10] published by the State scientific library in 1939 includes 189 titles of domestic and foreign publications for the period of 1930 – 1938.

In 1939 there appeared a book that covered the issues of practical arrangement of repair as to SPR system as well as theoretical principles of the system [9].

By the beginning of the Great Patriotic War almost all plants had a scheduled preventive system of repairs.

SPR system during the war

Equipment use in the conditions of intense operation characteristic for the war years was a serious challenge for the system of periodical repairs. On the one hand, load on equipment increased, while workers' qualification decreased. On the other hand, the possibility to do repairs was radically restricted. The system stood the checkup, however it turned to be necessary to introduce changes in the structure of repair cycles as well as the arrangement of repairs. Introduction of extra scheduled current and middle-term repairs into the cycle increased the interval between capital overhauls. For equipment that could not be put into long repairs, alternative execution of scheduled repairs for different units and elements got wide application (mostly during days-off and night time).

In relation to substantial qualitative and quantitative increase of electrical equipment, the State committee of Defense decreed to establish departments of an electric superintendent at plants with the electrical power 1 MW and above (in case of 3 MW an electric superintendent had position of chief engineer deputy) [16].

Postwar years

The war was still in motion but considerate attention was again paid to the issues of repair arrangement. A number of instructions and guidelines defining or correcting SPR procedure at plants of some industries considering the accumulated experience was released. For instance, in February of 1945 a revised instruction for Narkomkhimprom (People committee of chemical industry) equipment SPR was approved and introduced. And in November of 1945 a repair conference took place in Moscow that had in fact all the Union character. It hosted 420 persons, including 32 chief mechanics of people committees, 65 chief mechanics of ministry departments and 323 plant delegates (chief engineers, chief mechanics, heads of workshops etc.) who presented the majority of industrial centres of the USSR. The conference strengthened the positions of the system of periodical repairs as the main SPR system in the USSR industry and confirmed the necessity of its further implementation while expressing the wish that the system should be standardized and in particular common standard structures of repair cycles should be established for types of equipment as well as common norms etc should be provided.

In 1955 all enterprises of the country had to follow "Common system of scheduled preventive repair of equipment" that made them to replace the normative piecework system of payment of repair workers' labour with the system of payment based on pay by the hour and bonus principles using the following parameters: SPR plan fulfillment, reduction of equipment downtimes, absence of accidents caused by repair workers.

In the USSR standard SPR systems were developed by ministries and special institutes. Standard system was to be revised and corrected every five years. Functions of controlling and improving SPR, Common (1967) [12] and Standard (1988) [13] repairing systems were imposed by the government on ENIMS (Experimental Research Institute of Metal-cutting Machines).

SPR standard systems were developed on the basis of analysis of data about failures and changes in parameters of state of elements and time normative for executing preventive maintenance with the specifics of production and growing complexity of applied equipment taken into account.

The soviet system of SPR should be idealized. Attempts to regulate everything and everywhere faced substantial differences of local conditions. Also, SPR instructions for various ministries and bodies were not always coordinated with each other and sometimes even contradicted each other. It was especially evident in organizing SPR of power equipment which, on the one hand, was to comply with the

standards of Ministry of Energy and, on the other hand, with the standards of Ministry of Electrotechnical Industry. The situation with arrangement of power equipment SPR was described in detail in the paper [17].

A number of other causes that influenced the degradation of the soviet SPR system were discussed in the paper by A. Samsonov [15]. In particular, A. Samsonov believes that among the reasons of the degradation of the SPR system were the norms for repair execution overstated in the 60s as well as transfer to the system of payment for repair workers' labour based on pay on the hour and bonus principles. However, these issues are out of scope of the paper. One more issue highlighted in the paper by A. Samsonov is that academic discipline "Equipment repair" studied till the end of the 60s began to disappear from the programs of higher and special secondary technical schools. Specialists graduated from them don't know the basics of SPR system and come to production with belief that equipment should be maintained only in case of its crash or failure.

Situation after the collapse of the USSR

In the 90s radical changes took place in the system of equipment repair management at the country's plants and enterprises. Along with reduction of the majority of industrial ministries, industrial offices of chief mechanics and electric superintendent supervising equipment repair arrangement stopped to exist. All the Union and industrial repair organizations (repair associations, trusts etc.) used for centralized repair of specific equipment were disbanded. Practically all industries stopped to develop, revise and issue Guidelines for scheduled preventive repairs that served as a methodological and normative basis for enterprises in respect with planning and arranging equipment repair. There was no more revising norms of amortization deductions (equipment life cycles), repair norms, materials use norms, repair execution and financing norms (see foreword to guide [14]). There was no more collecting and analyzing data on equipment failures that existed in a number of industries in a centralized way, including power industry. (For information about the situation with collection of failure data in nuclear power industry see [17]).

The system of centralized supply of enterprises with equipment, spare parts, repair machines and materials fell down. There appeared firms producing spare parts of poor quality, counterfeit products. But together with the negative side of the process, there was intensification of activities of equipment manufacturers in production of spare parts, and consumers who had financial resources could buy required materials and spare parts without funds on the market.

Compared to western countries, post delivery maintenance by equipment manufacturers didn't develop in the majority of industries in the USSR. It is demonstrated by the fact that the majority of normative documents in relation to repair of various types of equipment were developed by industrial structures. When producing complex equipment,

manufacturers didn't provide any maintenance documents for it. Due to that, manufacturers were not motivated to increase maintainability of produced equipment. Attempts of manufacturers to go into service didn't bring any success for the most part since they had no service experience and qualified staff. Nowadays, the market of equipment maintenance service has got a corruption character to a great extent. Tender procurements widely introduced today only seem to be transparent but in fact are designed for specific contractors for the most part who have insufficient qualification.

Time to gather stones. Back to the origins?

The well-structured SPR system of the soviet times corresponded to the administrative command system and was supported by it. So, its fall was logical. New property relations made it necessary to build much anew.

When the havoc of the 90s was over, the interest grew in planning and systemization of maintenance and repair arrangement (and that reminding of the situation of the beginning of the 20s of the last century – escape from the havoc of the First World War and Civil). Some attempts to organize a countrywide process started to be taken at the beginning of our century. There appeared a requirement of the State Committee of Mining and Safety Supervision of Russia PB 05-356.00 stipulating that each enterprise should have its own Guidelines for scheduled preventive repair of owned equipment.

In 2003 the works were started to develop Guidelines "Common instruction for scheduled preventive repairs of equipment of engineering enterprises of Russia". But they were soon stopped due to reorganization of the final customer of the development – Ministry of Engineering and Science of Russia.

However, the situation in different industries and at different enterprises is rather diverse. It is not a secret that a system of repair organization at the majority of Russian enterprises is completely unavailable. Frankly speaking, we have returned to the situation of about a hundred years ago. First of all, this applied to small- and medium-size enterprises appearing before our eyes. "If it breaks we'll fix it" – and here we go with our system. For these enterprises transfer to SPR system is the first and primary step to straighten things out. At the same time SPR system is still in action but is considered as obsolete in leading industries (extraction and transportation of gas and oil, petroleum chemistry, energy) and at many large enterprises. In some companies there are works being done to move to repairing on condition based on wider application of diagnostics means (see, for example, [18, 19]). There appear industrial guiding documents for accounting, collection, preliminary processing, registration and transmission of information about defects, damages and failures (e.g. [20]). However, many problems in the field of organization of repair activities, including such industries as energy, remain unsolved [21, 22]). And very slow rates of implementation of new repair strategies are defined by

several key factors: lack of understanding on behalf of top managers, unpreparedness of staff for changes and lack of motivation for such changes. Detailed discussion of the current state of repair management issues is in [21, 22] (as regards power equipment) and is out of scope of the paper. It is also worth to note the publication [23] also covering the state-of-the-art situation in the field of maintenance and repair management.

Of vital interest is implementation of new advanced repair strategies combined under the term RCM [24-25]. In 2014 ISO 55000 standards for physical assets (production funds) management [25-26] are expected to appear. By order of Rosstandard No. 979 as of 29.08.2013, a national Technical committee for standardization No. 086 "Assets management" (www.tk086.ru) was established. The committee will be involved in developing a Russian version ISO 55000. The committee is established on the basis of the firm NPP "SpecTek" which has been dealing with the issues of technical maintenance and repair and automation of these processes during over 20 years.

We now start to see some understanding that rational organization of equipment service in today conditions is impossible without application of information technology [27]. At present over five hundred enterprises in Russia use information systems for maintenance and repair management with the power industry being far ahead of all other industries [28].

RCM important integral part is on-condition repair. Diagnostics means used wider and wider allow providing objective information about the state of equipment and predicting possible failures. In some cases we can use accumulated statistics of failures and their forerunners – defects (through want of other statistics – at least within an enterprise) to predict failure time. Application of information systems provides an effective tool to integrate information about equipment, its state, diagnostics data as well as its defects and failures [29]. In other words, at some new level the ideas of 30s about accumulation and use of statistics about spare parts failures as well as return to the system of post inspection repairs are again in demand. But this is some other story...

Some lessons

What can we learn from looking back at the past? This should be part of serious discussion, and "the forgotten jubilee" will be able to trigger it. I can dare to indicate some directions where serious efforts should be taken. Quality observance in maintenance and repair management for potentially hazardous production facilities (inclusive of power facilities) shall be secured by supervision of state regulating bodies. Support from the side of the state and large corporation (inclusive of big power generating and selling companies) is required for researches in maintenance and repair organization. Collection of statistics about equipment defects and failures should be resumed at the level of corporations and for energy industry and some other industries

– at the industrial level. Knowledge about advanced strategies of maintenance management and standards in the field should be disseminated. There should be training of basics of maintenance and diagnostics arrangement (including application of information technology for maintenance and repair management) (training courses at higher schools and refresher courses for staff). Implementation of information systems of assets management should be supported by top managers. We also need introduction of maintenance and repair management guidelines as well as guidelines for identification and elimination of defects and failures into manufacture documents. Responsibility of repairing companies (gratis defect elimination, repair insuring) should be enhanced. There should be compulsory consideration of Russian specifics and specifics of an individual enterprise (implementation context) when attempting to adopt western achievements in the field.

References

1. **Popov A.G.** Account and restoration of spare parts of plant equipment through repair shops. // System and organization. 1927. No.8-9. Pp.5-15.
2. **Popov A.G.** Rationalization of repairing at a plant. – M.: GNTI, 1931. 79 p.
3. **Spiridonov V.V.** Rationalization of plant equipment repairing. Practical guide. Ed. by B.O. Kagan. Issue 1. L-M.: "Management techniques", 1931.
4. **Spiridonov V.V.** In favor of scheduled preventive repairing. Ed. by the repair section of Rationalization Sector of Dzerzhinsky club of workers. – M.: Publishing house NKTP, 1932. 51 (3) p.
5. Organization scheduled repairs. Collection of materials from foreign literature ed. by L. Vishnyakova. – M.: Orgmetal, 1933. 155 p.
6. **Spiridonov V.V.** System of scheduled preventive repairs. – M-L.: Standardization and rationalization, 1934. 86 p.
7. **Borisov Yu.S., Zhukov G.P.** Methods of planning plant equipment repairs by reducing to standard units of repair complexity // Production management. 1934. No.9. Pp. 16-21.
8. Remmashtrest. Standard system of scheduled preventive repairs of equipment. – M.: ONTI, 1937. 223 p.
9. **Borisov Yu.S., Zhukov G.P.** System of periodical repairs of engineering plants equipment. – M.: Oborongiz, 1939. 242 p.
10. Scheduled preventive repair in metallurgy and engineering. Reference list. – M.: Edition of State scientific library, 1939. 27 p.
11. **Borisov Yu.S.** Scheduled preventive repair of equipment in the USSR engineering. – M.: Mashgiz, 1949. 83 p.
12. Common system of scheduled preventive repairs and rational maintenance of technical equipment of engineering enterprises / Ed. by M.O. Jacobson. (6th edition). – M.: Engineering, 1967. 592 p.

13. Standard system of technical maintenance and repair of metal and wood working equipment. – M.: Minstankprom, 1988. 672 p.
14. **Yaschura A.I.** System of technical maintenance and repair of power equipment. Guide. – M.: Publishing house NC ENAS, 2006. – 504 p.
15. **Samsonov A.M.** Scheduled preventive repair of equipment as prerequisite of engineering products quality // Standards and quality. 2006. No.10. Pp. 58-63.
16. **Kondratyev A.V.** Development of the system of power equipment scheduled repair // Electricity. 2008. No.1. P. 7-14.
17. **Tokmachev G.V.** Problems of collection and processing of data on common type failures. Link in the Internet [http://www.secnrs.ru/publications/nrszine/4\(62\)-2011/tok.php](http://www.secnrs.ru/publications/nrszine/4(62)-2011/tok.php)
18. Concept of technical policy and development of generating companies LTD “Gasprom power holding”. Annex B. Guidelines for scheduling repairs of power plants on condition.
19. STO 01-055-2012. Management of production assets. JSC “MRSK Centre and Privolzhye”.
20. Requirements for composition, content and form of presentation of source data for making a probabilistic analysis of safety of main gas pipeline facilities. Instruction of JSC «AK “Transneftj”, 2006.
21. **Rostik G.V.** Analysis of state of repair service of power industry of Russia and directions of its optimization // New in energy industry. 2010. No. 3. Pp. 25-29.
22. **Tereshko O.A., Golodnova O.S.** Task of increase of maintenance efficiency has brewed in energy industry of Russia // Economics and finances in energy industry. 2010. No.4.
23. **E. Lazjko, E. Pavlushkina, A. Nesterenko.** Optimization of repair services as prerequisite of operational efficiency// website of DELOITTE http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Russia/Local%20Assets/Documents/Consulting/dttl_Optimization_RUS_16032012.pdf
24. **Antonenko I.N., Kryukov I.E.** Information systems and practices of technical maintenance and repair management: development stages // Electric superintendent. 2011. No.10. Pp.37-44.
25. **Iorsh V.I., Kryukov I.E., Antonenko I.N.** International standards in the area of assets management // Quality bulletin. 2012. No.4. Pp.27-34.
26. **Khokhlyavin S.A.** Assets management: new series of future ISO standards // Certification. 2009. No.4.
27. **Kats B.A.** Does a repairman need a PC? // RITM (Repair. Innovation. Technology. Modernization). 2012. No.5. Pp.14-16.
28. **Danilov O., Skvortsov D., Svistula O.** Automation of technical maintenance and repair. Chronicles of implementation // Link in the Internet <http://www.i-mash.ru/materials/automation/35654-avtomatizacija-toir.-khronika-vnedrenijj.html>
29. **Antonenko I.N., Kats B.A.** Risk analysis and electronic register of defects // Chemic equipment. 2013. No.3. Pp.28-33.



Свердлов А.Б.

АНАЛИЗ НАДЕЖНОСТИ ГАЗОПЕРЕКАЧИВАЮЩИХ АГРЕГАТОВ

В статье приведены основные результаты анализа надежности газоперекачивающих агрегатов (ГПА), эксплуатируемых на газотранспортных предприятиях России. Рассмотрены основные конструктивные и функциональные особенности ГПА, вопросы обеспечения надежности в газовой промышленности. Представлена структурно-функциональная модель надежности (СФМН) ГПА, составленная на основе проведенного исследования надежности ГПА.

Ключевые слова: газоперекачивающий агрегат, надежность, отказ, вероятность безотказной работы.

Газоперекачивающий агрегат – сложная энергетическая установка, предназначенная для компримирования природного газа, поступающего на компрессорную станцию (КС) по магистральному газопроводу [1]. Газоперекачивающие агрегаты – основное технологическое оборудование компрессорных станций, обеспечивающие необходимый режим транспортировки газа по магистральному газопроводу. Газоперекачивающий агрегат компрессорных станций состоит из центробежного нагнетателя и привода. В качестве привода главным образом используют газовые турбины (стационарные, авиационные и судовые) и электродвигатели.

Одной из важнейших эксплуатационных характеристик газоперекачивающего агрегата является его надежность. В соответствии с ГОСТ 13377-75 надежность определяется как свойство объекта выполнять заданные функции, сохраняя во времени значения установленных эксплуатационных показателей в пределах, соответствующих заданным режимам и условиям использования, технического обслуживания, ремонтов, хранения и транспортировки. Надежность агрегата в общем случае определяется надежностью его элементов, систем, его обслуживающих, и характером их взаимодействия.

Вопросы надежности особо актуальны в газовой промышленности. Основная часть парка энергетического оборудования газотранспортных предприятий России была введена в эксплуатацию в 1980-1990 гг., и значительная его доля работает сверх установленного производителями нормативного срока. Такое положение не может не отражаться на надежности работы энергохозяйства. Об этом свидетельствует то, что число нарушений, связанных с износом оборудования, достигает 30% общего количества нарушений в работе энергохозяйства [2].

Обеспечение надежности ГПА зависит от решения комплекса научных, технических, экономических и организационных задач на всех этапах – от проектирования до эксплуатации. Решение задач надежности связано с развитием теории надежности, которая основана на использовании методов прикладной математики – теории вероятностей и математической статистики [3].

С теорией и практикой надежности тесно связаны такие понятия, как работоспособность и отказ оборудования. Работоспособность – это состояние объекта, при котором

он способен выполнять определенные функции, сохраняя значения параметров в пределах, установленных нормативно-технической документацией. Отказ представляет собой событие, заключающееся в нарушении работоспособности и требующее остановки агрегата.

В основу расчетов надежности заложены методы теории вероятности и математической статистики [4-8], которые применяют и к особенностям надежности моделей ГПА. Отказ агрегата в работе и его восстановление – это два противоположных случайных события. На практике принято оперировать со случайными величинами. Случайной принято называть величину, которая может принимать любое заранее неизвестное значение.

В настоящее время оценка показателей надежности ГПА на газопроводах осуществляется системой показателей, основанных на определении времени нахождения агрегата в том или ином эксплуатационном состоянии:

- суммарном времени нахождения агрегата в работе T_P за отчетный период T_K ;
- времени нахождения агрегата в резерве T_{Pez} ;
- времени нахождения агрегата в плановом ремонте $T_{ППР}$;
- времени вынужденного простоя $T_{ВП}$.

Обычно за отчетный период принимается календарный год:

$$T_K = T_P + T_{Pez} + T_{ППР} + T_{ВП} = 365 \text{ дней.}$$

На основе сопоставления приведенных временных состояний агрегата и определяются показатели его надежности. Вероятность безотказной работы $P(t)$ является основным показателем надежности, который показывает вероятность того, что в заданном интервале времени t (или в пределах заданной наработки) отказа не возникнет.

В основу оценки и прогноза эксплуатационной надежности ГПА может быть положена структурно-функциональная модель надежности (СФМН) ГПА. Структурно-функциональная модель надежности – вероятность безотказной работы (ВБР) – комплексный показатель долговечности, который в полной мере характеризует надежность сложных технических систем. Структурно-функциональная модель надежности ГПА отражает обобщенный показатель надежности (ПН) через структурную и функциональную декомпозицию ГПА, причины и характер отказов, рациональную номенклатуру выходных параметров, модель работоспособности, структуру и вид исходной информации о надежности подсистем ГПА, а также наработки, режимы работы, СТО и ремонта, правила и условия эксплуатации. СФМН наиболее полно характеризует надежность исследуемого объекта, отображает его основные конструктивные и функциональные особенности, режимы работы, причины и характер возникающих отказов. Исходя из результатов проведенного комплексного исследования надежности ГПА, структурно-функциональная модель надежности ГПА для периода эксплуатации принимает вид:

$$P_{об}(\tau_{\Sigma}) = \Phi_1 [Y_i (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); Z_j (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); X_k (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); [Y_i]; [Z_j]; [X_k]; R_1; \eta; \varepsilon; \zeta] * \Phi_2 [\lambda_{1\mu} (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \lambda_{2\mu} (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \lambda_{3\mu} (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); r] * \Phi_3 [\lambda_{4v} (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \rho] * \Phi_4 [t_{TO}, n_{TO}, t_{np}, n_{np}, t_{устp}, m, t_3, n_3]. \quad (1)$$

В выражении (1):

- $P_{об}(\tau_{\Sigma})$ – вероятность безотказной работы ГПА, как единого объекта, обобщенный показатель надежности агрегата за рассматриваемое время эксплуатации (τ_{Σ});

- $\Phi_1 [Y_i (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); Z_j (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); X_k (T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); [Y_i]; [Z_j]; [X_k]; R_1; \eta; \varepsilon; \zeta]$ – оператор, определяющий вероятность выполнения системы условий работоспособности для заданных условий эксплуатации и режимов работы ГПА в зависимости от наработки и режима эксплуатации. Учитывает изменение и влияние рассеивания следующих значений:

- Y_i – выходные обобщенные параметры ГПА (уровень шума в машзале, общее вибросостояние агрегата, загазованность цеха или укрытия ГПА, давление газа на выходе компрессорной станции, температура газа на выходе компрессорной станции и т.д.);

- Z_j – выходные параметры отдельных подсистем (температура, давление и уровень машинного масла; уровень вибрации электродвигателя, мультипликатора, нагнетателя; защита от помпажа нагнетателя; ограничение по мощности, cosφ электродвигателя, напряжению в сети и т.д.);

- X_k – выходные параметры отдельных элементов агрегата (температура подшипников электродвигателя, давление масла в уплотнениях нагнетателя, осевой сдвиг ротора нагнетателя, температура обмоток статора электродвигателя, сопротивление изоляционных прокладок электродвигателя, диаметральный зазор между шейками валов и вкладышами подшипников, осевой разбег вала колеса мультипликатора и т.д.); количество выходных параметров Y_i, Z_j, X_k в соотношении (1) определяется существом решаемой задачи, конструктивными особенностями определенного ГПА и режимом работы. Между параметрами возможно наличие корреляционной связи.

- $[Y_i], [Z_j]$ и $[X_k]$ – диапазоны допустимых значений выходных параметров, зависящие в общем случае от времени и условий эксплуатации;

- R_1 – множество вещественных чисел, которому принадлежат все возможные и допустимые значения;

- $T_P, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}$ – наработка ГПА в единицах времени на различных режимах в период эксплуатации (время нахождения агрегата в работе, резерве, плановом ремонте и вынужденном простое соответственно);

- $\eta; \varepsilon; \zeta$ – количество Y_i, Z_j, X_k выходных параметров, характеризующих работоспособность ГПА.

Оператор $\Phi_1 (Y_i (); Z_j (); X_k (); \dots)$ определяет вероятность P_n выполнения ГПА условий работоспособности для заданных параметров в зависимости от допустимых пределов при определенном режиме эксплуатации и времени работы: $P_n = \{Y_1 \in [Y_1]; Y_2 \in [Y_2]; \dots Y_i \in [Y_i]; \dots Z_j \in [Z_j]; \dots X_k \in [X_k]\}$. По существу, оператор Φ_1 определяет параметрическую надежность.

• $\Phi_2 [\lambda_{1\mu} (T_B, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \lambda_{2\mu} (T_B, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \lambda_{3\mu} (T_B, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); r]$ – оператор, характеризующий влияние на надежность ГПА мелких конструктивных и технологических дефектов, не учитываемых оператором Φ_1 , а также влияние качества ремонтов и технических обслуживаний. Учитывает изменение и влияние рассеивания следующих значений:

◦ $\lambda_{1\mu}; \lambda_{2\mu}; \lambda_{3\mu}$ – интенсивности отказов μ -той подсистемы ГПА, обусловленные мелкими конструктивными, технологическими и ремонтными дефектами в период эксплуатации соответственно;

◦ r – количество μ -х подсистем, на которое условно разбит ГПА для оценки показателей надежности.

• $\Phi_3 [\lambda_{4v} (T_B, T_{Pez}, T_{ППР}, T_{ВП}); \rho]$ – оператор, учитывающий влияние нарушений правил эксплуатации ГПА на его надежность. Учитывает изменение и влияние рассеивания следующих значений:

◦ $\lambda_{4v} (T_P); \lambda_{4v} (T_{Pez}); \lambda_{4v} (T_{ППР}); \lambda_{4v} (T_{ВП})$ – интенсивности нарушения v -го правила эксплуатации ГПА в зависимости от режима эксплуатации, наработки;

◦ ρ – количество правил эксплуатации, рекомендуемых к выполнению.

• $\Phi_4 [t_{TO}, n_{TO}, t_{нр}, n_{нр}, t_{устр}, m, t_3, n_3]$ – оператор, характеризующий совместное влияние текущих отказов и принятой планово-предупредительной системы обслуживания и ремонтов ГПА на его техническую готовность. Учитывает изменение и влияние рассеивания следующих значений:

◦ $t_{TO}; t_{нр}; t_{устр}$ – средняя продолжительность технического обслуживания (ТО), среднее время плановых ремонтов ГПА и среднее времена на устранение отказов;

◦ $m; n_{TO}; n_{нр}$ – ожидаемое количество отказов, ТО, и плановых ремонтов за заданное время τ эксплуатации ГПА соответственно;

◦ t_3 – время поступления заявки;

◦ n_3 – ожидаемое количество заявок на работу.

Оператор $\Phi_4 [t_{TO}, n_{TO}, t_{нр}, n_{нр}, t_{устр}, m, t_3, n_3]$, по существу, представляет собой коэффициент технического использования ГПА.

Для расчета составляющих коэффициента технического использования объекта принимаем планово-предупредительную систему технических обслуживаний и ремонтов, согласно которой:

$$T_{\Sigma нто} = n_I t_{TO} + n_P t_P; T_{\Sigma нто} = m t_{устр}; \text{ где:}$$

◦ n_{TO}, n_P, m – число технических обслуживаний (ТО), планируемых ремонтов и отказов за рассматриваемое время эксплуатации;

◦ $t_{TO}, t_P, t_{устр}$ – соответственно средние затраты времени на проведение ТО, планируемых ремонтов и устранения отказов.

СФМН может быть положена в основу оценки и анализа надежности ГПА на всех этапах проектирования, изготовления, пуско-наладочных испытаний, эксплуатации. При этом обеспечивается единый структурированный подход к анализу надежности со стороны конструктора, технолога, испытателя, заказчика, обслуживающего персонала, что позволяет построить универсальную базу данных для прогнозирования надежности и повышает вероятность нахождения истинной причины отказа.

Литература

1. Козаченко А.Н. Эксплуатация компрессорных станций магистральных газопроводов: Справочник / А.Н. Козаченко. – М.: Нефть и газ, 1999. – 463 с.
2. Шварц Г.Р. Долгосрочное прогнозирование технического состояния парка энергетического оборудования ОАО «Газпром» / Г.Р. Шварц, С.Н. Великий, А.А. Михель [и др.] // Газовая промышленность. – 2009. – № 628. – С. 26–31.
3. Терентьев А.Н. Надежность газоперекачивающих агрегатов с газотурбинным приводом / А.Н. Терентьев, З.С. Седых, В.Г. Дубинский. – М.: Недра, 1979. – 207 с.
4. Барлоу Р. Математическая теория надежности / Р. Барлоу, Ф. Прошан. Пер. с англ., под. ред. Б.В. Гнеденко. – М.: Советское радио, 1969. – 488 с.
5. Вентцель Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель. – М.: Наука, 1969. – 576 с.
6. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности / Б.В. Гнеденко, Ю.К. Беляев, А.Д. Соловьев. – М.: Наука, 1965. – 524 с.
7. Калабро С.Р. Принципы и практические вопросы надежности / С.Р. Калабро. Пер. с англ., под. ред. Д.Ю. Панова. – М.: Маштностроение, 1966. – 376 с.
8. Леонтьев И.А. Основы надежности систем добычи газа / И.А. Леонтьев, И.Г. Журавлев. – М.: Недра, 1975. – 201 с.

**Sverdlov A.B.**

DEPENDABILITY ANALYSIS OF GAS COMPRESSION UNITS

The paper puts forth the main findings of dependability analysis of gas compression units (GCU) operated by Russian gas transmission companies. The authors examine the key design and functionality features of GCUs, as well as the matters of dependability in the gas industry. The paper presents the structural and functional GCU dependability model (SFDM) that was developed based on the results of GCU dependability research.

Keywords: gas compression unit, dependability, failure, probability of no-failure.

A gas compression unit is a complex power facility designed for compression of natural gas arriving to a gas compression station (GCS) via a long distance pipeline [1]. Gas compression units are the primary production facilities of gas compressions stations that enable regular gas transportation operations of a long distance pipeline. The gas compression unit of a gas compressor station consists of a centrifugal pump and a drive. Gas turbines (stationary, aeroderivative or marine) and electric motors are primarily used as drives.

One of the key operational characteristics of a gas compression unit is its dependability. As per GOST 13377-75, dependability is defined as the ability of a facility to perform the specified functions while preserving in time the specified performance indicators within the limits set for specific modes and conditions of operation, maintenance, storage and transportation. The dependability of the unit is generally defined by the dependability of its components, the systems that service it and the nature of their interaction.

The matters of dependability are especially relevant in the gas industry. The bulk of the power equipment stock of Russian gas transportation enterprises was commissioned in 1980 – 1990's and a major part of it is beyond the standard operation time specified by the manufacturer. That situation inevitably affects the reliability of power utilities operation. Evidence of that is the fact that 30% of the total number of power utilities malfunctions are related to equipment tear and wear [2].

GCU dependability depends on the solution of a number of scientific, technical, economic and organizational tasks at all stages from the design to the operation. The solution of the dependability problems depends on the development of the dependability theory that is based on the applied mathematics methods, i.e. probability theory and mathematical statistics [3].

The theory and practice of dependability is closely connected with such concepts as equipment operability and failure. Operability is the condition of a facility capable of performing certain functions while maintaining the values of parameters within the limits set forth in norms and specifications. A failure is an event consisting in the disturbance of operability and requiring the unit to be stopped.

Dependability calculation is based on methods of probability theory and mathematical statistics [4-8] that are also applicable to GCU dependability models. The failure of a unit in operation and its recovery are two opposite random events. In practice, operations are performed

with random variables. A variable is deemed random if it can assume any value unknown in advance.

Currently, the evaluation of GCU dependability in pipelines is performed using a system of indicators based on the definition of the time the unit operating in a certain condition:

- total operating time of the unit T_O over the reporting period T_{RP} ;
- total standby time of the unit T_{STB} ;
- total scheduled repair operation time of the unit T_{SR} ;
- forced downtime T_{FDT} .

Normally, a calendar year is taken as the reporting period:

$$T_{RP} = T_O + T_{STB} + T_{SR} + T_{FDT} = 365 \text{ days.}$$

The unit's dependability indicators are identified by comparing the above temporal conditions. The probability of fault-free operation $P(t)$ is the primary dependability indicator that shows the probability of failure not occurring within the set time period t (or within the specified operation period).

Evaluation and prediction of GCU operational dependability can be based on the GCU structural and functional dependability model (SFDM). The structural and functional dependability model is the probability of fault-free operation (PFFO), a composite indicator of longevity that comprehensively characterizes the dependability of complex technical systems. The GCU structural and functional dependability model reflects the integrated dependability indicator (DI) through structural and functional decomposition of GCU, causes and nature of failures, rational nomenclature of output parameters, operability model, structure and type of the input information regarding dependability of GCU components, as well as operation times, operation modes, maintenance system, operation guidelines and conditions. SFDM to the fullest extent characterizes the dependability of the researched object, reflects its main design and functional features, operating modes, causes and nature of the failures. Based on the results of the comprehensive GCU dependability research, the structural and functional GCU dependability model takes the following form:

$$P_{FFO}(t_{\Sigma}) = F_1[Y_i(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); Z_j(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); X_k(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); [Y_i]; [Z_j]; [X_k]; R_l; \eta; \varepsilon; \zeta] * F_2[\lambda_{1\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); \lambda_{2\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); \lambda_{3\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); r] * F_3[\lambda_{4v}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); \rho] * F_4[t_{MO}, n_{TO}, t_{sr}, n_{sr}, t_{elim}, m, t_3, n_3].(1)$$

In formula (1):

• $P_{FFO}(t_{\Sigma})$ is the probability of fault-free operation of GCU as an integrated facility, a composite index of unit dependability over the operational period under consideration (t_{Σ});

• $F_1[Y_i(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); Z_j(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); X_k(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); [Y_i]; [Z_j]; [X_k]; R_l; \eta; \varepsilon; \zeta]$ is the operator that defines the probability of the system ensuring operability in the given operational conditions and GCU operating modes depending on operation time and working conditions. Taking into consideration the influence and dispersion of the following values:

◦ Y_i is the generalized GCU output parameters (level of noise in the machine room, general vibration condition of the unit, gas accumulation in the shop or GCU shed, gas pressure at the output of the compression station, gas temperature at the output of the compression station, etc.);

◦ Z_j is the output parameters of individual subsystems (temperature, pressure and level of oil; level of vibration of the electric motor, multiplier and compressor; compressor surging protection; power restriction, cosφ of electric motor, network voltage, etc.);

◦ X_k is the output parameters of individual components of the unit (temperature of electric motor bearings, oil pressure in compressor seals, axial shift of compressor rotor, temperature of electric motor stator coils, electric motor insulation spacers resistance, diametric gap between spindles and bearing pads, axial play of multiplier wheel shaft, etc.); the number of output parameters Y_i, Z_j, X_k in formula (1) depends on the essence of the problem to be solved, design features of the specific GCU and operating mode. Parameters may correlate.

◦ $[Y_i], [Z_j]$ and $[X_k]$ are ranges of allowable values of output parameters that in general depend on the time and conditions of operation;

◦ R_l is the set of real numbers that includes all possible and allowable values;

◦ $T_O, T_{STB}, T_{TM}, T_{FDT}$ is the GCU operation time in time units in different modes during the operation period (time of unit operation, time of stand by, maintenance and forced downtime);

◦ $\eta; \varepsilon; \zeta$ is the number of Y_i, Z_j, X_k output parameters that characterize GCU operability.

Operator $F_1(Y_i(); Z_j(); X_k(); \dots)$ defines the probability P_n of the GCU ensuring operability for given parameters depending on the allowable limits in given operation mode and time: $P_n = \{Y_{1\in}[Y_1]; Y_{2\in}[Y_2]; \dots Y_{i\in}[Y_i]; \dots Z_{j\in}[Z_j]; \dots X_{k\in}[X_k]\}$. Operator F_1 virtually defines the parametric dependability.

• $F_2[\lambda_{1\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); \lambda_{2\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); \lambda_{3\mu}(T_O, T_{STB}, T_{SR}, T_{FDT}); r]$ is the operator that characterizes the way the GCU dependability is affected by minor design and manufacturing defects that are not covered by operator F_1 , as well as the influence of the quality of maintenance. Taking into consideration the influence and dispersion of the following values:

◦ $\lambda_{1\mu}; \lambda_{2\mu}; \lambda_{3\mu}$ are the failure rates of μ -th GCU subsystem due to minor design, manufacturing and maintenance defects over the operation period respectively;

◦ r is the number of μ -th subsystems the GCU is arbitrarily divided into for evaluation of dependability indicators.

• $F_3[\lambda_{4v}(T_O, T_{STB}, T_{TM}, T_{FDT}); \rho]$ is the operator that takes into consideration the effects of violations of GCU operation rules on its dependability. Taking into consideration the influence and dispersion of the following values:

◦ $\lambda_{4v}(T_O); \lambda_{4v}(T_{STB}); \lambda_{4v}(T_{SR}); \lambda_{4v}(T_{FDT})$ are the violation rates of the v -th rule of GCU operation depending on the operating mode, time of operation;

○ ρ is the number of operation rules recommended for application.

• $F_4 [t_{MO}, n_{MO}, t_{sr}, n_{sr}, t_{elim}, m, t_3, n_3]$ is the operator that characterizes the total effect of current failures and the adopted GCU preventive maintenance system on its availability. Taking into consideration the influence and dispersion of the following values:

○ t_{MO}, t_{sr}, t_{elim} is the average duration of maintenance (M), average duration of scheduled GCU repairs and average failure elimination time;

○ $m; n_{MO}; n_{sr}$ is the expected number of failures, maintenance operations and scheduled repairs over the specified period of time t of GCU operation respectively;

○ t_{WO} is the time of work order delivery;

○ n_{WO} is the expected number of work orders.

Operator $F_4 [t_{MO}, n_{MO}, t_{sr}, n_{sr}, t_{elim}, m, t_3, n_3]$ is essentially the GCU utilization coefficient.

In order to calculate the components of the utilization coefficient, we use the preventive maintenance system according to which:

$T_{\Sigma pt} = n_1 t_{MO} + n_p t_p; T_{\Sigma nt} = m t_{elim}$; where:

○ n_{MO}, n_p, m is the number of maintenance operations (MO), scheduled repairs and failures over the specified operation period;

○ t_{MO}, t_p, t_{elim} are respectively average time expenditure of a maintenance operation, scheduled repairs and failure elimination.

SFDM can be used as the foundation of evaluation and analysis of GCU dependability at all stages of design, manufacture, commissioning tests and operation. It enables an integrated and organized approach to dependability analy-

sis by the designer, process engineer, tester, customer and operating personnel, which allows generating a universal database for dependability forecasting and increases the probability of finding the real cause of failure.

References

1. **Kozachenko A.N.** Operation of compressor stations of long distance pipelines: Reference book / A.N. Kazachenko. – Moscow. Neft i gaz, 1999. – 463 p.
2. **Shvarts G.R.** Long-term forecasting of the technical condition of OAO Gazprom's power engineering equipment stock / G.R. Shvarts, S.N. Veliky, A.A. Mikhel [et al.] // Gazovaya promyshlennost. – 2009. – Issue 628. – P. 26–31.
3. **Terentiev A.N.** Dependability of gas compressor units with gas turbine drives / A.N. Terentiev, Z.S. Sedykh, V.G. Dubinsky. – Moscow. Nedra, 1979. – 207 c.
4. **Barlow R.** Mathematical theory of reliability / R. Barlow, F. Proschan. Translation from English, edited by B.V. Gnedenko. – Moscow. Sovetskoe radio, 1969. – 488 p.
5. **Wentzel E.S.** Probability theory / E.S. Wentzel. – Moscow. Nauka, 1969. – 576 p.
6. **Gnedenko B.V.** Mathematical methods in the dependability theory / B.V. Gnedenko, Yu.K. Beliaev, A.D. Soloviev. – Moscow. Nauka, 1965. – 524 p.
7. **Calabro S.R.** Reliability principles and practices / S.R. Calabro. Translation from English, edited by D.Yu. Panov. – Moscow. Mashinostroenie, 1966. – 376 p.
8. **Leontiev I.A.** Fundamentals of the gas extraction systems reliability / I.A. Leontiev, I.G. Zhuravlev. – Moscow. Nedra, 1975. – 201 p.



Носов М.В.

МЕТОД ПОЛНОГО РАЗЛОЖЕНИЯ МОСТИКОВЫХ СОЕДИНЕНИЙ В ЗАДАЧАХ АНАЛИЗА СВЯЗНОСТИ СТРУКТУРНО-СЛОЖНЫХ ДВУХПОЛЮСНЫХ СЕТЕЙ

Рассматривается метод полного, разложения мостиковых (поперечных) соединений, содержанием которого является алгоритм обобщения известной формулы разложения Шеннона – Мура [1] для анализа связности многозвенной мостиковой двухполюсной сети. Предложенный метод позволяет существенно сократить число анализируемых состояний, относительно известных комбинаторных методов, например, метода полного перебора состояний элементов [2].

Ключевые слова: анализ, вероятность, связность, разложение, формула разложения Шеннона – Мура, случайный граф, двухполюсная сеть, мостиковые соединения, биномиальный коэффициент, комбинация.

1. Введение

1.1. Принятые определения и обозначения

Мостиковое соединение (МС) – соединение двух смежных вершин v_i и v_j , $i \neq j$, принадлежащих соответственно верхнему и нижнему “независимым каркасам” [2].

Связность – свойство двухполюсных сетей сохранять работоспособное состояние и восстанавливать его в течении допустимого времени при возникновении случайных и параметрических отказов, физических разрушений, а так же при наличии преднамеренных и непреднамеренных помех.

Граф принято считать случайным, если его элементы находятся либо в работоспособном состоянии с вероятностью p , либо в неработоспособном состоянии с вероятностью $q=1-p$, где p есть коэффициент готовности элемента случайного графа (СГ) [2].

ДС – двухполюсная сеть; СГДС – случайный граф двухполюсной сети (подробное определение СГДС представлено в [2]); ФРШМ – формула разложения Шеннона – Мура; МППСЭ – метод полного перебора состояний элементов; МПРМС – метод полного разложения мостиковых соединений; ВС – вероятность связности; БК – биномиальный коэффициент; К – комбинация, ВГП – вершина граничной пары; ССС – структурно-сложные системы; ТКН – теория комбинаторной надежности.

1.2. Краткий анализ актуальности и состояния проблемы

Многозвенные мостиковые двухполюсные сети (число мостиковых соединений в которых обозначим как m^M) имеют широкое практическое применение в сетях связи, в электроэнергетических и транспортных сетях, при организационно-техническом построении систем оповещения населения и др. [3].

Наличие многозвенных мостиковых соединений в ДС повышает эффективность их функционирования и в месте с тем существенно увеличивает сложность и трудоемкость анализа связности таких сетей [2,4,5]. В этом и заключена проблема анализа связности СГДС с $m^M > 1$ мостиковыми (поперечными) соединениями.

Проблеме анализа СГДС с мостиковыми (поперечными) соединениями посвящено большое число работ, их неполный перечень можно найти, например, в работах [5,6], из содержания которых следует, что наряду с комбинаторными методами анализа связности таких СГДС [2,3] широкую известность и развитие получили логико-вероятностные методы анализа надежности структурно-сложных систем [5]. Таким образом единый аналитический подход к решению данного класса труднорешаемых задач пока отсутствует [5].

Существует мнение, что универсальным подходом к решению такого класса труднорешаемых задач является использование ЭВМ с соответствующим программным обеспечением [2,5].

Автор работы [5] это положение комментирует следующим образом: “все дело за разработкой соответствующего математического обеспечения, базирующегося на серьезной теории и апробированных аналитических методах. Отсутствие последних некоторых исследователей толкает на прямой и полный перебор на ЭВМ всех возможных состояний системы. Постоянный рост производительности ЭВМ поддерживает их надежду на перспективность этого пути исследования без “головной боли” доказывать и изобретать какие-то аналитические методы”. Следовательно, все дело за разработкой аналитических методов, которые могли бы быть использованы в инженерной практике.

Значимый вклад в решение проблемы анализа надежности ДС с мостиковыми соединениями имела работа [1], в которой предложена формула разложения для одно-мостиковой схемы (ФРМШ). В последующих работах [5,8] доказана возможность применения ФРМШ для ДС с $m^M > 1$. Однако для иллюстрации этой возможности используется одномостиковая схема, предложенная Э. Шенноном.

В чем причина применения таких иллюстрированных примеров? А дело все в том, что сложность и трудоемкость практической реализации ФРШМ для $m^M > 1$ мостиковых соединений определяется увеличением числа всех возможных состояний (комбинаций) анализируемого СГДС с $m^M > 1$ мостиковыми соединениями пропорционально величине 2^{m^M} .

При увеличении числа мостиковых соединений m^M возникает непростая задача упорядочивания и учета всевозможных комбинаций (состояний) анализируемой ДС. Например, в работе [5] это затруднение “удается преодолеть с помощью табличного метода расчета надежности СССР”. В данной статье, чтобы “не заблудиться” в лабиринте всевозможных комбинаций при увеличении числа мостиковых соединений m^M ДС, рассматривается алгоритм разложения для $m^M > 1$, в основе которого на-

ходятся свойства биномиального распределения и его биномиальных коэффициентов.

Научной новизной статьи является обобщение применения ФРШМ для ДС с $m^M > 1$ мостиковыми соединениями на основе свойств биномиального распределения и его БК [6], определяющих формальный принцип разработки алгоритма разложения исходных СГДС с m^M мостиковыми соединениями ($m^M > 1$) в 2^{m^M} условных параллельно-последовательных (приводимых) СГДС.

Практическая значимость – характеризуется возможностью применения предложенного метода в прикладных инженерных задачах анализа связности СГДС с $m^M > 1$ мостиковыми соединениями.

2. Исходные данные и постановка задачи

Пусть структурно сложная ДС будет задана графом G [7]:

$$\underline{G} = \{V, L, \Phi\}, \quad (1)$$

где $V = \{v_i\}$, $i = 1, m_V$ – множество вершин графа, число которых равно $m_V = |V|$ – мощность множества вершин графа (число элементов некоторого множества или некоторой совокупности элементов принято называть его мощностью);

$L = \{l_{ij}\}$, $i, j = 1, m_V$ ($i < j, i \neq j$) – множество ребер графа мощностью $m_L = |L|$; (i, j) – номера вершин граничной пары (ВГП) ребра (l_{ij}) ;

$\Phi(l_{ij}) = v_i \& v_j$ – отображение инцидентности и смежности элементов графа такое, что: если ребро l_{ij} соединяет вершины v_i и v_j , то оно считается инцидентным вершинам граничной пары v_i и v_j ; если вершина v_i соединена по ребру l_{ij} с вершиной v_j , то эти вершины являются смежными друг другу по ребру l_{ij} .

Вершины графа, соединенные между собой ребрами, образуют определенную структуру графа, которая может быть как простой так и сложной и отражает способность графа по передаче информации от его вершины S – источника к вершине t – стока, рис. 2.

Ребра СГДС могут иметь частичную или сквозную нумерацию [7].

При частичной нумерации ребер используются их ВГП v_i и v_j таким образом, что порядок нумерации ребер формально выражается в виде

$$L = \{l_{ij}\}, i < j \& i \neq j \text{ и } i, j = 1, m_V. \quad (2)$$

При использовании сквозной нумерации вершины и ребра графа соответственно будут иметь следующую нумерацию:

$$V = \{v_i\}, i = 1, m_V \text{ и } L = \{l_\xi\}, \xi = m_V + 1, m_V + m_L, \quad (3)$$

где ξ – обозначение порядкового номера ребра.

Сквозная нумерация элементов графа (рис. 1) выполнена в соответствии со следующим методическим правилом: от вершины – источника S к вершине – стоку t и от верхних вершин к нижним.

Для краткости написания вершин v_i , $i = 1, m_V$ и ребер l_ξ , $\xi = m_V + 1, m_V + m_L$ в СГДС иногда будем использовать

только присвоенные этим элементам соответствующие порядковые номера $i = 1, m_v$ и $\xi = m_v + 1, m_v + m_L$.

Кроме того для снижения трудоёмкости анализа связности СГДС примем непринципиальное допущение о том, что вершины СГДС абсолютно надёжны (на рис. 2 это допущение обозначено в виде жирных кружков), а ребра имеют надёжность, равную:

$$P_\xi = m_v + 1, m_v + m_L = p. \quad (4)$$

Для указанных исходных данных задача состоит в том, чтобы : предложить методику применения свойств биномиального распределения и его биномиальных коэффициентов для разработки алгоритма разложения СГДС с $m^M > 1$ мостиковыми соединениями; показать на примере практическую реализацию этого алгоритма при разложении исходного СГДС с $m^M > 1$ мостиковыми соединениями на условные параллельно-последовательные приводимые СГДС. Помимо этого покажем, что применение предложенного метода разложения позволяет сократить число анализируемых состояний в несколько десятков (сотен) раз относительно существующих комбинаторных методов, например, МППСЭ анализируемого СГДС.

3. Применение свойств биномиального распределения и его биномиальных коэффициентов при разложении мостиковых соединений в двухполюсных сетях

Пусть каждое мостиковое соединение $l_\xi^M \in m^M$ СГДС может находиться в одном из двух состояний: работоспособном $- l_\xi^M$ с вероятностью $p(l_\xi^M) = p$ или в неработоспособном $- \bar{l}_\xi^M$ с вероятностью $q(\bar{l}_\xi^M) = 1 - p(l_\xi^M) = q$. При этом общее число всех возможных несовместных комбинаций при разложении m^M ($m^M > 1$) мостиковых соединений по модулю два будет равно 2^{m^M} , каждое из которых будет включать i неработоспособных и $m^M - i$ работоспособных состояний. Событие отказа любого мостикового соединения $\bar{l}_\xi^M$ не зависит от состояния других мостиковых соединений, составляющих комбинацию из m^M мостиковых соединений по i , т.е. $C_{m^M}^i$. Заметим, что каждая комбинация $C_{m^M}^i$ есть биномиальный коэффициент (BK_i).

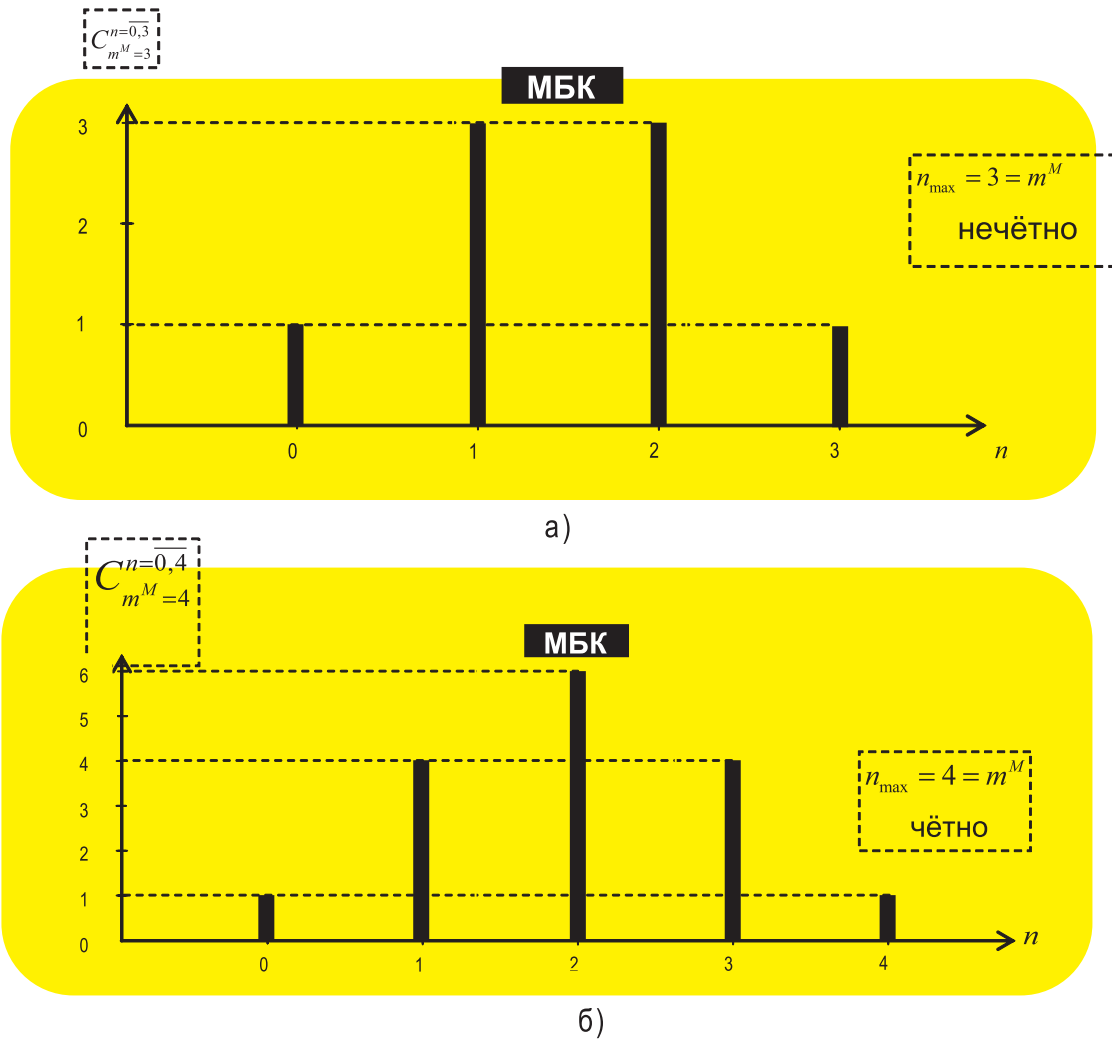


Рис. 1.

Тогда, с целью упорядочивания процесса формирования всех возможных комбинаций из m^M по i и их учета при выполнении анализа связности СГДС с m^M мостиковыми соединениями ($m^M > 1$) целесообразно использовать биномиальное распределение, которое выражается формулой [6]

$$P_{i,m^M} = C_{m^M}^i p^{(m^M-i)} q^i \quad (5)$$

где P_{i,m^M} – вероятность того, что в результате разложения m^M мостиковых соединений в комбинации $C_{m^M}^i$ окажется i неработоспособных мостиковых ребер;

$C_{m^M}^i$ – биномиальный коэффициент, характеризующий число комбинаций (состояний), которое можно получить из m^M мостиковых соединений по i (здесь m^M – параметр комбинации (ПаК), а i – переменная комбинации (ПеК));

сомножитель $p^{(m^M-i)} q^i$ – вероятность получения $BK_i = C_{m^M}^i$;

$p^{(m^M-i)}$ – вероятность нахождения подмножества мостиковых ребер $L^M = \{l_{\xi}^M\} \in m^M$ в работоспособном состоянии в BK_i ;

q^i – вероятность нахождения подмножества мостиковых ребер $\bar{L}^M = \{\bar{l}_{\xi}^M\} \in m^M$ в неработоспособном состоянии в BK_i ;

Регулярный ряд биномиальных коэффициентов $BK_i (i = \overline{0, m^M})$ представляет собой известный бином Ньютона (БН) [6], который обладает свойством симметричности относительно максимальных биномиальных коэффициентов (МБК); $BK_{i=0}$ характеризует комбинацию когда подмножество $L^M = \{l_{\xi}^M\} = |m^M|$ мостиковых соединений графа G находится в работоспособном состоянии; $BK_{i=m^M}$ характеризует комбинацию, когда подмножество мостиковых соединений находится в неработоспособном состоянии, т.е. $\bar{L}^M = \{\bar{l}_{\xi}^M\} = |m^M|$.

Если ПаК имеет нечетное значение, то МБК будет только два (рис. 1, а). Если же ПаК имеет четное значение, то МБК будет один (рис. 1, б).

Из рис. 1 хорошо видно, во первых, БК в БН «ведут» себя симметрично относительно МБК в силу того, что при заданном m^M всегда выполняется $\frac{m^M!}{i_1!(m^M-i_1)!} = \frac{m^M!}{i_2!(m^M-i_2)!}$ при условии, что $0 \leq i_{1(2)} \leq m^M$, $i_1 \neq i_2$ и $i_1 + i_2 = m^M$.

Во – вторых, все БК есть комбинации вида $C_{m^M}^{i=0, m^M}$, и, наконец, в третьих, сумма всех возможных комбинаций точно равна $2^{m^M} = \sum_{i=0}^{m^M} \frac{m^M!}{i!(m^M-i)!} = \sum_{i=0}^{m^M} C_{m^M}^i$. Например, см. рис. 1, а:

$$\begin{aligned} 2^{m^M=3} &= 8 = (BK_{i=0} = 1) + (BK_{i=1} = 3) + \\ &+ (BK_{i=2} = 3) + (BK_{i=3} = 1) = 8 = 2^{m^M=3}. \end{aligned}$$

Формально процедуру компоновки всех возможных комбинаций из m^M по $0 \leq i \leq m^M$ только для $BK_i (i = \overline{0, m^M})$ запишем в следующем виде:

$$BK_i = K_{m^M}^i = \left\{ k_{\omega=1, C_{m^M}^i} \right\} = \sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i} \prod_{\xi=1}^i \cdot \bar{l}_{\xi}^{m^M-i} \prod_{\xi=1}^{m^M-i} \cdot l_{\xi}^M \quad (6)$$

где ω – номер текущей формируемой комбинации k_{ω} ;

$\sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i}$ – комбинационная сумма (КС), набирающая ровно

$C_{m^M}^i \omega - x$ комбинаций из m^M переменных по i ;

$\prod_{\xi=1}^i \cdot$ – комбинационное произведение (КП), объединяющее $(\bullet)$ в одну формируемую ω -ю комбинацию ровно i неработоспособных мостиковых соединений;

$\prod_{\xi=1}^{m^M-i} \cdot$ – КП, объединяющее в одну формируемую ω -ю комбинацию ровно $m^M - i$ работоспособных мостиковых соединений.

Например, пусть в анализируемом СГДС перечислены три мостиковых соединения с номерами l_{11}^M, l_{14}^M и l_{17}^M , см. рис. 2. Пусть в поле переменных (ПП) они размещаются в следующем порядке: $\Omega = \{l_{\xi=11_{\xi=1}}^M, l_{\xi=14_{\xi=2}}^M, l_{\xi=17_{\xi=3}}^M\}$. Тогда при $m^M = 3$ комбинации по ($i=2$) в ПК будут согласно (6) иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} K_{m^M=3}^{i=2} &= \left\{ k_{\omega=1} = \{ \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}}^M \cdot \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}}^M \cdot l_{\xi=17_{\xi=3}}^M \} + k_{\omega=2} = \right. \\ &= \left. \{ \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}}^M \cdot l_{\xi=14_{\xi=2}}^M \cdot \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}}^M \} + k_{\omega=3} = \{ l_{\xi=11_{\xi=1}}^M \cdot \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}}^M \cdot \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}}^M \} \right\}. \end{aligned}$$

Видно, что как и положено, сформировано ровно три комбинации для случая $C_{m^M=3}^{i=1} = \frac{3!}{2!1!} = 3$ (см. на рис. 1, а третий столбик слева для $i=2$).

Формально процедура упорядоченной компоновки всех возможных комбинаций из m^M по $i = \overline{0, m^M}$ для всех BK_i почти такая же, как и в (6). Добавляется лишь одна КС по управлению i . В целом же эта процедура выглядит таким образом:

$$\begin{aligned} BK_i = \overline{0, m^M} &= K_{m^M}^{i=0, m^M} = \left\{ \sum_{i=0}^{m^M} k_{\omega=1, C_{m^M}^i}^i \right\} = \\ &= \sum_{i=0}^{m^M} \sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i} \prod_{\xi=1}^i \cdot \bar{l}_{\xi}^{m^M-i} \prod_{\xi=1}^{m^M-i} \cdot l_{\xi}^M \quad (7) \end{aligned}$$

Поскольку всевозможные комбинации образуют полную группу несовместных событий, то сумма всех вероятностей P_{i,m^M} равна единице: $\sum_{i=0}^{m^M} P_{i,m^M} = 1$.

4. Решение поставленных задач

Существо предполагаемого метода заключается в следующем. Допустим, что требуется определить вероятность связности структурно-сложного СГДС в котором каждый ξ -й элемент может находиться в одном из двух состояний: работоспособном (обозначим как l_ξ) с вероятностью $P(l_\xi)$ или неработоспособном (обозначим как $\bar{l}_\xi$) с вероятностью $q(l_\xi) = 1 - P(l_\xi)$, – множество ребер графа мощностью $m_L = |L|$.

Тогда при использовании метода полного перебора состояний элементов (МППСЭ) для расчета вероятности связности заданной пары вершин (полусов) S и t в анализируемом структурно-сложном СГДС потребуется проанализировать 2^{m_L} всевозможных состояний [3]. Очевидно при увеличении числа структурных элементов в СГДС количество анализируемых состояний и, следовательно, трудоемкость применения этого метода увеличиваются пропорционально величине 2^{m_L} .

Аналогичной сложностью и трудоемкостью обладают и другие комбинаторные методы полного перебора всевозможных состояний анализируемого структурно-сложного СГДС.

Следовательно, задача уменьшения сложности и трудоемкости комбинаторных методов анализа ВС может быть решена на основе сокращения числа анализируемых состояний, характеризующие исходный СГДС.

Решение этой задачи возможно на основе применения ФРШМ не только для одностиковой схемы СГДС, как показано в [5], но и для некоторого подмножества мостиковых соединений $L^M = \{l_\xi^i\} = |m_L^M|$, находящихся в структурно-сложных СГДС.

При таком подходе число анализируемых состояний исходного СГДС сокращается пропорционально отношению

$$\gamma = K/K^M, \quad (8)$$

где $K=2^{m_L}$ – число всевозможных состояний (комбинаций) элементов, характеризующих в целом структуру СГДС;

K^M – число всевозможных состояний (комбинаций) мостиковых соединений, находящихся в структуре анализируемого СГДС, $K \gg K^M$.

Ниже рассматривается алгоритм применения ФРШМ для любого числа мостиковых соединений, находящихся в анализируемых структурах СГДС, в основе которого находятся свойства биномиального распределения и его биномиальных коэффициентов (5).

Из анализа содержания ФРШМ [5] можно заметить, что она определяет полную вероятность связности полюсов S и t одностикового СГДС, которую выразим в следующем виде:

$$P_{s,t} = p(k_0^M) p(G_{s,t} / k_0^M) + q(k_1^M) p(G_{s,t} / k_1^M), \quad (9)$$

где комбинации k_0^M и k_1^M образуют полную группу несовместных состояний мостикового соединения l_ξ^M :

$k_0^M \sim l_\xi^M, k_1^M \sim \bar{l}_\xi^M$, где l_ξ^M и $\bar{l}_\xi^M$ – обозначения соответственно работоспособного и неработоспособного состояний мостикового соединения, $p(k_0^M) + q(k_1^M) = 1$;

$p(G_{s,t} / k_0^M)$ – вероятность связности полюсов S и t СГДС $G_{s,t}$ при условии, что состояние мостикового соединения l_ξ^M работоспособно, и вследствие этого произошло замыкание смежных вершин по этому соединению;

$p(G_{s,t} / k_1^M)$ – вероятность связности полюсов S и t СГДС $G_{s,t}$ при условии, что мостиковое соединение l_ξ^M находится в неработоспособном состоянии, и вследствие этого произошло размыкание смежных вершин по неработоспособному l_ξ^M ;

С учетом указанных определений формула (9) примет вид

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^I p(k_i^M) p(G_{s,t} / k_i^M). \quad (10)$$

Допустим, что произвольный СГДС $G_{s,t}$ характеризуется некоторым подмножеством $L^M = \{l_\xi^M / \xi = \overline{1, m_L^M}\}$ мостиковых соединений, образующих полную группу несовместных состояний (комбинации):

$$K^M = 2^{m_L^M} = \{k_i^M / i = \overline{0, I}\}. \quad (11)$$

где, I – обозначение полной группы несовместных состояний (комбинаций). Поскольку всевозможные комбинации (11) несовместны и имеют полную группу, то вероятность $P_{s,t}$ связности исходного структурно – сложного СГДС $G_{s,t}$ согласно (10) определим как

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^I p(k_i^M) p(G_{s,t} / k_i^M), \quad (12)$$

где $p(G_{s,t} / k_i^M) = p(G_{s,t}^i)$ – вероятность связности СГДС $G_{s,t}^i$, полученного в результате преобразования исходного СГДС $G_{s,t}$ при условии, что состояние мостиковых соединений соответствует комбинации k_i^M . Согласно этого определения, формулу (12) выразим следующим образом:

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^I p(k_i^M) p(G_{s,t}^i). \quad (13)$$

Формула (13) означает полную вероятность связности полюсов S и t для анализируемого СГДС $G_{s,t}$ в структуре которого есть некоторое подмножество мостиковых соединений $L^M = \{l_\xi^M\} = |m_L^M|$.

Расчет вероятностей комбинации $P(k_i^M)$ производится согласно рассмотренных ранее равенств (6), а также (7) и (8).

Поскольку условный граф СГДС $G_{s,t}^i$ образуется в результате разложения подмножества $L^M = \{l_\xi^M\} = |m_L^M|$ мостиковых соединений исходного СГДС $G_{s,t}$ на работоспособные или неработоспособные, и в результате этого производится соответственно замыкание или размыкание смежных вершин в СГДС $G_{s,t}$ по подмножеству мостиковых соединений m_L^M , то в структурах

условных СГДС $G_{s,t}^i$ мостиковые соединения ликвидируются. В силу этого расчет вероятности связности полюсов S и t анализируемого СГДС выполняется по формулам последовательно-параллельного соединения элементов.

5. Результаты численного эксперимента

Для иллюстрации применения предложенного метода определим вероятность связности СГДС в структуре которого имеется три мостиковых соединения l_{11}^M, l_{14}^M и l_{17}^M , рис.2.

Примем, что вершины $v_{\xi=1,8}$ анализируемого СГДС абсолютно надежны, а вероятность нахождения ребер СГДС в работоспособном состоянии $p(l_{\xi=9,19}) = p = 0,9$.

Полную группу несовместных состояний (комбинаций) мостиковых соединений согласно равенств (6), а также (7) и (8) при их разложении по модулю 2 определим следующим образом:

$$2^3 = \sum_{i=0}^3 C_3^i = \sum_{i=0}^3 \frac{3!}{i!(3-i)!} = 8, \quad (14)$$

в том числе:

$$BK_{i=0} = C_3^0 = 1, BK_{i=1} = C_3^1 = 3,$$

$$BK_{i=2} = C_3^2 = 3, BK_{i=3} = C_3^3 = 1.$$

Запишем комбинации k_{ω}^i , соответствующие $BK_{i=0,3}$: $BK_{i=0} = C_3^0 = 1: k_{\omega=1}^0 = l_{\xi=11}^M \bullet l_{\xi=14}^M \bullet l_{\xi=17}^M$ – исходная комбинация, когда все мостиковые соединения находятся в работоспособном состоянии;

$$BK_{i=1} = C_3^1 = 3: k_{\omega=1}^1 = \bar{l}_{\xi=11} \bullet l_{\xi=14} \bullet l_{\xi=17};$$

$$k_{\omega=2}^1 = l_{\xi=11} \bullet \bar{l}_{\xi=14} \bullet l_{\xi=17};$$

$$k_{\omega=3}^1 = l_{\xi=11} \bullet l_{\xi=14} \bullet \bar{l}_{\xi=17};$$

$$BK_{i=2} = C_3^2 = 3: k_{\omega=1}^2 = \bar{l}_{\xi=11} \bullet \bar{l}_{\xi=14} \bullet l_{\xi=17};$$

$$k_{\omega=2}^2 = \bar{l}_{\xi=11} \bullet l_{\xi=14} \bullet \bar{l}_{\xi=17};$$

$$k_{\omega=3}^2 = l_{\xi=11} \bullet \bar{l}_{\xi=14} \bullet \bar{l}_{\xi=17};$$

$$BK_{i=3} = C_3^3 = 1: k_{\omega=1}^3 = \bar{l}_{\xi=11} \bullet \bar{l}_{\xi=14} \bullet \bar{l}_{\xi=17};$$

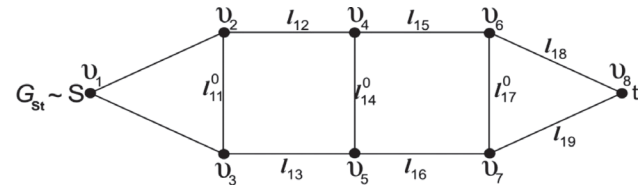


Рис. 2. Трехмостиковый СГДС

– завершающая комбинация, когда все мостиковые соединения находятся в неработоспособном состоянии.

Для вычисления вероятности $p\left(k_{\omega=1, C_{nm}^i}^i\right)$ каждого состояния (комбинации) $k_{\omega=1, C_{nm}^i}^i$ анализируемого СГДС (рис. 2) следует использовать равенство (6).

В результате разложения исходной трехмостиковой структуры СГДС (рис. 2), согласно биномиальных коэффициентов (7), получим условные СГДС $G_{s,t}^i$ ($i=0,7$), структуры которых представлены на рис. 3.

С учетом условных структур СГДС $G_{s,t}^i$ (рис. 3) по формуле (13) определим полную вероятность связности полюсов S и для исходного СГДС $G_{s,t}$, рис. 2:

$$P_{s,t} = p^3 \bullet p(G_{s,t}^0) + (1-p) \bullet p^2 \bullet p(G_{s,t}^1) + (1-p) \bullet p^2 \bullet p(G_{s,t}^2) + (1-p) \bullet p^2 \bullet p(G_{s,t}^3) + (1-p)^2 \bullet p \bullet p(G_{s,t}^4) + (1-p)^2 \bullet p \bullet p(G_{s,t}^5) + (1-p)^2 \bullet p \bullet p(G_{s,t}^6) + (1-p)^3 \bullet p \bullet p(G_{s,t}^7), \quad (15)$$

где

$$p(G_{s,t}^0) = (2p - p^2)^4;$$

$$p(G_{s,t}^1) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^2) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^3) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^4) = (2p^3 - p^6)(2p - p^2);$$

$$p(G_{s,t}^5) = (2p^2 - p^4)^2;$$

$$p(G_{s,t}^6) = (2p^3 - p^6)(2p - p^2);$$

$$p(G_{s,t}^7) = 2p^4 - p^8.$$

Таблица 1. Трудоемкость МПРМЭ

Наименование анализируемого СГДС	Число анализируемых состояний (гипотез) МПРСЭ: $K=2^{m_L}$	Число анализируемых состояний (гипотез) МПРМС: $K^M = 2^{m_L^M}$	Сокращение числа анализируемых состояний $\gamma = K / K^M$ (разы)
СГДС с одним МС	32	2	16
СГДС с двумя МС	256	4	64
СГДС с тремя МС	2048	8	256

Для принятых исходных данных вероятность связности полюсов S и t анализируемого СГДС равна $P_{s,t}=0,955596$.

Результаты сравнительного анализа трудоемкости МПРМС относительно МППСЭ по принятому показателю (1) представлены в табл. 1.

Из представленных результатов следует, что с усложнением структуры анализируемых СГДС:

Трудоемкость МППСЭ экспоненциально возрастает (см. 2-ю колонку табл. 1).

Трудоемкость МПРМС относительно МППСЭ сокращается пропорционально величине $2^{(m_L - m_L^0)}$, где $m_L > m_L^0$.

Таким образом, проблема частичного устранения сложности и трудоемкости точного расчета вероятности связности структурно-сложных СГДС имеет аналитическое решение на основе предложенного МПРМС.

6. Заключение

Возможность применения ФРШМ для случая, когда в СГДС насчитывается более чем одно мостиковое соединение доказана в работах [2,5,8].

Целью данной статьи являлось рассмотрение комбинаторного алгоритма практической реализации указанной возможности при решении задачи анализа связности такого варианта СГДС, в котором решение задачи выбора мостиковых соединений не требовалось, поскольку она априори решена структурой построения анализируемого СГДС, см. рис. 2.

Вместе с тем задача определения мостиковых соединений в анализируемом структурно-сложном СГДС считается основополагающей в ТКН, основные положения которой сформулированы в работах [2,8].

Поэтому научно-практический интерес представляет решение двуединой задачи: 1) выбора совокупности $L^M = \{l_{\xi}^M\} = |m^M|$ мостиковых соединений из их множества $L = \{l_{\xi}\} = |m_L|$, находящихся в исходном структурно-сложном СГДС, и 2) их последующее практическое использование для расчета связности анализируемого СГДС.

Литература

1. Мур Р., Шеннон К. Надежные схемы из ненадежных реле. Работы по теории информации и кибернетики. М.: ИЛ. 1963.

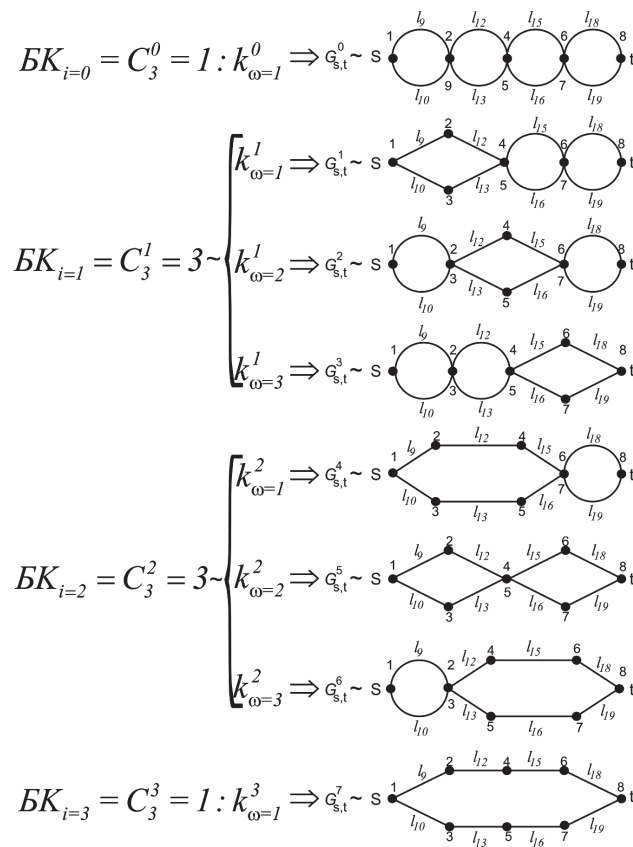


Рис. 3. Условные СГ ДС $G_{s,t}^{i=0,7}$

2. Филин Б.П. Методы анализа структурной надежности сетей связи. М.: Радио и связь. 1988.

3. Носов М.В. Комбинаторные методы анализа качества функционирования и модернизации систем оповещения населения. Академия гражданской защиты МЧС России. 2014.

4. Гэри М., Джонсон Д. Вычислительные машины и трудно-решаемые задачи. М: Мир. 1982.

5. Рябинин И.А. Надежность и безопасность структурно – сложных систем. СПб.: Политехника. 2000.

6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М.: Физматгиз. 1968.

7. Филин Б.П. О предельном развязывании клаттеров в оценках Полесского границ комбинаторной надежности случайных бинарных систем. Автоматика и телемеханика. №9. 2005.

8. Филин Б.П. Об аналитическом методе приближенного вычисления надежности сложных систем. Автоматика и телемеханика. №7. 1998.

**Nosov M.B.**

METHOD OF COMPLETE DECOMPOSITION OF BRIDGE CONNECTIONS IN CONNECTIVITY ANALYSIS PROBLEMS OF STRUCTURALLY COMPLEX BIPOLAR NETWORKS

The paper considers the method of complete decomposition of bridge (cross) connections of structurally complex bipolar networks whose content is the generalization algorithm of the well-known Moore-Shannon's decomposition formula for analysis of connectivity of a ladder bridge bipolar network. The offered method allows for considerably reducing a number of analyzed states as compared to known combinatory methods, e.g. an exhaustion method of elements' states [2].

Keywords: analysis, probability, connectivity, decomposition, Moore-Shannon's decomposition formula, system, random graph, bipolar network, bridge connections, binominal coefficient, combination.

1. Introduction

1.1. Terms and definitions

Bridge connection (BC) is a connection between two adjoining vertices v_i and v_j , $i \neq j$, belonging to upper and lower "independent frames" respectively [2].

Connectivity is a property of bipolar networks to detain upstate and recover it during acceptable time in case of random and parametric failures, physical damages as well as deliberate and unintentional disturbances.

A graph is taken as random if its elements are either in upstate with the probability p , or in downstate with the probability $q=1-p$, where p is the coefficient of availability of a random graph's element (RG) [2].

BN is a bipolar network; RG BN is a random graph of a bipolar network (see detailed definition of RG BN in [2]); MSDF is Moore-Shannon's decomposition formula; EMES is an exhaustion method of elements' states; MCDBC is a method of complete decomposition of bridge connections; CP is connectivity probability; BC is binominal coefficient; C is a combination; PBC is a vertex of a boundary couple; SCS is structurally complex systems; TCR is a theory of combinatory reliability.

1.2. Brief analysis of topicality and state-of-the-art of the problem

Ladder bridge bipolar networks (whose number of bridge connections will be designated as m^M) are widely used in telecommunication networks, power supply and transport networks, arrangement of public announcement systems etc. [3].

Availability of ladder bridge connections in BN increases the efficiency of their functioning while making it more difficult and time-consuming to analyze connectivity of such networks [2,4,5]. This is where the problem of connectivity analysis of RG BN with $m^M > 1$ bridge (cross) connections lies.

The problem of analysis of RG BN with bridge (cross) connections has been covered in a lot of works, whose inexhaustive list can be found for example in works [5,6], which show that along with combinatory methods of connectivity analysis of such RG BN [2,3] logical probabilistic methods of reliability analysis of structurally complex systems have got widely used and developed [5]. Therefore, there is no common analytical approach to solve this class of hard solved problems [5].

There is an opinion that a universal approach to solve this class of hard solved problems is to use computers with special software [2,5].

The author of the work [5] comments this situation the following way: "We only have to develop special mathematical software based on a serious theory and approved analytical methods. The unavailability of those forces researchers to do direct and complete search of all system state on PC. Permanent increase of PC productivity supports their hope in this promising research way to prove and invent analytical methods without too much effort". So, what we should have to do is to develop analytical methods that could be used in engineering.

A substantial contribution to solving the problem of reliability analysis of BN with bridge connections was given by the work [1] that offered a decomposition formula for a one-bridge circuit (MSDF). Further works proved the possibility of applying MSDF for BN with $m^M > 1$. However, a one-bridge circuit proposed by C. Shannon was used to illustrate this possibility.

What is the reason of application of such illustrated examples? The reason is that the complexity and time-consuming character of practical implementation of MSDF for $m^M > 1$ bridge connections is defined by increase of the number of all possible states (combinations) of analyzed RG BN with $m^M > 1$ bridge connections in proportion to 2^m .

Increase of the number of bridge connections m^M brings quite a difficult task of ordering and taking account of all possible combinations (states) of analyzed BN. For example, in work [5] this obstacle was "managed to overcome by means of a table method of SCS reliability calculation". In this paper in order to not "go astray" in the labyrinth of various possible combinations with increase of the number of bridge connections m^M of BN we use the decomposition algorithm for $m^M > 1$, whose basis is the properties of a binominal distribution and its binominal coefficients.

Scientific novelty of the paper is generalization of MSDF application for BN with $m^M > 1$ bridge connections based on the properties of a binominal distribution and its BC [6], defining the formal principle of development of the decomposition algorithm of initial RG BN with m^M bridge connections ($m^M > 1$) in 2^m conditional parallel sequential RG BN.

The practical value is characterized by the possibility of using the offered method in applied engineering tasks of connectivity analysis of RG BN with $m^M > 1$ bridge connections.

2. Initial data and problem statement

Let structurally complex BN be set by graph G [7]:

$$G = \{V, L, \Phi\}, \quad (1)$$

where $V = \{v_i\}$, $i = 1, m_V$ is a set of graph vertices whose number equals to $m_V = |V|$ – the power of the set of graph poles (number of elements of some set or some aggregate of elements is generally called its power);

$L = \{l_{ij}\}$, $i, j = 1, m_V$ ($i < j, i \neq j$) is a set of graph poles with the power $m_L = |L|$ – the numbers of vertices of a boundary couple (VBC) of the pole (l_{ij});

$\Phi(l_{ij}) = v_i \& v_j$ is the representation of incidence and adjacency of graph elements such that if the pole l_{ij} connects the vertices v_i and v_j , then it is considered incident to the vertices of a boundary couple v_i and v_j ; if the vertex v_i is connected by the pole l_{ij} with the vertex v_j , then these vertices are adjacent to each other by the pole l_{ij} .

The vertices of a graph connected to each other by poles make up a specific structure of a graph that could be both simple and complex and represents a graph's capability to transmit information from its vertex of S -source to the vertex of t -drain, see fig. 2.

The poles of RG BN can have partial or through numeration [7].

For partial numeration of poles we use their VBC v_i and v_j such that the order of numeration of poles is formally represented in the form

$$L = \{l_{ij}\}, i < j \text{ and } i \neq j \text{ end } i, j = 1, m_V. \quad (2)$$

For through numeration vertices and poles of a graph will have the following numeration respectively:

$$V = \{v_i\}, i = 1, m_V \text{ end } L = \{l_\xi\}, \xi = m_V + 1, m_V + m_L, \quad (3)$$

where ξ is the designation of the sequence number of a pole.

Through numeration of a graph's elements is (Fig. 1) is done in accordance with the following guidelines: from the vertex source S to the vertex drain t and from upper vertices to the lower ones.

For the multiplicity of notation of vertices v_i , $i = 1, m_V$ and poles l_ξ $\xi = m_V + 1, m_V + m_L$ in RG BN we will sometimes use only corresponding sequence numbers assigned to these elements $i = 1, m_V$ and $\xi = m_V + 1, m_V + m_L$.

Also, to reduce the difficulty of connectivity analysis of RG BN we will take a non-principal assumption that RG BN vertices are absolutely reliable (in Fig. 2 this assumption is designated as bold circles) and poles have the reliability equal to

$$P_\xi = m_V + 1, m_V + m_L = p. \quad (4)$$

For the above initial data the problem is to offer a method for applying the properties of a binominal distribution and its binominal coefficients to develop a decomposition algorithm of RG BN with $m^M > 1$ bridge connections; to exemplify a practical implementation of this algorithm for decomposing initial RG BN with $m^M > 1$ bridge connections into conditional parallel serial RG BN. Also, we will show that application of the method of decomposition allows for reducing the number of analyzed states by several tens (hundreds) times in relation to existing combinatory methods, e.g. MCDBC of analyzed RG BN.

3. Application of the properties of a binominal distribution and its binominal coefficients for decomposition of bridge connections in bipolar networks

Let each bridge connection $l_{\xi}^M \in m^M$ of RG BN can be in one of the two states: up state $- l_{\xi}^M$ with the probability $p(l_{\xi}^M) = p$ or down state $- \overline{l_{\xi}^M}$ with the probability $q(l_{\xi}^M) = 1 - p(l_{\xi}^M) = q$. In this case the total number of all possible contradictory combinations for decomposing m^M ($m^M > 1$) bridge connections 2 modulo will be equal to 2^{m^M} , and each of them will include i down states and $m^M - i$ up states. The failure event of any bridge connection l_{ξ}^M does not depend on the state of other bridge connections making up a combination from m^M bridge connections via i , i.e. $C_{m^M}^i$. Note that each combination $C_{m^M}^i$ is a binominal coefficient (BC_i).

Then for the purpose of ordering the process of generating all possible combinations from m^M via i and their accounting for the connectivity analysis of RG BN with m^M bridge connections ($m^M > 1$) it is reasonable to use a binominal

distribution that is expressed by formula [6]

$$P_{i,m^M} = C_{m^M}^i p^{(m^M-i)} q^i, \quad (5)$$

where P_{i,m^M} is the probability that as a result of decomposition of m^M bridge connections in combination $C_{m^M}^i$ there will be i downstate bridge poles;

$C_{m^M}^i$ is a binominal coefficient characterizing a number of combinations (states) which can be taken from m^M bridge connections via i (here m^M is the parameter of a combination (PaC), and i is a variable combination (VaC));

cofactor $p^{(m^M-i)} q^i$ is the probability of obtaining $BC_i = C_{m^M}^i$;

$p^{(m^M-i)}$ is the probability of finding a subset of bridge poles $L^M = \{l_{\xi}^M\} \in m^M$ in up state in BC_i ;

q^i is the probability of finding a subset of bridge poles $\overline{L^M} = \{\overline{l_{\xi}^M}\} \in m^M$ in down state in BC_i .

A regular series of binominal coefficients BC_i ($i = \overline{0, m^M}$) represents the well-known Newton's binomial formula (NB) [6], which has the property of symmetry in relation to maximum binominal coefficients (MBC); $BC_{i=0}$ characterizes a combination when subset $L^M = \{l_{\xi}^M\} = |m^M|$ of bridge

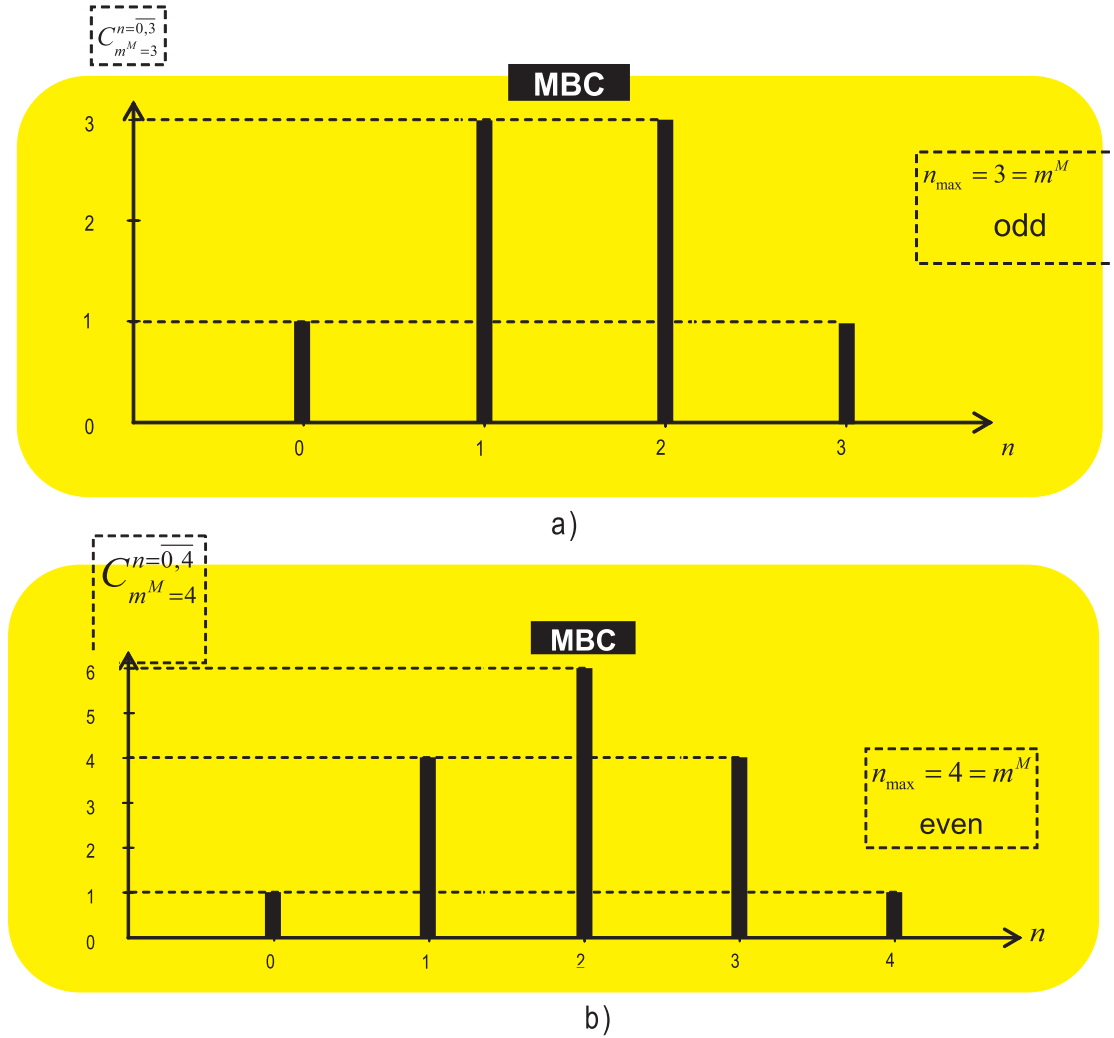


Fig. 1.

connections of graph G is in upstate; $BK_{i=m^M}$ characterizes a combination when a subset of bridge connections is in downstate, i.e. $\overline{L^M} = \left\{ \overline{l_{\xi}^M} \right\} = |m^M|$.

If PaC has an odd value, then MBC will be only two (fig. 1, a). If PaC has an even value, then MBC will be one (fig. 1, b).

Fig. 1 evidently shows that first, BC in NB proceed symmetrically in relation to MBC owing to the fact that for set m^M it is always $\frac{m^M!}{i_1!(m^M-i_1)!} = \frac{m^M!}{i_2!(m^M-i_2)!}$ provided that $0 \leq i_1(2) \leq m^M$, $i_1 \neq i_2$ and $i_1+i_2=m^M$.

Second, all BC are a combination of the type $C_{m^M}^{i=0, m^M}$, and third, the total sum of all possible combinations is absolutely equal to $2^{m^M} = \sum_{i=0}^{m^M} \frac{m^M!}{i!(m^M-i)!} = \sum_{i=0}^{m^M} C_{m^M}^i$. For example, see fig. 1, a:

$$2^{m^M=3} = 8 = (BK_{i=0} = 1) + (BK_{i=1} = 3) + (BK_{i=2} = 3) + (BK_{i=3} = 1) = 8 = 2^{m^M=3}.$$

Technically, the procedure of composition of all possible combinations from m^M via $0 \leq i \leq m^M$ only for BK_i ($i = 0, m^M$) we will write down in the following way:

$$BK_i = K_{m^M}^i = \left\{ k_{\omega=1, C_{m^M}^i} \right\} = \sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i} \prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^i \overline{l_{\xi}^M} \prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^{m^M-i} l_{\xi}^M \quad (6)$$

where ω is the number of the current combination k_{ω} ; $\sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i}$ – is the combination sum (CS), making up exactly $C_{m^M}^i$ ω – x formed combinations from m^M variable via i ; $\prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^i \overline{l_{\xi}^M}$ is the combination product (CP), combining $(\bullet)$ exactly i downstate bridge connections in one; $\prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^{m^M-i} l_{\xi}^M$ is CP, combining exactly $m^M - i$ upstate bridge connections in one ω -th formed combination.

For example, let it be that the analyzed RG BN lists three bridge connections with the numbers l_{11}^M , l_{14}^M and l_{17}^M , see fig. 2. Let them be positioned in the field of variables in the following order: $\Omega = \{l_{\xi=11_{e=1}}^M, l_{\xi=14_{e=2}}^M, l_{\xi=17_{e=3}}^M\}$. Then for $m^M = 3$ combinations via ($i=2$) in PC will according to (6) look like:

$$K_{m^M=3}^{i=2} = \left\{ k_{\omega=1} = \left\{ \overline{l_{\xi=11_{e=1}}^M} \bullet \overline{l_{\xi=14_{e=2}}^M} \bullet l_{\xi=17_{e=3}}^M \right\} + k_{\omega=2} = \left\{ \overline{l_{\xi=11_{e=1}}^M} \bullet l_{\xi=14_{e=2}}^M \bullet \overline{l_{\xi=17_{e=3}}^M} \right\} + k_{\omega=3} = \left\{ l_{\xi=11_{e=1}}^M \bullet \overline{l_{\xi=14_{e=2}}^M} \bullet \overline{l_{\xi=17_{e=3}}^M} \right\} \right\}.$$

As should be, it is evident that exactly three combinations are formed for the case $C_{m^M=3}^{i=1} = \frac{3!}{2!1!} = 3$ (see fig. 1, and the third column left for $i=2$).

Technically, the procedure of ordered composition of all possible combinations from m^M via $i = 0, m^M$ for all BK_i is almost the same as in (6). There is only one CS for controlling i added. In general the procedure looks like:

$$BK_i = \overline{m^M} = K_{m^M}^{i=0, m^M} = \left\{ \sum_{i=0}^{m^M} k_{\omega=1, C_{m^M}^i}^i \right\} = \sum_{i=0}^{m^M} \sum_{\omega=1}^{C_{m^M}^i} \prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^i \overline{l_{\xi}^M} \prod_{\substack{\xi=1 \\ \xi \in k_{\omega}}}^{m^M-i} l_{\xi}^M. \quad (7)$$

Since all possible combinations make up the entire group of contradictory events, then the sum of all probabilities P_{i, m^M} is equal to unity: $\sum_{i=0}^{m^M} P_{i, m^M} = 1$.

4. Solution of stated problems

The offered method is in essence as follows. Let's assume that it is required to determine the connectivity probability of structurally complex RG BN in which each ξ -th element can be found in one of two states: up state (designated as l_{ξ}) or down state (designated as $\overline{l_{\xi}}$) with the probability $q(\overline{l_{\xi}}) = 1 - P(l_{\xi})$, set of graph poles with the power $m_L = |L|$.

Then using the exhaustion method of elements' states (EMES) for definition of connectivity probability of the specified vertex pair (poles) S and t in analyzed structurally complex RG BN it is required to analyze 2^{m_L} of all possible states [3]. Obviously at increase in the number of structural elements in RG BN the quantity of analyzed states and, consequently, labor input of application of this method increases proportionally to the quantity 2^{m_L} .

Similar complexity and labor input are presented by other combinatory methods of complete search of all possible states of analyzed structurally complex RG BN.

Therefore, the problem of complexity and labor input reduction in combinatory methods of connectivity probability (CP) analysis can be solved based on reduction of number of the analyzed states describing initial RG BN.

The solution of this problem is possible based on application of Moore-Shannon's decomposition formula (MSDF) not only for RG BN single-bridge circuit, as shown in [5], but also for some subset of bridge connections $L^M = \{l_{\xi}^i\} = |m_L^M|$ as part of analyzed structurally complex RG BN.

With such approach the number of analyzed states of initial RG BN is reduced proportionally to the following relation

$$\gamma = K/K^M, \quad (8)$$

where $K = 2^{m_L}$ is the number of all possible states (combinations) of elements describing as a whole the structure of RG BN;

K^M is the number of all possible states (combinations) of bridge connections (shared edges) in the structure of analyzed RG BN, $K \gg K^M$.

Below is offered the algorithm of MSDF application for any number of bridge edges in analyzed RG BN structures, based on the properties of binomial distribution and its binominal coefficients (5).

From the analysis of MSDF content [5] it is possible to notice, that it determines total probability of connectivity of poles (vertices) S and t in single-bridge RG BN which we shall express in the following form:

$$P_{s,t} = p(k_0^M)p(G_{s,t}/k_0^M) + q(k_1^M)p(G_{s,t}/k_1^M), \quad (9)$$

where combinations k_0^M and k_1^M form a complete group of disjoint states of bridge (shared) connection $l_\xi^M: k_0^M \sim l_\xi^M, k_1^M \sim l_\xi^M$, where l_ξ^M and are designations of up state and down state of the shared edge respectively, $p(k_0^M) + q(k_1^M) = 1$;

$p(G_{s,t}/k_0^M)$ is the connectivity probability of poles S and t in RG BN $G_{s,t}$ provided that the state of bridge edge l_ξ^M is in up state, and therefore there is a joining of adjacent vertices by this edge;

$p(G_{s,t}/k_1^M)$ is the connectivity probability of poles S and t in RG BN $G_{s,t}$ provided that the state of bridge edge l_ξ^M is in down state, and therefore there is a disjoining of adjacent vertices by down state edge l_ξ^M .

In view of the specified definitions the formula (9) will take the following form

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^1 p(k_i^M)p(G_{s,t}/k_i^M). \quad (10)$$

Let's assume that arbitrary RG BN $G_{s,t}$ is characterized by some subset $L^M = \{l_\xi^M / \xi = 1, m_L^M\}$ of shared edges forming a complete group of disjoint states (combinations):

$$K^M = 2^{m_L^M} = \{k_i^M / i = \overline{0, I}\}, \quad (11)$$

where I is the designation of a complete group of disjoint (contradictory) states (combinations). Since all possible combinations (11) are contradictory and have a complete group, then the probability $P_{s,t}$ of connectivity of initial structurally complex RG BN $G_{s,t}$ according to (10) will be defined as

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^I p(k_i^M)p(G_{s,t}/k_i^M), \quad (12)$$

where $p(G_{s,t}/k_i^M) = p(G_{s,t}^i)$ is the connectivity probability of RG BN $G_{s,t}^i$ obtained as a result of transformation of the initial RG BN $G_{s,t}$ provided that the state of bridge connections (shared edges) corresponds to combination k_i^M . In line with this definition, formula (12) will be expressed in the following way:

$$P_{s,t} = \sum_{i=0}^I p(k_i^M)p(G_{s,t}^i). \quad (13)$$

Formula (13) means a complete probability of connectivity of poles S and t for analyzed RG BN $G_{s,t}$ in whose structure there is some subset of shared bridge edges $L^M = \{l_\xi^M\} = m_L^M$.

Calculation of probabilities of combination $P(k_i^M)$ is made according to the above equalities (6), as well as (7) and (8).

As conditional graph RG BN $G_{s,t}^i$ is formed as a result of decomposition of shared edges' subset $L^M = \{l_\xi^M\} = m_L^M$ of initial RG BN $G_{s,t}$ into up states or down states and as a result of it there is accordingly a joining or disjoining adjacent vertices in RG BN $G_{s,t}$ over the aggregate of the shared edges m_L^M , then in the structures of conditional RG BN $G_{s,t}^i$ bridge connections are eliminated. By virtue of it calculation of connectivity probability of poles S and t in analyzed RG BN is made under formulas of series-parallel (parallel-serial) connection of elements.

For illustration of application of the offered method we shall determine probability of connectivity RG BN in whose structure there are three shared bridge edges l_{11}^M, l_{14}^M and l_{17}^M , see fig. 2.

Let's accept that vertices $v_{\xi=1,8}$ of analyzed RG BN are absolutely unfailing, and the probability of staying of RG BN edges in up state $p(l_{\xi=9,19}) = p = 0,9$.

We shall determine the complete group of disjoint states (combinations) of shared edges at their decomposition 2 modulo as follows, according to equalities (6), as well as (7) and (8):

$$2^3 = \sum_{i=0}^3 C_3^i = \sum_{i=0}^3 \frac{3!}{i!(3-i)!} = 8, \quad (14)$$

including:

$$\begin{aligned} BK_{i=0} &= C_3^0 = 1, BK_{i=1} = C_3^1 = 3, \\ BK_{i=2} &= C_3^2 = 3, BK_{i=3} = C_3^3 = 1. \end{aligned}$$

Write down combinations k_{ω}^i corresponding to $BK_{i=\overline{0,3}}$: $BK_{i=0} = C_3^0 = 1: k_{\omega=1}^{i=0} = l_{\xi=11_{\xi=1}}^M \bullet l_{\xi=14_{\xi=2}}^M \bullet l_{\xi=17_{\xi=3}}^M$ is the initial combination when all shared edges are in upstate;

$$BK_{i=1} = C_3^1 = 3: k_{\omega=1}^1 = \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet l_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet l_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$k_{\omega=2}^1 = l_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet l_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$k_{\omega=3}^1 = l_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet l_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$BK_{i=2} = C_3^2 = 3: k_{\omega=1}^2 = \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet l_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$k_{\omega=2}^2 = \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet l_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$k_{\omega=3}^2 = l_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}};$$

$$BK_{i=3} = C_3^3 = 1: k_{\omega=1}^3 = \bar{l}_{\xi=11_{\xi=1}} \bullet \bar{l}_{\xi=14_{\xi=2}} \bullet \bar{l}_{\xi=17_{\xi=3}};$$

is the resulting combination when all shared edges are in downstate.

To calculate the probability $p(k_{\omega=1, C_{m^i}^i}^i)$ of each state (combination) $k_{\omega=1, C_{m^i}^i}^i$ of analyzed RG BN (Fig.2) we shall use equality (6).

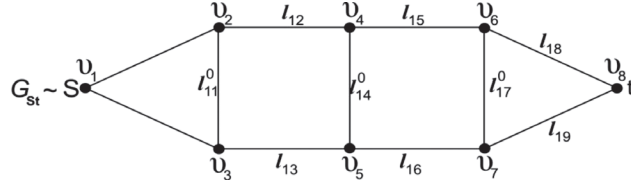


Fig. 2. Three-bridged RG BN

As a result of decomposition of the initial three-bridged structure RG BN (fig. 2), according to binominal coefficients (7), we shall receive conditional RG BN $G_{s,t}^i$ ($i=0, 7$), whose structures are presented in fig. 3.

In view of RG BN $G_{s,t}^i$ conditional structures (fig. 3) we shall determine the total probability of connectivity of poles S and t for initial RG BN $G_{s,t}$ (fig. 2) under formula (13):

$$P_{s,t} = p^3 \cdot p(G_{s,t}^0) + (1-p) \cdot p^2 \cdot p(G_{s,t}^1) + (1-p) \cdot p^2 \cdot p(G_{s,t}^2) + (1-p) \cdot p^2 \cdot p(G_{s,t}^3) + (1-p)^2 \cdot p \cdot p(G_{s,t}^4) + (1-p)^2 \cdot p \cdot p(G_{s,t}^5) + (1-p)^2 \cdot p \cdot p(G_{s,t}^6) + (1-p)^3 \cdot p \cdot p(G_{s,t}^7), \quad (15)$$

where

$$p(G_{s,t}^0) = (2p - p^2)^4;$$

$$p(G_{s,t}^1) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^2) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^3) = (2p^2 - p^4)(2p - p^2)^2;$$

$$p(G_{s,t}^4) = (2p^3 - p^6)(2p - p^2);$$

$$p(G_{s,t}^5) = (2p^2 - p^4)^2;$$

$$p(G_{s,t}^6) = (2p^3 - p^6)(2p - p^2);$$

$$p(G_{s,t}^7) = 2p^4 - p^8.$$

The connectivity probability of poles S and t in analyzed RG BN for the accepted initial data is equal to $P_{s,t}=0,955596$.

Results of the comparative labor input analysis of the method of complete decomposition of bridge connections (MCDBE) as regards to EMES under the accepted parameter (1) are shown in Table 1.

From the presented results it follows, that with complication of analyzed RG BN structure we have:

Table 1. Labor input of MCDBE

The name of analyzed RG BN	Number of analyzed states (hypotheses) EMES: $K=2^{m_L}$	Number of analyzed states (hypotheses) MCDBE: $K^M = 2^{m_L^M}$	Reduction of the number of analyzed states $\gamma = K / K^M$ (times)
One-bridged RG BN	32	2	16
Two-bridged RG BN	256	4	64
Three-bridged RG BN	2048	8	256

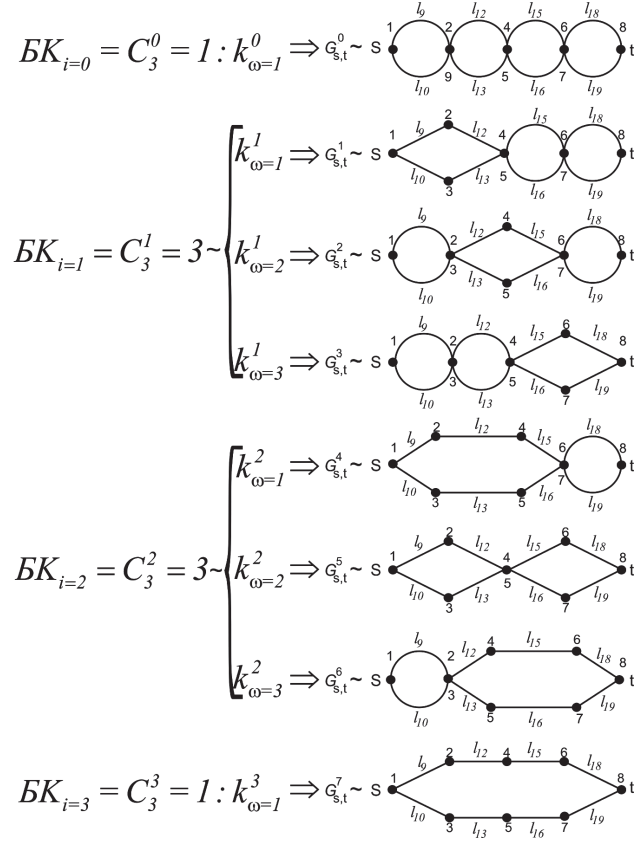


Fig. 3. Conditional RG BN $G_{s,t}^{i=0,7}$

Labor input of EMES grows exponentially (see 2-nd column of Table 1)

Labor input of MCDBE relatively to EMES is reduced proportionally to the size $2^{(m_L - m_L^M)}$, where $m_L > m_L^M$.

Thus, the problem of complexity and labor input elimination in exact calculation of connectivity probability of structurally complex RG BN has the analytical solution based on offered method of complete decomposition of bridge connections.

6. Conclusion

The possibility of MSDF application for the case when RG BN has more than one bridge connection has been proved in works [2,5,8].

The goal of the paper has been to consider a combinatory algorithm of practical implementation of the above possibility for solving problems of connectivity analysis of such RG BN variant where solution of choice of bridge connections is not required because it is solved a priori by the structure of analyzed RG BN, see fig. 2.

However, the problem of defining bridge connections in analyzed structurally complex RG BN is considered fundamental in TCR whose basic provisions are stated in works [2,8].

Therefore, of scientific and practical interest is the solution of a twofold problem: 1) choice of aggregate $L^M = \{l_\xi^M\} = |m^M|$ of bridge connections from their set $L = \{l_\xi\} = |m_L|$, as part of the initial structurally complex RG BN, and 2) their further practical application for calculating the connectivity of analyzed RG BN.

References

1. **Moore R., Shannon K.** Reliable circuits from unreliable relays / Works in the theory of the information and cybernetics. M.: IL 1963.
2. **Filin B.P.** Methods of analysis of structural dependability of communication networks. M.: Radio and com-

munication (connection). 1988.

3. **Nosov M.V.** Combinatorial methods of operation quality analysis and modernization of Emergency Broadcast Systems. Civil Defense Academy of the Russian Emergency Situations Ministry 2013.

4. **Gary M., Johnson D.** Computing machinery and difficult to solve problems. M: World. 1982.

5. **Ryabinin I.A.** Reliability and safety of structurally complex systems. SP: Politechnika, 2000.

6. **Ventzel E.S.** Theory of probabilities. M: Fizmatgiz, 1968.

7. **Filin B.P.** About ultimate untying of clutters in Polessky estimates of combinatory reliability boundaries of random binary systems. Automation and telemechanics. №9. 2005.

8. **Filin B.P.** About analytical method of approximate calculation of complex systems' reliability. Automation and telemechanics. №7. 1998.



Ишков А.С., Зув В.Д.

МЕТОДИКА ОЦЕНКИ ГАММА-ПРОЦЕНТНОЙ НАРАБОТКИ РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ КОМПОНЕНТОВ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ КРАТКОВРЕМЕННЫХ ИСПЫТАНИЙ

При проектировании информационно-измерительных систем выполняется поэлементная оценка показателей надежности. На работоспособность резисторов существенно влияют климатические условия. Предлагается методика оценки показателей надежности резисторов, которая используется при изменении их условий эксплуатации. На основе результатов испытаний на кратковременную безотказность в заданных условиях вычисляются показатели надежности резисторов путем прогнозирования значений электрических параметров резисторов в течение их наработки.

Ключевые слова: кратковременные испытания, температура, прогнозирование, резистор, вероятность.

Проектирование и производство радиоэлектронных компонентов, обладающих высокими показателями надежности, является одной из важнейших задач при разработке информационно-измерительных систем, работающих в различных условиях эксплуатации. Такие системы являются сложным техническим объектом, состоящим из блоков, узлов, содержащих множество радиоэлектронных компонентов. На этапе проектирования информационно-измерительной системы в определенных случаях может выполняться поэлементный расчет показателей надежности ее составных элементов, с целью расчета надежности всей системы.

Резисторы широко используются в качестве элементной базы различных информационно-измерительных систем, которые могут применяться в условиях умеренного, холодного и тропического климата. Климатические условия могут существенно повлиять на параметры резисторов. Например, повышенная температура приводит к деградации материалов, из которых изготовлен резистор. Отклонения в свойствах материалов вызывают изменение параметров резисторов и приводят к увеличению вероятности появления дефектов и отказов.

Рабочий диапазон температур эксплуатации резисторов их разработчик устанавливает в соответствующих технических условиях. Для рабочего диапазона температур устанавливается ряд показателей надежности. На практике надежность радиоэлектронных компонентов принято оценивать по следующим показателям: гамма-процентная наработка до отказа (T_γ), интенсивность отказов (λ) и гамма-процентный срок сохраняемости (T_{cy}). Для одного типа резистора может быть установлено несколько значений показателей надежности в зависимости от рабочей температуры и режима работы, например, номинальный режим – при номинальной мощности рассеяния $P_{ном}$, облегченный режим – при мощности рассеяния равной $0,5P_{ном}$.

При выборе типа резистора разработчики информационно-измерительных систем в большей степени ориентируются на значения характеристик резисторов, установлен-

ных в технических условиях. В определенных случаях также учитываются ограничительные перечни с установленной номенклатурой разрешенных к применению изделий электронной техники. Различные особенности и требования к характеристикам разрабатываемой информационно-измерительной системы зачастую приводят к необходимости рассмотрения вопроса о возможности применения изделий электронной техники в условиях эксплуатации, отличающихся от установленных в технической документации [1]. В соответствии с [2] при необходимости применения изделий в режимах и условиях, расширяющих область их применения, не связанных с ухудшением их основных технических параметров, возможно только по протоколу разрешения предприятия-изготовителя изделия или организации, на которую возложена обязанность по выдаче протокола разрешения применения.

Функции по согласованию протоколов разрешения на применение изделий электронной техники в режимах и условиях, не оговоренных в технических условиях, возложены на ряд предприятий по закреплению за ними номенклатуре изделий.

Если по результатам исследований установлена возможность применения резисторов в условиях эксплуатации, требуемых разработчиком информационно-измерительной системы, но не оговоренных в технических условиях, то для оценки показателей надежности резисторов требуется провести их испытания на безотказность или сохраняемость в требуемых режимах или условиях, либо использовать результаты испытаний изделий-аналогов. В соответствии с требованиями нормативной документации, испытания на безотказность включают испытания на кратковременную и длительную безотказность. Воспользоваться информацией о показателях надежности изделий-аналогов не всегда представляется возможным, например, из-за внесенных изменений в конструкцию или перечень материалов изделия. Материальные и временные затраты, большой объем испытаний на длительную безотказность приводят к необходимости применения вероятностно-физического метода оценки показателей надежности на основе результатов кратковременных испытаний. Метод основывается на статистическом прогнозировании показателей надежности по временной зависимости [3]. Согласно этому методу сначала проводятся испытания на кратковременную безотказность в требуемых заказчиком режимах и условиях. Затем вычисляются показатели надежности резисторов на основе статистических данных об изменении электрических параметров изделий, количестве отказов, полученных в ходе испытаний.

Для оценки соответствия резисторов требованиям надежности разработана методика оценки гамма-процентной наработки до отказа, интенсивности отказов и гамма-процентного срока сохраняемости. Методика расчета показателей надежности основана на определении точечных и интервальных оценок прогнозируемых множеств значений электрических параметров резисто-

ров и дальнейшее вычисление значений T_γ , λ и T_{cy} по результатам кратковременных испытаний резисторов.

Оценке подвергается выборка резисторов в количестве n , прошедшая кратковременные испытания на безотказность в течение времени t . В процессе испытаний у каждого резистора измеряется значение его параметров-критериев годности (X_{ij}). Параметром-критерием годности резистора выбрано значение абсолютной величины сопротивления R или значение величины относительно-го отклонения его сопротивления:

$$\delta = \frac{R(t) - R_0}{R_0},$$

где R_0 и $R(t)$ – соответственно значения сопротивления резисторов в начальный момент времени и в момент времени t .

По полученным в результате испытаний данным выполняется расчет значений статистических показателей, от которых зависит граница прогнозируемых множеств и значения показателей надежности. В качестве таких показателей используются следующие случайные величины, используемые в теории надежности [4]:

1) математическое ожидание:

$$m_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ij},$$

где $i = 1..n$ – номера испытываемых резисторов,

$j = 1..l$ – моменты контроля значений параметров-критериев годности.

2) среднеквадратическое отклонение случайной величины:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - m_j)^2}.$$

3) коэффициент корреляции:

$$r_{j,j+s} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{ij} - m_j)(X_{ij+s} - m_{j+s})}{n \sigma_j \sigma_{j+s}},$$

где $s = 0..l-j$.

Нахождение интервальных оценок математического ожидания, среднеквадратического отклонения проводится в рамках гауссовской модели, когда плотность распределения случайной величины X_{ij} может быть описана в виде нормального закона распределения [5]. Границы отклонения величины X_{ij} , и, следовательно, вероятность безотказной работы резисторов зависят от коэффициента регрессии и условного среднеквадратического отклонения. Для коэффициента регрессии определяется гамма-процентная доверительная оценка. Далее рассчитывается вероятность безотказной работы резисторов на основе вычисленных интервальных оценок математического ожидания и среднеквадратического отклонения случайной величины X_{ij} .

Таким образом, методика оценки гамма-процентной наработки резисторов заключается в выполнении следующих действий:

1. Проведение кратковременных испытаний резисторов в заданных условиях и режимах.

2. Расчет значений математического ожидания, среднеквадратического отклонения случайной величины и коэффициента корреляции на основе измеренных значений параметров-критериев годности резисторов для каждого временного сечения.

3. Вычисление коэффициента регрессии [6]:

$$b_{j,j+s_i} = r_{j,j+s_i} \cdot \frac{\sigma_{j+s_i}}{\sigma_j},$$

где $j = 1..l-1$, $s_i = 1..l-j$.

4. Гамма-процентная доверительная оценка коэффициента регрессии.

4.1. Определение временных сечений t_j , t_{j+s_i} (далее T_1 и T_2), удовлетворяющих условию:

$$\begin{cases} b_{j,j+s_i} \leq 1 \\ T_1 = \min_{j+s_i} (T - t_{j+s_i}) \\ T_2 = \max_{s_i} (t_{j+s_i} - t_j) \end{cases} \quad (1)$$

где T принимается равным значению T_γ ;

4.2. Нахождение верхней ($\bar{b}$) и нижней ($\underline{b}$) границы среднеквадратического отклонения σ двумерного распределения параметра критерия годности для временных сечений t_j , t_{j+s_1} (далее t_1 и t_2) [7]:

$$\bar{b} = b_0 + U_{n-2(\gamma)} \frac{\sqrt{1-r_{12}^2}}{\sqrt{n-2}} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

$$\underline{b} = b_0 - U_{n-2(\gamma)} \frac{\sqrt{1-r_{12}^2}}{\sqrt{n-2}} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

$$b_0 = r_{12} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

где σ_1 , σ_2 – значения среднеквадратического отклонения контролируемого параметра-критерия годности резистора во временных сечениях t_1 и t_2 ;

r_{12} – коэффициент парной корреляции между значениями контролируемого параметра в 1 и 2 временных сечениях.

$U_{n-2(\gamma)}$ – гамма-процентный квантиль распределения Стьюдента с $n-2$ степенями свободы;

4.3. Определение верхней ($\bar{a}$) и нижней ($\underline{a}$) границы математического ожидания m двумерного распределения параметра критерия годности для найденных временных сечений t_1 и t_2 [7]:

$$\bar{a} = m_2 - \underline{b}m_1 + U_\gamma \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}},$$

$$\underline{a} = m_2 - \bar{b}m_1 - U_\gamma \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}},$$

$$\sigma_0 = \frac{\sqrt{n(1-r_{12}^2)}}{\sqrt{Z_{n-2(\gamma)}}} \sigma_2,$$

где m_1 , m_2 – значения математического ожидания отклонения контролируемого параметра-критерия годности резистора во временных сечениях t_1 и t_2 ;

U_γ – гамма-процентный квантиль нормального распределения;

$Z_{n-2(\gamma)}$ – гамма-процентный квантиль распределения χ^2 с $n-2$ степенями свободы;

4.4. Вычисление верхней и нижней границы оценки математического ожидания m_T , $\underline{m}_T$ для временного сечения соответствующего T_γ [7]:

$$\bar{m}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{\mu}_T^i;$$

$$\underline{m}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \underline{\mu}_T^i.$$

Значения верхней $\bar{\mu}_T^i$ и нижней $\underline{\mu}_T^i$ границы доверительного интервала соответственно вычисляются по следующим формулам [7]:

$$\bar{\mu}_T^i = \bar{a} \cdot \left(1 + \bar{b} + \dots + \bar{b}^{k-1} \right) + \bar{b}^k X_{i2};$$

$$\underline{\mu}_T^i = \underline{a} \cdot \left(1 + \bar{b} + \dots + \bar{b}^{k-1} \right) + \bar{b}^k X_{i2};$$

где коэффициент $k = \left\lceil \frac{T}{t_2 - t_1} \right\rceil + 1$ – является целым числом.

5. Оценка соответствия резисторов требованиям по надежности.

5.1. Вычисление величины вероятности безотказности работы на время, равное T_γ , по формуле [8]:

$$P(t) = P_{II}(T) \cdot P_B(T),$$

где $P_{II}(T)$ – вероятность безотказной работы резисторов в отношении постепенных отказов;

$P_B(T)$ – вероятность того, что в выборке не возникнет внезапного отказа, при условии, что во время испытаний их не было;

5.2. Определение вероятности безотказной работы по постепенным и внезапным отказам [8]:

$$P_{II}(T) = \Theta \left(\frac{\bar{b} - \bar{m}_T}{\Sigma_T} \right) - \Theta \left(\frac{\underline{b} - \underline{m}_T}{\Sigma_T} \right),$$

$$P_B(T) = e^{-\bar{\lambda}_B \cdot n(T-t_n)},$$

$$\Sigma_T = \sqrt{\sigma_0^2 \cdot \left(1 + \bar{b}^2 + \dots + \bar{b}^{2(k-1)} \right)},$$

где $\bar{\lambda}_B$ – верхняя доверительная граница интенсивности отказов по внезапным отказам,

Θ – функция Хевисайда.

Если априорная информация по внезапным отказам изделий-аналогов при их эксплуатации отсутствует,

The screenshot shows the 'Trend' software window with a menu bar (Файл, Правка, Вид, ?) and a toolbar. A table with 17 rows and 4 columns is displayed. The columns are labeled 250, 500, and 1000. The first column contains row numbers 1 through 17. The table contains numerical data. A dialog box titled 'Расчет на безотказность' is open, showing a warning icon and the following values: $P_r = 1.00000000$ and $P_v = 0.99242881$. To the right of the table, a 'Параметры' (Parameters) dialog box is partially visible, showing options for 'Постепенные отказы' (Gradual failures) and 'Допуск на параметр' (Tolerance for parameter).

	250	500	1000
1	0,00136	0,00142	0,0007
2	0,00098	0,0012	0,00016
3	0,00089	0,00076	0,00003
4	0,00135	0,00149	0,00064
5	0,00059	0,00083	0,00079
6	0,00115	0,00116	0,00031
7	0,00048	0,00067	0,00078
8	0,00106	0,00163	0,00051
9	0,00275	0,00231	0,00256
10	0,00047	0,001	0,00084
11	0,00112	0,00153	
12	0,00034	0,00068	
13	0,00066	0,0011	
14	0,00106		
15	0,00144		
16	0,00094		
17			

Рис. 1. Визуальное отображение программы «Trend» для оценки величины вероятности безотказности работы P резисторов с результатами расчетов

величина $\bar{\lambda}_B$ принимается равной среднегрупповой из справочника по надежности.

5.3. Проверка условия $P(t) \geq P(T_3)$, где $P(T_3) \leq 0,975$. Если условие выполняется, то резисторы соответствуют требованиям по гамма-процентной наработке до отказа.

Используя предложенную методику вычисления показателей надежности, был проведен расчет гамма-процентной наработки до отказа (T_γ) резисторов типа P2-67 при их использовании в условиях повышенной температуры.

В соответствии с требованиями технических условий ОЖО.467.563ТУ гамма-процентная наработка до отказа резисторов P2-67 при электрической нагрузке $P = 0,5P_{\text{ном}}$ (облегченный режим) и температуре от минус 60 до 40 °С равна 40000 часов. В рамках данной работы требовалось оценить возможность применения резисторов в составе информационно-измерительной системы с электрической нагрузкой, соответствующей облегченному режиму. Однако температура окружающей среды в процессе эксплуатации могла изменяться в диапазоне от минус 55 до 55°С, при этом минимальная наработка должна была быть не менее 40000 часов.

Для решения поставленной задачи проведены испытания на кратковременную безотказность в течение 2000 часов при температуре окружающей среды минус 55 °С и напряжении постоянного тока, соответствующее $0,5P_{\text{ном}}$.

Для обработки результатов испытаний с помощью вышеописанного метода, при использовании объектно-ориентированного языка C++ разработана программа «Trend», которая реализует предложенную методику.

Программа «Trend» обеспечивает ввод и обработку данных в виде настраиваемой электронной таблицы и панелей параметров расчета. Введенные данные могут быть сохранены в файл, а впоследствии считаны из

него. Программа реализует вывод информации на печать, осуществляет функцию приема-передачи из буфера обмена данных. Визуальное отображение программы с данными испытаний резисторов P2-67 и результатами расчетов представлено на рис. 1.

Таким образом, по результатам проведенных испытаний резисторов P2-67 на кратковременную безотказность в течение 2000 часов, отказов не зафиксировано, электрические параметры находятся в пределах установленного допуска. С помощью данной методики

вычислено значение вероятности безотказной работы резисторов $P(t) = 0,9924$. Условие $P = P(t) \geq P(T_3)$, где $P(T_3) \leq 0,975$ выполнено, следовательно, резисторы P2-67 могут быть применены заказчиком в аппаратуре с электрической нагрузкой, соответствующей облегченному режиму при изменении температуры окружающей среды в процессе эксплуатации в диапазоне от минус 55 до 55°С, при этом минимальная наработка составляет не менее 40000 часов.

Разработанная методика позволяет проводить оценку гамма-процентной наработки резисторов на этапе их разработки с целью подтверждения требований по надежности.

Литература

1. Ишков А.С. Методы повышения временных показателей надежности ИЭТ // Петербургский журнал электроники. – 2009. – №1. – с. 76 – 78.
2. ГОСТ 2.124–85 Единая система конструкторской документации. Порядок применения покупных изделий.
3. ОСТ 11 070.050-84 Конденсаторы и резисторы. Методы ускоренной оценки сохраняемости.
4. Острейковский В.А. Теория надежности. Учебник для вузов – М.: Высш. шк., 2003. – 463 с.
5. Тюрин Ю.Н., Макаров А.А. Анализ данных на компьютере. Изд. 3-е, перераб. и доп./Под ред. В. Э. Фигурнова – М.: ИНФРА-М, 2002. – 528 с., ил.
6. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособие для вузов – 9-е изд., стер. – М.: Высш. шк., 2003. – 479 с., ил.
7. Крамер Г. Математические методы статистики – М.: Мир, 1975. – 648 с.
8. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности. – М.: Наука, 1965. – 524 с.



Ishkov A.S., Zuev V.D.

EVALUATION METHODOLOGY OF C-PERCENTILE TIME TO FAILURE OF ELECTRONIC COMPONENTS IN INFORMATION-MEASURING SYSTEMS BY SHORT-TERM TEST RESULTS

Elementwise evaluation of dependability measures is carried out during designing information – measuring systems. Climatic conditions essentially affect operability of resistors. The paper offers evaluation methodology of resistors' dependability measures, which is used at change of their operation conditions. Based on results of short-term reliability tests in the specified conditions, dependability measures of resistors are calculated by prediction of electric parameters values of resistors during their life.

Keywords: short-term tests, temperature, prediction, resistor, probability.

Designing and manufacture of radio-electronic components having high dependability measures is one of the major problems at development of the information – measuring systems working in various service environments. Such systems are complex technical objects consisting of assemblies, units containing many radio-electronic components. At a design stage of information – measuring system in the certain cases elementwise evaluation of its component dependability measures can be carried out with the purpose of the whole system dependability calculation.

Resistors are widely used as element base of various information – measuring systems that can be applied in conditions of moderate, cold and tropical climates. Climatic conditions can affect parameters of resistors essentially. For example, the increased temperature leads to degradation of materials of which the resistor is made. Deviations in properties of materials cause change of resistors' parameters and lead to increase in probability of defects and failures occurrences.

The developer of resistors determines operating temperature range in corresponding specifications. A number of dependability measures are specified for operating temperature range. In practice, it is accepted to estimate dependability of radio-electronic components according to the following measures: c-percentile time to failure (T_γ), failure rate (λ) and c-percentile storageability time (T_{cy}). For one type of a resistor several values of dependability measures can be established depending on operating temperature and operation conditions, for example, the nominal conditions – at rated power of dispersion P_{HOM} , the facilitated conditions – at capacity of dispersion equal to $0,5P_{HOM}$.

In selection of a resistor type the developers of information – measuring systems in the greater degree are guided by values of resistors' characteristics established in specifications. In certain cases, restrictive lists with the established nomenclature of the products of electronic equipment allowed to application also are taken into account. Various features and requirements to characteristics of developed information – measuring system frequently lead to necessity of an issue consideration about an opportunity of electronic equipment application under operating conditions, distinguished from established in the as-built manu-

facturing documentation [1]. According to study [2], if it is necessary to apply products in modes and conditions expanding area of their application, not connected to deterioration of the product basic technical parameters, it is possible to do so only under the report sanction of the enterprise – manufacturer of a product or the organization, to which the duty on delivery of such a sanction report for application is assigned.

Functions to approve of sanction reports to application of electronic equipment products in modes and conditions, which have been not stipulated in specifications, are assigned to a number of enterprises under the listed products assigned to them.

If by results of researches the opportunity of resistors' application under operating conditions, required by the developer of information – measuring system is established, but not stipulated in specifications for evaluation of resistors' dependability measures it is required to carry out their reliability or storageability tests in demanded modes or conditions, or to use test results of similar products. According to the normative documentation requirements, reliability tests include tests for short-term and long-term reliability. To take advantage of the information about dependability measures of similar products is not always possible, for example, because of brought changes in design or in the list of product materials. Material and time expenditures, great volume of reliability tests lead to necessity of application of a probabilistic-physical method for dependability measures' evaluation based on results of short-term tests. The method is based on statistical prediction of dependability measures according to time dependence [3]. According to this method short-term reliability tests are performed first in modes and conditions required by the customer. Then dependability measures of resistors are calculated based on statistical data on electric parameters' change of products, number of failures occurred during tests.

For an evaluation of conformity of resistors to dependability requirements the evaluation methodology of c-percentile time to failure of electronic components, failure rate and c-percentile storageability time has been developed. The design procedure of dependability measures is based on definition of point and interval assessments of predicted sets of resistors' electric parameters values and the further calculation of values T_γ , λ and T_{cy} using results of short-term tests of resistors.

Sample of resistors in quantity n , which has past short-term reliability tests during time t is exposed to an evaluation. During tests, the value of suitability criteria (X_{ij}) of each resistor is measured. The absolute value of resistance R or the value of a relative deviation of its resistance is selected as suitability criterion:

$$\delta = \frac{R(t) - R_0}{R_0},$$

where R_0 and $R(t)$ are values of resistances during the initial moment of time and at the moment of time t respectively.

According to the data received as a result of tests, the calculation of statistic values is carried out. The boundary of predicted sets and dependability measures depend on these statistic values. The following random variables used in the theory of dependability [4] as such measures are used:

1) Expectation:

$$m_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ij},$$

where $i = 1..n$ are numbers of tested resistors,
 $j = 1..l$ are the moments of suitability criterion values' control.

2) Mean square deviation of a random variable:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - m_j)^2}.$$

3) Correlation factor:

$$r_{j,j+s} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{ij} - m_j)(X_{ij+s} - m_{j+s})}{n\sigma_j\sigma_{j+s}},$$

where $s = 0..l-j$.

The interval evaluations of expectation of mean square deviation is found in the framework of Gaussian model when the density of random variable X_{ij} distribution can be described as the normal law of distribution [5]. Boundaries of value X_{ij} deviation and therefore probability of no-failure operation of resistors depend on regression coefficient and conditional mean square deviation. Then c-percentile confidence estimate is defined for regression coefficient. The probability of non-failure operation of resistors further is calculated based on the determined interval estimates of expectation and mean square deviation of a random variable X_{ij} .

Thus, the evaluation methodology of c-percentile time to failure of resistors consists in performance of the following operations:

1. Short-term tests of resistors under specified conditions and modes

2. Calculation of expectation values, mean square deviations of a random variable and correlation factor based on the measured values of suitability criteria of resistors for each time section.

3. Calculation of regression coefficient [6]:

$$b_{j,j+s_i} = r_{j,j+s_i} \cdot \frac{\sigma_{j+s_i}}{\sigma_j},$$

where $j = 1..l-1, s_i = 1..l-j$;

4. C-percentile confidence estimate c-percentile confidence estimate.

4.1. Definition of time sections t_j, t_{j+s1} (hereinafter referred to as T_1 and T_2), satisfying the following condition:

$$\begin{cases} b_{j,j+s_1} \leq 1 \\ T_1 = \min_{j+s_1} (T - t_{j+s_1}) \\ T_2 = \max_{s_1} (t_{j+s_1} - t_j) \end{cases} \quad (1)$$

where T is accepted as equal to the value T_γ .

4.2. Estimation of upper ($\bar{b}$) and lower ($\underline{b}$) boundary of mean square deviation σ for two-dimensional distribution of suitability criterion parameter for time sections t_j, t_{j+s_1} (hereinafter referred to as t_1 and t_2) [7]:

$$\bar{b} = b_0 + U_{n-2(\gamma)} \frac{\sqrt{1-r_{12}^2}}{\sqrt{n-2}} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

$$\underline{b} = b_0 - U_{n-2(\gamma)} \frac{\sqrt{1-r_{12}^2}}{\sqrt{n-2}} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

$$b_0 = r_{12} \frac{\sigma_2}{\sigma_1},$$

where σ_1, σ_2 are mean square deviation values of controllable suitability criterion parameter of a resistor in time sections t_1 and t_2 ;

r_{12} – the pair correlation coefficient between values of controllable parameter in 1 and 2 time sections;

$U_{n-2(\gamma)}$ – C-percentile Student's inverse distribution with $n-2$ degrees of freedom;

4.3. Definition of upper ($\bar{a}$) and lower ($\underline{a}$) boundary of expectation m for two-dimensional distribution of suitability criterion parameter for determined time sections t_1 and t_2 [7]:

$$\bar{a} = m_2 - \underline{b}m_1 + U_\gamma \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}},$$

$$\underline{a} = m_2 - \bar{b}m_1 - U_\gamma \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}},$$

$$\sigma_0 = \frac{\sqrt{n(1-r_{12}^2)}}{\sqrt{Z_{n-2(\gamma)}}} \sigma_2,$$

where m_1, m_2 , are values of expectation for controllable suitability criterion parameter of a resistor in time sections t_1 and t_2 ;

U_γ – C-percentile inverse normal distribution;

$Z_{n-2(\gamma)}$ – C-percentile inverse distribution χ^2 2 with $n-2$ degrees of freedom;

4.4. Calculation of upper and lower boundary of expectation assessment $\bar{m}_T, \underline{m}_T$, for time section corresponding to T_γ [7]:

$$\bar{m}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{\mu}_T^i;$$

$$\underline{m}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \underline{\mu}_T^i.$$

Values of upper $\bar{\mu}_T^i$ and lower $\underline{\mu}_T^i$ boundary of confidential interval are calculated accordingly under the following formulas [7]:

$$\bar{\mu}_T^i = \bar{a} \cdot (1 + \bar{b} + \dots + \bar{b}^{k-1}) + \bar{b}^k X_{i2};$$

$$\underline{\mu}_T^i = \underline{a} \cdot (1 + \underline{b} + \dots + \underline{b}^{k-1}) + \underline{b}^k X_{i2};$$

where the factor $k = \left\lfloor \frac{T}{t_2 - t_1} \right\rfloor + 1$ is an integer.

5. Evaluation of resistors' compliance to dependability requirements.

5.1. Calculation of probability of non-failure operation during time equal to T_γ , under the formula [8]:

$$P(t) = P_{II}(T) \cdot P_B(T),$$

where $P_{II}(T)$ is the probability of non-failure operation of resistors concerning gradual failures;

$P_B(T)$ is the probability of that no sudden failure will occur in sample under condition that during tests there was not any sudden failure;

5.2. Definition of probability of non-failure operation on gradual and sudden failures [8]:

$$P_{II}(T) = \Theta\left(\frac{\bar{b} - \bar{m}_T}{\Sigma_T}\right) - \Theta\left(\frac{\underline{b} - \underline{m}_T}{\Sigma_T}\right),$$

$$P_B(T) = e^{-\bar{\lambda}_B \cdot n(T-t_n)},$$

$$\Sigma_T = \sqrt{\sigma_0^2 \cdot (1 + \bar{b}^2 + \dots + \bar{b}^{2(k-1)})},$$

where $\bar{\lambda}_B$ is the upper confidence boundary of failure rate on sudden failures,

Θ – Heaviside function.

If a priori information on sudden failures of products – analogues at their operation is absent, the value $\bar{\lambda}_B$ is accepted as equal to an average-group from dependability handbook.

5.3. Checkup of condition $P(t) \geq P(T)_3$, where $P(T)_3 \leq 0,975$. If the condition is satisfied, resistors correspond to requirements of c-percentile time to failure.

Using the offered evaluation methodology of dependability measures the calculation of c-percentile time to failure (T_γ) of resistors such as P2-67 has been performed at their use under conditions of increased temperature.

According to requirements of specifications OZhO.467.563TU the c-percentile time to failure of resistors R2-67 at electric loading $P = 0,5P_{HOM}$ (light duty) and temperature from minus 60 °C up to 40 °C is equal to 40000 hours.

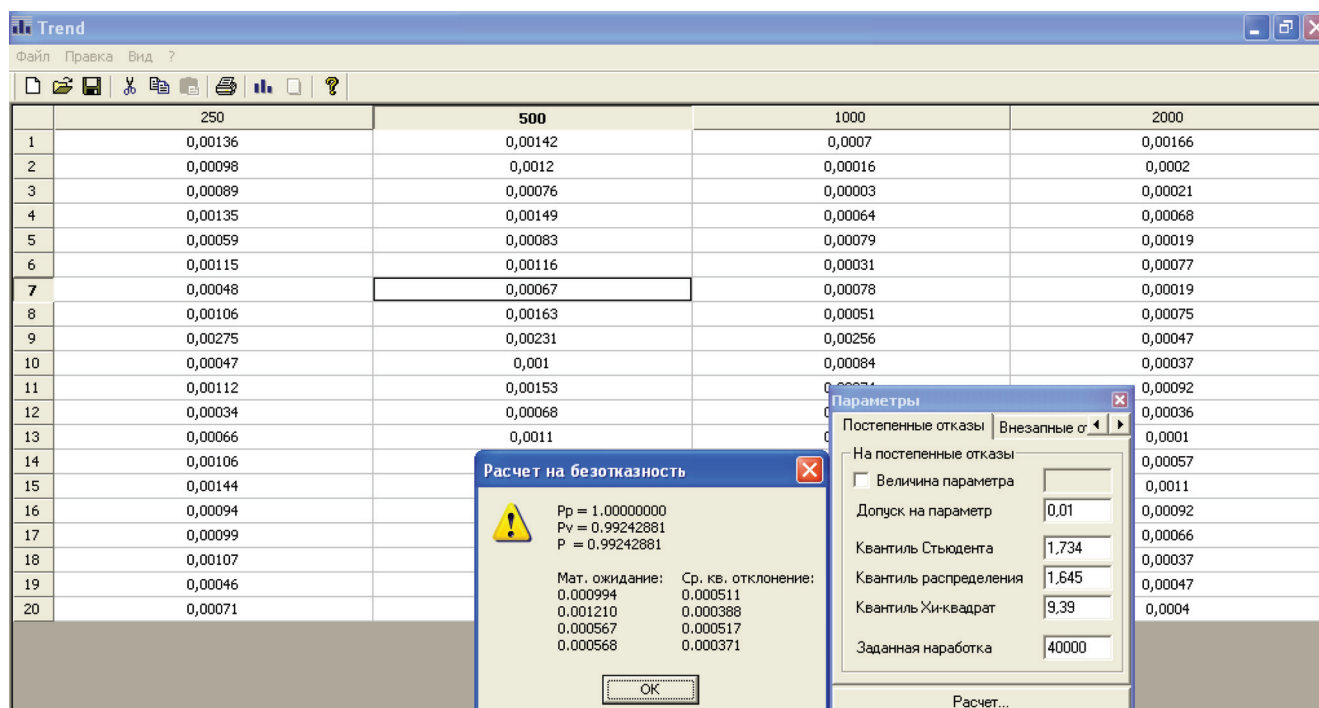


Fig. 1. Visual display of the program "Trend" for evaluation of reliability probability P of resistors with results of calculations

Within the framework of the given study, it was required to estimate the possibility of resistors application in structure of information – measuring system with the electric loading corresponding to the light duty. However, the ambient temperature while in service could change in a range from minus 55 °C up to 55°C, and at the same time, the minimal time to failure should be not less than 40000 hours.

For the solution of the stated task, tests for short-term reliability were performed within 2000 hours at ambient temperature equal to minus 55 °C and DC voltage, corresponding to $0,5P_{ном}$.

For processing results of tests with the help of the above-described method, the program "Trend" which realizes the offered methodology has been developed using object-oriented language C++.

The program "Trend" provides input and data processing in the form of adjusted spreadsheet and panels for calculation of parameters. The entered data can be kept in a file, and subsequently are read out from it. The program realizes information type-out, executes function of data reception – transfer from clipboard. Visual display of the program with test data of resistors R2-67 and results of calculations is shown on figure 1.

Thus, by results of tests for short-term reliability probability of resistors R2-67 within 2000 hours, no failures have been fixed, and electric parameters have been within the limits of the established tolerance. With the help of the given technique the reliabilities probability of $P(t) = 0,9924$ is calculated. The condition $P = P(t) \geq P(T)_3$ where $P(T)_3 \leq 0,975$ has been met, hence, resistors R2-67 can

applied by the customer in the equipment with the electric loading corresponding to the light duty at change of ambient temperature while in service in a range from a minus 55°C up to 55°C. At the same time, the minimal time to failure makes up not less than 40000 hours.

The developed methodology allows performing evaluation of c-percentile time to failure of resistors at their development stage with the purpose of dependability requirements confirmation.

References

1. **Ishkov A.S.** Method of dependability time measures increase IET // Petersburg journal of electronics. – 2009. – No1. – pp. 76 – 78.
2. GOST 2.124-85 Unified system of design documentation. The order of application of bought-in products.
3. OST 11070.050-84 Capacitors and resistors. Methods of the accelerated evaluation of storageability.
4. **Ostreykovsky V.A.** Dependability theory. The textbook for high schools – M.: High school, 2003. – 463 p.
5. **Tjurin Yu.N., Makarov A.A.** Data analysis on a computer. Version 3, Ed.. V.E.Figurnov – M.: INFRA – M, 2002. – 528 p.
6. **Gmurman V.E.** Probability theory and mathematical statistics: Teaching aid for high schools – 9 issue, – M.: High school, 2003. – 479 p.
7. G. Mathematical methods of statistics – M.: World, 1975. – 648 p.
8. **Gnedenko B.V.** Mathematical methods in dependability theory. – M.: Science, 1965. – 524p.



Плотников Н.И.

ОСНОВАНИЯ ТЕОРИИ НАДЕЖНОСТИ ЧЕЛОВЕКА-ОПЕРАТОРА (ПИЛОТА)

Представлены основания теории надежности человека-оператора (пилота). Основное свойство деятельности человека называет категория назначения. Назначения можно оценивать в структурированном родовидовом делении понятия надежности. Показано, что универсальный основанием деления объема понятия надежности человека является шкала времени.

Ключевые слова: оператор, пилот, назначение, индивидуальная надежность, профессиональная надежность, операционная надежность.

1. Введение

Изучение мирового опыта воздушного транспорта дает обоснование критической важности свойств пилота. Описание свойств существует в понятиях психологических, технических, медицинских, социальных требований профессиональной годности в раздельном изложении и применении [1, 2, 3]. В настоящее время отсутствует общая методология наблюдения физических и нефизических величин свойств человека и пилота. Физические величины являются измеряемыми. Нефизические величины являются оцениваемыми. Их взаимосвязанное теоретическое и нормативное описание не реализовано.

В настоящей работе представлены основания теории надежности человека-оператора (пилота) [4, 5]. Основное свойство деятельности человека называет категория назначения. Назначения можно оценивать в структурированном родовидовом делении понятия надежности. Показано, что универсальным основанием деления объема понятия надежности человека является шкала времени.

2. Содержание проблемы

Проблема порождается нечеткой природой свойств человека, через которые наблюдается деятельность: личность, здоровье, возраст, образование, квалификация, опыт, работоспособность, рабочая нагрузка, утомление, отдых, техногенные воздействия и другие свойства. Данные свойства изучаются в различных науках, имеют количественную и качественную, физическую и нефизическую природу, что составляет различные возможности для формализации, автоматизированного учета и управленческих решений. До настоящего времени остаются неопределенными предметные знания, которые необходимы для стандартизации и управления летной деятельностью. Например, по многочисленным исследованиям известно, что совокупные ресурсы пилотов по результатам отбора в профессию и в последующей профессиональной деятельности различаются в 3-5 раз. В настоящее время отсутствуют теория и методы, которые могли бы учитывать данные различия в единых стандартах для всех пилотов [6, 7].

3. Постановка задачи

Методологическим решением исследования в настоящей работе является разработка и применение ресурсной методологии (РМ) как совокупности эмпирической и эвристической экспертизы форм организованной сложности качественными методами мягких вычислений (МВ) [8]. Область знаний о совокупности организованной деятельности, объединяемых на ресурсной основе, понимается как новая дисциплина – ресурсология. Ресурсный комплекс понимается как трансформируемые источники энергии, информации и вещества, вовлеченные в целесообразную деятельность. Обычно под ресурсом понимается то, что потребляется и используется. В ресурсной методологии любые понятия считаются ресурсами: также используемыми, но главным образом – создаваемыми. Элементарно, человек, читающий книгу, использует: книгу, свою энергию и создает знания. Это – простейший ресурсный комплекс (РК), где на входе – используемые ресурсы (ИР), а на выходе – создаваемый ресурс (СР) знаний или ресурс назначения (РН).

На основе обоснованного описания структуры и содержания деятельности пилота предлагается алгоритм

автоматизированного управления ресурсами пилота. Практическое значение состоит в том, что между разными базами данных авиакомпании установлены новые связи, оптимизирующие подготовку и принятие решений. Разработка направлена на формирование перечня значимых (оказывающих существенное влияние на вероятность авиационного происшествия) параметров и показателей, используемых для долгосрочного прогнозирования с возможностью их численного наблюдения и измерения в зависимости от времени.

4. Разработка содержания свойств назначения пилота

Ресурсы назначения структурируются в трех свойствах надежности в шкалах времени: ресурсы индивидуальной надежности (РИН), ресурсы операционной надежности (РОН), ресурсы профессиональной надежности (РПН), рис. 1.

Раскрытие содержания данных составляющих создает возможность взаимосвязанного формализованного описания ресурсов пилота, что является решением задачи анализа оценки и прогнозирования рисков безопасности

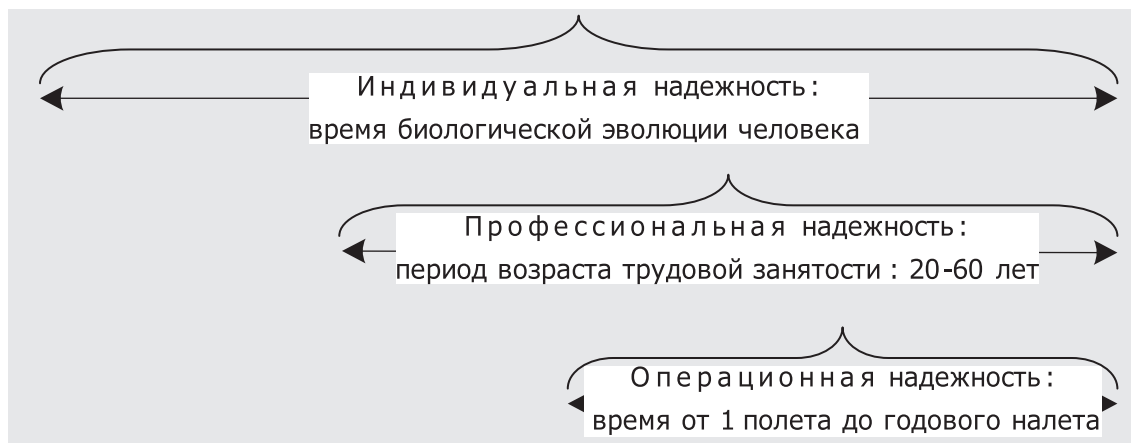


Рис. 1. Фундаментальная структура ресурсов надежности пилота

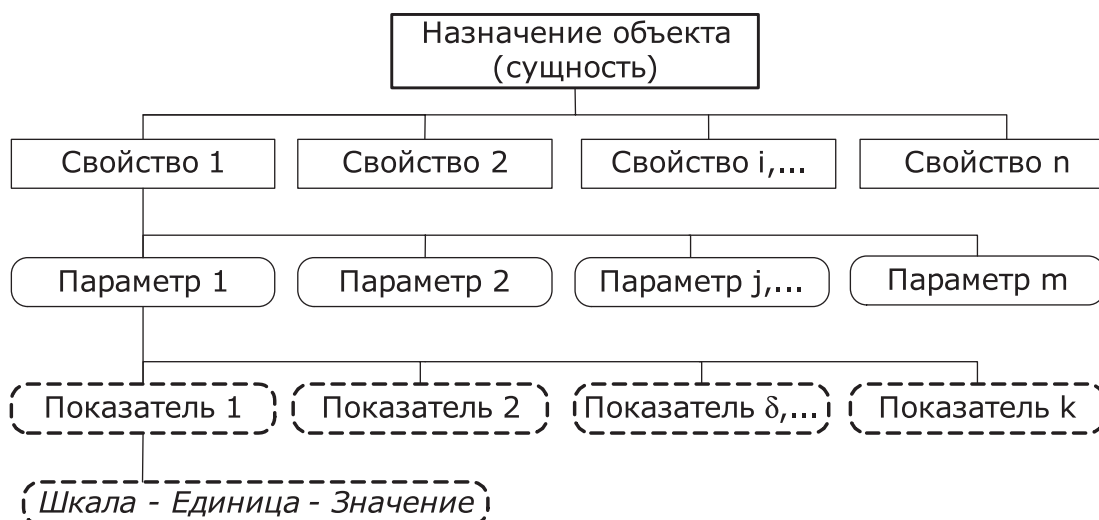


Рис. 2. Термины наблюдения величин исследуемых объектов

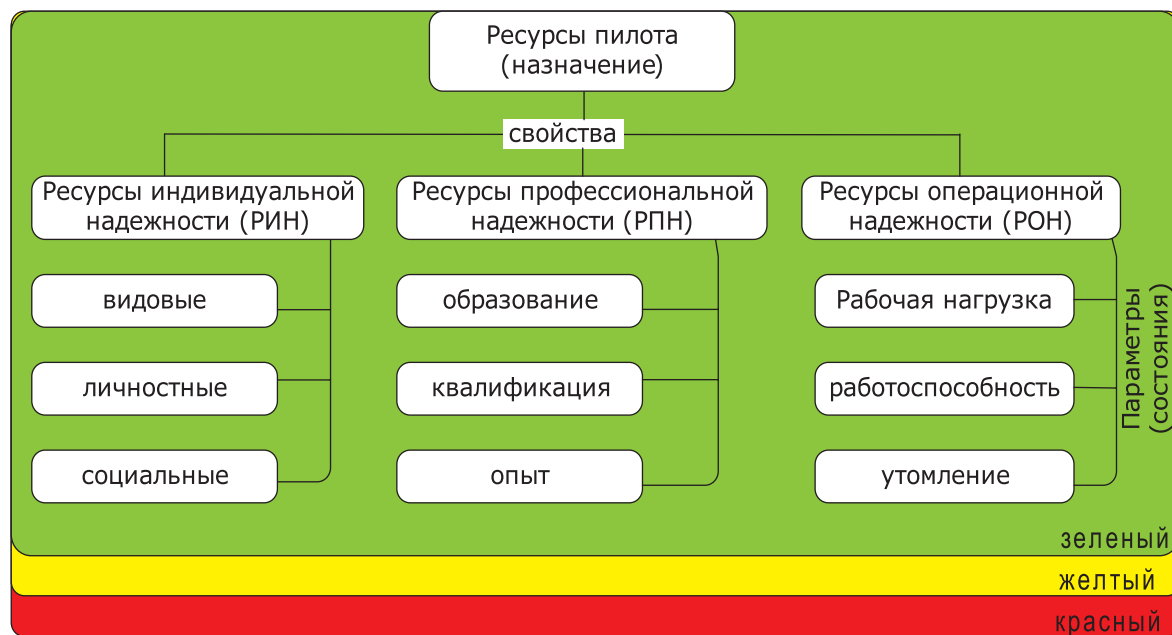


Рис. 3. Содержание ресурсов пилота

полетов. Для описания разработана структура терминов наблюдения (измерения, оценивания) величин свойств объектов, которая также соответствует стандарту [9]. Каждые из свойств ресурсов надежности пилота: РИН, РПН и РОН, структурируются по параметрам и показателям. Показателям приписываются значения оцениваемых величин ресурсов в избранных шкалах и единицах измерения или оценивания, рис. 2.

Оценивание состояний осуществляется в шкалах наименований и порядка трехуровневой матрицы риска: «высокий – средний – низкий», 1-2-3, «красный-желтый-зеленый» или большего числа уровней. Содержание и структура показателей, из которых состоят параметры, составляет наибольший объем работы проектирования и наполнения оболочки экспертной системы [7], рис. 3.

Проектирование ресурсного комплекса состоит из разработки структуры ресурсных контуров, составляющих компонент, их наименований, определений и установления параметров наблюдения. Ресурсный комплекс назначения образует I, II, III, ..., J, ..., N контуров, каждый из которых состоит из исходных ресурсных компонент, сходящихся для создания ресурса назначения j-го контура, где X_j , Y_j , Z_j – имя (метка) ресурсного компонента j-го контура. Выбор имен любых ресурсных компонент осуществляется экспертным путем. Количественный состав из трех исходных ресурсов является выбором настоящего метода. Каждая из ресурсных компонент, например X_j , описывается:

$$X_j = \sum : \{X_{j-1}, Y_{j-1}, Z_{j-1}\} = R_j^x, \quad (1)$$

где R_j^x создаваемый номинальный ресурс назначения j-го контура, который является исходным ресурсом (j-1)-го контура. Содержание ресурсного комплекса назначения деятельности пилота составлено экспертным путем. Составлены краткое, развернутое описание и

определение каждого ресурса на естественном языке. Для простейшей формализации вводятся символы и обозначения англоязычной лексики.

Первый ресурсный контур. Первый контур R_i^p составлен в трех группах ресурсов, наблюдаемых в параметрах надежности: ресурсы операционной надежности (РОН), ресурсы профессиональной надежности (РПН) $R_i^p(\mu)$, ресурсы индивидуальной надежности (РИН). Базой наблюдения принимается время. Предлагаемое содержание имеет основание – различимость наблюдения каждой из групп ресурсов во времени. Под операционной надежностью понимается совокупность условий и состояний полета, задаваемых для реализации организованной деятельности в избранной среде назначения. Операционная надежность может наблюдаться в структуре времени: время одного полета, месячный и годовой налет часов. Под профессиональной надежностью понимается совокупность приобретаемых в профессии характеристик человека в избранной среде деятельности. Профессиональная надежность обладает значением продолжительности трудовой занятости человека примерно в период от 20 до 60 лет. Под индивидуальной надежностью понимается совокупность эволюционных видовых биологических характеристик человека в среде обитания и избранной среде деятельности. Индивидуальная надежность обладает значением предметности видовой эволюции, многократно превышающей продолжительность жизни человека. Раскрытие содержания данных составляющих является задачей описания ресурсных контуров. Символьное представление первого ресурсного контура описывается кортежем:

$$R_i^p = \sum : \{R_i^p(i), R_i^p(p), R_i^p(o)\} \quad (2)$$

Второй ресурсный контур. Три группы ресурсов первого контура структурируется в следующем содержа-

нии и определениях компонент надежности второго ресурсного контура. РОН состоят из параметров: рабочая нагрузка workload (wl); работоспособности workability (wa); утомление fatigue (fg):

$$R_l^p(o) = \sum : \{R_l^p(o)wa, R_l^p(o)wl, R_l^p(o)fg\}. \quad (3)$$

РПН состоят из параметров: совокупный опыт пилота pilot experience (pe), полное образование common education (ca), профессиональная квалификация professional qualification (pq), иначе:

$$R_l^p(p) = \sum : \{R_l^p(p)pe, R_l^p(p)ca, R_l^p(p)pq\}. \quad (4)$$

Ресурсы индивидуальной надежности состоят из параметров и структурируются тремя группами составляющих по продолжительности во времени: $R_l^p(i)\phi$, видовые – ресурсы адаптации индивида к среде. Данная категория ресурсов выходит за пределы жизни индивида и содержит выработку адаптационных механизмов; $R_l^p(i)\psi$, личностные – формируемые в течение жизни индивида; $R_l^p(i)\delta$, социальные – демографическая характеристика психосоматического здоровья:

$$R_l^p(i) = \sum : \{R_l^p(i)\phi, R_l^p(i)\psi, R_l^p(i)\delta\}. \quad (5)$$

Объединяя формулы [3-5], содержания ресурсного комплекса назначения деятельности пилота можно представить:

$$R_l^p = \sum : \left\{ \begin{array}{ccc} R_l^p(o)wa, & R_l^p(o)wl, & R_l^p(o)wa \\ R_l^p(p)pe, & R_l^p(p)ca, & R_l^p(p)pq \\ R_l^p(i)\phi, & R_l^p(i)\psi, & R_l^p(i)\delta \end{array} \right\}. \quad (6)$$

Заметим, что показанное символьное описание является приемом первоначальной формализации понятий и средств естественного языка. Элементы формул записываются через запятые, что означает сложные отношения и связи неизвестных функций. Задачей разработки является поиск и установление данных отношений и связей. Смысл символьного описания состоит в облегчении поиска. Например, известно, что работоспособность wa и утомление fg являются обратными величинами. Следовательно, в (3) они могут быть записаны через дробь.

Заключение

Показанное описание деятельности пилота имеет принципиальное отличие от содержания в существующих исследованиях [10, 11, 12, 13]. Содержание структурировано во временных шкалах совершенно различной длительности – от текущего времени до времени эволюции. Понятия физиологической, психологической и демографической составляющих деятельности давно цитируются в исследованиях, но содержание их далеко не раскрыто. Так под физиологической надежностью понимают работоспособность или способность к работе в течение циклов деятельности. Демографическая надеж-

ность может рассматриваться как трудоспособность или способность к труду по состоянию здоровья.

Дальнейшая разработка направлена на установление свойств, параметров, признаков идентифицированных ресурсов. Данная процедура называется нормализацией и является основанием стандартизации деятельности. Составление содержания ресурсных контуров следующих уровней осуществляется аналогично выполненным разработкам. Ресурсные компоненты являются сущностями различной физической и нефизической природы, требуют неравного подхода формализации. Данный подход имеет наименование псевдофизической логики оценивания величин. Решение о дальнейшей формализованной разработке принимается экспертным путем на основе необходимости и целесообразности.

Литература

1. **Бодров В.А.** Психология профессиональной деятельности. – М.: ПЕР СЭ, 2001. – 511 с.
2. **Бодров В.А., Орлов В.Я.** Психология и надежность: человек в системах управления техникой. – М.: Изд-во «Институт психологии РАН», 1998. – 288 с.
3. **Гурвич К.М.** Профессиональная пригодность и основные свойства нервной системы. – М.: , 1970. – 204 с.
4. **Плотников Н.И.** Проектирование транспортных комплексов. Воздушный транспорт. Монография. – Новосибирск: ЗАО ИПЦ «АвиаМенеджер», 2010. – 393 с.
5. **Плотников Н.И.** Нормативное наблюдение надежности транспортного комплекса // Надежность. 2011. Т. 38. – № 3. – С. 61-66.
6. **Плотников Н.И.** Ресурсы воздушного транспорта. – Новосибирск: НГАЭУ, – 2003. – 345 с.
7. Автоматизированная система прогнозирования и предотвращения авиационных происшествий при организации и производстве воздушных перевозок. Промежуточный, этап № 4: «Адаптация разработанных алгоритмов и программных средств АС». – Научно-технический отчет, шифр «2010-218-02-068», № государственной регистрации 01201150118 от 12.01.2011, Инв. № 194. – Ульяновск. – 2012. – 1340 с. / Н.И. Плотников – Раздел 3. Метод оценки рисков для безопасности полетов авиакомпании на основе управления и прогноза ресурсов пилота. – С. 154-238, 1048-1258.
8. **Zadeh, Lotfi A.**, «Fuzzy Logic, Neural Networks, and Soft Computing», Communications of the ACM, March 1994, Vol. 37 No. 3, pages 77-84.
9. **Клир Джордж.** Системология. Автоматизация решения системных задач. – М.: Радио и связь, 1990. – 544 с.
10. **Kane M.R.** Air Transportation. – Iowa, USA. – 1990. – 500 p.
11. **Shappell S.A., Wiegmann D.A.** The Human Factors Analysis and Classification System (HFACS) // FSF Flight Safety Digest. – 2001, Feb. – P. 15-28.
12. **Wiener E.L., Kanki B.G., Helmreich R.L.** Cockpit Resource Management. – N.Y., USA: Academic Press. – 1993. – 519 p.
13. **Коваленко Г.В., Микинелов А.Л., Чепига В.Е.** Летная эксплуатация. – М. Машиностроение, 2007. – 416 с.



Plotnikov N.I.

THE BASES OF HUMAN – OPERATOR DEPENDABILITY THEORY

The paper presents the bases of human – operator (pilot) dependability theory. The major property of human activity is called a category of assignment. The assignments can be estimated in structured generic segmentation of dependability concept. This study also shows that the time scale is the universal basis for segmentation of human dependability concept.

Keywords: operator, pilot, assignment, individual dependability, occupational dependability, functional dependability.

1. Introduction

Study of world experience of air service explains critical importance of pilot behavior. The description of behavior exists in concepts of psychological, technical, medical and social requirements of occupational suitability in a separate statement and application [1, 2, and 3]. At present, there is no general methodology for observation of physical and nonphysical quantities of human and pilot behavior. Physical quantities are measurable. Nonphysical quantities are estimable. Their interconnected theoretical and normative description has not yet been done.

This study presents the bases of human – operator (pilot) dependability theory [4, 5]. The major property of human activity is called a category of assignment. The assignments can be estimated in structured generic segmentation of dependability concept. This study also shows that the time scale is the universal basis for segmentation of human dependability concept.

2. The problem content

The problem is generated by the indistinct nature of human behavior through which his activity is observed: personality, health, age, education, qualification, and experience, capacity for work, working loading, tiredness, rest, anthropogenic influences and other properties. These behaviors are studied in various sciences, and they have the quantitative and qualitative, physical and nonphysical nature that makes up various opportunities for the formalization, computerized accounting and administrative decision-making.

Until now, there is still uncertain domain-specific knowledge, which is necessary for standardization and management of flight activity. For example, it is known from numerous researches that total pilot resource obtained by results of selection in occupation and in the subsequent professional work differs in 3-5 times. Now there is no theory and methods, which could take into account the given differences in uniform standards for all pilots [6, 7].

3. Problem statement

The methodological solution of research in the present work is development and application of *resource methodology* (RM) as an aggregate of empirical and heuristic examination of organized complexity forms by qualitative methods of *soft calculations* (SC) [8]. The field of knowledge about the aggregate of the organized activity combined on basis is understood as new discipline – resource science. The resource complex is understood as convertible energy sources, information and substances involved in expedient activity. Ordinarily the resource is understood as that is consumed and used. In resource methodology, any concept is considered as a resource: also used, but mainly – created. For example, the person reading a book uses the book, his energy and creates knowledge. It is a simple *resource complex* (RC), where an input is *used resources* (UR), and an output is created resource (CR) of knowledge or assignment resource (AR).

The authors of this paper offer the automated management algorithm of a pilot resources based on reasonable description of structure and contents of the pilot activity. Practical value of our proposal consists in the fact, that new relations optimizing preparation and decision-making have been established between different databases of airlines. The development is

intended for the formation list of significant (rendering essential influence on air crash probability) parameters and measures used for long-term prediction with an opportunity of their numerical observations and measurement depending on time.

4. Development of the contents of pilot assignment behavior

Assignment resources are structured in three properties of dependability in time scale: resources of individual dependability (RID), resources of operational dependability (ROpD), and resources of occupational dependability (ROD), fig. 1.

Disclosing of the contents of the given constituents creates an opportunity of the interconnected formalized description of pilot resources that present the problem solution of analysis and prediction risks of flights safety. The structure of supervision terms (measurement, estimation) of objects' behavior values, which also meet the standard [9], has been developed for the formalized description. Each of resource behavior of a pilot dependability RID, ROpD and ROD are structured according to parameters and measures. Values of estimated quantities of resources in the selected scales

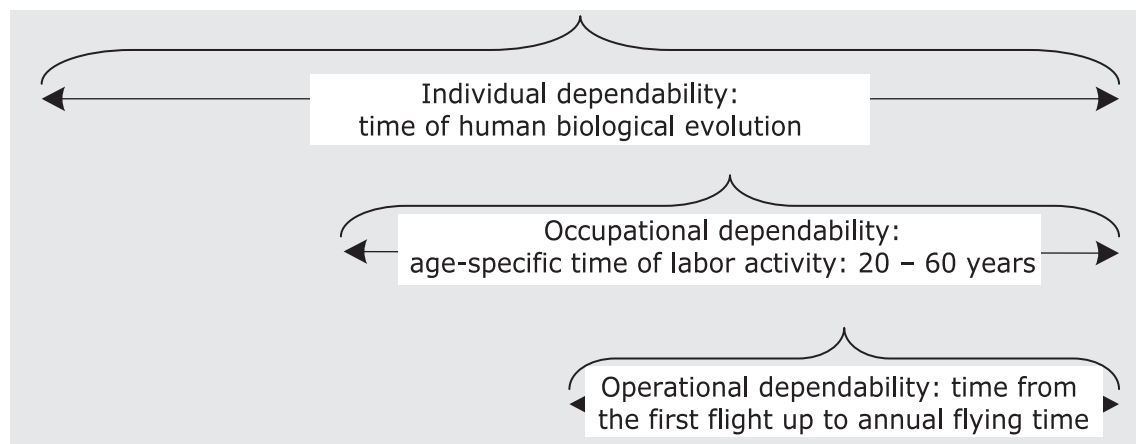


Fig. 1. Fundamental structure of pilot dependability resources

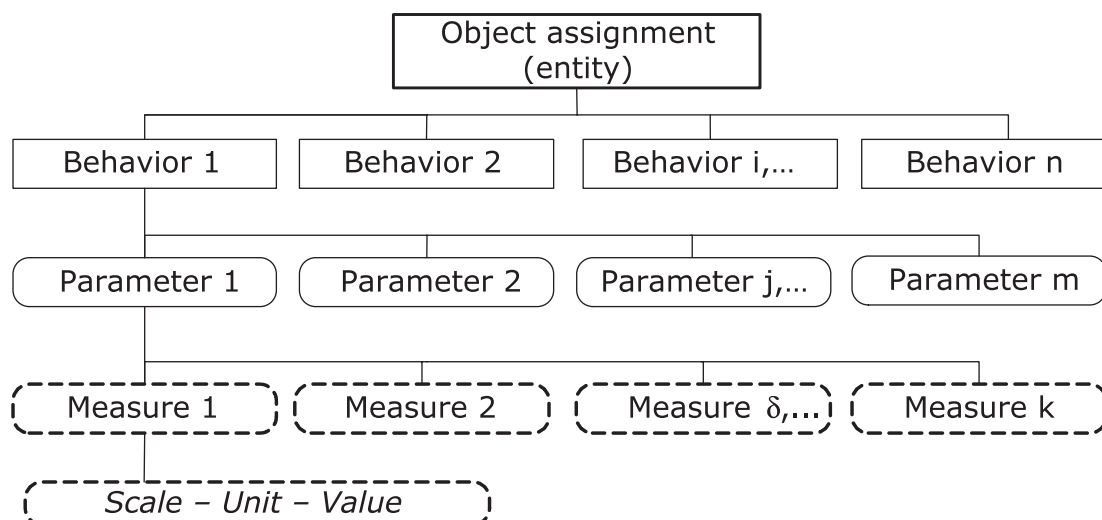


Fig. 2. Terms of values supervision in researched objects

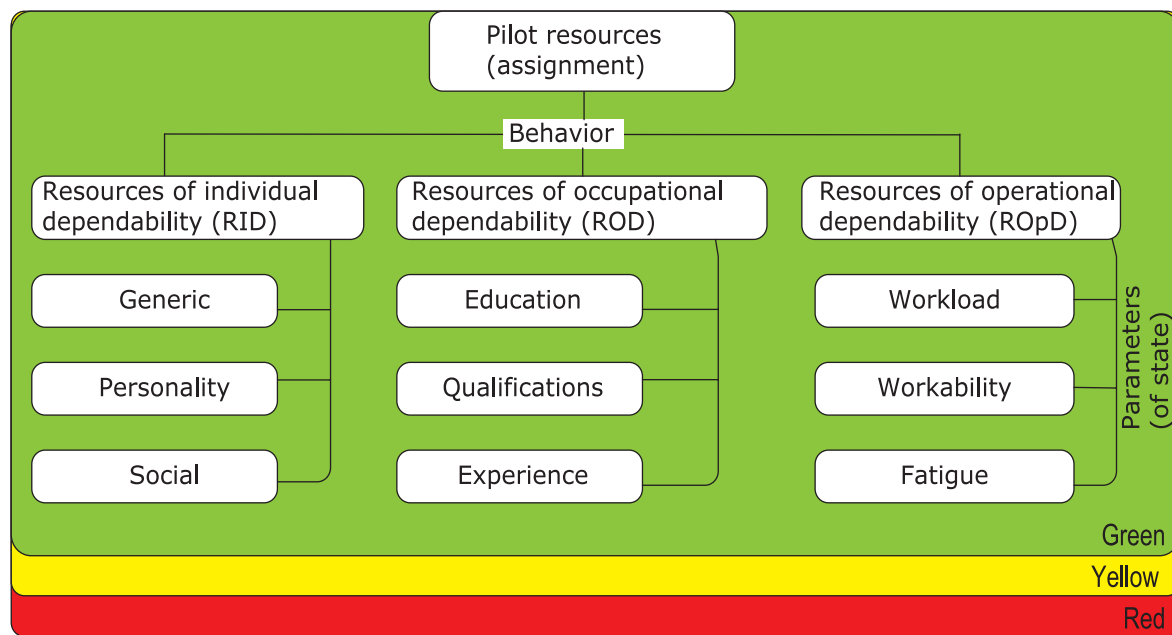


Fig. 3. The content of pilot resources

and units of measurements or estimation are attributed to dependability measures (see fig. 2).

Estimation of conditions is carried out in scales of designations and order of three-level matrix of risk: “high – average – low” 1-2-3, «red – yellow-green» or the greater number of levels. The content and measures’ structure, of which parameters consist, makes the greatest volume of designing work and filling of an expert system shell [7], fig. 3.

Designing of a resource complex includes development of resource contour structure, constituents, their names, definitions and establishment of supervision parameters. The resource complex of assignment forms I, II, III..., J, ..., N contours, each of which consists of initial resource a components, converging for creation of a resource of j-th contour assignment, where X_j , Y_j , Z_j is the name (label) of a resource component of j-th contour. The choice of names of any resource components is carried out by an expertise. The quantitative composition of three initial resources is a choice of the present method. Each of resource components, for example X_j , is described as follows:

$$X_j = \sum : \{X_{j-1}, Y_{j-1}, Z_{j-1}\} = R_j^x, \quad (1)$$

where R_j^x is the created nominal assignment resource of j-th contour, which is the initial resource of (j-1)-th contour. The content of a resource complex assignment of a pilot activity is performed by an expertise. The brief and full-scaled description and definition of each resource is made in the natural language. For the elementary formalization, symbols and designations of English-speaking lexicon are introduced.

The first resource contour

The first contour R_1^p is made up in three resource groups supervised in dependability parameters: resources of op-

erational dependability (ROpD), resources of occupational dependability (ROD), resources of individual dependability (RID). Time is accepted as a supervision base. The offered content has the basis – supervision distinguishability of each group of resources in time. Operational dependability is understood as an aggregate of flight conditions and states specified for realization of organized activity in the selected environment. Operational dependability can be supervised in structure of time: time of one flight, a monthly and annual flying time. Occupational dependability is understood as an aggregate of personality acquired in occupation in selected environment of activity. Occupational dependability possesses the value of labor employment duration of human approximately during the period from 20 until 60 years. Individual dependability is understood as an aggregate of evolutionary generic biological characteristics of in human environment and selected surrounding of activity. Individual dependability possesses the objectification value of the generic evolution many times exceeding age of human life. Content disclosure of the given constituents is a problem of resource contours’ description. Symbolical representation of the first resource contour is described by the following tuple:

$$R_1^p = \sum : \{R_1^p(i), R_1^p(p), R_1^p(o)\}. \quad (2)$$

The second resource contour

Three groups of resources of the first contour are structured in the following content and definitions of dependability component of the second resource contour. Resources of operational dependability (ROpD) consist of the following parameters: workload (wl), workability (wa), fatigue (fg),

$$R_1^p(o) = \sum : \{R_1^p(o)wa, R_1^p(o)wl, R_1^p(o)fg\}. \quad (3)$$

Resources of occupational dependability consist of the following parameters: cumulative experience of the pilot experience (pe), common education (ca), professional qualification (pq), differently:

$$R_l^p(p) = \sum : \{R_{ll}^p(p)pe, R_{ll}^p(p)ca, R_{ll}^p(p)pq\}. \quad (4)$$

Resources of individual dependability consist of parameters and are structured by three groups of components according to duration in time: $R_{ll}^p(i)\phi$, generic – resources of adaptation of the individual to environment. The given category of resources exceeds the end of life and contains generation of adaptable mechanisms; $R_{ll}^p(i)\psi$ personality – formed during individual life; $R_{ll}^p(i)\delta$, social – the demographic characteristic of psychosomatic health:

$$R_l^p(i) = \sum : \{R_{ll}^p(i)\phi, R_{ll}^p(i)\psi, R_{ll}^p(i)\delta\}. \quad (5)$$

Combining formulas {3-5}, the content of resource complex assignment of a pilot activity can be presented as follows:

$$R_l^p = \sum : \left\{ \begin{array}{ccc} R_{ll}^p(o)wa, & R_{ll}^p(o)wl, & R_{ll}^p(o)wa \\ R_{ll}^p(p)pe, & R_{ll}^p(p)ca, & R_{ll}^p(p)pq \\ R_{ll}^p(i)\phi, & R_{ll}^p(i)\psi, & R_{ll}^p(i)\delta \end{array} \right\}. \quad (6)$$

It should be noted, that the presented symbolical description is a technique of initial formalization of concepts and means of a natural language. Elements of formulas are written down through commas that mean complex relations and connections of unknown functions. The problem of development consists in search and establishment of the given relations and connections. The sense of the symbolical description is to facilitate the search. For example, it is known, that workability (wa) and fatigue (fg) are reciprocal quantities. Therefore, in expression (3) they can be written down through fraction.

Conclusion

The shown description of a pilot activity has basic difference from the contents in existing studies [10, 11, 12, 13]. The content is structured in time scales of completely different duration – from current time until time of evolution.

Concepts of physiological, psychological and demographic components of activity for a long time are quoted in studies, but their content is far from being discovered. So physiological dependability is understood as workability or ability to work during cycles of activity. Demographic dependability can be considered as working capacity or labor capacity according to a state of health.

The further development is directed to establishment of behavior, parameters, and attributes of the identified resources.

The given procedure refers to as normalization and it is the basis of activity standardization. Making-up the content of resource contours of the next levels is performed similar to introduced developments. Resource components are entities of various physical and nonphysical nature and they demand the unequal approach of formalization. The given approach has the name of pseudo-physical logic of quantity estimation. The decision on the further formalized development will be accepted by expertise based on necessity and expediency.

References

1. **Bodrov V.A.** Psychology of professional activity. – M., 2001. – 511 p.
2. **Bodrov V.A., Orlov V.Ya.** Psychology and dependability: Human in control systems of technical equipment. – M.: Publishing house “Institute of psychology of the Russian Academy of Science”, 1998. – 288 p.
3. **Gurvich K.M.** Occupational suitability and basic properties of nervous system. – M.: 1970. – 204 p.
4. **Plotnikov N.I.** Designing of transport complexes. Air transport. The monography. – Novosibirsk: Joint-Stock Company IPTS “AviaManager”, 2010. – 393 p.
5. **Plotnikov N.I.** Normative supervision of a transport complex dependability // Dependability. 2011. V. 38. – No. 3. – pp. 61-66.
6. **Plotnikov N.I.** Resources of air transport. – Novosibirsk: NSAEU, – 2003. – 345 p.
7. The automated system of prediction and prevention of air crashes during organization and making of an airline traffic. Intermediate stage No. 4: “Adaptation of the developed algorithms and software for the automated system”. – Research/technical report, the code number “2010-218-02-068”, No. of state registration 01201150118 from 12.01.2011, Inv. No. 194. – Ulyanovsk. – 2012. – 1340 p. / N.I. Plotnikov – Section 3. A method of risk estimation for safety of airline flights based on management and prediction of pilot resources. – pp. 154-238, 1048-1258.
8. **Zadeh, Lotfi A.**, «Fuzzy Logic, Neural Networks, and Soft Computing», Communications of the ACM, March 1994, Vol. 37 No. 3, pages 77-84.
9. **Clergy George.** System science. Automation of system problems’ solution. – M.: Radio and communication, 1990. – 544 p.
10. **Kane M. R.** Air Transportation. – Iowa, USA. – 1990. – 500 p.
11. **Shappell S.A., Wiegmann D.A.** The Human Factors Analysis and Classification System (HFACS) // FSF Flight Safety Digest. – 2001, Feb. – P. 15-28.
12. **Wiener E. L., Kanki B.G., Helmreich R.L.** Cockpit Resource Management. – N.Y., USA: Academic Press. – 1993. – 519 p.
13. **Kovalenko G.V., Mikelov A.L., Chepiga V. E.** Flight operation. – M. Engineering industry, 2007. – 416 p.

Х. Шебе

ПО ПОВОДУ СТАТЬИ А.Ф. КОЛЧИНА, Н.В. МИХЕЕВА «АРХИТЕКТУРА ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ СИСТЕМЫ, СВЯЗАННОЙ С БЕЗОПАСНОСТЬЮ»

Статья Колчина А.Ф. и Михеева Н.В. [1] вызвала у меня недоумение и ряд вопросов. Прежде всего, судя по названию статьи, архитектура программного обеспечения должна учесть требования стандарта [2], особенно те, которые изложены во второй его части, а также в п.п.7.4.3, В.1 и В.9 третьей части. В этих статьях стандарта акцентируется внимание на построении избыточных систем, обеспечении разнообразия методов исключения отказов, и, особенно, отказоустойчивости систем. Однако в рассматриваемой статье [1] отсутствует учет указанных существенных требований. Вместо требований базового по функциональной безопасности стандарта [2] авторами предложено строить структуру и архитектуру программного обеспечения (ПО) на основании источников по качеству ПО, которые не связаны с безопасностью.

Надо учесть, что следует обеспечивать стабильное поведение ПО, включая поведение ПО во времени. Надо обеспечить, чтобы ПО смогло в одном цикле или во времени обработать все запросы. С некоторыми структурами и архитектурами предложенными авторами это не обеспечивается – наоборот, эти структуры опасны в этом отношении. Если возникают временные проблемы ПО, то надо привлечь методы вероятностного анализа поведения ПО (смотри, например [3]). И это не упоминается авторами.

Поэтому, к сожалению, статья поощряет выбор опасных архитектур, которые противоречат требованиям стандарта [2].

Литература

1. Колчин А.Ф., Михеев Н.В., Архитектура программного обеспечения системы, связанной с безопасностью, Надежность, № 1 (2015), стр. 75-81.
2. ГОСТ Р МЭК 61508–2012 Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Части 1 – 7.
3. Altmeyer S., Davis R.A., On the Correctness, Optimality and Precision of Static Probabilistic Timing Analysis, University of York, report no. YCS-2013-487.

H. Schäbe

ABOUT THE PAPER BY A.F. KOLCHIN, N.V. MIKHEEV “ARCHITECTURE OF SAFETY RELATED SYSTEM SOFTWARE”

The paper by Kolchin A.F. and Mikheev N.V. [1] brought out bewilderment and a number of questions in me. First of all, judging by the title of the paper, the architecture of software should take into account the requirements of standard [2], in particular those specified in its second part as well as in cl. 7.4.3, B.1 and B.9 of the second part. These clauses of the standard make focus on development of redundant systems, ensuring a variety of methods for eliminating failures and, in particular, system fault-tolerance. However, paper in question [1] lacks the consideration of these substantial requirements. Instead of the requirements of standard [2] that is a key one in terms of functional safety, the authors offer to construct the structure and architecture of software (SW) based on SW quality sources that are not related to safety.

It is needed to be taken into account that we should secure SW stable behavior including SW behavior in time. It is required to ensure that SW could process all requests for one cycle or in time. For some structures and architectures proposed by the authors, this is not ensured – on the contrary, these structures are dangerous in this respect. If SW time problems occur, then methods of SW behavior probabilistic analysis (see, for example [3]) should be applied. And this is not mentioned by the authors.

Therefore, unfortunately, the paper facilitates choosing hazardous architectures that contradict the requirements of standard [2].

References

1. **Kolchin A.F., Mikheev N.V.** Architecture of safety related system software. Dependability, No. 1 (2015), pp. 75-81.
2. GOST R IEC 61508-2012 Functional safety of electrical, electronic and programmable electronic safety related systems. Parts 1 – 7.
3. **Altmeyer S., Davis R.A.**, On the Correctness, Optimality and Precision of Static Probabilistic Timing Analysis, University of York, report no. YCS-2013-487.

Черкесов Г.Н.

ПО ПОВОДУ СТАТЬИ КОФАНОВА Ю.Н. И СТРЕЛЬНИКОВА В.П. «МЕТОДИЧЕСКИЕ ПОГРЕШНОСТИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СРЕДНЕГО РЕСУРСА ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ»

Основным контингентом читателей журнала являются инженеры и научные работники, заинтересованные в создании высоконадежной техники и безаварийной ее эксплуатации. Вполне можно допустить, что по характеру своей деятельности они могут не знать теории надежности в объеме, достаточном, чтобы понимать все математические аспекты публикаций, но, как правило, они хорошо разбираются в практических вопросах применения результатов публикаций.

С этой точки зрения, следует обратить внимание на четкость постановки задачи исследования, соответствия названия статьи ее содержанию, правильность использования терминологии, обоснованность сделанных в математической модели надежности допущений, возможность их подтверждения в эксплуатации или при испытаниях, доказательность делаемых утверждений, практическую ценность теоретических результатов и явное ее формулирование в заключительной части статьи.

Внимательное изучение материалов статьи вызвало ряд замечаний, имеющих, в том числе, целью ответить на возможные вопросы читателей, помочь им в правильной оценке результатов публикации и предостеречь их от ошибок при их использовании.

1. О наименовании статьи

В заголовке использован термин «средний ресурс». На наш взгляд, следует очень строго и ответственно относиться к использованию устоявшихся терминов в теории надежности. Согласно ныне действующему стандарту ГОСТ 27.002-89 «Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения»: ресурс (useful life) – суммарная наработка объекта от начала его эксплуатации или её возобновления после ремонта до перехода в предельное состояние (термин 4.5), а средний ресурс – математическое ожидание ресурса (термин 6.16). Это показатель долговечности. В статье фактически рассматривается средняя наработка до отказа (термин 6.10). Это показатель безотказности, не имеющий никакого отношения к предельному состоянию объекта. Об этом и авторы явно указывают уже в аннотации к статье. Тем не менее, в перечне ключевых слов они снова рассматривают как синонимы наработку до отказа и ресурс.

2. О двухпараметрических распределениях и гипотезе о коэффициенте вариации

На стр. 3 статьи сказано: «Поскольку статистических данных для оценки параметров формы двухпараметрических распределений нет, принимаем гипотезу о равенстве коэффициента вариации распределения наработки единице ($v=1$), как у экспоненциального распределения».

По этому поводу можно уверенно утверждать, что не существует не только статистических данных для оценки параметров формы двухпараметрических распределений, но и статистически значимых доказательств того, что изделия электронной техники имеют какое-либо другое распределение наработки, отличное от однопараметрического экспоненциального распределения.

Еще более удивительным является утверждение, что неведомые (в статье нет ссылок) «...исследователи, использующие для решения задач надежности однопараметрическое экспоненциальное распределение, автоматически допускают, что коэффициент вариации распределения наработки до отказа (на отказ) равен единице».

Для сведения неосведомленных, экспоненциальное распределение не может иметь никакого другого коэффициента вариации как отношения среднеквадратического отклонения к математическому ожиданию, кроме как единица. Поэтому сделанное утверждение выглядит так же, как утверждение: «некоторые математики автоматически допускают, что дважды два – четыре».

По этой же причине, естественно, остается непонятным, как это в таблице 2 коэффициент вариации экспоненциального распределения оказался равным 0,8. Совершенно бездоказательно выглядит утверждение на стр.7 (правая колонка) о том, что «...наиболее правильное значение коэффициента вариации наработок до отказа изделий электронной техники в режимах эксплуатации, в том числе ИМС, составит $v=0,8$ ». Непонятно, откуда появилось значение 0,8 как допущение (почему не 0,75 или 0,85?) и в каком смысле оно правильное.

Сама гипотеза о постоянстве коэффициента вариации не имеет под собой физического и технического обоснования. Известно, что в жизненном цикле технических изделий наблюдаются этапы приработки, нормальной эксплуатации и старения. На этапе приработки по мере уменьшения интенсивности отказов коэффициент вариации уменьшается. Так для распределения Вейбулла при увеличении параметра формы m от 0,5 до 0,9 коэффициент вариации уменьшается от 2,24 до 1,11. То же самое происходит и на этапе старения. Для распределения Вейбулла при увеличении m от 1,1 до 2,0 коэффициент вариации уменьшается от 0,91 до 0,52. И эти значения не зависят от параметра масштаба.

3. О средней наработке как показателе безотказности изделий электронной техники

Средняя наработка до отказа удобна как показатель безотказности в виду его простоты (это одно число, и легко осмысливается как интервал времени). Однако еще А.М. Половко и Б.В. Гнеденко обратили внимание на то, что средняя наработка до отказа не является подходящим показателем безотказности по следующим причинам.

Известно, что количественно средняя наработка – это площадь под кривой вероятности безотказной работы.

Для высоконадежных изделий, а к ним как раз относится электронная техника, интервал осреднения во много раз (на один или два порядка) превосходит интервал реальной эксплуатации изделия.

Для количественной иллюстрации этого эффекта используем материалы статьи. Среднее время эксплуатации 26980 изделий равно 102412 час или 11,7 года. Средняя наработка до отказа при экспоненциальном распределении равна 26287 лет, что в 2 250 раз больше среднего времени эксплуатации. Если использовать два различных распределения: однопараметрическое экспоненциальное и двухпараметрическое Вейбулла, то при одинаковых вероятностях отказов 0,00044477 на интервале 11,7 лет средние значения наработки разойдутся: 26287 лет и 5347 лет. Но это произойдет исключительно за счет различий на интервале эксплуатации от 11,7 до 26287 (или более) лет. Однако это никого не должно интересовать, так как различия проявятся, когда изделие уже давно будет снято с эксплуатации по критериям долговечности. Этот эффект отражен на рисунке 1 в статье, но он не замечен и вывод из него не сделан (скорее, сделан прямо противоположный вывод).

4. Экономический ущерб от применения экспоненциального распределения

В заключении к статье приводится суждение: «Экспоненциальный закон распределения времени безотказной работы, получивший широкое распространение, часто не отражает реальные условия возникновения отказов электронной техники. Его применение приносит большой экономический ущерб».

Как и многое другое в статье, это утверждение бездоказательно и не соответствует содержанию статьи. Ничего не говорится о природе экономического ущерба.

5. О необходимости перехода на двухпараметрическое распределение наработки

Утверждение в заключении о том, что двухпараметрические диффузионные законы распределения дают наиболее адекватные показатели надёжности изделий электронной техники, никак не подтверждено материалами статьи. Первый вопрос, на который следует ответить: каков должен быть объем статистических данных, чтобы уверенно идентифицировать двухпараметрическое распределение по критериям математической статистики. Даже для экспоненциального распределения это не просто. Опираясь на материалы статьи, можно вычислить, что даже при столь внушительной суммарной наработке в 2,76 млрд. час дисперсия точечной оценки средней наработки такова, что двухсигмовые пределы составляют 59% точечной оценки, а доверительный интервал с уровнем значимости 0,2 имеет размеры $\pm 40\%$ от значения точечной оценки.

Второй вопрос, не менее сложный, состоит в том, есть ли физические или физико-химические предпосылки к тому, чтобы старение электронной техники начиналось так рано (в первые 10-15 лет при средней наработке сотни лет).

6. Небрежность и избыточность

Неоднозначное впечатление оставляет некоторая небрежность в обращении с числовым материалом в статье. Так, оценка средней наработки до отказа при экспоненциальном распределении составляет 26287 лет (а не 22830 лет, как в таблице 2). Статистическая наработка на один отказ составляет 230,37 млн. час, а не 200 млн. час, как на стр.7 (левая колонка). Интенсив-

ность отказов $4,34 \cdot 10^{-9}$ час⁻¹, а не $5 \cdot 10^{-9}$ час⁻¹, как на с.4. Средняя наработка до отказа в распределении Вейбулла при коэффициенте вариации 0,8 равна 5347 лет, а не 5275 лет, как в таблице 2, и т.д.

В статье есть избыточные материалы, не относящиеся к обсуждаемой проблеме, что засоряет текст и отвлекает от цели публикации, например, рассуждения об ускоренных испытаниях на с.6, которые нигде затем не использованы.

Отмеченные недостатки статьи вызывают сожаление, тем более что авторами являются известные исследователи, имеющие значительные достижения в теории надежности. Автор настоящей заметки оставляет возможность продолжения дискуссии по предмету статьи и по проблеме качества публикаций.

Cherkesov G.N.

ABOUT THE PAPER BY KOFANOV YU.N. AND STRELNIKOV V.P. “METHODODOLOGICAL IMPRECISION OF PREDICTION OF ELECTRONICS’ MEAN LIFE TIME”

The main auditory of the journal is engineers and researchers concerned about development of highly reliable equipment and its failure-free operation. We can possibly assume that due to the character of their professional activities they may not know the theory of reliability sufficiently to comprehend all mathematical aspects of papers, however they are good at practical issues of application of paper results.

In this point of view, it is worth to note the clear statement of research, compliance of the paper’s title with its contents, correct use of terms, justified assumptions made in the mathematical model, possible to be proved during operation or testing, provable statements made by the authors, the practical values of theoretical results and its summary in the concluding part of the paper.

Thorough consideration of the paper’s materials have brought some comments that among other things are to provide answers to possible readers’ questions, to help them adequately estimate the results of the paper and warn them about mistakes in using them.

1. About the title of the paper

The title uses the term “mean life”. In our opinion, accepted term in the theory of reliability should be used very carefully and cautiously. According to the valid standard GOST 27.002-89 «Dependability in equipment. General concepts. Terms and definitions»: useful life is the total life of a facility from the start of its operation or its renewal after repair till the transfer into limit state (term 4.5), and mean life is the mathematical expectation of life (term 6.16). This is a longevity parameter. The paper in fact considers mean time to failure (term 6.10). This is a reliability parameter that has nothing to do with limit state. The authors also point out at this fact in the paper’s abstract. Yet, in the list of keywords they again treat time to failure and life as synonyms.

2. About two-parametric distributions and variation coefficient hypothesis

Page 3 of the paper says: “Since there is no statistical data for assessment of parameters of two-parametric distributions, we assume that the variation coefficient of time to failure distribution is equal to entity ($v=1$), as for exponential distribution”.

In relation to this we can ascertain that there is neither statistical data for assessment of parameters of two-parametric distributions, nor statistically reliable proofs that electronic products have any distribution of time to failure other than a one-parametric exponential distribution.

Even more surprising is the statement that some unknown (there are no references in the paper) “...researchers using a one-parametric exponential distribution to solve tasks automatically assume that the variation coefficient of time to failure distribution is equal to entity”.

For the information of those who don't know, exponential distribution cannot have any other variation coefficient as the ratio of mean square deviation to mathematical expectation than unity. So, the statement looks like the statement: "some mathematicians automatically assume that two times two equals four".

Due to the same reason, it certainly remains unclear how in Table 2 the variation coefficient of distribution happens to equal 0.8. Absolutely improvable is the statement on page 7 (right column) that "... a more correct value of variation coefficient of time to failure of electronic devices in operation modes, including IC, will be $v=0,8$ ". It is not clear where the value 0.8 as assumption comes from (why is it not 0.75 or 0.85?) and why it is correct.

The hypothesis of variation coefficient stability itself has no physical and technical justification. It is known that life cycles of technical products have stages of running-in, normal operation and ageing. At the stage of running-in the coefficient of variation decreases as a failure rate decreases. For example, for Weibull's distribution with the parameter of form m increasing from 0.5 up to 0.9, the coefficient of variation decreases from 2.24 down to 1.11. For Weibull's distribution with the parameter of form m increasing from 1.1 up to 2.0, the coefficient of variation decreases from 0.91 down to 0.52. And these values do not depend on a scale parameter.

3. About mean time to failure as a reliability parameter of electronics

Mean time to failure is convenient as a reliability parameter due to its simplicity (this is one figure and easily interpreted as time interval). Though A.M. Polovko and B.V. Gnedenko already noted that mean time to failure is not a suitable reliability parameter due to several reasons.

It is known that in quantitative terms mean time to failure is an area under the curve of a failure-free operation probability. For highly dependable products that include electronics the interval of averaging exceed many times (by one or two orders) the interval of a product's actual operation.

For qualitative illustration of this effect, let us use the paper's materials. Mean operation time of 26980 products equals 102412 hours or 11.7 years. Mean time to failure for exponential distribution equals 26287 years, which is 2250 time bigger than mean operation time. If we use two different distributions – one-parametric exponential and Weibull's two-parametric distributions, then for similar failure probabilities 0.00044477 on the operation interval of 11.7 years the mean values of time to failure will be different – 26287 and 5347 years respectively. But this will happen only due to differences on the operation interval of from 11.7 to 26287 (or more) years. However it should not matter since differences will become evident after a product has long been put out of operation as to criteria of longevity. This effect is shown in Figure 1 in the paper but stays unnoticed and uncommented (rather the authors bring us to quite an opposite conclusion).

4. Economical damage from application of exponential distribution

In the conclusion of the paper the authors make a statement that "the exponential law of failure-free operation time distribution recently received wide application doesn't reflect real conditions for emergence of electronic devices failures. Its application brings a huge economic damage, first of all, to users of electronic devices who apply them as part of avionics and in other vital cases".

As many other statements in the paper, this one is not justified and does not correspond to the paper's contents. Nothing has been said about the nature of economical damage.

5. About necessity of use of two-parametric distributions of time to failure

The concluding statement that two-parametric diffusive distribution laws provide the most adequate parameters of reliability for electronics products are not demonstrated by the paper's materials in any way. The first question to be answered is what volume of statistical data should be in order to identify a two-parametric distribution as to criteria of mathematical statistics for sure. Even for exponential distribution it is not easy. Based on the materials of the paper we can calculate that even for such impressive total time to failure of 2.76 bln hours, the variance of point estimate of mean time to failure is such that two-sigma boundaries are 59 per cent of point estimate, and the confidential interval with the importance level of 0.2 has dimensions of ± 40 per cent from the value of point estimate.

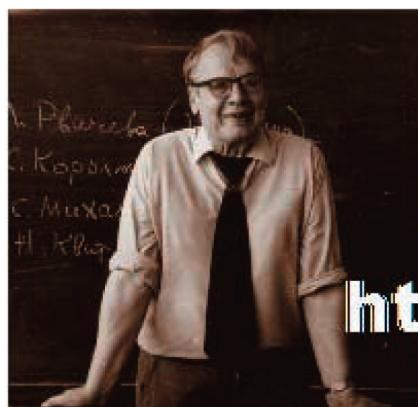
The second question not less complicated is whether there are any physical or physical and chemical prerequisites for ageing of electronic products beginning so early (during the first 10-15 years with mean time to failure of hundred years).

6. Carelessness and superfluity

Ambiguous impression is made by a careless treatment of numerical material in the paper. For instance, estimate of mean time to failure for exponential distribution is 26287 years (not 22830 years, as in Table 2). Statistical time to failure per one failure is 230.37 mln hours, not 200 mln hours, as on p. 7 (left column). Failure rate is $4.34 \cdot 10^{-9}$ hour⁻¹, not $5 \cdot 10^{-9}$ hour⁻¹, as on p.4. Mean time to failure in Weibull's distribution for the variation coefficient of 0.8 equals 5347 years, not 5275 years, as in Table 2 etc.

The paper has some redundant materials not pertaining to issue in question that litter the text and draw attention away from the purpose of the paper, for example contemplations on accelerated tests on p. 6 which are not further used anywhere.

The above drawbacks of the paper are regrettable, and even more since the authors are well-known researchers recognized for their achievements in the theory of reliability. The author of this note expects further discussions on the paper's subject matter and the quality of publications.



Дорогие коллеги!

В 2005 году была основана неформальная Ассоциация специалистов по надежности, прикладной вероятности и статистике (I.G.O.R.), которая имеет свой сайт в Интернете GNEDENKO FORUM. Сайт назван в честь выдающегося математика Бориса Владимировича Гнеденко (1912-1995). Целью Форума является улучшение профессиональных и персональных контактов специалистов по математической статистике, теории вероятностей и их важных ветвей, как Теория надежности и контроля качества, Теория массового обслуживания, Теории управления запасами и т.п.

Начиная с января 2006 года Форум издает ежеквартальный Международный электронный журнал

«Надежность: Теория и приложения» (“Reliability: Theory & Applications”).

Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321). Все права сохраняются за авторами, так что статьи затем могут быть свободно опубликованы в любых других изданиях или представлены на конференции.



**Вступайте в Форум
Гнеденко!**

Добро

пожаловать!

В наших рядах уже более

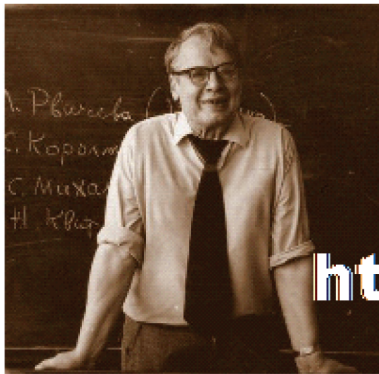
500 специалистов

из **44** стран мира.

Для вступления в
Форум присылайте
фото и краткое резюме
по адресу:

к.т.н. Александр Бочков,
a.bochkov@gmail.com

Membership is free.



<http://Gnedenko-Forum.org/>

Dear colleagues!

In 2005 the informal Association of Experts in Reliability, Applied Probability and Statistics (I.G.O.R.) was established with its own Internet website GNEDENKO FORUM. The site has been named after the outstanding mathematician Boris Vladimirovich Gnedenko (1912-1995). The Forum's purpose is an improvement of personal and professional contacts between experts in the mathematical statistics, probability theory and their important branches, such as reliability theory and quality control, the theory of mass service, storekeeping theory, etc.

Since January 2006, the Forum has published a quarterly international electronic magazine

"Reliability: Theory and Applications".

The magazine is registered with the Library of Congress in the USA (ISSN 1932-2321). All rights reserved for authors so that articles can be freely published in any other publications or presented at conferences.



Join Gnedenko Forum!

Welcome!

**More than 500 experts
from 44 countries
worldwide have already
joined us!**

To join the Forum, send a
photo and a short CV to the
following address:

Alexander Bochkov, PhD

a.bochkov@gmail.com

Membership is free.

АВТОРЫ НОМЕРА / AUTHORS OF THIS ISSUE

Гапанович Валентин Александрович

кандидат технических наук, главный инженер, старший вице-президент ОАО «РЖД»
тел.: +7 (495) 262-28-11

Замышляев Алексей Михайлович

доктор технических наук, руководитель научно-технического комплекса ОАО «НИИАС»
тел.: (495) 967-77-02
e-mail: A.Zamyshlaev@vniias.ru

Зуев Вячеслав Дмитриевич

кандидат технических наук, начальник НПК-4, ОАО «НИИЭМП», ученый секретарь
тел.: +7 (987) 502-34-64
e-mail: slavazuevpenza@yandex.ru

Ишков Антон Сергеевич

кандидат технических наук, доцент кафедры «Радиотехника и радиоэлектронные системы», Пензенский государственный университет
тел.: +7 (927) 36-42-761
e-mail: ishkovanton@mail.ru

Кац Борис Арнольдович

кандидат технических наук, ведущий специалист, ООО «Научно-производственное предприятие «СпецТек»
e-mail: bkatz@spectec.ru

Нинчук Владислав Сергеевич

аспирант кафедры АСУ, Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ)
тел.: +7 (48439) 784-65
e-mail: vizir.vs@gmail.com

Носов Михаил Васильевич

кандидат технических наук, профессор, заслуженный работник Высшей школы РФ, профессор кафедры «Инфокоммуникационных технологий и систем связи», Академия гражданской защиты МЧС России
тел.: +7 (919) 721-48-29
e-mail: nosov.1933@mail.ru

Плотников Николай Иванович

кандидат технических наук, генеральный директор ЗАО Исследовательский проектный центр «Авиа-Менеджер»
тел.: +7 (383) 351-80-65

Розенберг Ефим Наумович

доктор технических наук, профессор, первый заместитель генерального директора, ОАО «НИИАС»
тел.: +7 (495) 967-77-02

Свердлов Александр Борисович

аспирант, Балтийский государственный технический университет «ВОЕНМЕХ» им Д.Ф. Устинова
тел.: +7(950) 020-52-11
e-mail: a.b.sverdlov@mail.ru

Степанов Юрий Владимирович

ведущий инженер, Институт аналитического приборостроения РАН
тел.: +7 (921) 401-27-06
e-mail: yu-stepanov@yandex.ru

Чепурко Валерий Анатольевич

кандидат физико-математических наук, доцент кафедры «АСУ», Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ)
e-mail: v.a.chepurko@mail.ru

Черкесов Георгий Николаевич

доктор технических наук, профессор, Профессор кафедры информационных и управляющих систем факультета технической кибернетики, Санкт-Петербургский государственный политехнический университет (СПбГПУ)
e-mail: cherkes@robotek.neva.ru

Шубинский Игорь Борисович

доктор технических наук, профессор, директор ЗАО «ИБ Транс»
e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Chepurko Valery Anatoljevich

PhD, associate professor of chair of automated control systems, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI
E-mail: v.a.chepurko@mail.ru

Cherkesov Georgy Nikolaevich

Doctor of technical sciences, professor of chair of information and control systems, faculty of technical cybernetics, Saint Petersburg State Polytechnic University
E-mail: cherkes@robotek.neva.ru

Gapanovich Valentin Alexandrovich

PhD Engineering, Senior Vice President, Chief Engineer, of JSC RZD
Tel.: +7 (495) 262-28-11

Ishkov Anton Sergeevich

PhD Engineering, associate professor of chair of Radio equipment and radio electronic systems, Penza State University
Tel.: +7 (927) 36-42-761
E-mail: ishkovanton@mail.ru

Kats Boris Arnoldovich

PhD Engineering, senior specialist, NPP SpecTek Ltd
E-mail: bkatz@spectec.ru

Ninchuk Vladislav Sergeevich

Post graduate student of chair of Automated Control Systems, Obninsk Institute of Atomic Energy, National Research Nuclear University MIFI
Tel.: +7 (48439) 784-65
E-mail: vizir.vs@gmail.com

Nosov Mikhail Vasilievich

PhD Engineering, Professor, honored worker of Higher School of Russian Federation, professor of chair of Infocommunication technology and telecommunications systems, Academy of Civil Security of Ministry of Emergency of Russia
Tel.: +7 (919) 721-48-29
E-mail: nosov.1933@mail.ru

Plotnikov Nikolay Ivanovich

PhD Engineering, General Director of Closed Company R&D Centre AviaManager
Tel.: +7 (383) 351-80-65

Rozenberg Efim Naumovich

Doctor of Engineering, Professor First Deputy Director General, JSC NIIS
Tel.: +7 (495) 967-77-02

Shubinsky Igor Borisovich

Professor, Doctor of Technical Sciences, Director of Closed Company IB Trans
Tel. +7 (495) 786-68-57
E-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Stepanov Yuri Vladimirovich

Leading engineer, Institute of Analytical Engineering of Russian Academy of Sciences, Saint Petersburg
Tel.: +7 (921) 401-27-06
E-mail: yu-stepanov@yandex.ru

Sverdlov Alexander Borisovich

Post graduate student of D.F. Ustinov Baltic State Technical University
Tel.: +7(950) 020-52-11
E-mail: a.b.sverdlov@mail.ru

Zamyshlyaev Alexey Mikhailovich

Doctor of Engineering, Head of Scientific and Technical Complex JSC NIIS
Tel. (495) 967-77-02
E-mail: A.Zamyshlaev@gismps.ru

Zuev Vyacheslav Dmitrievich

PhD Engineering, Head of NPK-4, JSC NIIEMP, scientific secretary
Tel.: +7 (987) 502-34-64
E-mail: slavazuevpenza@yandex.ru.

ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

Письмо от организации, где работает автор(ы), либо лично от автора(ов) с предложением о публикации статьи направляется в редакцию журнала по фактическому адресу: 107078, г.Москва, Орликов переулок, д.5, офис 755 ООО «ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ» или по адресу e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru (в отсканированном виде). Для журналов издательской группы IDT PUBLISHERS по адресу: 105005, г.Москва, набережная академика Туполева, д.15, корп. 29 ООО «Издательский дом «Технологии» или по адресу e-mail: knstas@yahoo.com (в отсканированном виде).

К письму прилагается в электронном виде (на CD или по приведенному выше E-mail) текст статьи с аннотацией и ключевыми словами, информацией об авторах, с приставленным библиографическим списком, предоставляется с одним комплектом рисунков

Внимание! Названия статьи, ФИО авторов, аннотация и ключевые слова обязательно представляются в соответствии с требованиями ВАК на русском и английском языках.

Информация о каждом авторе должна содержать следующие стандартные сведения:

- Фамилия, имя, отчество;
- Ученая степень, ученое звание, почетное звание;
- Членство в общественных союзах и т.д.;
- Место работы, должность;
- Перечень и номера журналов IDT Publishers, в которых ранее публиковались статьи автора;
- Сведения для контактов;
- Фотографии всех авторов статьи.

Текст необходимо набирать в редакторе Word 97-2003 шрифтом № 12; текст не форматируется. Абзацы организуются путем нажатия клавиши Enter.

Текст статьи набирается через полтора интервала на странице формата А4; слева должно быть поле 2 см; страницы нумеруются, «красная строка» обязательна. Все буквенные обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или под-

рисуночном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте. Нумеровать следует только те формулы и уравнения, на которые есть ссылка в тексте.

Непосредственно в тексте набираются простые формулы (например, m^2 ; n^2t , $C = 1 + DDF - A_2$), греческие буквы и символы, например, β , $\odot$ — шрифтом Symbol. То, что невозможно набрать непосредственно в текстовом редакторе, — с использованием редактора формул Microsoft Equation (входящего в комплект поставки Microsoft Office) или редактора формул Mathtype.

Не допускается представление текста, в котором формулы представлены в виде изображения.

Фотографии и рисунки к статьям предоставляются отдельными файлами с расширением TIF, или EPS или JPEG с разрешением не менее 300 dpi.

Список использованной литературы составляется в порядке цитирования и дается в конце статьи.

Ссылки на литературу в тексте отмечаются порядковыми цифрами в квадратных скобках.

Вниманию авторов, публикующихся в журналах IDT Publishers.

Представленная информация о каждом авторе помимо журнала будет размещаться на сайте techizdat.ru в разделе «Авторы» на отдельной интернет-странице.

Авторам также предоставляется возможность при публикации своих статей направить в редакцию свою электронную фотографию и дополнительные материалы для размещения их на этой индивидуальной Интернет-визитке. По своему усмотрению автор может рассказать более подробно о себе, об интересных примерах и историях решения технических проблем, о современных задачах - в соответствии с тематикой соответствующего журнала - и т.п. Желательный объем этого материала — не более 1000 знаков с пробелами.

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

Подписаться на журнал в 2015 году можно:

- Через агентство «Роспечать» — индекс 81733;

- По каталогу «Пресса России» агентства «Книга-Сервис» — индекс 11804;

- Через редакцию на любой срок
тел.: 8-916-105-81-31
e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

REQUIREMENTS OF EDITION ON EXECUTION OF PAPERS IN JOURNALS OF PUBLISHING GROUP OF IDT PUBLISHERS

A letter from the organisation where the author (s) works or from the author (s) personally with the paper offered for publication should be sent to the de facto editorial office address: 107078, Moscow, 5 Orlikov lane, Office 755, LLC "JOURNAL DEPENDABILITY" or e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru (in scanned form). For journals of the publishing group of "IDT PUBLISHERS" the paper offered for publication should be sent to the address: 105005, Moscow, 15 Quay of Academician Tupolev, building 29, LLC "the publishing house Technology" or e-mail to: knstas@yahoo.com <mailto:knstas@yahoo.com> (in scanned form). The letter should be attached to a paper text containing the summary and keywords, information on authors, bibliographic list, and one complete set of figures. All listed items are to be presented in an electronic form (on CD or via the e-mail address provided above).

Attention! Titles of papers, names of authors, summary and keywords must be presented, in Russian and English languages, according to the requirements of the Higher Attestation Commission. The information on each author should contain the following standard data:

- Surname, name, patronymic;
- Scientific degree, academic status, honorary title;
- Membership of relevant public unions, etc.;
- Place of employment, position;
- The list and numbers of Journals of IDT Publishers in which papers of the author have been previously published;
- Contact information.

Texts should be presented in Word 97-2003 format in a 12-point typeface; the text should not be formatted. Paragraphs should be arranged by pressing the "return" key. The text of the paper should be double-spaced on pages of A4; on the left there should be a margin of 2 cm; pages should be numbered, the «first line indent» is obligatory.

All alphabetical designations represented in figures should be explained in the body text or in a legend. Inconsistencies between designations in figures and in the text are inadmissible. Numbering should only be applied to those formulas and equations that are referred to in the text.

Simple formulas appearing directly in the text (for example, m^2 , n^2t , $c = 1 + DDF - A_2$), and the Greek letters and symbols, for example, β , $\otimes$ may be typed using the Symbol font. When it is not possible to type directly in the text editor, use the "Microsoft Equation" formula editor (available with the complete installation of Microsoft Office) or the "Mathtype" formula-editing program. Representation of formulae in the text in the form of images is not admissible. Photos and figures for papers should be provided in individual files with extension TIF, EPS or JPG with a resolution of not less than 300 dpi. The list of literature referred to in the paper (bibliography) is presented according to order of citation and provided at the end of paper. References to the literature in the text are marked by serial numerals in square brackets.

To authors that are published in journals of "IDT Publishers".

In addition to the journal, information on each author will be presented at the techizdat.ru site in the «Authors» section on the individual web page.

Authors of papers for publication have the opportunity to send an electronic photo and additional material to appear on this individualised Internet-business card. At their own discretion, authors can present more details about themselves, interesting examples and stories of solutions to technical problems, about contemporary problems according to subjects of corresponding journal, etc. This material should not exceed 1000 characters including spaces.

SUBSCRIPTION TO THE JOURNAL «DEPENDABILITY»

It is possible to subscribe to the journal for 2015:

- Through the agency «Rospechat»
– for the first half of the year: an index 81733;

- Under the catalogue "Press of Russia" of the agency «Books-services»:
– for half a year: an index 11804;

- Through the editorial office:
– for any time-frame
tel.: 8-916-105-81-31; e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

ЗАЯВКА НА ПОДПИСКУ НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

с № _____ 20__ г. по № _____ 20__ г., количество экз. _____

Полное наименование организации	
Юридический адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
Почтовый адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
ИНН/КПП	
Расчетный счет	
Банк	
Корреспондентский счет	
БИК	
Контактное лицо: Ф.И.О., должность	
Телефон/факс, e-mail	

Реквизиты: ООО «Журнал «Надежность»

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

Тел./факс: (495) 967-77-02 , e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

ИНН 7709868505 КПП 770901001

р/с 40702810100430000017

к/с 30101810100000000787

Адрес доставки:

Кому: _____

Куда: _____

Для оформления подписки на журнал «Надежность» заполните заявку и отправьте ее по факсу или электронной почте.

По всем вопросам, связанным с подпиской, обращайтесь в редакцию журнала.

Стоимость годовой подписки 4180-00 руб, в т.ч. НДС 10%.

Периодичность – 4 номера в год.

SUBSCRIBER APPLICATION FOR DEPENDABILITY JOURNAL

Please subscribe us for 20____
from No. _____ to No. _____ number of copies _____

Company name	
Name, job title of company head	
Phone/fax, e-mail of company head	
Mail address (address, postcode, country)	
Legal address (address, postcode, country)	
VAT	
Account	
Bank	
Account number	
S.W.I.F.T.	
Contact person: Name, job title	
Phone/fax, e-mail	

Publisher details: Dependability Journal Ltd.

Address of the editorial office: office 209, bldg 1, 27 Nizhegorodskaya Str., Moscow 109029,
Russia Phone/fax: 007 (495) 967-77-02, e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

VAT 7709868505 Account 890-0055-006

Account No. 40702810100430000017

Account No. 30101810100000000787

Address of delivery:

To whom: _____

Where: _____

To subscribe for Dependability journal, please fill in the application form and send it by fax or email.

In case of any questions related to subscription, please contact us.

Cost of year subscription is 4180 rubles, including 18 per cent VAT.

The journal is published four times a year.

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

ОТКРЫТОГО АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ, АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»
(ОАО «НИИАС»)



ОАО «НИИАС» – ведущее предприятие ОАО «РЖД» в области создания комплексов и систем обеспечения безопасности движения, управления движением, геоинформационного обеспечения, мониторинга состояния подвижного состава и инфраструктуры железных дорог



Цели:

- ☐ эффективность,
- ☐ безопасность
- ☐ надежность перевозок



Основные направления деятельности

- Интеллектуальные системы управления
- Технологии управления перевозками и транспортного обслуживания
- Системы автоматики и телемеханики
- Центры автоматизированного управления
- Информационные системы
- Геоинформационные системы и спутниковые технологии
- Системы транспортной безопасности
- Системы управления инфраструктурой
- Системы управления топливно-энергетическими ресурсами
- Испытания, сертификация и экспертиза
- Информационная безопасность
- Нормативно-правовое обеспечение



www.vniias.ru