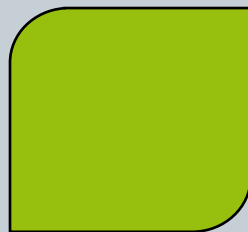


# НАДЕЖНОСТЬ



ISSN 1729-2646  
e-ISSN 2500-3909

ТОМ **23**, №1

2023

НАУЧНО-  
ТЕХНИЧЕСКИЙ  
ЖУРНАЛ

## В НОМЕРЕ

- НОРМИРОВАНИЕ КОЛИЧЕСТВА ОТКАЗОВ СЛОЖНОГО ОБЪЕКТА С ПРИМЕНЕНИЕМ МУЛЬТИНОМИАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
- ОПРЕДЕЛЕНИЕ АПРИОРНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НАРАБОТКИ НА ОТКАЗ УНИКАЛЬНЫХ ВЫСОКООТВЕТСТВЕННЫХ ЭЛЕМЕНТОВ ЭКСПЕРТНЫМ МЕТОДОМ
- МОРАЛЬНО-НРАВСТВЕННЫЕ ЦЕННОСТИ БУДУЩЕГО ВОЕННОГО ЛЕТЧИКА КАК НАДЕЖНОСТЬ ПРОГНОЗА ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ПСИХОЛОГИЧЕСКОГО ОТБОРА
- ОЦЕНКА БЕЗОПАСНОСТИ И БЕСПЕРЕБОЙНОСТИ РАБОТЫ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ МАНЕВРОВЫМ ЛОКОМОТИВОМ С ТЕХНИЧЕСКИМ ЗРЕНИЕМ
- ИССЛЕДОВАНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ В МОНИТОРИНГЕ СИГНАЛЬНОЙ ТОЧКИ
- КОНСЕРВАТИВНЫЙ МЕТОД ОЦЕНКИ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ ВЕРХНЕГО СОБЫТИЯ ДЕРЕВА ОТКАЗОВ
- ВАРИАЦИОННЫЙ КРИТЕРИЙ РАВНОМЕРНОСТИ
- АНАЛИТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ РАСЧЕТА ВЕРОЯТНОСТИ И МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ ДЕФИЦИТА МОЩНОСТИ В ЗАДАЧЕ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПТИМАЛЬНОГО РЕЗЕРВА МОЩНОСТИ В КОНЦЕНТРИРОВАННОЙ ЭНЕРГОСИСТЕМЕ



# ОСНОВНЫЕ НАПРАВЛЕНИЯ ПУБЛИКАЦИЙ В ЖУРНАЛЕ «НАДЕЖНОСТЬ»

## ■ СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Методы расчета, технологии и методы моделирования, пакеты прикладных программ, практические расчеты надежности сложных систем.
- Математическая теория технического обслуживания, практические результаты эксплуатации сложных систем, жизненный цикл систем, оптимизация надежности и стоимости на всех этапах жизненного цикла.
- Методы испытаний, критерии принятия решений по результатам испытаний, ускоренные испытания, методы оценки надежности систем по результатам испытаний, практический опыт испытаний на надежность.

## ■ ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Объект, предмет и цели исследования, показатели функциональной надежности, терминология, принципы и методы расчета.
- Методы оценки и прогнозирования надежности программного обеспечения, методы расчета надежности выполнения информационных процессов в программно – аппаратных комплексах с учетом сбойных, программных ошибок, ошибок операторов, ошибок во входной информации.
- Технологии и методы обеспечения функциональной надежности – технологии построения функционально надежного программного обеспечения, методы построения нечувствительных к сбойным ошибкам и ошибкам операторов алгоритмов обработки информации и управления, методы и способы защиты от ошибок во входной информации, практические результаты.

## ■ ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ БЕЗОПАСНОСТЬ СИСТЕМ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Объект, предмет и цели исследования, показатели функциональной безопасности; функции безопасности, полнота безопасности, терминология в области функциональной безопасности.
- Математические методы и модели задания требований к полноте безопасности и допустимому времени обнаружения опасного отказа, модели функциональной безопасности многоканальных и многоуровневых систем.
- Технологии обеспечения функциональной безопасности систем на всех этапах жизненного цикла.

## ■ ОТКАЗОУСТОЙЧИВОСТЬ СИСТЕМ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Методы пассивной защиты от отказов, математические модели структурного резервирования, постепенной деградации избыточных систем, маскирования неисправностей, практические результаты применения пассивной защиты от отказов.

- Методы активной защиты от структурных отказов и ошибок в выполнении информационных процессов, принципы и способы активной защиты, теоретические основы активной защиты, технические решения, оценки эффективности активной защиты.

## ■ УПРАВЛЕНИЕ РИСКАМИ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Постулаты и принципы безопасности. Доказательство безопасности. Методы и практические результаты ранжирования опасностей.
- Классификация рисков объектов. Принципы и методы оценивания рисков. Инструменты оценивания рисков. Методы определения допустимых уровней риска. Методология управления рисками. Управление эксплуатационными, техногенными, пожарными, профессиональными, экологическими рисками.
- Интегральные риски. Методы и модели определения интегральных рисков систем. Интегральные риски процессов. Интегральные риски услуг.

## ■ СЕРТИФИКАЦИЯ И СТАНДАРТИЗАЦИЯ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Аккредитация органов по сертификации и испытательных лабораторий – состояние проблемы в России и за рубежом. Как добиться взаимопризнания результатов испытаний в России и за рубежом? Пути сертификации программно – аппаратных комплексов по требованиям международных стандартов по функциональной безопасности.
- Обязательная и добровольная сертификации – опыт, мнения, предложения.
- Сертификация в области качества и надежности систем – требования стандартов, методики испытаний, практические результаты.
- Влияние закона «О техническом регулировании» на развитие теории и практики надежности и функциональной безопасности.
- Состояние и перспективы стандартизации в области надежности, отказоустойчивости и живучести, функциональной безопасности и управления рисками.

## ■ ИННОВАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ В ОБЛАСТИ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ

### ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

- Применение методов искусственного интеллекта в задачах надежности и безопасности.
- Методы и модели Data Science.
- Алгоритмы прогнозирования отказов и опасных событий с помощью технологии Data Science.
- Методы проактивного управления надежностью и безопасностью.

## РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

### Главный редактор:

**Шубинский Игорь Борисович** – доктор технических наук, профессор, эксперт Научного совета при Совете Безопасности РФ, заместитель руководителя Научно-технического комплекса АО «НИИАС» (Москва, РФ)

### Заместители главного редактора:

**Бочков Александр Владимирович** – доктор технических наук, ученый секретарь НТС АО «НИИАС» (Москва, РФ)

**Шебе Хендрик** – доктор естественных наук, главный эксперт по надежности, эксплуатационной готовности, ремонтнопригодности и безопасности, TÜV Rheinland InterTraffic (Кёльн, Германия)

**Ястребенецкий Михаил Анисимович** – доктор технических наук, профессор, начальник отдела Национальной академии наук Украины «Государственный научно-технический центр ядерной и радиационной безопасности» (Харьков, Украина)

### Технический редактор:

**Новожилов Евгений Олегович** – кандидат технических наук, начальник отдела АО «НИИАС» (Москва, РФ)

### Председатель редакционного совета:

**Розенберг Игорь Наумович** – доктор технических наук, профессор, член-корреспондент РАН, заведующий кафедрой «Геодезия, геоинформатика навигация», проректор, Федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего образования «Российский университет транспорта» (Москва, РФ)

### Сопредседатель редакционного совета:

**Махутов Николай Андреевич** – доктор технических наук, профессор, член – корреспондент РАН, главный научный сотрудник Института машиноведения им. А.А. Благонравова, председатель Рабочей группы при Президенте РАН по анализу риска и проблем безопасности (Москва, РФ)

## РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:

**Аврамович Зоран Ж.** – доктор технических наук, профессор, профессор Института транспорта Университета г. Белград (Белград, Сербия)

**Алиев Вугар Амирович** – доктор физико-математических наук, профессор, Генеральный директор компании AMIR Technical Services (Баку, Азербайджан)

**Баранов Леонид Аврамович** – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой «Управления и защиты информации» Российского университета транспорта (МИИТ) (Москва, РФ)

**Бочков Константин Афанасьевич** – доктор технических наук, профессор, научный руководитель – заведующий НИЛ «Безопасность и ЭМС технических средств (БЭМС ТС), УО «Белорусский государственный университет транспорта» (Гомель, Белоруссия)

**Боян Димитров** – профессор, доктор математических наук, профессор теории вероятности и статистики, университет Кеттеринга, Флинт (Мичиган, США)

**Вэй Куо** – ректор и заслуженный профессор, профессор электротехники, компьютерного анализа данных, ядерной техники, городской университет Гонконга, Член Национальной инженерной академии США (Гонконг, Китай)

**Гапанович Валентин Александрович** – кандидат технических наук, президент НП «Объединение производителей железнодорожной техники» (Москва, РФ)

**Каштанов Виктор Алексеевич** – доктор физико-математических наук, профессор, профессор департамента прикладной математики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Москва, РФ)

**Климов Сергей Михайлович** – доктор технических наук, профессор, начальник управления 4 Центрального научно-исследовательского института Министерства обороны РФ (Москва, РФ)

**Кофанов Юрий Николаевич** – доктор технических наук, профессор, профессор Московского института электроники и математики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Москва, РФ)

**Кришнамурти Ачътха** – доктор физико-математических наук, профессор, почетный профессор Департамента математики Университета науки и технологий (Кочин, Индия)

**Лецкий Эдуард Константинович** – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Цифровые технологии управления транспортными процессами» Российского университета транспорта (МИИТ) (Москва, РФ)

**Манджей Рам** – профессор, доктор, отделение математики, вычислительной техники и технических наук, Университет Graphic Era, (Дехрадун, Индия)

**Нетес Виктор Александрович** – доктор технических наук, профессор ФГБОУ ВО «Московский технический университет связи и информатики» (МТУСИ) (Москва, РФ)

**Папич Любиша** – доктор технических наук, профессор, директор Исследовательского центра по управлению качеством и надёжностью (DQM), (Приевор, Сербия)

**Поляк Роман А.** – доктор физико-математических наук, профессор, приглашенный профессор Школы математических наук технологического Университета Технион (Хайфа, Израиль)

**Соколов Борис Владимирович** – доктор технических наук, профессор, заместитель директора по научной работе Санкт-Петербургского института информатики и автоматизации Российской академии наук (СПИИРАН), (Санкт-Петербург, РФ)

**Уткин Лев Владимирович** – доктор технических наук, профессор, директор Института компьютерных наук и технологий Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Первого (Санкт-Петербург, РФ)

**Юркевич Евгений Викторович** – доктор технических наук, профессор, Главный научный сотрудник лаборатории Технической диагностики и отказоустойчивости ИПУ РАН. (Москва, РФ)

## УЧРЕДИТЕЛИ ЖУРНАЛА:

АО «НИИАС», НП «ОПЖТ»,  
Шубинский И.Б.

*Зарегистрирован в Министерстве Российской Федерации по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций.*

*Регистрационное свидетельство*

*ПИ № ФС77-46055 от 05 августа 2011 года.*

*Официальный печатный орган Российской академии надежности*

## Издатель журнала

ООО «Журнал «Надежность»

Генеральный директор

Дубровская А.З.

Адрес: 109029, г. Москва,

ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, оф. 209

ООО «Журнал «Надежность»

www.dependability.ru

Отпечатано в ООО «Отмара. нет». 107140,

г. Москва, Верхняя Красносельская, 2/1, стр. 2,

этаж 2, пом II, ком. 2А, 2Б

Подписано в печать 14.03.2023

Объем , Тираж 500 экз, Заказ №

Формат 60x90/8, Бумага глянec

Журнал издается ежеквартально с 2001 года,

стоимость одного экземпляра 1045 руб.,

годовой подписки 4180 руб.,

телефон редакции 8 (495) 967-77-05,

e-mail: dependability@bk.ru

Статьи рецензируются.

Статьи опубликованы в авторской редакции.

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

Рецензируемый научно-практический журнал «Надёжность» включен в перечень ведущих рецензируемых научных журналов, рекомендуемых Высшей аттестационной комиссией России для опубликования основных научных результатов диссертаций на соискание учёной степени кандидата и доктора наук по следующим специальностям и соответствующим им отраслям науки:

## 1.2. Компьютерные науки и информатика

1.2.1. Искусственный интеллект и машинное обучение (физико-математические науки)

1.2.2. Математическое моделирование, численные методы и комплексы программ (физико-математические, технические науки)

## 2.3. Информационные технологии и телекоммуникации

2.3.1. Системный анализ, управление и обработка информации, статистика (технические науки)

2.3.3. Автоматизация и управление технологическими процессами и производствами (технические науки)

2.3.4. Управление в организационных системах (технические науки)

2.3.5. Математическое и программное обеспечение вычислительных систем, комплексов и компьютерных сетей (технические науки)

2.3.6. Методы и системы защиты информации, информационная безопасность (технические науки)

## 2.9. Транспортные системы

2.9.1. Транспортные и транспортно-технологические системы страны, ее регионов и городов, организация производства на транспорте (технические науки)

2.9.4. Управление процессами перевозок (технические науки)

2.9.8. Интеллектуальные транспортные системы (технические науки)

Журнал «Надёжность» входит в категорию K2 перечня рецензируемых научных изданий ВАК (строка 1483), утвержденного информационным письмом Высшей аттестационной комиссии при Минобрнауки России от 6 декабря 2022 № 02-1198 «О категорировании Перечня рецензируемых научных изданий».

# СОДЕРЖАНИЕ

От редколлегии .....3

## Структурная надёжность. Теория и практика

**Новожилов Е.О.** Нормирование количества отказов сложного объекта с применением мультиномиального распределения .....4

**Бочков А.В.** Определение априорного распределения наработки на отказ уникальных высокоответственных элементов экспертным методом .....13

## Функциональная надёжность. Теория и практика

**Ветвицкая С.М., Мальчинский Ф.В.** Морально-нравственные ценности будущего военного летчика как надёжность прогноза профессионального психологического отбора .....24

## Функциональная безопасность. Теория и практика

**Шубинский И.Б., Розенберг Е.Н., Панферов И.А., Бояринова Н.А.** Оценка безопасности и бесперебойности работы системы управления маневровым локомотивом с техническим зрением .....30

## Системы управления и искусственный интеллект

**Канарский В.А.** Исследование эффективности машинного обучения в мониторинге сигнальной точки .....38

## Системный анализ в задачах надёжности

**Чепурко В.А., Павлов А.С., Черняев А.Н.** Консервативный метод оценки неопределенности для вероятности верхнего события дерева отказов .....45

**Воловик А.В.** Вариационный критерий равномерности .....52

**Обоскалов В.П.** Аналитические методы расчета вероятности и математического ожидания дефицита мощности в задаче определения оптимального резерва мощности в концентрированной энергосистеме .....56

**Гнеденко – Форум** .....66



**Уважаемые коллеги, дорогие наши читатели и авторы!**

Наступил 2023 год. Год решительного противостояния, бескомпромиссной борьбы между Западом и Востоком. Это борьба без правил, при которой Запад стремится изолировать Россию от всех направлений развития человечества. В первую очередь, от научного развития, поскольку именно научные достижения дают преимущества противоборствующей стороне. Публикации наших авторов не находят поддержки в западных изданиях, крайне ограничен доступ к популярным базам знаний. В этих условиях необходим решительный переход к развитию и использованию отечественных баз знаний, отечественных изданий. Журнал «Надежность» так же, как и другие научно-технические журналы, рекомендованные ВАК, служит необходимой площадкой для широкого обсуждения в своей предметной области актуальных теоретических, прикладных и технических проблем.

Журнал «Надежность» предоставляет авторам возможность публиковать новые

научные и практические результаты в области системного анализа, управления рисками, управления техническими активами, безопасности (функциональной и информационной), структурной и функциональной надежности, искусственного интеллекта, стандартизации и сертификации. Редколлегия журнала приветствует обзорные статьи, относящиеся к предметной области журнала, приветствует также информацию о научно-технических конференциях, семинарах, публикациях в этих областях знаний. С большим интересом воспринимаются воспоминания об ученых и инженерах, которые внесли существенный вклад в развитие и реализацию научных и технических направлений предметной области журнала.

Особое место в журнале «Надежность» занимают публикации, посвященные обеспечению надежности, функциональной безопасности и управлению рисками на железнодорожном транспорте. Редколлегия журнала большое внимание уделяет публикациям, связанным с импортозамещением, с новыми разработками в области транспорта, в том числе с новыми техническими решениями и оригинальными методами испытаний. Следует отметить, что данные вопросы имеют большое значение для многих отраслей экономики, в связи с чем полученные в любой отрасли теоретические и практические результаты по этим направлениям являются актуальными для нашего журнала.

Журнал широко открыт для дискуссий по обсуждаемым проблемам. Приглашаем ученых и специалистов активно участвовать в дискуссиях и надеемся, что публикуемые в журнале материалы будут полезны широкому кругу читателей.

*С уважением,  
главный редактор журнала, профессор  
И.Б. Шубинский*

# Нормирование количества отказов сложного объекта с применением мультиномиального распределения

## Multinomial distribution as part of valuation of the number of failures

Новожилов Е.О.<sup>1</sup>  
Novozhilov E.O.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация

<sup>1</sup>JSC NIAS, Moscow, Russian Federation

evg\_o\_nov@mail.ru



Новожилов Е.О.

**Резюме. Цель.** Целью статьи является исследование метода нормирования количества отказов сложного объекта с применением мультиномиального распределения. Данный подход предусматривает установление допустимого значения количества отказов объекта на основе «прошлого опыта» (по статистической выборке количества отказов объекта, накопленной за несколько предыдущих оценочных периодов времени). **Методы.** В статье применяются методы системного анализа, теории вероятностей, математической статистики. Проанализированы первичные показатели, на основе которых формируются показатели надежности объекта. Отмечена перспективность применения нормирования показателей надежности на основе имеющихся статистических данных применительно к сложным объектам. Рассмотрена задача нормирования количества отказов на основе статистической выборки. Определены основные недостатки применяемых подходов, связанные с ошибками определения среднего значения ряда, коэффициентов вариации и асимметрии. Показана возможность решения данной задачи с применением известной в комбинаторике задачи «о шарах и ящиках», которая сводится к мультиномиальному распределению. Рассмотрено определение вероятностей для композиций и разбиений числа  $n$  на  $m$  частей, а также вероятностей нахождения заданного количества шаров в ящике с их максимальным количеством. Рассмотрены формулы и алгоритмы, реализующие наиболее эффективный (с точки зрения объема/времени машинных вычислений) расчет вероятностей распределения мультиномиального максимума. Оценена возможность аппроксимации дискретной функции распределения мультиномиального максимума распределением Гумбеля. Показана возможность нормирования количества отказов для «сегмента», соответствующего части (доле) размерности сложного объекта, рассматриваемой на определенной части (доле) оценочного интервала времени от общего времени, на котором собрана статистика. Рассмотрены примеры нормирования количества отказов для объекта в целом на интервале оценки 1 месяц и для объекта на интервале оценки 12 месяцев при оценочном интервале, на котором накоплена статистическая выборка, 72 месяца. Приведены ограничения по применению представленного метода и отмечены некоторые его возможные преимущества. В частности отмечено, что конкретная статистическая выборка, отражающая распределение количества отказов по нескольким одинаковым интервалам времени, является лишь одной реализацией мультиномиального распределения, поэтому можно сказать, что при применении предлагаемого метода на результаты нормирования перестает оказывать влияние наличие в статистической выборке маловероятного сочетания значений ряда. Также отмечено, что при применении предложенного метода нормирования количества отказов полученное допустимое значение всегда будет выше среднего значения статистической выборки. **Результаты.** Получены выражения для расчета дискретной плотности и функции распределения мультиномиального максимума на основе разбиений числа. Приведены результаты анализа алгоритмов для проведения машинных вычислений. Представлены результаты применения некоторых алгоритмов. Предложена формула для аппроксимации функции распределения мультиномиального максимума с помощью распределения Гумбеля (для наибольших значений) методом моментов. Рекомендован диапазон значений оценочного интервала, в котором предложенный метод обеспечивает приемлемую достоверность результатов. Определены задачи дальнейших исследований.

**Abstract. Aim.** The paper aims to examine the application of a multinomial distribution as part of valuation of the number of an object's failures. It is assumed that the valuation is "based on past experience" (a statistical sample of the number of an object's failures accumulated over several preceding evaluation periods). **Methods.** The paper uses methods of system analysis, probability theory and mathematical statistics. The author analyses the primary indicators used to define the applied dependability indicators. It is noted that the valuation of such indicators

based on statistical data for complex systems appears to be promising. The problem of valuation of the number of failures using a statistical sample is examined. The primary disadvantages of the used approaches are identified that are associated with errors in defining the average values of series, variation coefficients and asymmetry. It is shown that it is possible to solve the problem using the well-known combinatorics problem "on balls and boxes", which leads to the use of a multinomial distribution. The paper examined the definition of probabilities for compositions and partitions of the number  $n$  into  $m$  parts, as well as the probabilities of a given number of balls being in a box with their maximum number. The author also considered formulas and algorithms that allow reducing the number of calculations in case of machine computation of the probabilities of a multinomial distribution. The feasibility of approximating a discrete distribution function by the Gumbel distribution is estimated. The paper demonstrates the feasibility of valuating the number of failures for a "segment" corresponding to a part (fraction) of an object's dimension considered on a certain part (fraction) of the time interval. It also examines examples of valuating the number of failures for an object as a whole over a 1-month evaluation interval and for of an object over a 12-month evaluation interval, while the total interval for which the statistical sample is accumulated is 72 months. The paper sets forth limitations on the application of the presented method and notes some of its possible advantages. In particular, it is noted that the statistical sample is only one implementation of the multinomial distribution, so it can be said that when applying the proposed method, the results of valuation are no longer affected by the presence of unlikely combinations of series values in the statistical sample. It is also noted that when applying the proposed method of valuating the number of failures, the obtained acceptable value will never be less than or equal to the average value of the statistical sample. **Results.** Formulas have been obtained for calculating, based on partitions, of the discrete density number and the maximum distribution function of a multinomial distribution. The paper presents the results of algorithm analysis for machine computation. The results of applying some algorithms are presented. A formula is proposed for approximating the distribution function of the maximum of a multinomial distribution using the Gumbel distribution (for the largest values) using the method of moments. The author recommends a range of values of the estimated interval, in which the proposed method provides acceptable reliability of the results. The task of further research is defined.

**Ключевые слова:** нормирование надежности, мультиномиальное распределение, плотность распределения вероятности, функция распределения вероятности, доверительная вероятность.

**Keywords:** multinomial distribution, dependability valuation, density of probability distribution, probability distribution function, confidence probability.

**Для цитирования:** Новожилов Е.О. Нормирование количества отказов сложного объекта с применением мультиномиального распределения // Надежность. 2023. № 1. С. 4-12. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-4-12>

**For citation:** Novozhilov E.O. Multinomial distribution as part of valuation of the number of failures. Dependability 2023;1:4-12. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-4-12>

**Поступила** 03.10.2022 / **После доработки** 05.12.2022 / **К печати** 14.03.2023

**Received on:** 03.10.2022/ **Revised on:** 05.12.2022 / **For printing:** 14.03.2023

## Введение

Для нормирования показателей надежности в мировой практике известны подходы на основе следующих критериев [1]:

- а) на основе экономических оценок;
- б) на базе экспериментальных исследовательских расчетов;
- в) на основе прошлого опыта (анализа фактических данных);
- г) на основе опросов потребителей.

Для сложных объектов (технических систем), включающих как приобретаемые, так и создаваемые строительством подсистемы, взаимодействующие сложным образом, применение экономических оценок и исследовательских расчетов затруднено из-за трудности построения

соответствующих моделей. Опрос потребителей (пользователей услуг) системы не всегда позволяет сформировать четкое понимание требований к ее надежности. Путь, заключающийся в применении накопленных фактических данных о работе системы в течение предшествующих периодов, в ряде случаев остается единственной возможностью реализовать нормирование показателей надежности для данной системы.

Наиболее распространенными первичными показателями, составляющими статистику работы объекта, как правило, являются количество отказов и время до восстановления после каждого из них (либо суммарное время до восстановления), фиксируемые за определенный оценочный интервал времени (например, за месяц или за год). Такие данные обычно собираются за несколько лет наблюдений для обеспечения их репрезентативности.

Поскольку такие широко применяемые на практике показатели, как интенсивность отказов, среднее время до восстановления, коэффициент готовности объекта в большинстве случаев могут быть получены на основе количества отказов и суммарного времени до восстановления, то для таких случаев достаточно рассмотреть установление нормируемых значений для этих двух первичных показателей. В данной работе рассматривается один из возможных подходов к нормированию количества отказов объекта. Поскольку количество отказов является целым числом, задача его нормирования может быть рассмотрена с точки зрения дискретной математики.

Рассмотрим задачу определения нормируемого (допустимого) количества  $n_{\text{доп}}$  отказов объекта за заданный интервал оценки  $T$  при условии, что известен репрезентативный статистический ряд  $N_1, N_2, \dots, N_M$ , включающий  $M$  значений количества отказов (для каждого из  $M$  последовательных интервалов времени длительностью  $T$ ). При этом допустим, что непревышение установленного допустимого значения  $n_{\text{доп}}$  должно обеспечиваться с заданной доверительной вероятностью  $\alpha$ .

Один из классических способов решения данной задачи состоит в построении так называемой эмпирической функции обеспеченности, которая затем аппроксимируется некоторым теоретическим распределением вероятности. Далее определяется соответствующий квантиль этого распределения – значение, непревышение которого обеспечивается с заданной вероятностью  $\alpha$ . Это значение принимается как пороговое (нормируемое) значение показателя (в данном случае  $n_{\text{доп}}$  – допустимое количество отказов объекта за интервал  $T$ ). Такой подход применяется, например, в гидрологических расчетах при определении норм годового стока расчетной обеспеченности (вероятности превышения) [2].

Недостатком рассмотренного способа является то, что на сравнительно коротких временных рядах, имеющих значительный (более 0,3) коэффициент вариации, подбор теоретического распределения затруднен, в результате чего нормируемый показатель со значительной погрешностью отражает реальную (в данном рассмотрении – верхнюю) границу диапазона значений фактического показателя. Так, для 10 лет наблюдения при коэффициенте вариации ряда, равном 0,2, средняя квадратическая ошибка его определения составит 5%, а при коэффициенте вариации ряда 0,5 ошибка составит уже 15% [2]. Для более коротких рядов ошибка будет еще хуже. А если при подборе теоретического распределения использовать не только коэффициент вариации, но и коэффициент асимметрии ряда – даже при сравнительно длинных рядах ошибка вычисления последнего получается значительной.

Другим недостатком рассмотренного способа является то, что если необходимо установить допустимое значение  $n_{\text{доп}}$  для оценочного интервала другой длительности ( $T_1 \neq T$ ), то нужно будет иметь статистический ряд из  $M$  значений (для каждого из  $M$  последовательных интервалов времени длительностью  $T_1$ ) и описанные

выше процедуры построения эмпирической функции обеспеченности, подбора теоретического распределения и т.д. выполнить заново.

## Постановка задачи

Поиск альтернативных решений по установлению допустимого количества  $n_{\text{доп}}$  отказов объекта за заданный интервал оценки  $T$  привел к рассмотрению следующей задачи.

Пусть существует  $M$  одинаковых интервалов времени длительностью  $T$  (при этом  $M$  достаточно большое, чтобы статистический ряд  $N_1, N_2, \dots, N_M$  количества отказов объекта можно было считать репрезентативным). Количество отказов за суммарный интервал времени  $T_s = M \cdot T$  равно  $N = \sum_{i=1}^M N_i$ . Будем считать, что отказ является случайным событием, его возникновение не зависит от возникновения других отказов и вероятность возникновения отказа на любом из  $M$  интервалов одинакова. Вопрос заключается в том, каким образом  $N$  отказов могут распределиться по  $M$  одинаковым интервалам длительностью  $T$ ? Очевидно, что исходный статистический ряд значений  $N_1, N_2, \dots, N_M$  является одной из возможных реализаций такого распределения количества отказов.

Данная задача известна в комбинаторике как «задача о шарах и перегородках»<sup>1</sup> («задача о шарах и ящиках», «balls-and-boxes» и т.п.): сколькими способами можно разложить  $n$  шаров в  $m$  ящиков (допуская при этом пустые ящики)? Количество таких способов (комбинаций) равно числу сочетаний  $C_{n+m-1}^{m-1}$ , а собственно комбинации являются композициями<sup>2</sup> числа  $n$  на  $m$  частей. Приведем пример композиций числа 4 на 3 части. Общее количество композиций равно  $\frac{6!}{2!4!} = 15$ , а сами композиции следующие:

4;0;0, 0;4;0, 0;0;4,  
3;1;0, 3;0;1, 1;3;0,  
1;0;3, 0;3;1, 0;1;3,  
2;2;0, 2;0;2, 0;2;2,  
2;1;1, 1;2;1, 1;1;2.

Вероятность появления каждой из комбинаций (каждой композиции) при случайном распределении шаров по ящикам описывается классической формулой мультиномиального распределения ([3], [4] и др.):

$$P\{x_1 = n_1, x_2 = n_2, \dots, x_m = n_m\} = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_m!} \cdot p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_m^{n_m}, \quad (1)$$

где  $n_1, n_2, \dots, n_m$  – любые целые неотрицательные числа, подчиненные условию  $\sum_{j=1}^m n_j = n$ ;  $p_1, p_2, \dots, p_m$  – вероятности попадания шара в ящик 1, 2, ...,  $m$  соответственно, такие, что  $\sum_{j=1}^m p_j = 1$ .

<sup>1</sup> [https://ru.wikipedia.org/wiki/Метод\\_шаров\\_и\\_перегородок](https://ru.wikipedia.org/wiki/Метод_шаров_и_перегородок)

<sup>2</sup> [https://ru.wikipedia.org/wiki/Композиция\\_числа](https://ru.wikipedia.org/wiki/Композиция_числа)



Выражение (1) определяет вероятность того, что после случайного размещения  $n$  шаров по  $m$  ящикам в ящике 1 оказалось  $n_1$  шаров, в ящике 2 оказалось  $n_2$  шаров и т.д.

Формула (1) учитывает, что вероятности попадания шара в ящики могут отличаться. В нашей задаче все вероятности  $p_1, p_2, \dots, p_m$  одинаковы (это соответствует самому применяемому случаю – равновероятному мультиномиальному распределению).

Здесь следует отметить, что представление способов размещения  $n$  шаров по  $m$  ящикам в виде композиций при равных вероятностях не является удобным для практического применения. Так, если вероятности одинаковы, то ящики «равноправны» между собой и их порядок следования не имеет значения. В то же время, приведенный выше список композиций включает в себя композиции, образованные перестановкой одних и тех же элементов – например, 4;0;0, 0;4;0 и 0;0;4. В частности, в рассматриваемой задаче нас интересуют сами слагаемые, но не их порядок, поэтому указанные 3 композиции будут означать одно и то же.

Другим вариантом представления способов размещения  $n$  шаров по  $m$  ящикам является разбиение<sup>1</sup> числа  $n$  на  $m$  слагаемых (включая нулевые). В отличие от композиции, разбиение не учитывает порядок слагаемых и представляет собой композиции, упорядоченные по невозрастанию значений, при этом повторяющиеся комбинации исключаются. Общее количество разбиений числа  $n$  на  $m$  слагаемых определяется известной формулой Эйлера.

Приведем пример разбиений числа 4 на 3 части:

4;0;0,  
3;1;0,  
2;2;0,  
2;1;1.

Очевидно, что количество комбинаций при переходе от композиций к разбиениям заметно сократилось (с 15 до 4), для больших  $n$  и  $m$  «компактность» этого варианта записи возможных комбинаций имеет еще более явное преимущество. Но для применения разбиений вместо композиций в формуле (1) следует учесть исключение комбинаций, образованных перестановками элементов. Примем в (1) все вероятности одинаковыми и равными  $1/m$ , а также учтем исключаемые комбинации, тогда (1) изменится следующим образом:

$$P\{x_1 = n_1, x_2 = n_2, \dots, x_m = n_m\} = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_m!} \cdot \frac{m!}{r_1! r_2! \dots r_k!} \cdot \frac{1}{m^n}, \quad (2)$$

где  $n_1, n_2, \dots, n_m$  – любые целые неотрицательные числа, подчиненные условиям  $\sum_{j=1}^m n_j = n$  и  $n_1 \geq n_2 \geq \dots \geq n_m$ ;  $k \leq m$  – количество отличающихся значений среди чисел  $n_1, n_2, \dots, n_m$ ;  $r_j$  – количество повторений (вхождений) числа  $n_j$  с  $j$ -м значением ( $j = 1 \dots k$ ).

Выражение (2) определяет вероятность того, что после случайного размещения  $n$  шаров по  $m$  ящикам и сортировки ящиков по невозрастанию количества шаров в ящике 1 оказалось  $n_1$  шаров, в ящике 2 оказалось  $n_2$  шаров и т.д. Далее будем рассматривать распределение  $n$  шаров по  $m$  ящикам на основе разбиений  $n$  на  $m$  (упорядоченных по невозрастанию значений последовательностей, без учета перестановок их элементов).

Для примера вычислим вероятность для разбиений 2;1;1 и 2;2;0 числа 4 на 3 части ( $n = 4, m = 3; k = 2; r_1 = 1; r_2 = 2$  и  $k = 2; r_1 = 2; r_2 = 1$ ):

$$P\{x_1 = 2, x_2 = 1, x_3 = 1\} = \frac{4!}{2! \cdot 1! \cdot 1!} \cdot \frac{3!}{1! \cdot 2!} \cdot \frac{1}{3^4} = \frac{12 \cdot 3}{81} = \frac{4}{9} \approx 0,444444; \quad (3)$$

$$P\{x_1 = 2, x_2 = 2, x_3 = 0\} = \frac{4!}{2! \cdot 2! \cdot 0!} \cdot \frac{3!}{2! \cdot 1!} \cdot \frac{1}{3^4} = \frac{6 \cdot 3}{81} = \frac{2}{9} \approx 0,222222. \quad (4)$$

Для целей нормирования (как установления верхнего порогового значения) представляет интерес количество  $n_1$  шаров в первом ящике. То есть интересует поведение максимума мультиномиального распределения (его вероятностное распределение).

Мультиномиальное распределение предполагает, что  $n > 1$  и  $m > 1$  (при  $m = 2$  имеем частный случай – биномиальное распределение). Определим границы изменения  $n_1$ . Минимальное значение, которое может принимать  $n_1$  для заданных  $n$  и  $m$ :  $n_0 = \left\lceil \frac{n}{m} \right\rceil$ , где оператор  $\lceil \cdot \rceil$  означает округление вверх до ближайшего целого. Максимальное значение, которое принимает  $n_1$  для заданных  $n$  и  $m$ , равно  $n$ . Таким образом,

$$n_0 = \left\lceil \frac{n}{m} \right\rceil \leq n_1 \leq n.$$

Если в первом ящике находится  $v$  шаров ( $n_0 \leq v \leq n$ ), то при этом гарантируется, что в любом другом ящике количество шаров будет не больше, чем в первом (то есть меньше либо равно  $v$ ). Применительно к распределению  $N = \sum_{i=1}^M N_i$  отказов по  $M$  одинаковым интервалам времени (например, по 12 месяцам года) это означает, что если в «наихудшем» интервале с заданной вероятностью произошло не более  $v$  отказов, то в любом другом их количество также не превысит  $v$  (то есть можно применить значение  $v$  как пороговое значение для допустимого количества отказов, но учитывая, что каждое из значений  $v$  обеспечивается с определенной вероятностью). Отметим, что такой подход подразумевает постоянную интенсивность отказов объекта в течение всех последовательных  $M$  интервалов времени и отсутствие влияния восстановления после текущего отказа на возникновение последующего отказа. Применительно к простым объектам такой подход, видимо, плохо применим, поскольку со временем из-за старения

<sup>1</sup> [https://ru.wikipedia.org/wiki/Разбиение\\_числа](https://ru.wikipedia.org/wiki/Разбиение_числа)

интенсивность отказов возрастает, а также если отказ возник, то следующий отказ может произойти только после восстановления текущего. Однако для сложных объектов, части которых заменяются на новые постепенно (например, при проведении плановых ремонтов), можно допустить, что интенсивность отказов на определенном интервале времени является постоянной, а также в виду наличия частично работоспособных состояний следующий отказ может возникнуть ранее восстановления после текущего отказа.

Найдем вероятность того, что в первом ящике находится ровно  $v$  шаров. Очевидно, что для этого потребуется сложить вероятности для всех разбиений, у которых  $n_1 = v$ :

$$P\{x_1 = v\} = \sum_i \frac{n!}{n_{1i}! n_{2i}! \dots n_{mi}!} \cdot \frac{m!}{r_{1i}! r_{2i}! \dots r_{ki}!} \cdot \frac{1}{m^n}, \quad (5)$$

где суммирование по  $i$  выполняется для всех разбиений, у которых  $n_1 = v$ .

Например, для рассмотренных выше разбиений числа 4 на 3 части, чтобы получить вероятность того, что в первом ящике находится 2 шара, следует объединить результаты вычислений по формулам (3) и (4):

$$\begin{aligned} P\{x_1 = 2\} &= \\ &= P\{x_1 = 2, x_2 = 1, x_3 = 1\} + P\{x_1 = 2, x_2 = 2, x_3 = 0\} = \\ &= \frac{2}{9} + \frac{4}{9} = \frac{6}{9} \approx 0,666667. \end{aligned}$$

Для задачи установления допустимого значения представляет интерес вероятность того, что в первом ящике находится не более  $v$  шаров. По аналогии с формулой (5):

$$P\{x_1 \leq v\} = \sum_i \frac{n!}{n_{1i}! n_{2i}! \dots n_{mi}!} \cdot \frac{m!}{r_{1i}! r_{2i}! \dots r_{ki}!} \cdot \frac{1}{m^n}, \quad (6)$$

где суммирование по  $i$  выполняется для всех разбиений, у которых  $n_1 \leq v$ .

Выражение (6) можно представить в виде

$$\begin{aligned} P\{x_1 \leq n_1\} &= P\{x_1 = n_0\} + P\{x_1 = n_0 + 1\} + \dots + P\{x_1 = n_1\} = \\ &= \sum_{i=0}^{v-n_0} P\{x_1 = n_0 + i\}, \end{aligned}$$

где вероятность  $P\{x_1 = n_0 + i\}$  вычисляется по (5).

## Алгоритмы вычисления вероятностей

Очевидно, что самый простой путь вычисления вероятностей  $P\{x_i = v\}$  (то есть дискретной плотности распределения вероятностей мультиномиального максимума) или  $P\{x_i \leq v\}$  (то есть дискретной функции распределения вероятностей мультиномиального максимума) для всех  $v$  из диапазона  $n_0 \leq v \leq n$  заключается в синтезе разбиений  $n$  на  $m$  и расчета вероятностей по формулам (5) или (6). Реализация такого варианта на ЭВМ с 32-разрядной арифметикой работает для небольших чисел  $n$  и  $m$

(не более 170), что связано с необходимостью вычисления факториалов  $n$  и  $m$ . Но, помимо этой проблемы, при росте  $n$  и  $m$  резко возрастает время вычислений (даже на 64-разрядной ЭВМ), поскольку количество разбиений увеличивается нелинейно и стремительно: так, например, если  $n = m = 10$ , то количество разбиений равно 42, если  $n = m = 100$ , количество разбиений равно 190 569 292, а при  $n = m = 1000$  имеем уже более  $2,4 \cdot 10^{31}$  разбиений. Поскольку в реальных условиях количество отказов сложного объекта за несколько лет наблюдений может составлять десятки и даже сотни тысяч, в рассматриваемой задаче нормирования количества отказов особую актуальность приобретает поиск эффективных (по объему/времени вычислений) алгоритмов для вычисления распределения вероятности мультиномиального максимума.

Описание таких алгоритмов встречаются в следующих работах:

- алгоритм Раппепорта (Rapreport) [5], использующий итеративные вычисления;
- формулы Хайтера (Hayter) [6], основанные на рекурсивных вычислениях;
- аппроксимация Дасгупты (DasGupta) [7], выполненная на основе [8, § 6, теор. 3];
- алгоритм Эвенса (Ewens) и Вилфа (Wilf) [9], использующий аппроксимацию Пуассона, степенные ряды и рекурсивные формулы;
- алгоритм Левина (Levin) [10], применяющий усеченное распределение Пуассона и приближение Эйджворта.

Отметим, что только первый из перечисленных алгоритмов получен путем оптимизации структуры вычислений, а остальные так или иначе основаны на связи мультиномиального распределения с распределением Пуассона.

Из этих алгоритмов оригинальным решением, безусловно, является формула вычисления квантиля функции распределения вероятности мультиномиального максимума, предложенная Дасгуптой [7], в основе которой лежит аппроксимация распределением Гумбеля. Но, как показал проведенный анализ, эта формула обеспечивает приемлемую точность только для очень больших отношений  $n / m > 400$ .

Для компьютерной реализации лучшим из представленных алгоритмов является алгоритм Эвенса и Вилфа [9]. При определенных условиях он обеспечивает вычисление вероятностей без потери точности, а также показывает приемлемое время вычислений даже при больших  $n$  и  $m$  (до 50 000).

Автором настоящей статьи был реализован машинный алгоритм для вычисления функции распределения вероятности мультиномиального максимума в соответствии с [9] в программной среде VB6/VBA. Для работы с «длинными числами» применена внешняя свободно распространяемая библиотека BedvitCOM(x86).dll версии 2.0.0.0 [11] (автор статьи выражает благодарность разработчику этой библиотеки Виталию Бедному за корректировки кода, благодаря которым удалось

реализовать рассматриваемый алгоритм расчета). Для выигрыша во времени при реализации машинного алгоритма была введена опция прекращения вычислений при достижении функцией распределения значения 0,9999 (поскольку эта функция имеет длинный «хвост» в области больших значений  $n_1$ , тратить время на вычисление вероятностей которого нет смысла). Например, при  $n = 6400$  и  $m = 100$  время расчета функции распределения составило 446 с на вычислительной машине с процессором Intel®Core™2Duo CPU E4600, имеющим 2 ядра с тактовой частотой 2,4 ГГц (операционная система Microsoft Windows 7 Professional x86).

Однако нужно отметить следующие особенности алгоритма [9]:

- алгоритм вычисляет дискретную функцию распределения вероятности мультиномиального максимума (а не плотность распределения, как это делают некоторые другие алгоритмы), при этом в алгоритме не учитывается смещение величины  $n_1$ , необходимое при переходе от дискретной плотности к дискретной функции распределения;

- в процессе вычислений выполняется суммирование элементов ряда, значения которых могут иметь значительно различающиеся (в десятки и сотни тысяч раз) порядки величин (степень различия зависит от конкретных значений  $n$  и  $m$ ). В связи с этим для получения корректных результатов (отсутствия «исчезновения порядка» при суммировании) может потребоваться применение длинных чисел с большим количеством разрядов – десятки тысяч бит и более. В частности, для того, чтобы без ошибки вычислить все дискретные значения вероятностей функции распределения мультиномиального максимума с параметрами  $n = 12288$  и  $m = 12$ , потребовалось применение чисел длиной 26 368 бит. На эту проблему обратили внимание в работе [12] ее авторы.

Для случаев, когда  $n$  и  $m$  имеют порядок сотен тысяч – десятков миллионов, применимым является алгоритм [10], который с незначительной потерей точности позволяет вычислить функцию распределения мультиномиального максимума (кроме «хвостов» распределения, особенно левого, где точность не обеспечивается; в диапазоне вероятностей от 0,01 до 0,99 точность составляет 2-3 знака после запятой). К тому же, этот алгоритм имеет более высокую скорость по сравнению с алгоритмом [9]. Для машинной реализации алгоритма [10] на 32-разрядной архитектуре также потребуется библиотека длинных чисел, но при этом будет достаточно 64 разрядов (как показал эксперимент, увеличение количества разрядов выше этого значения практически не влияет на точность результатов).

Для сравнения алгоритмов [7] и [9] на рис. 1 показан пример графиков функций распределения  $F(n_1)$  для случая  $n = 20\,000$  и  $m = 100$ , где

- штриховая линия построена по формуле из [7];
- точки построены по результатам выполнения расчетов по алгоритму [9], которые являются *точными*

значениями (здесь абсциссы точек смещены на 0,5 вправо, поскольку ряд целых значений  $n_1$  соответствует дискретной плотности распределения и при переходе к функции распределения данные значения должны располагаться посередине столбиков диаграммы, площадь которых суммируется; правая граница столбиков соответствует  $n_1+0,5$ );

- сплошная линия построена путем аппроксимации результатов выполнения расчетов по алгоритму [9] распределением Гумбеля, выполненной методом моментов по следующей формуле:

$$v(\alpha) = B - \frac{A}{\sigma} \left[ \log \left( \log \left( \frac{1}{\alpha} \right) \right) + \mu \right], \quad (7)$$

где  $v(\alpha)$  – квантиль функции распределения мультиномиального максимума;  $\alpha$  – доверительная вероятность;  $B$ ,  $A$  – соответственно математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение функции распределения мультиномиального максимума с параметрами  $n$ ,  $m$  (значения  $A$  и  $B$  получают расчетным путем – из результатов вычисления дискретной функции распределения вероятности мультиномиального максимума по алгоритму [9]);  $\mu$ ,  $\sigma$  – соответственно математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение распределения Гумбеля для наибольших значений (с параметром масштаба  $a = 1$  и смещением  $u = 0$ , при этом  $\mu \approx 0,577216$ ,  $\sigma = \pi/6 \approx 1,28255$ ). Для заданных выше  $n$  и  $m$ :  $B = 236,35$ ,  $A = 6,2532$ .

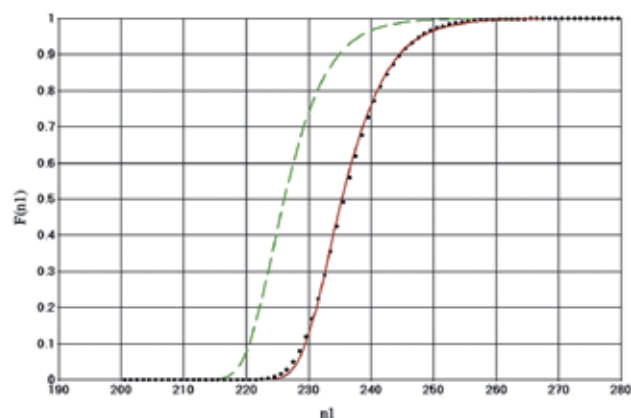


Рис. 1. Графики функций распределения  $F(n_1)$ , полученных по различным алгоритмам

### Пример применения метода нормирования

Для примера некоторые значения аппроксимации распределением Гумбеля функции распределения вероятности мультиномиального максимума для  $n = 20\,000$  и  $m = 100$ , рассмотренной выше, приведены в табл. 1. Следует отметить, что предложенная в настоящей работе формула (7), применяющая метод моментов, дает хорошее приближение только при  $n \geq m$  (случай  $n < m$  требует дополнительного анализа).

Табл. 1. Пример результатов применения формулы (7)

Значение $n_1$ (количество шаров в первом ящике)	Вероятность
240,85	0,8
242,4	0,85
244,5	0,9
248	0,95
256	0,99

С точки зрения нормирования (установления допустимого значения) количества отказов, данные результаты (см. табл. 1) можно трактовать следующим образом.

Объект имел  $N = \sum_{i=1}^M N_i = 20\ 000$  отказов за интервал  $T_s = 100$  месяцев. Если задана требуемая обеспеченность допустимого значения количества отказов  $\alpha = 0,9$ , то, в соответствии с табл. 1, допустимое значение  $n_{доп}$  количества отказов объекта для оценочного интервала 1 месяц следует принять равным 244,5.

При заданном  $T_s$  дискретность  $M$  накладывает определенные ограничения на выбор оценочного интервала  $T$ . А случай  $N/M < 1$  («The Sparse Case» [7]), вообще заслуживает отдельного рассмотрения. В связи с этим для практики можно рекомендовать следующий диапазон оценочного интервала  $T$ :

$$\frac{T_s}{N} < T \leq \frac{T_s}{5 \dots 10}$$

Следует подчеркнуть, что рассмотренный метод установления допустимого количества отказов для оценочного интервала  $T$  как части интервала времени  $T_s$  будет справедливым и для части сложного объекта (при условии его «однородности» в отношении количества отказов; например, если есть железнодорожный путь общей протяженностью  $L_s = 300$  км, причем на этой протяженности

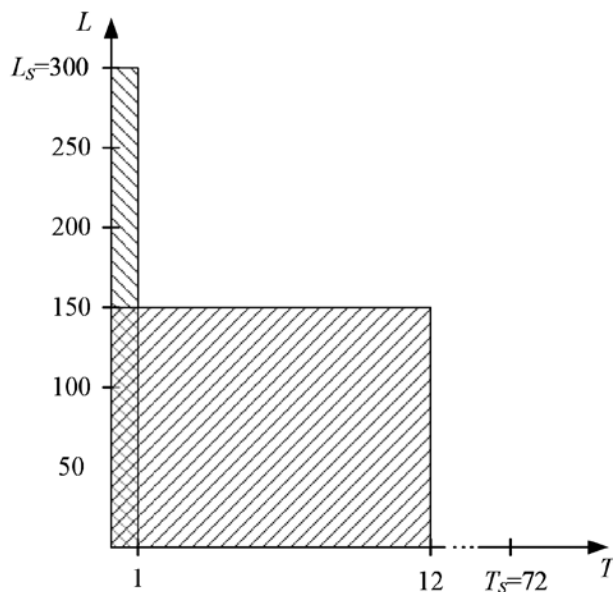


Рис. 2 – Сегменты в координатах «интервал оценки – размерность объекта»

конструкция, условия эксплуатации и т.п. одинаковы и можно утверждать, что отказ с равной вероятностью может возникнуть в любой точке этого объекта). В этом случае можно рассматривать нормирование количества отказов для «сегмента», соответствующего части (доле)  $L/L_s$  объекта, рассматриваемой на определенной части (доле) интервала времени  $T/T_s$  от общего времени  $T_s$ , за которое собрана статистика. На рис. 2 проиллюстрирован пример таких «сегментов» для двух случаев установления допустимого количества отказов: 1) для всего объекта ( $L = 300$  км;  $L/L_s = 1$ ) и интервала оценки 1 месяц ( $T = 1$ ;  $T/T_s = 1/72$ ); 2) для  $1/2$  объекта ( $L = 150$  км;  $L/L_s = 1/2$ ) и интервала оценки 12 месяцев ( $T = 12$ ;  $T/T_s = 1/6$ ). При этом параметр  $M$  с учетом как доли времени, так и доли размерности объекта определяется следующим образом:

200	12	200	72
23,621526	2,246755	7,453136	1,051233
17,5	3,02713763042614092468E-8	3,5	4,29928647307663428764E-29
18,5	1,38252514856020350437E-4	4,5	1,64557585983988185373E-8
19,5	5,98105983116750675014E-3	5,5	3,23631142443019004128E-3
20,5	4,7808948379510079714E-2	6,5	1,61153496005530435892E-1
21,5	1,62529561270786709964E-1	7,5	5,75887043865400145316E-1
22,5	3,39875619758607182621E-1	8,5	8,5655306110330783213E-1
23,5	5,31356753121528028805E-1	9,5	9,60879559786062825698E-1
24,5	6,95251718991116234002E-1	10,5	9,90620446889646346718E-1
25,5	8,15369879828009399177E-1	11,5	9,97958665926637584536E-1
26,5	8,94408423267601224258E-1	12,5	9,99591554645984463544E-1
27,5	9,42478788649415668705E-1	13,5	9,99924351285517371148E-1
28,5	9,69980735598938544446E-1		
29,5	9,84937678574992838692E-1		
30,5	9,92717846377371271619E-1		
31,5	9,96602795709502129994E-1		
32,5	9,98469218515382248439E-1		
33,5	9,99333229081020113744E-1		
34,5	9,99719064545909650715E-1		
35,5	9,99885429762384427954E-1		
36,5	9,99954749274906081334E-1		

Рис. 3 – Таблицы результатов машинного расчета дискретных функций распределения

$$M = \frac{T_s}{T} \cdot \frac{L_s}{L},$$

в первом случае получим  $M = (72/1) \cdot (300/300) = 72$ , во втором  $M = (72/12) \cdot (300/150) = 12$ .

Далее, если на основании статистических данных известно, что в течение интервала  $T_s = 72$  мес на объекте в целом имело место, например, 200 отказов, то, выполнив вычисление дискретных функций распределения (по алгоритму [9] или [10]):

- для  $N = 200$ ;  $M = 72$  получим математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение соответственно 7,453 и 1,051;

- для  $N = 200$ ;  $M = 12$ , получим математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение соответственно 23,622 и 2,247.

Задав  $\alpha = 0,9$  и применив формулу (7), позволяющую получить значение квантиля для любого  $0 < \alpha < 1$ , получим, что для всего объекта и оценочного интервала 1 месяц допустимое количество отказов составит 8,824, а для  $\frac{1}{2}$  объекта и оценочного интервала 12 месяцев – 26,553 (сравнение данных значений со «средними» – 7,454 и 23,623 соответственно – показывает смещение точечной оценки с учетом доверительной границы).

Таблицы дискретных функций распределения для  $n = 200$ ;  $m = 72$  и  $N = 200$ ;  $M = 12$ , полученных машинным способом по алгоритму [9], представлены на рис. 3 («а» и «б» соответственно). Вычисления выполнялись до тех пор, пока значение вероятности не превысило порог 0,9999. В первой строке листингов указаны значения  $n, m$ , во второй – значения  $B$  и  $A$  соответственно (вычислены на основе пар значений  $n_1; F(n_1)$ ). Далее следует список пар значений  $n_1; F(n_1)$ , причем значения  $n_1$  выведены с учетом смещения +0,5.

## Выводы

1. Рассмотрен метод нормирования количества отказов сложного объекта с применением мультиномиального распределения и ограничения по его применению.

2. Данный подход вместо статистической выборки количества отказов по нескольким ( $M$ ) интервалам времени  $T$  применяет суммарное количество отказов с учетом возможного случайного их распределения по  $M$  интервалам. При этом, учитывая, что статистическая выборка является лишь одной реализацией такого распределения, можно сказать, что на результаты нормирования перестает оказывать влияние наличие в статистической выборке маловероятного сочетания значений ряда. К тому же, поскольку дисперсия выборочного среднего (а, следовательно, и суммы выборки) снижается с увеличением объема выборки, применение в качестве исходной величины суммарного количества отказов за  $M$  оценочных интервалов способствует снижению ошибки установления допустимого значения.

3. При применении предложенного варианта нормирования количества отказов полученное допустимое значение всегда будет больше среднего значения статистической выборки, что вполне обосновано, поскольку при нормальном функционировании объекта большинство значений количества отказов (за интервал  $T$ ) в выборке должны находиться ниже допустимого уровня.

4. Для практического применения требуют отдельного рассмотрения методы получения функций распределения вероятностей мультиномиального максимума (или их приближений) для всех требуемых значений параметров  $n$  и  $m$ , а также рассмотрения случая применения нецелого  $m$ .

5. Дальнейшего изучения требуют подходы к нормированию времени до восстановления сложного объекта (возможно, в сочетании с предложенным методом нормирования количества отказов), на основе чего будет возможна и реализация нормирования комплексного показателя надежности.

## Библиографический список

1. Руденко Ю.Н. О подходах к нормированию показателей надежности электроснабжения потребителей // Известия Академии наук СССР. Энергетика и транспорт. 1975. № 1. С. 14-23.
2. Владимиров А.М. Гидрологические расчеты. Л.: Гидрометеоздат, 1990. 366 с.
3. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка данных. М.: Финансы и статистика, 1983. 643 с.
4. Bonetti M., Cirillo P., Ogay A. Computing the exact distributions of some functions of the ordered multinomial counts: maximum, minimum, range and sums of order statistics // Journal of Royal Society. 2019. Vol. 6. No. 10. ID:190198. DOI: 10.1098/rsos.190198
5. Rappeport M.A. Algorithms and computational procedures for the application of order statistics to queing problems. PhD Thesis, New York University, 1968.
6. Hayter A.J. Recursive formulas for multinomial probabilities with applications // Computational Statistics. 2014. Vol. 29. Issue 5. Pp. 1207–1219. DOI: 10.1007/s00180-014-0487-0
7. DasGupta A. Exact tail probabilities and percentiles of the multinomial maximum: Technical Report. Purdue University, 2009. URL: <https://www.stat.purdue.edu/~dasgupta/mult.pdf>
8. Колчин В.Ф., Севастьянов Б.А., Чистяков В.П. Случайные размещения. М.: Наука, 1976. 224 с. с ил.
9. Ewens W.J., Wilf H.S. Computing the distribution of the maximum in balls-and-boxes problems with application to clusters of disease cases // Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS). 2007. Vol. 104(27). Pp. 11189-11191. DOI: 10.1073/pnas.0704691104
10. Levin B. A Representation for Multinomial Cumulative Distribution Functions // The Annals of Statistics. 1981. Vol. 9. No. 5. Pp. 1123-1126.

11. Авторские программы и библиотеки от Bedvit [Электронный ресурс]. URL: <http://bedvit.ru/com/> (дата обращения 29.09.2022).

12. Ekhad S.B., Zeilberger D. Balls in Boxes: Variations on a Theme of Warren Ewens and Herbert Wilf // *Advances in Combinatorics: Waterloo Workshop in Computer Algebra*, W80, May 26-29, 2011 / Editors: I.S.Kotsireas, E.V.Zima. Springer-Verlag Berlin and Heidelberg Gm, 2013. Pp. 161-174.

## References

1. Rudenko Yu.N. [On the approaches to the valuation of the dependability indicators of electric power supply to consumers]. *Proceedings of the Academy of Sciences of the USSR. Energy and transportation* 1975;1:14-23. (in Russ.)

2. Vladimirov A.M. [Hydrological calculations]. Leningrad: Gidrometeoizdat; 1990. (in Russ.)

3. Ayvazian S.A., Yeniukov I.S., Meshalkin L.D. [Applied statistics. Introduction to simulation and initial data processing]. Moscow: Finansy i statistika; 1983. (in Russ.)

4. Bonetti M., Cirillo P., Ogay A. Computing the exact distributions of some functions of the ordered multinomial counts: maximum, minimum, range and sums of order statistics. *Journal of Royal Society* 2019;6:10. ID:190198. DOI: 10.1098/rsos.190198.

5. Rappeport M.A. Algorithms and computational procedures for the application of order statistics to queuing problems. PhD Thesis. New York University; 1968.

6. Hayter A.J. Recursive formulas for multinomial probabilities with applications. *Computational Statistics* 2014;29(5):1207-1219. DOI: 10.1007/s00180-014-0487-0.

7. DasGupta A. Exact tail probabilities and percentiles of the multinomial maximum: Technical Report. Purdue University; 2009. Available at: <https://www.stat.purdue.edu/~dasgupta/mult.pdf>.

8. Kolchin V.F., Sevastianov B.A., Chistiakov V.P. [Random allocations]. Moscow: Nauka; 1976. (in Russ.)

9. Ewens W.J., Wilf H.S. Computing the distribution of the maximum in balls-and-boxes problems with application

to clusters of disease cases. *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)* 2007;104(27):11189-11191. DOI: 10.1073/pnas.0704691104.

10. Levin B.A. Representation for Multinomial Cumulative Distribution Functions. *The Annals of Statistics* 1981;9(5):1123-1126.

11. Bedvit's own programs and libraries. (accessed 29.09.2022). Available at: <http://bedvit.ru/com/>. (in Russ.)

12. Ekhad S.B., Zeilberger D. Balls in Boxes: Variations on a Theme of Warren Ewens and Herbert Wilf. In: I.S.Kotsireas, E.V.Zima, editors. *Advances in Combinatorics: Waterloo Workshop in Computer Algebra*, W80, May 26-29, 2011. Springer-Verlag Berlin and Heidelberg Gm; 2013. Pp. 161-174.

## Сведения об авторе

**Новожилов Евгений Олегович** – кандидат технических наук, начальник отдела АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, тел. +7 (495) 967-77-02, e-mail: [evg\\_o\\_nov@mail.ru](mailto:evg_o_nov@mail.ru)

## About the author

**Evgeny O. Novozhilov**, Candidate of Engineering, Head of Department, JSC NIAS, Moscow, Russian Federation, tel.: +7 (495) 967 77 02, e-mail: [eo.novozhilov@vniias.ru](mailto:eo.novozhilov@vniias.ru)

## Вклад автора в статью

Автором рассмотрена задача нормирования количества отказов технического объекта на основе статистической выборки, предложен метод реализации нормирования количества отказов на основе мультиномиального распределения, проведен анализ известных методов вычисления вероятностей мультиномиального максимума,

## Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликтов интересов.

# Определение априорного распределения наработки на отказ уникальных высокоответственных элементов экспертным методом

## Identifying the a priori time-to-failure distribution of unique highly vital elements using the expert method

Бочков А.В.<sup>1</sup>  
Bochkov A.V.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация  
<sup>1</sup>JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation  
[a.bochkov@gmail.com](mailto:a.bochkov@gmail.com)



Бочков А.В.

**Резюме. Цель.** Систематические отказы в отличие от случайных отказов аппаратных средств не могут быть описаны математическим аппаратом теории вероятностей и теории надежности. Однако именно такие отказы составляют наибольшую проблему, вследствие своей непредсказуемости. Выходом в случае описания систематических отказов уникальных высокоответственных систем становится подход, заключающийся во введении в рассмотрение количественных критериев выполнения объектом во времени требуемых функций, устанавливаемых, например, заданием для каждой функции набора параметров, характеризующих способность ее выполнения, и допустимых пределов изменения значений этих параметров. Целью статьи является разработка подхода к использованию экспертного оценивания для установления вида и параметров распределения наработки на отказ уникальных высокоответственных элементов. Рассмотрен подход к определению априорного распределения наработки на отказ уникальных высокоответственных элементов методом парных сравнений, полезный для повышения точности показателей их надежности. **Методы.** Использованы методы анализа иерархий, нечеткой логики и теории перестановок. Введены нечеткие переменные, степени принадлежности которым интерпретируются как субъективные вероятности нахождения наработки на отказ и ее характеристик в различных временных интервалах. Предложен метод учета точности экспертного оценивания и метод решения задачи группового выбора.

**Abstract. Aim.** Systematic failures, unlike random hardware failures, cannot be described using the mathematics of the probability theory and the dependability theory. However, such failures are the biggest problem due to their unpredictability. In the case of describing systematic failures of unique highly vital systems, a solution is presented by an approach that involves taking into account the quantitative criteria of functional performance of a facility in time that are defined, for example, by prescribing a set of parameters for each function that characterize its ability to perform, as well as acceptable limits for such parameters' variation. The paper aims to develop an approach to the use of expert evaluation for the purpose of identifying the type and parameters of the distribution of the time to failure of unique highly vital elements. The author examined an approach to determining the a priori distribution of the time to failure of unique highly vital elements by pairwise comparison that would be useful for improving the accuracy of their dependability indicators. **Methods.** Hierarchy analysis, fuzzy logic and permutation theory were used. Fuzzy variables were introduced, the degrees of belonging to which are interpreted as subjective probabilities of the time to failure and its characteristics within different time intervals. Methods were proposed for accounting for the accuracy of expert evaluation and for solving the cluster sampling problem.

**Ключевые слова:** уникальные высокоответственные элементы, распределение наработки на отказ, экспертные методы, метод парных сравнений, перестановки, кривые Пирсона.

**Keywords:** unique highly vital elements, time-to-failure distribution, expert methods, pairwise comparison method, permutations, Pearson curves.

**Для цитирования:** Бочков А.В. Определение априорного распределения наработки на отказ уникальных высокоответственных элементов экспертным методом // Надежность. 2023. №1. С. 13-23. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-13-23>

**For citation:** Bochkov A.V. Identifying the a priori time-to-failure distribution of unique highly vital elements using the expert method. Dependability 2023;1:13-23. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-13-23>

Поступила 22.11.2022/ После доработки 08.12.2022 / К печати 14.03.2023  
Received on: 22.11.2022/ Revised on: 08.12.2022 / For printing: 14.03.2023

## 1. Введение

Для контроля потенциально опасных процессов в наше время используются современные системы безопасности, срабатывающие в случае сбоя. В случае аварии такие системы, к примеру, отключают оборудование, блокируют подачу опасных веществ, обеспечивают охлаждение и открывают редукционные клапаны. Для снижения рисков, исходящих от установки, системы безопасности должны быть надежными и сами работать без сбоев. Для оценки риска выхода системы из строя существуют нормы функциональной безопасности МЭК 61508 и МЭК 61511. Они описывают методы для оценки риска выхода из строя современных систем, зачастую с программным управлением, и для определения мер по снижению рисков. Согласно МЭК 61508, функциональная безопасность (functional safety) относится к системам, отвечающим за функции безопасности, выход из строя которых создает значительные риски для людей и окружающей среды. Чтобы добиться функциональной безопасности, система в случае аварии должна привести оборудование в безопасное состояние или обеспечить сохранение такого состояния.

Для обеспечения функциональной безопасности необходимо сначала определить функции безопасности (safety functions), необходимые для снижения риска управляемого оборудования, а также для достижения и сохранения этим оборудованием безопасного состояния (например, функции противоаварийной защиты). Далее, система управления должна обладать свойством так называемой полноты безопасности (safety integrity), под которым тот же МЭК 61508 подразумевает вероятность того, что система будет корректно выполнять функции безопасности при всех заданных условиях в течение заданного интервала времени. При обеспечении полноты безопасности учитываются два типа отказов: случайные (random failures) и систематические (systematic failures).

Случайные отказы вызваны выходом из строя аппаратных компонентов и парируются такими методами, как резервирование, самодиагностика, физическое и электрическое разделение компонентов, повышение устойчивости к внешним воздействиям и т.п.

Систематические отказы вызваны ошибками проектирования, в том числе, и ошибками программного обеспечения. Устранение систематических отказов возможно путем совершенствования процессов проектирования и разработки, тестирования, управления конфигурацией, проектного менеджмента и т.п. Кроме того, поскольку классическое резервирование не позволяет избежать систематических отказов, применяется так называемое диверсное (diversity) резервирование, когда резервные каналы разработаны с применением различного программного и аппаратного обеспечения, то есть подразумевается наличие двух или более резервных систем или элементов для выполнения одной определенной функции, при котором разные системы или элементы наделяются различными признаками таким образом,

чтобы уменьшалась возможность отказа по общей причине, включая общий отказ.

Случайные отказы аппаратных средств хорошо описываются математическим аппаратом теории вероятностей и теории надежности [1, 2] в случае наличия представительной статистики по отказам на наработку. Однако для контроля выполнения требований к таким уникальным высокоответственным элементам, как элементы ядерных реакторов [3], авиационной и ракетно-космической техники [4], газового оборудования [5] и т.п., требуется оценивать малые (менее 0,01) вероятности отказа на заданную наработку. В условиях, когда статистика отказов таких элементов в эксплуатации практически отсутствует, для оценки показателей надежности с приемлемой точностью необходим закон распределения наработки на отказ. Это позволяет, в частности, воспользоваться в дальнейшем методами объединения информации [6], например, байесовскими методами объединения априорной информации и данных наблюдений [7].

Определение распределения наработки на отказ относится к сложно формализуемым задачам (достаточно точные математические модели для ее решения в большинстве случаев отсутствуют [3, 8]). Для уникальных высокоответственных элементов отсутствует также и достаточно представительная статистика по их отказам [5]. Поэтому для получения априорного распределения наработки на отказ элемента в заданных условиях эксплуатации целесообразно использовать экспертное оценивание [9]. Необходимость использования неформального опыта, учета физической природы отказов вызывается и тем, что, как показывает имитационное моделирование различных законов распределения, малые выборки с одними и теми же средними могут привести к значительным различиям в описании хвостов распределений, что существенно влияет на точность определения показателей надежности уникальных высокоответственных элементов.

## 2. Постановка задачи

Пусть  $F(t) = P(T < t)$  – закон распределения наработки на отказ,  $T$  – случайная величина наработки на отказ элемента. Выделим на временной оси  $n$  интервалов, в которых предполагаются отказы рассматриваемого элемента. Произвольный элемент из некоторой генеральной совокупности в процессе эксплуатации может отказать в  $z$ -м ( $z = 1, 2, \dots, n$ ) интервале – его возможном состоянии. Нарботка на отказ связана с дискретным состоянием элемента соотношением

$$t = t_0 + \Delta t \cdot z, \quad (1)$$

где  $t_0$  – максимальная наработка, до которой отказы элемента еще не наблюдаются;  $\Delta t$  – продолжительность временного интервала, соответствующего дискретному состоянию элемента. Тогда непрерывной случайной величине  $T$  наработки на отказ элемента с плотностью распределения вероятностей  $f_T(t)$  соответствует дискрет-



ная случайная величина  $Z$ , описываемая гистограммой  $\tilde{f}_z(z)$ . В свою очередь, заданной каким-либо способом дискретной случайной величине  $Z$  можно поставить в соответствие непрерывную случайную величину  $T$ .

Необходимо получить методами экспертного оценивания предполагаемое распределение наработки на отказ элемента.

### 3. Метод решения

Задача получения гистограммы  $\tilde{f}_z(z)$  может быть решена методом парных сравнений (анализа иерархий) [10], разработанным Т. Саати [11]. Эксперту поочередно предъявляют все пары состояний элемента, и он каждый раз устанавливает, какое из них предпочтительнее по возможности нахождения наработки на отказ элемента в них. При оценивании эксперты учитывают: имеющиеся данные по всем видам испытаний элемента на надежность и его отказам в эксплуатации; свои знания по физике отказов элементов в различных условиях эксплуатации; свой опыт в оценивании показателей надежности подобных элементов различными методами и другие факторы.

Результатом оценивания является матрица парных сравнений  $\mathbf{B} = (b_{ij})$ , где

$$b_{ij} = \begin{cases} 2, & \text{если } i \succ j; \\ 1, & \text{если } i \approx j; \quad (i, j = 1, \dots, n), \\ 0, & \text{если } i \prec j; \end{cases}$$

где  $i, j$  – сравниваемые состояния элемента из  $n$  возможных.

В качестве относительных весов, характеризующих возможность нахождения элемента в каждом состоянии, принимают составляющие нормированного максимального собственного вектора  $q$  матрицы парных сравнений  $\mathbf{B}$ .

Наиболее предпочтительной для решения поставленной задачи является модификация метода – метод парных сравнений по качественному признаку с количественной оценкой предпочтений. Эксперт в процессе парных сравнений и заполнения матрицы  $\mathbf{B}$  не только выбирает в каждой паре предпочтительное состояние, но и указывает, во сколько раз это состояние по возможности нахождения наработки на отказ элемента в нем предпочтительнее, чем в другом состоянии пары. Метод не требует обязательной транзитивности предпочтений эксперта, а обработка матриц парных сравнений легко реализуема на ЭВМ. Однако метод не имеет четкой физической интерпретации и не обладает возможностью трактовки получаемых оценок  $q$  как субъективных вероятностей [12]. Это затрудняет использование хорошо разработанного в теории вероятностей и математической статистике понятийного и математического аппаратов для дальнейших операций с полученными результатами. Поэтому дополним метод нечеткой моделью [10].

Введем следующие нечеткие переменные:

«Возможная наработка на отказ» (основная) – для оценки возможности нахождения наработки на отказ в различных временных интервалах, т.е. плотности распределения вероятностей  $f_j(t)$ ;

Могут быть также введены вспомогательные нечеткие переменные для решения частных задач, таких как калибровка – уточнение параметров полученного с помощью первой нечеткой переменной распределения, оценка точности экспертного оценивания и др.;

«Предполагаемая средняя наработка на отказ» – для оценки средней наработки на отказ  $t_{cp}$ ;

«Наиболее вероятная наработка на отказ» – для оценки моды распределения.

Пусть рассматриваемая нечеткая переменная определена на дискретном множестве  $Z = \{z\}$  из  $n$  возможных состояний элемента. Нечеткое множество  $\tilde{Z}$  на множестве  $Z$  представляет собой совокупность пар  $\tilde{z} = \left\{ \frac{\mu_z(z)}{z} \right\}$ , где  $\mu_z(z)$  – функция принадлежности наработки на отказ элемента нечеткому множеству, смысл которого формализован выбранной нечеткой переменной. Функцию принадлежности составляют степени принадлежности (относительные веса  $q_z$ ) состояний  $z \in Z$  множеству  $\tilde{Z}$ . Их будем трактовать как субъективные вероятности нахождения наработки на отказ в состоянии  $z$ . Под субъективной вероятностью понимается оценка вероятности (относительного веса) нахождения наработки на отказ в некотором временном интервале, полученная в результате обработки мнений экспертов, а не математически по статистическим данным о частоте попадания отказов в этот временной интервал, как в случае объективной вероятности.

Большие значения  $\mu_z(z)$  соответствуют состояниям, в большей степени отвечающим смыслу выбранной нечеткой переменной (т.е. с большей вероятностью нахождения наработка на отказ элемента в этом состоянии, интервале).

Так как обычно  $n \geq 4$ , то для нахождения составляющих нормированного максимального собственного вектора рекомендуют приближенный способ [13]. Для этого вводят нормированный собственный вектор  $q^{(r)} = Bq^{(r-1)}$  матрицы парных сравнений, где  $r$  – номер шага алгоритма приближенных вычислений. Тогда в качестве относительных весов примем составляющие нормированного вектора на  $r$ -м шаге итераций, определяемые по формуле

$$\hat{q}^{(r)} = \frac{B\hat{q}^{(r-1)}}{\lambda^{(r)}},$$

где  $\lambda^{(r)}$  – сумма составляющих вектора  $B\hat{q}^{(r-1)}$ , или

$$\hat{q}^{(r)} = \frac{1}{\lambda^{(r)}} \sum_{j=1}^m b_{ij} \hat{q}^{(r-1)}; \quad \lambda^{(r)} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m b_{ij} \hat{q}^{(r-1)}$$

до достижения заданной точности  $\varepsilon$ . Требуемую точность вычислений составляющих собственного вектора

устанавливают заранее (принимая в дальнейших расчетах  $\varepsilon = 0,0001$ ), останавливая расчеты на шаге  $r$  при выполнении  $n$  условий  $|\hat{q}^{(r-1)} - \hat{q}^{(r)}| \leq \varepsilon \quad \forall i$ .

#### 4. Порядок экспертного оценивания и интерпретация его результатов

Экспертное оценивание избранным методом целесообразно начать с построения функции принадлежности возможной наработки на отказ элемента нечеткому множеству, смысл которого формализован первой нечеткой переменной. Для этого вначале следует указать предполагаемый в первом приближении диапазон возможной наработки на отказ элемента: тройку  $t_0, \Delta t, n$ . Путем опроса экспертов относительно того, насколько, по их мнению, состояние  $i$  более соответствует смыслу нечеткой переменной «Возможная наработка на отказ», чем состояние  $j$ , получают матрицу парных сравнений  $B$ . При заполнении матрицы  $B$  эксперт с помощью шкалы Т. Саати [11] (табл. 1) сравнивает все пары дискретных состояний по возможности отказа элемента в них. Таким образом, для выставления оценок  $b_{ij}$  эксперт фактически сравнивает между собой предполагаемые плотности вероятности нахождения наработки на отказ (частоты отказов) в различных временных интервалах.

В результате обработки матрицы  $B$  получим функцию принадлежности  $\mu_{\tilde{Z}}(z)$  наработки на отказ нечеткому множеству  $\tilde{Z}$ , смысл которого формализован нечеткой переменной «Возможная наработка на отказ». Функция принадлежности образуется степенями принадлежности, в качестве которых принимаем компоненты нормализованного максимального собственного вектора

матрицы  $B$ . Будем интерпретировать эту функцию как гистограмму  $\tilde{f}(z)$  наблюдаемой случайной величины наработки на отказ элемента, включающей погрешность ее экспертного оценивания. С помощью этой гистограммы можно определить вид и параметры наблюдаемого распределения наработки на отказ, в частности, дать приближенную оценку наблюдаемой средней наработки на отказ  $\tilde{m}'_{cp} = \sum_{z=1}^n z \cdot \tilde{f}(z)$  и наблюдаемой дисперсии наработки на отказ  $(s')^2 = \sum_{z=1}^n (z - \tilde{m}'_{cp})^2 \cdot \tilde{f}(z)$ .

Переходя по (1) к переменной  $t$  получим, соответственно

$$\tilde{t}'_{cp} = \sum_{z=1}^n t_z \cdot \tilde{f}(z) \tag{2}$$

и

$$(s'_t)^2 = \sum_{z=1}^{n_t} (t - \tilde{t}'_{cp})^2 \cdot \tilde{f}(z), \tag{3}$$

где  $t_z$  – значение наработки, соответствующей середине  $z$ -го временного интервала.

Пример 1. Эксперту предложено оценить распределение наработки на отказ элемента в семи временных интервалах длительностью по 2 года каждый, начиная с 6-го года его эксплуатации. Матрица парных сравнений  $B$  суждений эксперта относительно распределения возможной наработки на отказ элемента представлена на рис. 1а.

Необходимо определить вид и параметры формы предполагаемого распределения наработки на отказ.

Решение. В результате обработки матрицы  $B_1$  приближенным методом получаем компоненты нормиро-

Табл. 1. Модифицированная шкала парных сравнений Т. Саати

Степень предпочтения $b_{ij}$	Определение	Пояснение
1	Состояния равновозможны	Возможность нахождения (средней либо наиболее вероятной)* наработки на отказ элемента на обоих интервалах сравниваемой пары одинакова
2	Промежуточное значение	
3	Слабое превосходство	Опыт эксперта позволяет считать возможность нахождения (средней либо наиболее вероятной) наработки на отказ элемента в первом интервале пары несколько выше, чем во втором
4	Промежуточное значение	
5	Сильное превосходство	Эксперт считает, что возможность нахождения (средней либо наиболее вероятной) наработки на отказ элемента в первом интервале пары определено выше, чем во втором
6	Промежуточное значение	
7	Явное превосходство	Эксперт считает, что возможность нахождения (средней либо наиболее вероятной) наработки на отказ элемента в первом интервале пары явно выше, чем во втором, и имеющаяся статистика отказов анализируемых элементов в подобных условиях, а также расчеты на моделях это подтверждают
8	Промежуточное значение	
9	Абсолютное превосходство	У эксперта нет никаких сомнений относительно того, что возможность нахождения (средней либо наиболее вероятной) наработки на отказ элемента в первом интервале пары абсолютно выше, чем во втором

\* Здесь и далее в табл. 1 текст в скобках относится только ко второй либо к третьей нечеткой переменной.

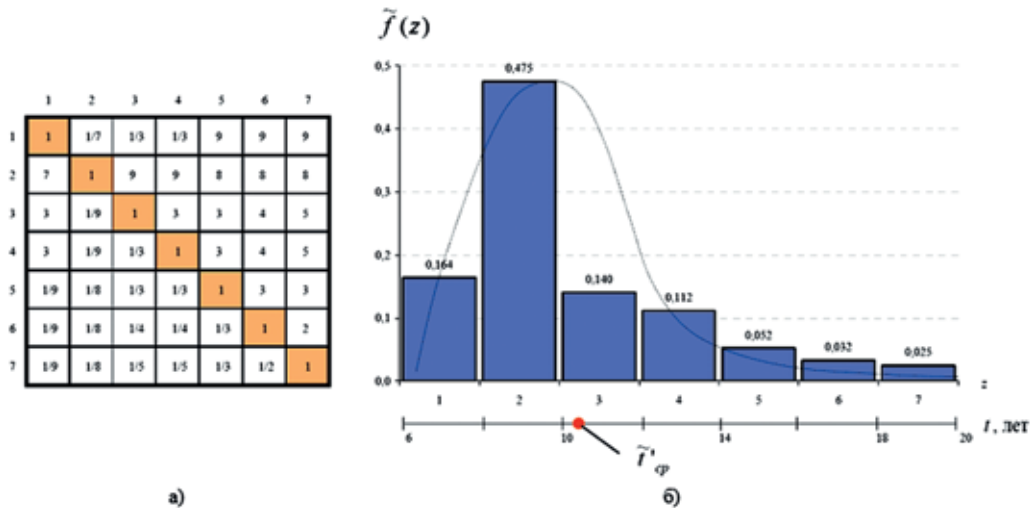


Рис. 1. Матрица парных сравнений возможной наработки элемента на отказ (а) и соответствующая ей гистограмма наблюдаемой наработки (б)

ванного собственного вектора  $q_z$ , имеющие смысл относительных весов (вероятностей) нахождения элемента в определенных интервалах  $z$  на оси времени  $t$ , т.е. гистограмму  $\tilde{f}(z)$  наработки элемента на отказ (рис. 1б).

Средняя наработка на отказ определится по формуле (2) и составит  $\tilde{t}'_{cp} = 7 \cdot 0,164 + 9 \cdot 0,475 + 11 \cdot 0,140 + 13 \cdot 0,112 + 15 \cdot 0,052 + 17 \cdot 0,032 + 19 \cdot 0,025 = 10,22$  года, а среднее квадратическое отклонение наработки на отказ с учетом (3) составит  $S'_z = 3,99$  года.

Вид априорного распределения наработки на отказ, соответствующего полученной экспертно гистограмме, можно определить различными методами: моментов, с помощью статистических критериев для проверки гипотезы о виде закона распределения и др. Однако применение известных критериев согласия (Пирсона, Колмогорова, Шапиро, Уилка, Бартлетта, Манна и др.) требует получения ответа на вопрос: какому числу данных статистических наблюдений эквивалентны

результаты экспертного оценивания наработки на отказ группой экспертов? Поэтому воспользуемся методом моментов. При выравнивании «статистических» рядов этим методом часто пользуются системой кривых Пирсона [14]. Значения координат полученного в виде гистограммы  $f_j(t)$  распределения на диаграмме (рис. 2) составляют  $\beta_1 = 1,641$  и  $\beta_2 = 4,250$ . Таким образом, полученное экспертно распределение наработки на отказ может быть выровнено распределением из семейства  $J$ -образных бета-распределений (рис. 2).

Рассмотрим теперь нечеткую переменную «Предполагаемая средняя наработка на отказ», указав экспертам с помощью информации о  $\tilde{t}'_{cp}$  и гистограмме  $\tilde{f}_r(t)$  диапазон ее возможных значений  $t_2, \Delta t_2, n_2$ . При повторном оценивании эксперты сравнивают пары возможных интервалов по возможности нахождения средней наработки на отказ в них. В результате обработки сформированной таким образом матрицы парных сравнений  $B_2$  получим гистограмму  $\tilde{f}_2(z)$  дискретной случайной величины  $Z_2$  средней наработки на отказ (рис. 3б). С помощью этой гистограммы можно уточнить оценку средней наработки на отказ:

$$\tilde{t}_{cp} = \sum_{z=1}^{n_2} t_z \cdot \tilde{f}_2(z) \quad (4)$$

и получить дисперсию ее оценки

$$s_{cp}^2 = \sum_{z=1}^{n_2} (t_z - \tilde{t}_{cp})^2 \cdot \tilde{f}_2(z) \quad (5)$$

Пример 2. Основываясь на данных примера 1, для оценки средней наработки на отказ выберем  $n_2 = 5$  временных интервалов, начиная с 9-го года эксплуатации элемента, продолжительностью в полгода каждый. В результате экспертного оценивания получена матрица парных сравнений  $B_2$  возможности нахождения средней наработки на отказ в указанных временных интервалах (рис. 3а).

Необходимо определить среднюю наработку на отказ элемента и точность ее оценивания экспертом.

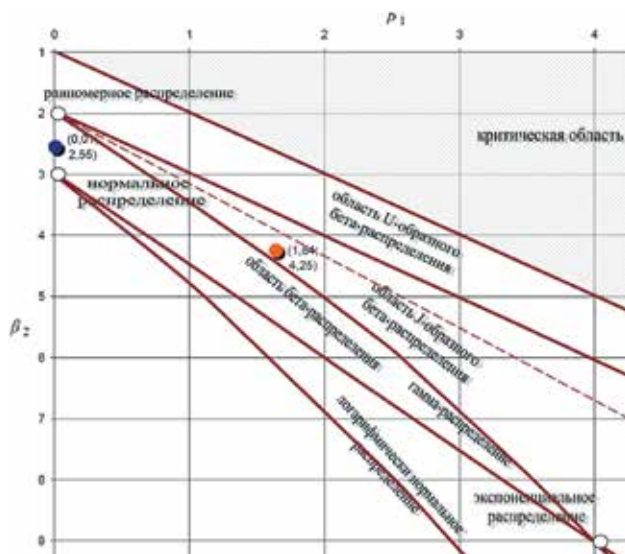


Рис. 2. Место полученного распределения на диаграмме распределений семейства кривых Пирсона

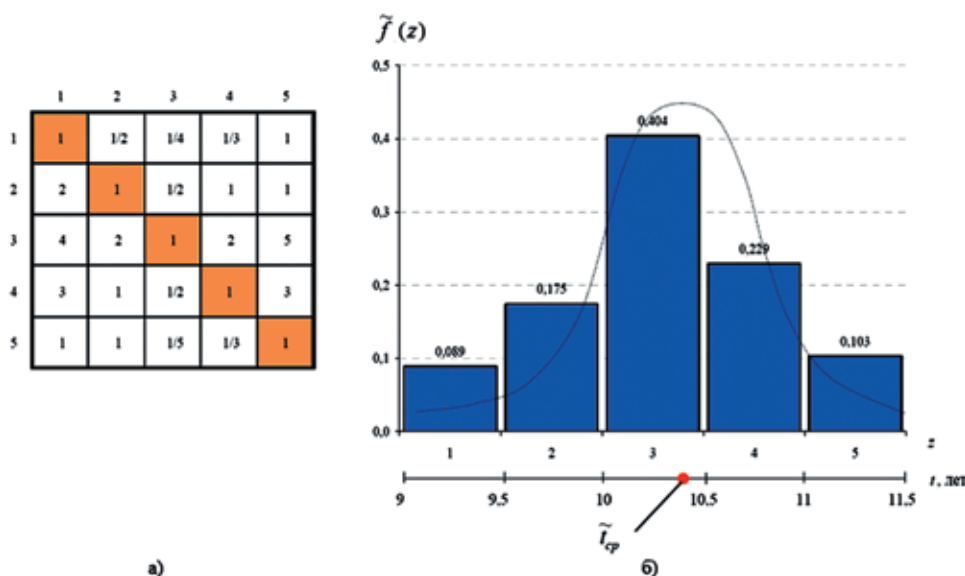


Рис. 3. Матрица парных сравнений (а) и гистограмма оценки средней наработки на отказ (б), полученные в результате экспертного оценивания

Решение. Получим с помощью приближенного метода гистограмму оценки средней наработки элемента на отказ (рис. 3б). В качестве средней наработки на отказ элемента примем оценку математического ожидания  $m_{cp} = M[Z_2]$  дискретной случайной величины  $Z_2$ . Переходя к переменной  $t$ , получим уточненную оценку средней наработки на отказ

$$\tilde{t}_{cp} = \sum_{z=1}^{n_2} t_z \cdot \tilde{f}_2(z) = 9,25 \cdot 0,089 + 9,75 \cdot 0,175 + 10,25 \cdot 0,404 + 10,75 \cdot 0,229 + 11,25 \cdot 0,103 = 10,29 \text{ лет.}$$

Среднее квадратическое отклонение этой оценки с учетом (5) составит 0,15 лет.

Определенные по гистограмме  $f_2(t)$  значения координат для системы кривых Пирсона составляют  $\beta_1 = 0,010$  и  $\beta_2 = 2,553$  (см. рис. 2). Их положение на диаграмме показывает, что полученное экспертно распределение оценки средней наработки на отказ, как и следовало ожидать, близко к нормальному.

## 5. К вопросу о «точности» экспертного оценивания

Таким образом, в результате экспертного оценивания с использованием первой нечеткой переменной, когда эксперты сравнивают выделенные временные интервалы по возможности отказа элемента в них, получена гистограмма наработки на отказ элемента  $\tilde{f}_T(t)$ , а с ее помощью – информация о дисперсии наработки на отказ элемента. Однако на результаты экспертного оценивания наработки на отказ наложены погрешности измерения. «Измерительным прибором» при экспертной оценке является эксперт (по определению – высококвалифицированный специалист). Поэтому гистограмма  $\tilde{f}_T(t)$  описывает полученную с помощью экспертного оце-

нивания наблюдаемую наработку  $T'$  на отказ элемента. Будем полагать, что определенный экспертно разброс наработки относительно среднего значения включает две аддитивные составляющие:

$$\Delta' = \Delta + \Delta^3, \quad (6)$$

где  $\Delta$  – фактический разброс наработки на отказ, который и следует учитывать при определении показателей надежности элемента;  $\Delta^3$  – погрешность экспертного оценивания.

Вопросы точности экспертных методов обсуждаются в [15]. Однако для оценки точности используются, как правило, косвенные показатели, не опирающиеся на применяемые в теории точности характеристики. Очевидно, что точность экспертной оценки наработки на отказ элемента зависит от качества экспертов – их компетентности, объективности и информированности. Можно дать априорную и апостериорную оценки качества эксперта [16] с помощью обычно двух взаимосвязанных показателей:

– «веса» эксперта, нормированного по отношению к другим экспертам по некоторому правилу («вес» эксперта зависит от его образования, ученой степени, знания физики отказов элемента, опыта практической работы по определению показателей надежности) и устанавливается решением «абсолютно компетентного» лица – априорная оценка;

– точности даваемых экспертом оценок – апостериорная оценка.

Для анализа точности экспертного оценивания при рассмотрении эксперта в качестве измерительного прибора вполне подходят общепринятые метрологические характеристики, наиболее универсальной из которых является среднее квадратическое отклонение  $\sigma^3$  результата «измерения» относительно истинного (или среднего – при отсутствии систематических погрешностей) значения. Точность оценок, выражаемую величиной  $\sigma^3$ , можно определить следующими способами:

– по отклонениям экспертных оценок от истинного значения. Реализуется тестированием экспертов на задачах с заранее известным либо определенным инструментально (статистически) после экспертной оценки результатом. Достоинство способа – исключение систематических погрешностей, а недостаток – значительные затраты;

– через характеристики разброса («кучность») получаемых экспертных оценок относительно истинного (среднего) значения. Данный способ применим и в ситуациях, когда истинное состояние оцениваемого объекта неизвестно, однако он не учитывает возможных систематических погрешностей.

Недостаток обоих способов – в необходимости некоторой выборки для нахождения дисперсии.

Примем в качестве характеристики точности экспертного оценивания наработку на отказ по второму способу среднее квадратическое отклонение в определении некоторого фиксированного состояния [17]. В качестве такого состояния в решаемой задаче будем рассматривать среднюю наработку на отказ. Достоинством способа является то, что ее получают при определении состояния одного, рассматриваемого, элемента. Чем противоречивее и непоследовательнее суждения эксперта о возможном состоянии элемента, тем  $\sigma^3$  выше. Так как значение дисперсии зависит от качества эксперта, то оно, следовательно, может выступать в качестве меры этого качества.

В условиях рассмотренного примера  $\sigma^3 = s_{cp} = 0,15$  года.

Если погрешность экспертного оценивания известна, то ее в ряде случаев можно учесть. При условии выполнения допущения (5)

$$\Delta = \Delta' - \Delta^3.$$

Учет погрешности, вносимой экспертом, возможен путем корректировки параметров формы распределения, связанных часто функционально с величиной  $\sigma$ . В табл. 2 приведены некоторые распределения наработки на отказ с указанием соотношений для исключения погрешности измерений.

## 6. О методе решения задачи коллективного выбора

Традиционно большинство задач, решаемых в различных видах деятельности, имеют тенденцию к учету все большего количества взаимодействующих факторов. В связи с возрастающей сложностью задач принятие решений становится нетривиальным процессом, а неверное решение влечет значительные последствия. Возрастает роль и ответственность лица, принимающего решения (ЛПР), а также роль лиц, формирующих решение, которые предлагают ЛПР ранжированные относительно некоторого критерия альтернативные варианты решения рассматриваемой им задачи. Кроме того, лимитирующим фактором выбора наилучшего решения для ЛПР

Табл. 2. Соотношения для исключения погрешности экспертного оценивания для некоторых законов распределения наработки на отказ

Закон распределения	Вид F(t)	Соотношение для корректировки параметра формы
Равномерный	$\frac{t-t_a}{t_b-t_a}$	$t_a = t_{cp} - \sqrt{3[(\sigma')^2 - (\sigma^3)^2]}$ $t_b = t_{cp} + \sqrt{3[(\sigma')^2 - (\sigma^3)^2]}$
Унимодальные		
Нормальный	$\Phi\left\{\frac{t-m}{\sigma}\right\}$	$\sigma = \sqrt{(\sigma')^2 - (\sigma^3)^2}$
Унимодальные с положительной асимметрией		
$\alpha$ -распределение	$\Phi\left\{\alpha_0\left(1-\frac{1}{at}\right)\right\}$	$\alpha_0 = m / \sqrt{(\sigma')^2 - (\sigma^3)^2}$
Вейбулла ( $b \geq 1$ )	$1 - \exp\left\{-\left(\frac{t-c}{a}\right)^b\right\}$	$b = \left[\frac{1}{m} \sqrt{[(\sigma')^2 - (\sigma^3)^2]}\right]$
Логарифмически нормальный	$\Phi\left\{\frac{y-m_y}{\sigma_y}\right\}$	$\sigma_y = \sqrt{[(\sigma'_y)^2 - (\sigma_y^3)^2]}$

Примечание. В табл. 2 приняты следующие обозначения:  $\Phi(\cdot)$  – функция Лапласа,  $m = M[T]$  – математическое ожидание,  $a$ ,  $b$  и  $c$  – параметры масштаба форма и сдвига соответственно распределения Вейбулла,  $v$  – коэффициент вариации,  $\alpha_0 = 1/v$ ,  $t_a$ ,  $t_b$  – параметры равномерного распределения,  $y = \log t$ ,  $m_y = M[\log T]$ ,  $\sigma_y = D[\log T]^{1/2}$ ,  $\sigma'_y = D[\log T']^{1/2}$ ,  $\sigma_y^3 = D[\log \Delta^3]^{1/2}$ , где  $\log(\cdot)$  – функция натурального логарифма.

**Табл. 3. Экспертные оценки сравниваемых интервалов с точки зрения наработки на отказ**

Интервал	1	2	3	4
Э1	0,13	0,53	0,27	0,07
Э2	0,53	0,13	0,13	0,07
Э3	0,07	0,27	0,53	0,13
Э4	0,13	0,27	0,53	0,07
Э5	0,27	0,53	0,13	0,07
Э6	0,27	0,13	0,07	0,07
Э7	0,07	0,53	0,13	0,07
Среднее	0,210	0,341	0,256	0,079
Рейтинг	3	1	2	4

выступает время, а значит появляется необходимость автоматизации процедуры отбора наилучшего из имеющихся вариантов решений. Также одним из препят-

ствий для достижения этой цели является естественный ограничитель – особенность человеческой системы переработки информации, а именно, ограниченный объем кратковременной памяти, не позволяющий одновременно помнить и обрабатывать значительное число параметров решаемой задачи.

Как правило, при наличии большого числа экспертов их оценки усредняются по некоторому алгоритму, в котором учитываются вклад критериев, применяемых экспертами к сравниваемым альтернативам, но это приводит к нарушению основных аксиом «правильного» выбора, предложенного Вильфредо Парето и Чарльзом Плоттом.

Остановимся на задаче определения задания априорного распределения наработки на отказ в случае, когда имеются несколько независимых экспертных мнений относительно возможности нахождения (средней либо

**Табл. 4**

1	→	2	1	→	3	1	→	4
0,13	<	0,53	0,13	<	0,27	0,13	<	0,07
0,53		0,13	0,53		0,13	0,53	<	0,07
0,07	<	0,27	0,07	<	0,53	0,07	<	0,13
0,13	<	0,27	0,13	<	0,53	0,13	<	0,07
0,27	<	0,53	0,27	<	0,13	0,27	<	0,07
0,27	<	0,13	0,27	<	0,07	0,27	<	0,07
0,07	<	0,53	0,07	<	0,13	0,07	<	0,07
		<b>5</b>			<b>4</b>			<b>1</b>
2	→	1	2	→	3	2	→	4
0,53		0,13	0,53		0,27	0,53		0,07
0,13	<	0,53	0,13	<	0,13	0,13	<	0,07
0,27		0,07	0,27	<	0,53	0,27	<	0,13
0,27		0,13	0,27	<	0,53	0,27	<	0,07
0,53		0,27	0,53		0,13	0,53	<	0,07
0,13	<	0,27	0,13	<	0,07	0,13	<	0,07
0,53		0,07	0,53		0,13	0,53		0,07
		<b>2</b>			<b>2</b>			<b>0</b>
3	→	1	3	→	2	3	→	4
0,27		0,13	0,27	<	0,53	0,27		0,07
0,13	<	0,53	0,13	<	0,13	0,13	<	0,07
0,53		0,07	0,53	<	0,27	0,53	<	0,13
0,53		0,13	0,53	<	0,27	0,53	<	0,07
0,13	<	0,27	0,13	<	0,53	0,13	<	0,07
0,07	<	0,27	0,07	<	0,13	0,07	<	0,07
0,13		0,07	0,13	<	0,53	0,13		0,07
		<b>3</b>			<b>4</b>			<b>1</b>
4	→	1	4	→	2	4	→	3
0,07	<	0,13	0,07	<	0,53	0,07	<	0,27
0,07	<	0,53	0,07	<	0,13	0,07	<	0,13
0,13	<	0,07	0,13	<	0,27	0,13	<	0,53
0,07	<	0,13	0,07	<	0,27	0,07	<	0,53
0,07	<	0,27	0,07	<	0,53	0,07	<	0,13
0,07	<	0,27	0,07	<	0,13	0,07	<	0,07
0,07	<	0,07	0,07	<	0,53	0,07	<	0,13
		<b>5</b>			<b>7</b>			<b>6</b>

Табл. 5

1	1	2	3	4	7	2	1	3	4	13	3	1	2	4	19	4	1	2	3
2	1	2	4	3	8	2	1	4	3	14	3	1	4	2	20	4	1	3	2
3	1	3	2	4	9	2	3	1	4	15	3	2	1	4	21	4	2	1	3
4	1	3	4	2	10	2	3	4	1	16	3	2	4	1	22	4	2	3	1
5	1	4	2	3	11	2	4	1	3	17	3	4	1	2	23	4	3	1	2
6	1	4	3	2	12	2	4	3	1	18	3	4	2	1	24	4	3	2	1

наиболее вероятной) наработки на отказ элемента на сравниваемых интервалах.

Проблема коллективного выбора – это проблема сведения нескольких индивидуальных мнений экспертов о порядке предпочтения сравниваемых объектов (интервалов в рассматриваемом случае) в единое «групповое» предпочтение. Сложность коллективного выбора заключается в необходимости обработки рейтингов сравниваемых альтернатив, заданных разными экспертами в частных собственных шкалах. В [18] представлен оригинальный авторский алгоритм обработки экспертных предпочтений в задаче коллективного выбора, основанный на понятии суммарной «ошибки» экспертов и измерения их вклада в коллективную меру их согласованности.

Обычно веса усредняют и работают с обобщенной матрицей, что приводит, как правило, к нарушению основных аксиом «правильного» выбора (универсальность, полнота, монотонность, отсутствие диктатора, независимость), предложенных В. Парето [19, 20], Р. Кохом [21], Ч. Плоттом [22] и другими. Отказ от той или иной процедуры усреднения затрудняет задачу выбора и приводит, например, к необходимости решать проблему «слияния многомерных шкал» [23].

В работе [24] утверждается, что экспертам для получения согласованных решений необходимо достичь консенсуса, по крайней мере, с точностью до определения частных рейтингов в полном порядке следования объектов, и затем искать согласие в весовых коэффициентах между оказавшимися соседними ближайшими объектами, задающими, собственно, единую шкалу.

Для примера рассмотрим 4 сравниваемых интервала наработки на отказ. Пусть в экспертизе принимают участие 7 экспертов. Каждый из экспертов имеет собственное представление о предпочтительности сравниваемых интервалов с точки зрения большей вероятности отказа в них рассматриваемого элемента (табл. 3).

Описанный в [18] метод позволяет сжать частные рейтинговые оценки таким образом, чтобы суммарная несогласованность экспертных оценок была бы минимальной (исходя из равноправия всех участников экспертизы).

У первого по порядку следования интервала оценки должны быть больше, чем у всех следующих (правило). Такое же правило касается и всех следующих за первым. Парно сравниваем предшествующий с последующим. Если нарушается правило – фикси-

руем ошибку. Если количество ошибок больше  $N/2$  (в рассматриваемом примере  $N/2 = 3,5$  (округляем до 4) – условие отсека) – исключаем данную пару из рассмотрения.

Из табл. 4 видно, что «условию отсека» удовлетворяют 6 пар столбцов:  $1 \rightarrow 2$ ,  $1 \rightarrow 3$ ,  $3 \rightarrow 2$ ,  $4 \rightarrow 1$ ,  $4 \rightarrow 2$ ,  $4 \rightarrow 3$ . Число полных перестановок<sup>1</sup> для 4 объектов сравнения равно  $4! = 24$ , из которых для рассматриваемого случая будут отброшены 23 (табл. 5). Оптимальное решение соответствует 9-й строке в лексикографическом порядке, т.е.  $g^* = 2, 3, 1, 4$ .

Оптимальное сочетание рейтингов согласно [18] получается путем обратной перестановки, полученной в результате применения «условия отсека», т.е.  $p^* = (g^*)^{-1} = 3, 1, 2, 4$ , что совпадает с порядком интервалов, полученных методом усреднения экспертных оценок. Оговоримся, что такая ситуация возникает «не автоматически» и в общем случае оптимумов может быть несколько.

## Заключение

Развитие предложенного подхода, на взгляд автора, позволит повысить степень обоснованности задания априорного распределения наработки на отказ в интересах обеспечения приемлемой точности определения показателей надежности уникальных высокоответственных элементов.

## Библиографический список

1. Шубинский И.Б., Шебе Х., Розенберг Е.Н. К оценке безопасности системы автоведения поездов // Надежность. 2021. №4. С 31-37. DOI: 10.21683/1729-2646-2021-21-4-31-37
2. Kuzmanic I., Vujovic I. Reliability and Availability of Quality Control Based on Wavelet Computer Vision. Springer International Publishing: Imprint: Springer, 2015. VII, 68 p.
3. Bochkov A., Radaev N. Determining a Priori Distribution of Error-Free Running Time for High-Reliability Components by Delphi Method // Reliability: Theory & Applications. 2009. Vol 4(1). Pp. 47-56. URL: <http://www.gnedenko.net/RTA/index.php/rta/article/view/163>

<sup>1</sup> В случае  $N > 6$  создать полный «лексикографический справочник» затруднительно и следует применять альтернативный алгоритм, описанный в [18].

4. Острейковский В.А., Сальников Н.Л. Вероятностное прогнозирование работоспособности элементов ЯЭУ. М.: Энергоатомиздат, 1990. 415 с.

5. Радаев Н.Н. Методы оценки соответствия технических систем предъявленным требованиям при малом объеме испытаний. М.: МО РФ, 1997. 390 с.

6. Митрофанов А.В. Методы управления состоянием технологического оборудования по критериям вероятности и риска отказа. М.: Недра-Бизнесцентр, 2007. 380 с.

7. Надежность и эффективность в технике: Справочник в 10 т. / Т. 4: Методы подбора в надежности / Под общ. ред. В.А. Мельникова, Н.А. Северцева. М.: Машиностроение, 1987. 280 с.

8. Савчук В.П. Байесовские методы статистического оценивания. Надежность технических объектов. М.: Наука, 1989. 328 с.

9. Болотин В.В. Прогнозирование ресурса машин и конструкций. М.: Машиностроение, 1984. 312 с.

10. Вишняков Я.Д., Радаев Н.Н. Общая теория рисков. М.: Академия, 2007. 368 с.

11. Радаев Н.Н. Точность экспертного оценивания состояния объекта методом попарных сравнений с количественной оценкой предпочтений // Измерит. техника. 2007. № 9. С. 6–11.

12. Саати Т.Л. Принятие решений при зависимых и обратных связях. Аналитические сети: [пер. с англ.] / Науч. ред. А.В. Андрейчиков, О.Н. Андрейчикова. М.: Издательство ЛКИ, 2008. 360 с.

13. Кокс Д., Хинкли Д. Теоретическая статистика: [пер. с англ.] М.: Мир, 1978.

14. Мелихов А.Н., Берштейн Л.С., Коровин С.Я. Ситуационные советующие системы с нечеткой логикой. М.: Наука, 1990. 272 с.

15. Митропольский А.К. Техника статистических распределений. М.: Наука, 1971. 576 с.

16. Литвак Б.Г. Экспертные технологии в управлении. М.: Дело, 2004. 400 с.

17. Радаев Н.Н., Зюлина А.С. Экспертные технологии управления: повышение объективности // Материалы VIII МНПК «Качество дистанционного образования. Концепции, проблемы, решения». М.: 2006. С. 252–258.

18. Bochkov A., Zhigirev N., Kuzminova A. Inversion Method of Consistency Measure Estimation Expert Opinions // *Reliability: Theory & Applications*. 2022. Vol. 17(3). Pp. 242-252. URL: <http://www.gnedenko.net/RTA/index.php/rta/article/view/945>. DOI: 10.24412/1932-2321-2022-369-242-252

19. Ногин В.Д. Множество и принцип Парето. 2-е изд., исправл. и доп. СПб: Издательско-полиграфическая ассоциация высших учебных заведений, 2022. 111 с.

20. Парето В. Учебник политической экономии. РИОР, 2018. 592 с.

21. Кох Р. Принцип 80/20. Эксмо, 2012. 443 с.

22. Miller R.M., Plott C.R., Smith V.L. Intertemporal Competitive Equilibrium: An Empirical Study of Speculation // *Quarterly Journal of Economics*. 1977. Vol. 91. Issue 4. Pp. 599-624. DOI: 10.2307/1885884

23. Some methodical aspects of critical infrastructure protection / A.V. Bochkov, V.V. Lesnykh, N.N. Zhigirev, Yu.N. Lavrukhin // *Safety Science*. 2015. Vol. 79. Pp. 229-242. DOI: 10.1016/j.ssci.2015.06.008

24. Introducing a Novel Method for Smart Expansive Systems' Operation Risk Synthesis / N. Zhigirev, A. Bochkov, N. Kuzmina, A. Ridley. // *Mathematics*, MDPI. 2022. Vol. 10(3). P. 427. DOI: 10.3390/math10030427

## References

[1]. Shubinsky I.B., Shābe H., Rozenberg E.N. On the safety assessment of an automatic train operation system. *Dependability* 2021;4:31-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-4-31-37>.

[2]. Kuzmanić I., Vujović I. Reliability and Availability of Quality Control Based on Wavelet Computer Vision. *Springer Briefs in Electrical and Computer Engineering* 2014. Springer; 2015th edition. ISBN-13: 978-3319133164.

[3]. Bochkov A., Radaev N. Determining a Priori Distribution of Error-Free Running Time for High-Reliability Components by Delphi Method. *Reliability: Theory & Applications* 2009;1(12):47-56. Available at: <http://www.gnedenko.net/RTA/index.php/rta/article/view/163>.

[4]. Ostreikovskiy V.A., Salnikov N.L. [Probabilistic prediction of the operability of NPU components]. Moscow: Energoatomizdat; 1990. (in Russ.)

[5]. Radaev N.N. [Methods for evaluating technical systems for compliance with the requirements in cases of small scope of testing]. Moscow: RF MoD; 1997. (in Russ.)

[6]. Mitrofanov A.V. [Methods for controlling the state of process equipment based on the criteria of the probability and risk of failure]. Moscow: Nedra-Biznestsentr; 2007. (in Russ.)

[7]. Melnikov V.A., Severtsev N.A., editors. [Dependability and efficiency in technology: a reference book in 10 volumes. Vol. 4: Similarity methods in dependability]. Moscow: Mashinostroyeniye; 1987. (in Russ.)

[8]. Savchuk V.P. [Bayesian methods of statistical evaluation: Dependability of technical facilities]. Moscow: Nauka; 1989. (in Russ.)

[9]. Bolotin V.V. [Lifetime forecasting of machines and structures]. Moscow: Mashinostroyeniye; 1984. (in Russ.)

[10]. Vishniakov Ya.D., Radaev N.N. [General risk theory]. Moscow: Academia; 2007. (in Russ.)

[11]. Radaev N.N. [The accuracy of expert estimation of a facility's state using the method of pairwise comparison with quantitative estimation of preferences]. *Measurement Techniques* 2007;9:6-11. (in Russ.)

[12]. Saaty T.L. Decision Making with Dependence and Feedback: The Analytic Network Process. Moscow: Izdatelstvo LKI; 2008.

[13]. Cox D., Hinkley D. Theoretical statistics. Moscow: Mir; 1978.

[14]. Melikhov A.N., Bershtein L.S., Korovin S.Ya. [Fuzzy logic-based situational advisory systems]. Moscow: Nauka; 1990. (in Russ.)



- [15]. Mitropolsky A.K. The statistical partition technique. Moscow: Nauka; 1971. (in Russ.)
- [16]. Litvak B.G. [Expert processes in management]. Moscow: Delo; 2004. (in Russ.)
- [17]. Radaev N.N., Ziulina A.S. [Expert management processes: improving the objectivity]. In: [Proceedings of the VIII International Research and Practice Conference Quality of Remote Education. Concepts, Problems, Solutions]. Moscow; 2006. P. 252-258. (in Russ.)
- [18]. Bochkov A., Zhigirev N., Kuzminova A. Inversion Method of Consistency Measure Estimation Expert Opinions. *Reliability: Theory & Applications* 2022;17(3):242-252. Available at: <http://www.gnedenko.net/RTA/index.php/rta/article/view/945>. DOI: <https://doi.org/10.24412/1932-2321-2022-369-242-252>
- [19]. Nogin V.D. [The manifold and the Pareto principle. 2-dn edition, revised and extended]. Saint Petersburg: Izdatelsko-poligraficheskaya assotsiatsiya vysshikh uchebnykh zavedeniy; 2022. (in Russ.)
- [20]. Pareto V. Manual of Political Economy. RIOR; 2018.
- [21]. Koch R. The 80/20 principle. Eksmo; 2012.
- [22]. Miller R.M., Plott C.R., Smith V.L. Intertemporal Competitive Equilibrium: An Empirical Study of Speculation. *Economics. Quarterly Journal of Economics* 1977;91(4):599-624. Available at: <https://doi.org/10.2307/1885884>.
- [23]. Bochkov A.V., Lesnykh V.V., Zhigirev N.N., Lavrukhin Yu.N. Some methodical aspects of critical infrastructure protection. *Safety Science* 2015;79:229-242. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.ssci.2015.06.008>.

- [24]. Zhigirev N., Bochkov A., Kuzmina N., Ridley A. Introducing a Novel Method for Smart Expansive Systems' Operation Risk Synthesis. *Mathematics* 2022;10:427. Available at: <https://doi.org/10.3390/math10030427>

## Сведения об авторе

**Бочков Александр Владимирович** – доктор технических наук, Ученый секретарь НТС АО «НИИАС», ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, Москва, 109029, e-mail: [a.bochkov@gmail.com](mailto:a.bochkov@gmail.com)

## About the author

**Alexander V. Bochkov**, Doctor of Engineering, Scientific Secretary of Scientific and Technical Council, JSC NIIAS, 27, bldg 1 Nizhegorodskaya str., Moscow, 109029, Russian Federation, e-mail: [a.bochkov@gmail.com](mailto:a.bochkov@gmail.com)

## Вклад автора в статью

**Бочков А.В.** Развил метод повышения степени обоснованности задания априорного распределения наработки на отказ в интересах обеспечения приемлемой точности определения показателей надежности уникальных высокоответственных элементов для произвольного количества предположительно равноправных экспертов.

## Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

# Морально-нравственные ценности будущего военного летчика как надежность прогноза профессионального психологического отбора

## Moral values of a future military pilot as the reliability of predicted professional psychological selection

Ветвицкая С.М.<sup>1\*</sup>, Мальчинский Ф.В.<sup>1</sup>  
Vetvitskaya S.M.<sup>1\*</sup>, Malchinsky F.V.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков им. Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Российская Федерация

<sup>1</sup>Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Higher Aviation School of Pilots, Krasnodar, Russian Federation

\*vetvickaya.svetlana@mail.ru



Ветвицкая С.М.



Мальчинский Ф.В.

**Резюме. Цель.** Обозначить одну из проблем профессионального психологического отбора (ППО) претендентов на обучение в высшее военное летное училище, показать значимость морально-нравственных ценностей в профессиональном становлении военного летчика и влияние их наличия или отсутствия на качество прогноза в ППО. В настоящее время прогресс и постоянная модернизация авиационного комплекса ВВС РФ предъявляет все более высокие требования к уровню профессионализма современного военного летчика. В связи с этим возрастает необходимость в увеличении количества диагностируемых при проведении ППО показателей, используемых в дальнейшем для прогнозирования успешности военного летного обучения и профессиональной деятельности в целом. Это связано, прежде всего, с тем, что в последнее время все больше и больше внимания уделяется роли личности и ее интегративной функции. Однако в настоящее время существующая система ППО летного состава не обеспечивает всестороннюю диагностику личности кандидата. **Методы.** На основе теоретического анализа работ ученых и практиков в авиационной психологии и различных подходов по изучению профессиональной пригодности летного состава было установлено, что центральным звеном в диагностике профессиональной пригодности выступает личность с ее интегративной функцией и всей совокупностью профессионально важных качеств. Анализ авиационной психологической литературы показывает, что личностные качества определяют мотивацию, целенаправленность и устойчивый интерес к летной работе, а также социальный тип поведения и приспособления человека к специфическим условиям летной деятельности и военной службе. **Результаты.** Профессионализм пилота начинается с формирования личности. В наши дни потеря духовных ориентиров привела к резкому упрощению нравственных ценностей и патриотического духа, в большей степени молодежь ориентирована на потребительство. При отборе кандидатов в военную авиацию используется многообразная батарея методик диагностики, с помощью которой оцениваются наиболее важные качества психики и личности. Однако опыт применения личностных опросников показывает, что они не всегда представляют полную картину мотивации, направленности личности, самосознания, базовых ценностей абитуриента. Минимизировано использование проективных и аппаратных методик, существующая автоматизированная система профессионального психологического отбора (АСПО) в недостаточной мере оснащена методиками, диагностирующими личностные качества, здесь акцент сделан на диагностике познавательных процессов. Сложившаяся вековая история ППО показывает нарушение принципа интегративности личности, выразившееся в перевесе в сторону психофизиологии. В итоге в настоящее время существующая система ППО летного состава не обеспечивает всестороннюю диагностику личности кандидата. **Выводы.** В заключении отмечается, что центральным звеном в диагностике профессиональной пригодности выступает личность со всей ее совокупностью профессионально важных качеств и морально-нравственными ценностями. Увеличение диагностируемых показателей в личностном блоке профессионально важных качеств обеспечит всестороннюю диагностику кандидата, а за счет сочетания опросных и проективных методик, позволит повысить надежность прогноза ППО при условии целостного, на принципах интегративного подхода к личности абитуриента как интегральной индивидуальности.

**Abstract. Aim.** To identify one of the problems of professional psychological selection of applicants for training in a higher military flight school, to show the importance of moral values in the professional development of a military pilot and the impact of their presence or absence on the quality of the prediction as part of professional psychological selection. At present, the

progress and constant modernisation of the Russian Air Force aircraft fleet places ever higher demands on the level of professionalism of a modern military pilot. In this context, there is a growing need for greater numbers of indicators diagnosed during professional psychological selection (PPS) that are later used to predict the success of military flight training and professional activity in general. That is primarily due to the fact that recently more and more attention has been paid to the role of the personality and its integrative function. However, at present, the existing flight crew PPS system does not provide a comprehensive diagnosis of a candidate's personality. **Methods.** Based on a theoretical analysis of the work conducted by researchers and practitioners of aviation psychology and various approaches to the study of the professional fitness of flight personnel, it was identified that the key element in the diagnosis of professional fitness is the personality with its integrative function and the whole set of professionally important qualities. The analysis of literature in aviation psychology shows that personal qualities determine motivation, focus and sustained interest in flight work, as well as the social type of behaviour and a person's adaptation to specific conditions of flight activity and military service. **Results.** A pilot's professionalism begins with shaping the personality. Nowadays, the loss of spiritual guidelines has led to a dramatic simplification of moral values and patriotic spirit, and young people are more focused on consumerism. Selecting candidates for military aviation involves the use of a diverse set of diagnostic techniques that helps evaluate the most important psychological and personal qualities. However, the experience of application of personal questionnaires shows that they do not always represent a complete picture of an applicant's motivation, personality orientation, self-awareness and basic values. The use of projective and hardware-based methods is minimised, the existing automated system for professional psychological selection (ASPPS) is insufficiently equipped with methods that diagnose personal qualities, the emphasis being placed on diagnosing cognitive processes. The century-old history of PPS shows a violation of the principle of personal integrity, which is expressed in the bias towards psychophysiology. As a result, at present, the existing flight crew PPS does not provide a comprehensive diagnosis of a candidate's personality. **Conclusions.** In conclusion, it is noted that the key element in the diagnosis of professional aptitude is the personality with all its PIQ and moral values. Growing numbers of diagnosed indicators in the personal block of the PIQ will enable a comprehensive diagnosis of a candidate, and thanks to a combination of survey and projective methods, it will help increase the reliability of the PPS prediction, provided that an applicant's personality is treated holistically, based on the principles of an integrative approach to the person as an integral personality.

**Ключевые слова:** профессиональный психологический отбор, профессиональная пригодность, морально-нравственные ценности, личность, курсант, военный летчик, надежность.  
**Keywords:** professional psychological selection, professional aptitude, moral values, personality, cadet, military pilot, dependability.

**Для цитирования:** Ветвицкая С.М., Мальчинский Ф.В. Морально-нравственные ценности будущего военного летчика как надежность прогноза профессионального психологического отбора // Надежность. 2023. №1. С. 24-29. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-24-29>

**For citation:** Vetvitskaya S. M., Malchinsky F. V. Moral values of a future military pilot as the reliability of predicted professional psychological selection. *Dependability* 2023;1:24-29. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-24-29>

**Поступила** 02.11.2022/ **После доработки** 27.12.2022 / **К печати** 14.03.2023

**Received on:** 02.11.2022/ **Revised on:** 27.12.2022 / **For printing:** 14.03.2023

## Введение

В настоящее время прогресс и постоянная модернизация авиационного комплекса ВВС РФ предъявляет все более высокие требования к уровню профессионализма современного военного летчика. В связи с этим возрастает необходимость в увеличении количества диагностируемых при проведении профессионального психологического отбора (ППО) показателей, используемых в дальнейшем для прогнозирования успешности военного летного обучения и профессиональной деятельности в целом. Это связано, прежде всего, с тем,

что в последнее время все больше и больше внимания уделяется роли личности и ее интегративной функции.

## Методы и материал

Анализ авиационной психологической литературы показывает, что личностные качества определяют мотивацию, целенаправленность и устойчивый интерес к летной работе, а также социальный тип поведения и приспособления человека к специфическим условиям летной деятельности и военной службе. Исходя именно из индивидуально-психологических особенностей лич-

ности, ее самодостаточности, культуры, воспитания, образа своего «Я» субъектом своеобразно интерпретируются, понимаются и оцениваются любые наставления, инструкции и учебные программы в системе профессиональной деятельности. А его морально-нравственная нормативность проявляется в уровне его адаптивности.

Одним из основоположников становления и развития авиационной психологии является К.К. Платонов. И именно его концепция изучения личности с позиции деятельностного подхода лежит в основе современной теории профессионального психологического обеспечения летной деятельности. Особое внимание в своих трудах Платонов К.К. уделяет тому, как проявляет себя личность в поведении, в действиях, поступках и деятельности в целом. В итоге Платонов К.К. обосновывает вывод методологическим утверждением о единстве личности, сознания и деятельности и приходит к выводу, что личность не есть просто набор качеств, определяющих ее поведенческие реакции. А личность является интегрированной системой свойств, качеств, мотиваций, смыслов, саморегуляций [1].

Из работ Платонова К.К., Лукьянова Н.Ф., Бодрова В.А., основанных на личностном подходе, видно, что профессиональная пригодность человека обуславливается не только его профессиональными и когнитивными характеристиками, но и мотивационной, эмоционально-волевой и другими качествами личностной сферы.

Изучая пилота как личность, с ее мотивами, ценностными ориентациями и потребностями, В.А. Пономаренко, как автор научного направления военного психофизиологического и эргономического сопровождения военной авиационной техники с учетом человеческого фактора, акцентирует внимание на том, что ядром профессионализма летчика является личность со своими личностными качествами. Отмечает, что ведущим профессионально важным качеством является интеллект, но генерирующей опорой летного профессионализма является все же духовность человека [2]. Автор подчеркивает, что летчик, какие бы ни были у него летные способности, без соответствующей духовной культуры, профессионалом в широком смысле слова стать не может. Духовная культура в человеке – это очень сложное и трудно определяемое явление. Она включает в себя понимание таких высоких материй, как добро и зло, вселенское сознание и благородный дух. В своих работах В.А. Пономаренко акцентирует внимание на том, что именно в тигле духовного патриотизма формируется особый сплав профессиональной и человеческой надежности пилота. Стержнем этой надежности является: неиссякаемая любовь к полету, активная устремленность к самосовершенствованию, познанию себя, ответственность перед собой [3].

Без любви к Отечеству, верности, потребности в правде и справедливости, без отваги и воли, без благородства, чести и мужества не обойтись в становлении высокопрофессионального летчика. Мужество не приходит само по себе, вдруг. Его нельзя купить или взять

взаимы. В то же время, высокий интеллект и сообразительность – не гарантия героических поступков и не запрет от совершения подлости.

В настоящее время для нашего Отечества военнотрудовой способен стать и должен быть гарантом мира, примером мужества, высокой морали и нравственности. Опасные профессии, к которым относится профессия военного летчика, требуют от человека социально-психологической готовности к работе в экстремальных условиях, тем самым предопределяя ведущее значение личностных характеристик: мотивов, потребностей, базовых ценностей, аффективно-волевых особенностей. Экстремальные ситуации ставят перед человеком задачу практического обеспечения нравственных основ поведения, где побуждающим мотивом становится активность, внутренним содержанием выступает совесть.

Известный советский летчик-испытатель, участник Великой Отечественной войны, генерал-полковник авиации Громов М.М. говорит о летчике как о «человеке неба». У которого ощущение свободы в полете влечет за собой повышенные требования к себе, где недопустима ложь. Это та ситуация, когда за свои поступки, за ложь самому себе, отвечать приходится сразу, немедленно и публично – в этом этический смысл летной профессии [4].

Поэтому летчик-профессионал, часто работая в зоне повышенной опасности, используя свое право на осознанный риск, нагляднее видит результаты своего труда, более остро чувствует свою ответственность и свое предназначение в мире бытия, в чем проявляется его жизненная позиция.

Как известно, жизненная позиция – это основные убеждения человека о себе и о других людях, это жизненный выбор, в соответствии с которыми человек строит свои отношения с окружающим миром.

Изучая внутреннюю позицию курсантов военного летного училища, учеными было выявлено, что внутренняя позиция курсанта является ядром его самосознания. Внутренняя позиция личности курсанта рассматривается как сложное новообразование самосознания, где принципиально важным для него становятся ориентиры на становление профессиональной субъектности [5].

Исследуя проблему профессиональной направленности, ведущие авиационные психологи пришли к выводу, что направленность на летную деятельность входит в «ядро профессиональной пригодности» успешного специалиста [6]. Направленность, в свою очередь, в иерархическом порядке объединяет несколько форм: влечение, желание, стремление, интерес, любознательность, склонность, мировоззрение, убеждения, особенности характера и самооценку. Где убеждения можно рассматривать как высшую форму направленности, в структуру которой входят ее низшие формы и в которой мировоззрение связано со стремлением к достижению идеалов. Иначе можно сказать, что направленность личности – это совокупность устойчивых мотивов, которые проявляются по принципу единства сознания и деятельности.

Более того, на принципах интегративного подхода профессиональная пригодность к освоению летной деятельности была определена как сложное комплексное, интегративное образование, представляющее динамическую структуру и включающее большое многообразие различных компонентов личности, где важна степень их сформированности и их единство. Исследуя психологическую готовность к выполнению первого самостоятельного полета у курсантов женского пола военного летного училища, было установлено, что эта готовность направлена на мобилизацию психофизиологического и психологического ресурса личности на выполнение полета, где большое многообразие различных компонентов проявляется в психическом и активно-действенном состоянии курсанта. Сделан акцент на том, что психологическая готовность к первому самостоятельному полету должна рассматриваться как часть профессионального становления и пониматься как сложное комплексное, интегративное образование, влияющее на качество выполнения полетного задания [7, 8, 9].

Платонов К.К., Ломов Б.Ф., Пономаренко В.А. в своих работах подчеркивали значение и роль индивидуальных качеств в опасных профессиях, при этом в интегральной оценке профессионального психологического отбора этих специалистов их «вес» значительно уступает личностным особенностям. Анализ авиационных катастроф за последние 5-10 лет показывает, что ошибка летчика очень часто не связана с его профессиональной подготовленностью, что ошибку определили другие мотивы, которые нашли благодатную почву в структуре его личности. Следовательно, при проведении ППО у абитуриента военного летного вуза не были выявлены те качества личности, которые негативно влияют на всю структуру профессионально важных качеств летчика и до определенного момента они не проявлялись и находились в «дремлющем» состоянии. Но в трудных жизненных ситуациях, особенно в экстремальных, проявляется базовая жизненная и профессиональная позиция, а в человеке – «истинное лицо».

## Результаты и обсуждение

С чего начинается профессионализм в авиации?

Сегодня, в условиях специальной военной операции, ответ на этот вопрос очевиден.

Профессионализм пилота начинается с формирования личности. «Профессионализм» – это понятие многомерное и многослойное. Понимать его можно как меру нравственной зрелости, как проявление сознания, совести, добра, ответственности и т.п., иначе можно сказать, как целостную натуру человека с его внутренним психологическим содержанием; в нашем случае – это внутренний мир летчика и его жизненная установка на военную летную профессию, где высшей ценностью выступает нравственность. Профессионализм и нравственность – это два взаимовлияющих и взаимосвязи-

симых качества. Нравственность для военного летчика имеет особый смысл, она конкретна и активна, имеет ряд моральных сторон в связи с выполнением военных действий, в том числе и с уничтожением живой силы противника. Поэтому нигде нравственные вопросы не ставятся так остро и не решаются так сложно, как в военной профессии летчика.

Понимание смысла военного летного дела можно считать началом пути к профессионализму военного пилота.

В связи с этим важно заметить, что в наши дни стремительно утрачиваются моральные ориентиры, подвиг и честный труд уже не ценятся так, как прежде, в окружающей действительности все больше виртуального, а в реальной жизни остается все меньше духовного, доброго, героического, т.е. того настоящего, человеческого, на чем держится мир. Потеря духовных ориентиров привела к резкому упрощению нравственных ценностей и патриотического духа, в большей степени молодежь ориентирована на потребительство, и это тот «продукт», который сегодня выдает «на гора» средняя общеобразовательная школа.

Отсюда задача профессионального психологического отбора в военные летные училища – допустить к освоению профессии именно тех и только тех, кто по своим личностным качествам и уровню развития способностей соответствует этой профессии.

Следует подчеркнуть, что не только авиационная деятельность, но и ППО имеют нравственную основу, где красной нитью проходит сохранение человеческих жизней.

Первоначальный психологический отбор следует рассматривать лишь как ключ к последующему индивидуальному обучению и развитию профессионала, на исходе которого формируется летчик. Следует также заметить, что в обыденном мышлении, к сожалению, даже сегодня профессиональное обучение представляется в основном как форма и средство приобретения необходимых навыков и умений для освоения конкретной деятельности. Тогда как в своих научных трудах В.А. Пономаренко отмечает, что умения, знания и навыки не есть центральное звено личности, а лишь средство ее развития и что осознание данного факта необходимо рассматривает как психологическую добавку к профессионально важным качествам специалиста опасной профессии [10, с. 105].

К тому же зачастую обследуемые дают социально значимые ответы по тестам, которые доступны в Интернет-пространстве, что создает трудности при вынесении объективной интегральной оценки профессиональной пригодности абитуриента.

При отборе кандидатов в военную авиацию используется многообразная батарея методик диагностики, с помощью которой оцениваются наиболее важные качества психики и личности. Однако, анализируя опыт применения личностных опросников, можно сделать вывод о том, что они не всегда представляют полную картину мотивации, направленности личности, самосознания, базовых ценностей абитуриента.

Довольно часто мотивирующим фактором в основе выбора профессии военного летчика обследуемыми указывается материальная стабильность, желание летать и престижность профессии, что не является равнозначным мотиву «служить Отечеству» и «защитить Родину» и не свидетельствует о высокой профессиональной мотивации. К тому же, важно заметить, что материальный стимул работает до определенного момента.

Необходимо отметить, что минимизировано использование проективных и аппаратных методик, существующая автоматизированная система профессионального психологического отбора (АСПО) в недостаточной мере оснащена методиками, диагностирующими личностные качества, акцент сделан на диагностике познавательных процессов.

Более того, за вековую историю ППО в авиации сложилась тенденция, нарушающая принцип интегративности личности. В самом начале развития авиации заказчиками выступали летчики, а исполнителями – врачи. Обе стороны оперировали твердыми понятиями и категориями, не терпящими расплывчивости в выводах. В результате произошел перевес в сторону психофизиологии. И в настоящее время существующая система ППО летного состава не обеспечивает всестороннюю диагностику личности кандидата.

## Заключение

Теоретический анализ научных подходов к диагностике профессиональной пригодности летного состава позволяет утверждать, что центральным звеном в диагностике профессиональной пригодности выступает личность со всей ее совокупностью профессионально важных качеств и морально-нравственными ценностями.

Анализируя опыт применения личностных опросников, приходим к выводу, что они не всегда дают полную картину мотивации, направленности личности, самосознания и базовых ценностей абитуриента. И в настоящее время существующая система ППО летного состава не обеспечивает всестороннюю диагностику личности кандидата.

Сочетание опросных и проективных методик (с включением, в том числе, рисуночных тестов) позволит повысить надежность прогноза ППО при условии всестороннего, целостного, на принципах интегративного подхода исследования личности как интегральной индивидуальности, с выявлением летной составляющей, базовых ценностей личности и ее мотивационной и морально-нравственной направленности на военную летную деятельность.

## Библиографический список

1. Платонов К.К. Личностный подход как принцип психологии / Методологические и теоретические проблемы психологии. М.: Наука, 1969. С. 190-217.

2. Пономаренко В.А. Научный вклад психологии и авиационной медицины в профессионализм авиаторов. М.: Когито-Центр, 2017. 295 с.

3. Пономаренко В.А. Психология духовности профессионала. М.: ПЕР СЭ, 2004. 256 с.

4. Громов М.М. О летной профессии. М.: Полет, 1993. 71 с.

5. Мальчинский Ф.В., Некрасов С.Д. Внутренняя позиция личности курсанта военного авиационного училища: монография. Краснодар: ВУНЦ ВВС «ВВА», Кубанский гос. ун-т, 2012. 283 с.

6. Козлов В.В. Человеческий фактор: история, теория и практика в авиации. М.: Полиграф, 2002. 280 с.

7. Ветвицкая С.М., Мальчинский Ф.В. Интегративный подход в профессиональном психологическом отборе кандидатов на обучение военной летной профессии // Вестник Тверского государственного университета. Серия «Педагогика и психология». 2021. № 2 (55). С. 52-59. DOI: 10.26456/vtpsyed/2021.2.052

8. Ветвицкая С.М., Мальчинский Ф.В. Исследование психологической готовности к выполнению первого самостоятельного полета курсантами-военными летчиками женского пола // Вестник Тверского государственного университета. Серия «Педагогика и психология». 2022. № 1 (58). С. 67-75. DOI: 10.26456/vtpsyed/2022.1.067

9. Ветвицкая С.М., Сорокин С.В., Власов М.Е. К некоторым аспектам антиципации в летной профессии / XI Сборник научных статей, посвященный 60-й годовщине полета Ю.А. Гагарина. Краснодар: КВВАУЛ, 2021. 154 с.

10. Пономаренко В.А. Созидательная психология. М.: Московский психолого-социальный институт, Воронеж: НПО «МОДЭК», 2000. С. 105.

## References

1. Platonov K.K. [Personal approach as a psychological principle]. In: [Methodological and theoretical problems of psychology]. Moscow: Politizdat, 1967. Pp. 190-217. (in Russ.)

2. Ponomarenko V.A. [The scientific contribution of psychology and aeronautical medicine into the professionalism of the aviators]. Moscow: Kogito-Tsentr; 2017. (in Russ.)

3. Ponomarenko V.A. [A professional's spiritual psychology]. Moscow: PER SE; 2004. (in Russ.)

4. Gromov M.M. [On the pilot's profession]. Moscow: Poliot; 1993. (in Russ.)

5. Malchinsky F.V., Nekrasov S.D. [The personal stance of an air war school cadet: a monograph]. Krasnodar: VUNTs VVS VVA, Kuban State University; 2012. (in Russ.)

6. Kozlov V.V. [The human factor: history, theory and practice in aviation]. Moscow; 2002. (in Russ.)

7. Vetsitskaya S.M., Malchinsky F.V. [An integrative approach in the professional psychological selection of applicants for the military flight profession]. *Vestnik Tverskogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya «Pedagogika*

*i psikhologiya*» 2021;2(55):52-59. DOI: 10.26456/vtp-syped/2021.2.052. (in Russ.)

8. Vetvitskaya S.M., Malchinsky F.V. [A research of the psychological preparedness to the first solo flight by female air war school cadets]. *Vestnik Tverskogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya «Pedagogika i psikhologiya»* 2022;1(58):67-75. DOI: 10.26456/vtspyped/2022.1.067. (in Russ.)

9. Vetvitskaya S.M., Sorokin S.V., Vlasov M.E. [On certain aspects of anticipation in the flight profession]. In: [XI collected works dedicated to the 60-th anniversary of Yu.A. Gagarin flight]. Krasnodar: KVVAUL; 2021. (in Russ.)

10. Ponomarenko V.A. [Creative psychology]. Moscow: Moscow Institute of Psychology and Social Studies; Voronezh: NPO MODEKS; 2000. (in Russ.)

### Сведения об авторах

**Ветвицкая Светлана Михайловна** – доктор психологических наук, профессор, старший научный сотрудник научно-исследовательского отдела (профессионального психологического отбора и профессионального психологического сопровождения обучения летного состава), Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Российская Федерация, e-mail: vetvickaya.svetlana@mail.ru

**Мальчинский Федор Валентинович** – кандидат психологических наук, начальник научно-исследовательского отдела (профессионального психологического отбора и профессионального психологического сопровождения обучения летного состава), Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Российская Федерация, e-mail: nil.pfl@yandex.ru

### About the authors

**Svetlana M. Vetvitskaya**, Doctor of Psychology, Professor, Senior Researcher, Scientific Research Department (Aptitude Screening and Professional Psychological Coaching of Flight Personnel), Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Higher Aviation School of Pilots, Krasnodar, Russian Federation, e-mail: vetvitckaya.svetlana@mail.ru

**Fedor V. Malchinsky**, Candidate of Psychology, Head of Scientific Research Department (Aptitude Screening and Professional Psychological Coaching of Flight Personnel), Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Higher Aviation School of Pilots, Krasnodar, Russian Federation, e-mail: nil.pfl@yandex.ru

### Вклад авторов в статью

Автором Ветвицкой С.М. выполнен обзор литературы, проанализированы научные подходы к диагностике профессиональной пригодности летного состава, предложен метод повышения надежности прогноза ППО на принципах интегративного подхода исследования личности абитуриента как интегральной индивидуальности.

Автором Мальчинским Ф.В. проанализирован опыт применения личностных опросников, проективных методик и системы ППО в целом на предмет выявления полной картины мотивации, направленности, самосознания и базовых ценностей у абитуриентов, выявлена тенденция ППО, сложившаяся в авиации более чем за вековую историю.

### Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

# Оценка безопасности и бесперебойности работы системы управления маневровым локомотивом с техническим зрением

## Estimating the safety and reliability of the control system of a locomotive with machine vision

Шубинский И.Б.<sup>1</sup>, Розенберг Е.Н.<sup>1</sup>, Панферов И.А.<sup>1\*</sup>, Бояринова Н.А.<sup>1</sup>, Кузьмин А.И.<sup>1</sup>  
Shubinsky I.B.<sup>1</sup>, Rozenberg E.N.<sup>1</sup>, Panfiorov I.A.<sup>1</sup>, Boyarinova N.A.<sup>1</sup>, Kuzmin A.I.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация

<sup>1</sup>JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation

\*i.panferov@vniias.ru



Шубинский И.Б.



Розенберг Е.Н.



Панферов И.А.



Бояринова Н.А.



Кузьмин А.И.

**Резюме. Цель.** Целью настоящей статьи является оценка показателей безопасности и бесперебойности комплекса технических средств, обеспечивающих управление локомотивом – маневровой автоматической локомотивной сигнализации (МАЛС). Повышение показателей достигается за счет использования дополнительного контроля, в качестве которого предлагается использование второго виртуального канала, позволяющего правильно обнаруживать отказы МАЛС, при этом не влияя на работу алгоритмов управления маневровым локомотивом. **Методы.** В данной статье применен графовый метод. С помощью модифицированного топологического полумарковского метода выведены формулы расчета средней наработки до отказа и коэффициента безопасности. **Результаты.** В представленной статье проведено отдельное рассмотрение среднего времени пребывания системы автоведения маневрового локомотива на уровне не ниже SIL3 и среднего времени работы до опасного отказа. Исследована зависимость данных показателей от интенсивности отказов технических средств МАЛС и интенсивности отказов технического зрения. С помощью графового метода проведена оценка уровня функциональной безопасности системы путем расчета коэффициента безопасности и коэффициента опасности. Исследованы зависимости данных коэффициентов от времени восстановления системы и вероятности обнаружения отказов составных элементов.

**Abstract. Aim.** The paper aims to evaluate the indicators of safety and reliability of the MALS suite of technology that ensures the control of locomotives. Increased indicators are achieved through the use of additional controls. As such, a second virtual channel is proposed. The latter allows detecting MALS failures without affecting the shunting engine control algorithms.

**Methods.** The paper uses the graph method. Using a modified topological semi-Markov method, formulas were deduced for calculating the mean time to failure and the safety factor.

**Results.** The paper individually examines the mean time of the automatic train operation system of a shunting engine remaining in at least SIL3 and mean time to hazardous failure. The authors research the dependence of the above indicators on the failure rate of the MALS equipment and the machine vision. Using the graph method, the level of the system's functional safety was evaluated by calculating the safety factor and the danger factor. The dependence of the above factors on the system recovery time and probability of detection of component failures was examined.

**Ключевые слова:** система управления локомотивом МАЛС, техническое зрение, бортовое устройство безопасности, графовая модель, функциональная безопасность.

**Keywords:** MALS locomotive control system, machine vision, onboard train protection system, graph model, functional safety.

**Для цитирования:** Шубинский И.Б., Розенберг Е.Н., Панферов И.А., Бояринова Н.А., Кузьмин А.И. Оценка безопасности и бесперебойности работы системы управления маневровым локомотивом с техническим зрением // Надежность. 2023. №1. С. 30-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-30-37>

**For citation:** Shubinsky I.B., Rozenberg E.N., Panfiorov I.A., Boyarinova N.A., Kuzmin A.I. Estimating the safety and reliability of the control system of a locomotive with machine vision. Dependability 2023;1:30-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-30-37>

**Поступила 18.01.2023 / После доработки 09.02.2023 / К печати 14.03.2023**  
**Received on: 18.01.2023 / Revised on: 09.02.2023 / For printing: 14.03.2023.**



## Введение

Для решения одной из ключевых проблем на железнодорожном транспорте – создания беспилотных технологий – в настоящее время системы железнодорожной автоматизации и телемеханики претерпевают новую стадию своего развития. В их состав наряду с традиционными средствами обеспечения функциональной безопасности вводятся достаточно сложные системы автоведения поездов [1]. Теперь для обеспечения безопасности движения уже нельзя ограничиваться алгоритмами управления, основанными только на логических и некоторых арифметических операциях. Технологическое развитие систем управления связано с решением сложных математических задач и в перспективе с массовым использованием для обработки информации нейронных сетей.

Простота технологических задач для первого уровня безопасности позволяла использовать хорошо отработанные методы обеспечения требований функциональной безопасности за счет дублирования аппаратных и программных средств [2]. При этом очевидным преимуществом использования более простых технических средств в виде жесткой логики и микроконтроллеров являлась простота контроля исправностей при онлайн-тестировании и, соответственно, возможность достижения требований уровней интенсивности опасного отказа [3].

В процессе разработки систем автоведения стало очевидно, что интенсивность их опасных отказов будет не выше SIL2. Применение опытных образцов таких систем на сети дорог ОАО «РЖД» показало, что в принципе это человеко-машинные комплексы, в которых техническим средствам автоведения нельзя в полной мере доверять безопасность движения поездов без участия оператора.

Класс таких систем, решающих задачи безопасности движения на станции при маневровой работе, относится к уровню SIL2. Это связано с тем, что скорости передвижения состава при маневровой работе значительно меньше, чем при поездной работе [4]. Вместе с тем следует учитывать тяжелый характер работы машиниста на маневровом локомотиве и, по возможности, автоматизировать некоторые его функции. Таким образом, даже при присутствии машиниста на локомотиве необходимо в перспективе ставить задачи выполнения требования на уровне, близком к SIL3 или вводить новую детализацию градации уровня обеспечения безопасности движения SIL2+. Этот технический уровень средств обработки информации может быть достигнут с помощью операционной системы реального времени и высокопроизводительных микропроцессоров. Здесь сразу возникает проблема достоверности обработки информации и полноты онлайн-тестов. Стремление использовать сложные микропроцессорные комплексы, с одной стороны, и желание иметь резерв по их избыточности, с другой стороны, затрудняет такой контроль. Действительно, в структуре обработки информации используется малый объем памяти и ограниченный набор команд. В этих условиях

нельзя обеспечить высокий уровень гарантий полноты теста, поскольку многие элементы структуры обработки информации не задействованы. Это, в свою очередь, приводит к ограничениям в обеспечении приемлемого уровня правильного обнаружения отказов маневровой автоматической локомотивной сигнализации (МАЛС).

## 2. Постановка задачи. Модель исследования

### 2.1. Постановка задачи

В настоящее время система управления маневровым локомотивом МАЛС одноканальная, что не позволяет поднять его уровень полноты безопасности выше УПБ2. За счет использования информационной избыточности [5] возможно создание виртуального второго канала, с помощью которого предлагается дополнительно контролировать работу этой микропроцессорной системы. Это позволит достичь обеспечения высокой вероятности правильного обнаружения отказов МАЛС. Контроль должен строиться таким образом, чтобы не влиять на работу алгоритма управления маневровым локомотивом. С помощью программы прибора безопасности (ПБ), формируется упорядоченная последовательность машинных команд, которые в системе МАЛС отображаются в виде последовательности контрольных сигнатур, что позволяет дополнительно контролировать работу сложных устройств МАЛС и таким образом повысить его УПБ.

Развивая этот принцип, можно теперь использовать данные устройства уровня SIL2 или SIL3 для контроля еще более сложного устройства с видекамерами и нейронными сетями. Здесь необходимо отметить, что само это сложное устройство, на примере МАЛС, реализует задачи типа не проезда маневрового сигнала, которые совпадают с типовой задачей МАЛС и дополнительно обнаруживают препятствия через техническое зрение. Выделив базовую технологическую задачу по обработке информации, можно ее использовать в виде функционального теста для аппаратуры сложного беспилотного комплекса. Это можно представить в виде сегмента в пространстве возможных решений беспилотных систем.

Таким образом, сами рабочие сигналы становятся функциональным тестом еще более сложной системы [6]. Кроме того, в рамках рассматриваемой системы следует дополнительно контролировать программно-аппаратные средства технического зрения путем сравнения показаний датчиков технического зрения на борту и на стационаре [7]. Такая иерархическая структура может быть полезна для сокращения аппаратных затрат и упрощения доказательства безопасности по сравнению с реализацией всех функций в одном процессоре. Нужно отметить, что без применения инновационных решений возникает проблема в обеспечении надежности системы, так как средства технического зрения существенно увеличивают объем аппаратуры системы, что сказывается на снижении ее уровня надежности.

## 2.2. Модель исследования

Любую информацию, которую можно промоделировать в виде объектов и связей между ними, удобно представить в форме графов. Графы широко применяются для визуализации информации, т.е. преобразования больших и сложных видов абстрактной информации в интуитивно понятную визуальную форму.

При построении модели авторы основывались на следующих критериях:

**защитный отказ** – отказали МАЛС и средства технического зрения (ТЗ), управление локомотивом передается машинисту;

**опасный отказ** – отказали МАЛС, средства ТЗ и ПБ, полный останов маневрового локомотива. Вопрос критичности опасного отказа в статье не обсуждается – это предмет отдельного рассмотрения.

На рис. 1 представлен граф состояний функциональной безопасности процесса взаимодействия МАЛС с ПБ и ТЗ.

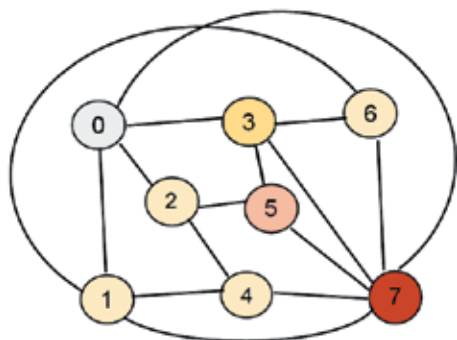


Рис. 1. Граф состояний

### Состояния модели системы

Модель системы имеет следующие состояния (см. рис. 1):

- 0 – Все объекты системы управления исправны;
- 1 – Отказал и восстанавливается ПБ, остальные средства системы исправны;
- 2 – Отказал МАЛС, остальные средства системы исправны;
- 3 – Отказали и восстанавливаются средства ТЗ, остальные средства системы исправны;
- 4 – Отказали МАЛС и ПБ, восстанавливается МАЛС;
- 5 – Отказали ТЗ и МАЛС, управление локомотивом передается машинисту (защитный отказ);
- 6 – Отказали ТЗ и ПБ;
- 7 – Отказали все три системы. **Опасный отказ.**

Состояния безопасности системы на рис. 1 помечены следующими цветами:



В модели системы предусмотрены следующие переходы:

0-1 – отказ ПБ; 0-2 – обнаруженный отказ МАЛС с помощью встроенных средств контроля и/или сигнатурного анализа; 0-3 – обнаруженный отказ ТЗ с помощью встроенных средств контроля и/или путем сравнения результатов работы с программой МАЛС; 0-5 – необнаруженный отказ ТЗ; 0-7 и 1-7 – необнаруженный отказ МАЛС; 1-4 – отказ УМС при условии отказа ПБ; 1-6 – отказ ТЗ при условии отказа ПБ; 1-0 – восстановление работоспособности ПБ; 2-4 – отказ ПБ при условии отказа МАЛС; 2-5 – отказ ТЗ при условии отказа УМС; 3-5 – отказ МАЛС при условии отказа ТЗ; 3-6 – отказ ПБ при условии отказа МАЛС; 3-0 – восстановление работоспособности ТЗ; 4-7 – отказ ТЗ при условии отказов МАЛС и ПБ; 4-1 – восстановление работоспособности МАЛС; 5-7 – отказ ПБ при условии отказов МАЛС и ТЗ; 6-7 – отказ МАЛС при условии отказов ТЗ и ПБ; 7-0 – переход в исходное состояние в результате возможной модификации МАЛС, если приемлем риск опасного отказа.

### Принятые предпосылки и допущения

1. Потоки отказов ПБ, бортовой системы управления маневровым локомотивом МАЛС и средствами ТЗ – простейшие, с параметрами  $\lambda_{ПБ}$ ,  $\lambda_{М}$ ,  $\lambda_{ТЗ}$  соответственно. Это допущение основывается на том, что указанные устройства являются электронными и, как показала обширная практика эксплуатации подобных устройств, параметры потоков их отказов постоянны.

2. Отказы устройств в системе взаимно независимы.

3. Времена восстановления всех составных устройств распределены по экспоненциальному закону.

4. Интенсивности восстановления отказавших устройств в системе примерно равны  $\mu$ , поскольку все устройства системы – электронные и их обслуживает одна ремонтная бригада.

5. Средства контроля на несколько порядков надежнее рабочих устройств, по этой причине принято считать их идеально надежными.

6. Вероятности ложного обнаружения отказов ничтожно малы.

7. Комплексные вероятности правильного обнаружения отказов МАЛС и ТЗ равны  $\alpha_{М}$  и  $\alpha_{ТЗ}$  соответственно. Вероятность правильного обнаружения прибора безопасности обеспечена на высоком уровне, т.е.  $\alpha_{ПБ} \rightarrow 1$ .

8. Интенсивность восстановления работоспособности ТЗ ( $\mu_{ТЗ}$ ) определяется как средневзвешенное значение интенсивности восстановления обнаруженных отказов ТЗ и необнаруженных между техническими обслуживаниями ( $T_0$  – средняя периодичность технического обслуживания), т.е.  $\mu_{ТЗ} = \alpha_{ТЗ} \cdot \mu + \frac{\alpha_{ТЗ}}{T_0}$ .

При указанных предпосылках и допущениях поведение системы описывается Марковским случайным процессом.

Функции распределения времени пребывания в состояниях графа модели

В соответствие с принятыми предпосылками и допущениями и на основании графа (рис. 1) модели функции распределения времени пребывания в состояниях графа имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} F_0(t) &= 1 - \exp[-(\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}) \cdot t]; \\ F_1(t) &= 1 - \exp[-(\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}) \cdot t]; \\ F_2(t) &= 1 - \exp[-(\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{ТЗ}}) \cdot t]; \\ F_3(t) &= 1 - \exp[-(\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \mu_{\text{ТЗ}}) \cdot t]; \\ F_4(t) &= 1 - \exp[-(\mu + \lambda_{\text{ТЗ}}) \cdot t]; F_5(t) = 1 - \exp[-\lambda_{\text{ПБ}} \cdot t]; \\ F_6(t) &= 1 - \exp[-\lambda_{\text{М}} \cdot t]; F_7(t) = 1 - \exp(-\mu_1 \cdot t), \end{aligned} \quad (1)$$

где  $\mu_1$  – интенсивность восстановления системы управления МАЛС после опасного отказа.

Математические ожидания времени пребывания системы в состояниях графа модели:

$$\begin{aligned} T_i &= \int_0^{\infty} [1 - F_i(t)] dt; T_0 = \frac{1}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \\ T_1 &= \frac{1}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; T_2 = \frac{1}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \\ T_3 &= \frac{1}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \mu_{\text{ТЗ}}}; T_4 = \frac{1}{\mu + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \\ T_5 &= \frac{1}{\lambda_{\text{ПБ}}}; T_6 = \frac{1}{\lambda_{\text{М}}}; T_7 = \frac{1}{\mu_1}. \end{aligned} \quad (2)$$

Вероятности переходов между состояниями графа модели

Вероятности переходов между состояниями  $i$  и  $j$  графа определяются с помощью следующего выражения:

$$p_{ij} = \int_0^{\infty} \lambda_{ij} [1 - F_{ij}(t)] dt. \quad (3)$$

Интенсивности переходов между состояниями графа находятся по графу (рис. 1) с учетом принятых предпосылок и допущений:

$$\begin{aligned} \lambda_{01} = \lambda_{24} = \lambda_{36} = \lambda_{\text{ПБ}}; \lambda_{02} = \lambda_{14} = \lambda_{35} = \alpha_{\text{М}} \lambda_{\text{М}}; \lambda_{03} = \alpha_{\text{ТЗ}} \lambda_{\text{ТЗ}}; \\ \lambda_{16} = \lambda_{25} = \lambda_{47} = \lambda_{\text{ТЗ}}; \lambda_{37} = \lambda_{17} = \overline{\alpha_{\text{М}}} \lambda_{\text{М}}; \lambda_{10} = \lambda_{41} = \mu; \lambda_{30} = \mu_{\text{ТЗ}}; \\ \lambda_{67} = \lambda_{\text{М}}; \lambda_{70} = \mu_1. \end{aligned}$$

Согласно формуле (3) и выражениям (1) вероятности переходов между состояниями графа имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} p_{01} &= \frac{\lambda_{\text{ПБ}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{02} = \frac{\alpha_{\text{М}} \lambda_{\text{М}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \\ p_{07} &= \frac{\overline{\alpha_{\text{М}}} \lambda_{\text{М}} + \overline{\alpha_{\text{ТЗ}}} \lambda_{\text{ТЗ}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{03} = \frac{\alpha_{\text{ТЗ}} \lambda_{\text{ТЗ}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \end{aligned}$$

$$p_{10} = \frac{\mu}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{14} = \frac{\alpha_{\text{М}} \lambda_{\text{М}}}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}};$$

$$p_{17} = \frac{\overline{\alpha_{\text{М}}} \lambda_{\text{М}}}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{16} = \frac{\lambda_{\text{ТЗ}}}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}};$$

$$p_{24} = \frac{\lambda_{\text{ПБ}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{25} = \frac{\lambda_{\text{ТЗ}}}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{ТЗ}}};$$

$$p_{30} = \frac{\mu_{\text{ТЗ}}}{\mu_{\text{ТЗ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ПБ}}}; p_{35} = \frac{\alpha_{\text{М}} \lambda_{\text{М}}}{\mu_{\text{ТЗ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ПБ}}};$$

$$p_{37} = \frac{\overline{\alpha_{\text{М}}} \lambda_{\text{М}}}{\mu + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ПБ}}};$$

$$p_{36} = \frac{\lambda_{\text{ПБ}}}{\mu_{\text{ТЗ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ПБ}}}; p_{41} = \frac{\mu}{\mu + \lambda_{\text{ТЗ}}};$$

$$p_{47} = \frac{\lambda_{\text{ТЗ}}}{\mu + \lambda_{\text{ТЗ}}}; p_{57} = p_{67} = p_{70} = 1. \quad (4)$$

Результирующие показатели функциональной безопасности системы

Данная модель позволяет исследовать функциональную безопасность системы автоведения маневрового локомотива посылно, т.е. оценивать время до понижения уровня полноты безопасности в зависимости от отказов составных элементов и достижения полного опасного отказа (опасный отказ второго вида на рис. 1):

- Среднее время пребывания системы на уровне SIL3 (состояние 0 на графе):

$$T_{\text{SIL3}}^{\text{система}} = T_0 = \frac{1}{\lambda_{\text{ПБ}} + \lambda_{\text{М}} + \lambda_{\text{ТЗ}}}; \quad (5)$$

- Среднее время бесперебойной работы системы на уровне не ниже SIL 2 – среднее время до защитного отказа вида 1 (состояния 0, 1, 2, 3, 4, 6 на графе рис. 1) определяются с помощью топологического метода [8]

$$T_{\geq \text{SIL2}}^{\text{система}} = \frac{T_0 + (p_{01} + p_{02} p_{24} p_{41}) T_1 + p_{02} T_2 + p_{03} T_3 + \frac{(p_{02} p_{24} + p_{01} p_{14}) T_4 + (p_{03} p_{36} + p_{01} p_{16}) T_6}{1 - p_{01} p_{10} - p_{02} p_{24} p_{41} p_{10} - p_{03} p_{30} - p_{14} p_{41} + p_{03} p_{30} p_{14} p_{41}}}{1 - p_{01} p_{10} - p_{02} p_{24} p_{41} p_{10} - p_{03} p_{30} - p_{14} p_{41} + p_{03} p_{30} p_{14} p_{41}}; \quad (6)$$

- Среднее время до опасного отказа (до необходимости полного останова локомотива)

$$T_{\text{опасный}} = \frac{T_0 + (p_{01} + p_{02} p_{24} p_{41}) T_1 + p_{02} T_2 + p_{03} T_3 + (p_{02} p_{24} + p_{01} p_{14}) T_4 + \frac{(p_{03} p_{36} + p_{01} p_{16}) T_6 + (p_{02} p_{25} + p_{03} p_{35}) T_5}{1 - p_{01} p_{10} - p_{02} p_{24} p_{41} p_{10} - p_{03} p_{30} - p_{14} p_{41} + p_{03} p_{30} p_{14} p_{41}}}{1 - p_{01} p_{10} - p_{02} p_{24} p_{41} p_{10} - p_{03} p_{30} - p_{14} p_{41} + p_{03} p_{30} p_{14} p_{41}}; \quad (7)$$

Для преобразования формулы (6) к явному виду с помощью выражений (2) и (4) учтем возможность упростить эти выражения, поскольку практически применительно к электронным средствам имеет место очевидное неравенство  $\mu \gg \lambda$  и  $\mu_{ТЗ} \gg \lambda$ . Следовательно, с погрешностью, не превышающей второго порядка малости, справедливы следующие выражения среднего времени пребывания в некоторых состояниях и ряда вероятностей переходов, т.е.

$$T_1 = T_3 = T_4 \approx \frac{1}{\mu}; p_{10} = p_{30} \approx 1; p_{14} \approx \frac{\alpha_M \lambda_M}{\mu};$$

$$p_{14} = p_{35} \approx \frac{\alpha_M \lambda_M}{\mu_{ТЗ}}; p_{16} \approx \frac{\lambda_{ТЗ}}{\mu}; p_{36} \approx \frac{\lambda_{ПБ}}{\mu_{ТЗ}}.$$

При этих условиях выражение (6) преобразуется к явному виду (8), которое с погрешностью не менее первого порядка малости позволяет оценивать среднее время пребывания системы управления маневровым локомотивом с ТЗ и ПБ в состоянии функциональной безопасности на уровне не ниже SIL2

$$T_{\geq SIL2}^{система} \approx \frac{\lambda_{ПБ}(\alpha_M \lambda_M + 2\lambda_{ПБ} + 3\lambda_{ТЗ}) + \lambda_{ТЗ}^2}{(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})[(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})(\lambda_M + \alpha_{ТЗ} \lambda_{ТЗ}) - \alpha_M \lambda_M \lambda_{ПБ}]}. \quad (8)$$

Применение для контроля работы МАЛС с помощью прибора безопасности дополнительных процедур сигнатурного анализа, а также регулярное сравнение результатов работы МАЛС с результатами средств ТЗ дают основание принять параметры обнаружения отказов МАЛС и средств ТЗ близкими к единице ( $\alpha_M \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$  и  $\alpha_{ТЗ} \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$ ). При этих условиях формула (8) преобразуется к виду

$$T_{\geq SIL2}^{система} \approx \frac{\lambda_{ПБ}(2\lambda_{ПБ} + 3\lambda_{ТЗ}) + \lambda_{ТЗ}^2}{(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})\lambda_{ТЗ}\lambda_M}. \quad (9)$$

При указанных выше условиях выражение (7) преобразуется к явному виду (10), которое с погрешностью не менее первого порядка малости позволяет оценивать среднее время бесперебойной работы маневрового локомотива до полного его останова

$$T_{опасный} \approx \frac{\lambda_{ПБ}[(\alpha_M \lambda_M + 2\lambda_{ПБ} + 3\lambda_{ТЗ}) + \lambda_{ТЗ}^2] + \alpha_M \lambda_M \lambda_{ТЗ}(1 + \alpha_{ТЗ})}{(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})[(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})(\lambda_M + \alpha_{ТЗ} \lambda_{ТЗ}) - \alpha_M \lambda_M \lambda_{ПБ}]}. \quad (10)$$

С учетом условий, при которых  $\alpha_M \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$  и  $\alpha_{ТЗ} \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$ , формула (10) преобразуется к виду формулы (11)

$$T_{опасный} \approx \frac{\lambda_{ПБ}(2\lambda_{ПБ} + 3\lambda_{ТЗ}) + \lambda_{ТЗ}^2 + 2\lambda_M \lambda_{ТЗ}}{(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ})\lambda_{ТЗ}\lambda_M}. \quad (11)$$

На рис. 2 представлена графическая зависимость времени бесперебойной работы маневрового локомотива до полного останова от интенсивности отказов средств ТЗ и аппаратуры МАЛС. Для отслеживания зависимости интенсивность опасного отказа ПБ  $\lambda_{ПБ} = 1 \times 10^{-7}$ , что соответствует уровню полноты безопасности УПБ2.

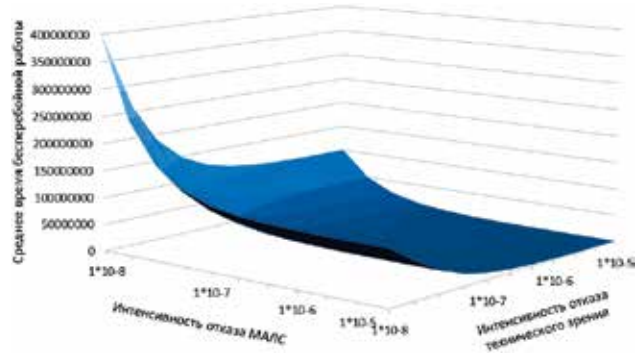


Рис. 2. Зависимость времени бесперебойной работы маневрового локомотива до полного останова от интенсивности отказов средств ТЗ и аппаратуры МАЛС

Ключевой задачей исследования является оценка уровня функциональной безопасности системы автоведения маневрового локомотива. Эта оценка в комплексном виде возможна путем исследования коэффициента безопасности данной системы. Этот коэффициент, согласно работе [8], в условиях данной задачи определяется в виде

$$K_B = 1 - \overline{K_B} = 1 - \pi_7 = 1 - \frac{T_7 a_7}{\sum_{i=0}^7 T_i a_i}, \quad (12)$$

где  $1 - \pi_7$  – определитель графа во множестве неопасных ситуаций;

$$a_i = \frac{\sum_k I_k^{0i} \Delta G_k^i}{\Delta G_0}; a_0 = 1; \Delta G_0 – \text{вес разложения графа } G$$

(S, П) без нулевой вершины,  $\Delta G_k^i$  – вес разложения графа без вершины  $i$  и вершин, находящихся на  $k$ -м пути.

Раскроем выражение (12) относительно коэффициента опасности  $K_B$

$$\begin{aligned} \overline{K_B} &= \frac{T_7 \sum_k I_k^{07} \Delta G_k^7}{\sum_{i=0}^7 T_i \sum_k I_k^{0i} \Delta G_k^i} = \\ &= \frac{T_7 A}{\left( T_0 + T_1(p_{01} + p_{02} p_{24} p_{41}) + T_2 p_{02}(1 - p_{14} p_{41}) + \right. \\ &\quad \left. + T_{03} p_{03}(1 - p_{14} p_{41}) + T_4(p_{02} p_{24} + p_{01} p_{14}) + \right. \\ &\quad \left. + T_5(p_{02} p_{25} + p_{03} p_{35}) + \right. \\ &\quad \left. + T_6(p_{03} p_{36}(1 - p_{14} p_{41}) + p_{01} p_{16}) + T_7 A \right)}, \quad (13) \end{aligned}$$

где

$$A = (p_{03}(p_{37} + p_{36} p_{67} + p_{35} p_{57}) + p_{02} p_{25} p_{57} + p_{07}) \cdot (1 - p_{14} p_{41}) + p_{01} p_{14} p_{47} + p_{01} p_{17} + p_{02} p_{24} p_{47} + p_{01} p_{16} p_{67}.$$

Выражение (13) может быть представлено в явном виде с учетом очевидных неравенств  $\mu \gg \lambda$  и  $\mu_{ТЗ}, \mu_1 \gg \lambda, \lambda_{ПБ} \gg \lambda_{ТЗ}; \lambda_M$  и с учетом условий, при которых  $\alpha_M \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$  и  $\alpha_{ТЗ} \rightarrow 1, \alpha_{ТЗ} \rightarrow 0$ , формула (13) преобразуется к виду формулы (14)

$$\overline{K}_B = \frac{\lambda_{ПБ}\lambda_{ТЗ}\lambda_M(2\lambda_{ПБ}\lambda_{ТЗ} + \lambda_M(1 + \lambda_{ПБ} + \lambda_{ТЗ}) - \lambda_M^2\lambda_{ТЗ}}{\left( \begin{aligned} &\lambda_{ПБ}^2\lambda_{ТЗ}^2 + \lambda_{ПБ}\lambda_{ТЗ}\lambda_M(1 + \lambda_{ПБ} + \lambda_{ПБ}\lambda_{ТЗ}) - \\ &- \lambda_M^3\lambda_{ПБ}(1 + \lambda_{ТЗ} + \lambda_{ТЗ}^2) + \\ &+ \lambda_M^2(\lambda_{ТЗ} + (1 + 2\lambda_{ПБ})(\lambda_{ПБ} + \lambda_{ПБ}\lambda_{ТЗ} + \lambda_{ТЗ}^2)) \end{aligned} \right)} \quad (14)$$

На рис. 3 представлен график зависимости коэффициента опасности (14) от интенсивностей отказов ТЗ и МАЛС. Опыт эксплуатации и разработки систем безопасности для маневровых составов и требования ГОСТ [9] позволяют принять интенсивность отказов ПБ на уровне УПБ2, т.е.  $\lambda_{ПБ} = 10^{-7}$  1/ч. Проследим динамику изменения коэффициента опасности (см. выражение (13)) от интенсивностей отказов МАЛС и ТЗ.

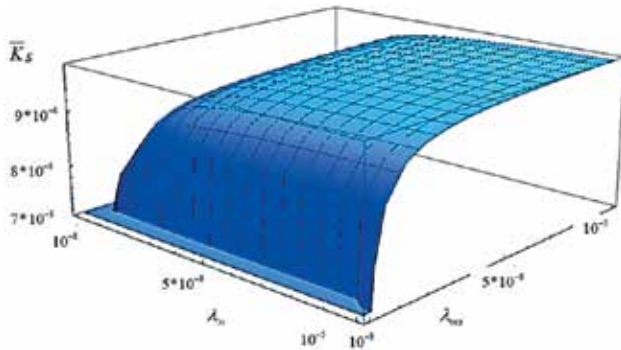


Рис. 3. График зависимости  $\overline{K}_B$  от  $\lambda_M$  и  $\lambda_{ТЗ}$

Из рис. 3 следует, что снижение интенсивностей отказов МАЛС и ТЗ даже на 3 порядка с SIL0 до SIL3 несущественно влияет на коэффициент опасности, диапазон изменения которого при этом меняется незначительно (менее 2%).

Исследуем зависимость коэффициента опасности системы от параметров интенсивности  $\mu$  восстановления объектов и интенсивности  $\mu_1$  реанимации системы управления МАЛС после опасного отказа. Ранее установлено (см. график на рис. 3), что интенсивности отказов ТЗ и МАЛС не оказывают существенного влияния на безопасность системы. В соответствии с требованиями ГОСТ [9], средняя наработка до отказа систем, выполняющих функции управления железнодорожным подвижным составом на сортировочных горках, составляет 30 000 ч. Так как система управления МАЛС и ТЗ являются частями общей системы, то в данном исследовании показатели их интенсивности отказов принимаются равными  $\lambda_M = 10^{-5}$  1/ч и  $\lambda_{ТЗ} = 10^{-5}$  1/ч. Данные показатели могут быть достигнуты за счет использования современных аппаратных средств с высоким уровнем надежности. Трехмерный график зависимости коэффициента опасности системы от параметров  $\mu$  и  $\mu_1$  представлен на рис. 4.

Из графика следует, что при увеличении интенсивности  $\mu_1$  восстановления системы после опасного отказа от 0,0059 1/ч до 1 1/ч (данный показатель соответствует времени восстановления системы от

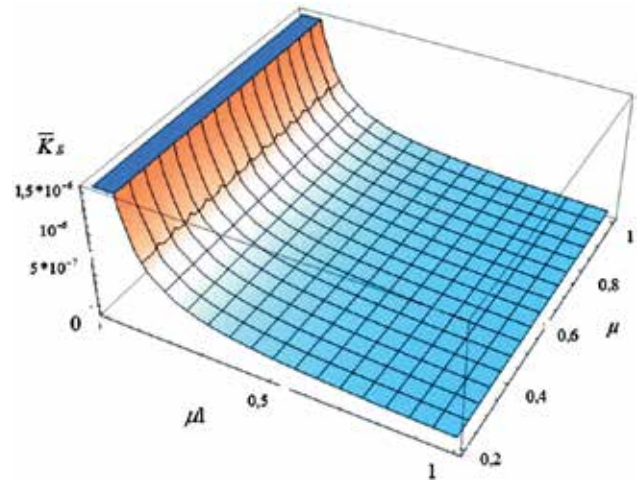


Рис. 4. График зависимости коэффициента опасности  $\overline{K}_B$  от  $\mu$  и  $\mu_1$ .

1 часа до недели, диапазон выбран исходя из характера неисправности; так, аппаратные отказы возможно устранить за час, имея запасной комплект, в то время как на исправление программных ошибок может понадобиться до 7 дней) коэффициент опасности уменьшается почти в 30 раз. Таким образом, своевременное и оперативное устранение неисправностей может существенно улучшить показатели безопасности системы.

Проанализируем влияние комплексных вероятностей правильного обнаружения отказов МАЛС ( $\alpha_M$ ) и ТЗ ( $\alpha_{ТЗ}$ ) на  $\overline{K}_B$ . Рассмотрим 2 случая, когда интенсивность восстановления системы  $\mu_1 \cong 0,0059$  1/ч и  $\mu_1 \cong 1$  1/ч, данные интенсивности соответствуют времени восстановления системы после отказа 168 часов и 1 час соответственно и являются граничными значениями. Показатель интенсивности восстановления ТЗ выбран исходя из предположения, что неисправности устраняются за 24 часа, т.е.  $\mu \cong \mu_{ТЗ} \rightarrow 1/24$ . Графики зависимости коэффициента опасности  $\overline{K}_B$  от  $\alpha_{ТЗ}$  и  $\alpha_M$  представлены на рис. 5.

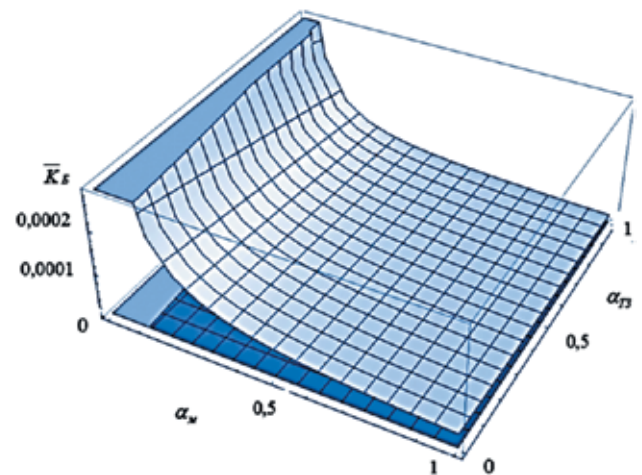


Рис. 5. Графики зависимости коэффициента опасности  $\overline{K}_B$  от  $\alpha_{ТЗ}$  и  $\alpha_M$  при  $\mu_1 \cong 0,0059$  1/ч (голубой график) и  $\mu_1 \cong 1$  1/ч (синий график).

Из данных графиков следует, что улучшение возможностей обнаружения отказов МАЛС и ТЗ, как было показано выше, позволяют в существенной мере улучшить временные показатели безопасности системы, но при этом незначительно влияют на снижение коэффициента опасности.

## Практические результаты

Предложенная организация контроля за работой МАЛС и средств ТЗ, создание виртуального второго канала позволяет повысить функциональную безопасность системы управления маневровым локомотивом с ТЗ с уровня УПБ2 до УПБ3 и в течение достаточно длительного времени (более четверти от среднего времени наработки МАЛС до отказа) находиться на этом уровне функциональной безопасности системы.

При предложенной организации системы управления маневровым локомотивом с ТЗ среднее время ее исправной работы может возрасти почти в три раза при сохранении достигнутого уровня функциональной безопасности системы, при этом время бесперебойной работы локомотива до необходимости его полного останова по соображениям обеспечения безопасности может также увеличиться более чем в три раза. Этот важный результат может быть практически достигнут, несмотря на увеличение объема аппаратуры системы при введении в его состав средств ТЗ.

За счет предложенной организации работы МАЛС со средствами ТЗ, рационального использования возможностей программы ПБ и создания на ее основе последовательности контрольных сигнатур можно добиться гарантированного своевременного обнаружения отказов в системе и практически исключить скрытые отказы, что позволяет добиться указанного результата без применения конструктивных решений по повышению надежности аппаратуры системы.

Установлено, что определяющее влияние на коэффициент опасности системы оказывает время, связанное с восстановлением средств ТЗ. Совершенствование технологии ремонта и восстановления может существенно улучшить коэффициент безопасности системы. При этом улучшение комплексного показателя обнаружения отказов МАЛС и ТЗ позволят в существенной мере улучшить показатели безопасности системы в целом.

## Библиографический список

1. Охотников А.Л., Попов П.А. Беспилотное управление локомотивом: вчера сегодня и завтра // Автоматика, связь, информатика. 2019. № 8. С. 12-17.
2. IEC 61508, Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems, Parts 1-7, 2011.
3. Швир В. Надежность электронных схем в устройствах СЦБ // Железные дороги мира. 1986. № 1. С. 59-67.

4. Калинин А.В. Управление маневровым локомотивом без участия машиниста. Основные принципы и перспективы развития технологии // Интеллектуальные ИТ управления ИТНОУ. 2017. № 1. С. 12-14.

5. Шубинский И.Б. О методе обеспечения функциональной безопасности системы с одноканальной обработкой информации / И.Б. Шубинский, Е.Н. Розенберг, А.С. Коровин, Н.Г. Пенкова // Надежность. 2022. № 22(3). С. 44-52. DOI: 10.21683/1729-26462022-22-3-44-52

6. Методы построения безопасных микроэлектронных систем железнодорожной автоматики. / В.В. Сапожников, Вл.В. Сапожников, Х.А. Христов, Д.В. Гавзов. Под ред.: Сапожникова Вл.В. М.: Транспорт, 1995. 272 с.

7. Бортовая информационная система: пат. 2742960 Рос. Федерация. № 2020131633 / Мыльников П.Д., Охотников А.Л., Попов П.А.; заявл. 25.09.2020; опубл. 12.02.2021 Бюл. № 5.

8. Шубинский И.Б. Структурная надежность информационных систем. Методы анализа. М.: Журнал Надежность, 2012. 212 с.

9. ГОСТ 33435–2015. Устройства управления, контроля и безопасности железнодорожного подвижного состава. Требования безопасности и методы контроля. М.: Стандартинформ, 2016. IV, 45 с.

## References

- [1]. Okhotnikov A.L., Popov P.A. Self-driving: yesterday, today and tomorrow. *Automation, Communications, Informatics* 2019;8:12-17. (in Russ.)
- [2]. IEC 61508 Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems. Parts 1 – 7. 2011.
- [3]. Shvir V. [Dependability of the electronic circuits in railway signalling devices]. *Rail International* 1986;1:59-67. (in Russ.)
- [4]. Kalinin A.V. [Controlling a shunting engine without a driver. Key principles and prospects of the technology]. *[Intellektualniye IT upravleniya ITNOU]* 2017;1. (in Russ.)
- [5]. Shubinsky I.B., Rozenberg E.N., Korovin A.S., Penkova N.G. On a method for ensuring functional safety of a system with single-channel information processing. *Dependability* 2022;22(3):44. <https://doi.org/10.21683/1729-26462022-22-3-44-52>.
- [6]. Sapozhnikov V.V., Sapozhnikov V.I., Khristov Kh.A., Gavzov D.V. Sapozhnikov V.I., editor. [Design methods of vital computer-based railway automatics]. Moscow: Transport; 1995. (in Russ.)
- [7]. Mylnikov P.D., Okhotnikov A.P., Popov P.A. [Onboard information systems]. Patent no. 2742960 dated 12.02.2021 bul. no. 5 N.
- [8]. Shubinsky I.B. [Structural dependability of information systems. Analysis methods]. Moscow: Dependability Journal; 2012. (in Russ.)
- [9]. GOST 33435–2015. Control, monitoring and safety means of railway rolling stock. Safety requirements and control methods. (in Russ.)

## Сведения об авторах

**Шубинский Игорь Борисович** – профессор, доктор технических наук, заместитель руководителя НТК АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

**Розенберг Ефим Наумович** – профессор, доктор технических наук, первый заместитель Генерального директора АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: info@vniias.ru

**Панферов Игорь Александрович** – начальник отделения разработки систем интервального регулирования АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: i.panferov@vniias.ru

**Бояринова Наталья Александровна** – главный специалист центра безопасности и алгоритмической поддержки АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: n.boyarinova@vniias.ru

**Кузьмин Андрей Игоревич** – заместитель начальника отделения разработки систем интервального регулирования АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: a.kuzmin@vniias.ru

## About the authors

**Igor B. Shubinsky**, Professor, Doctor of Engineering, Deputy Director of Integrated Research and Development Unit, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru.

**Efim N. Rozenberg**, Professor, Doctor of Engineering, First Deputy Director General, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: info@vniias.ru.

**Igor A. Panferov**, Head of Unit for Train Separation Systems, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: i.panferov@vniias.ru.

**Natalia A. Boyarinoва**, chief specialist, Centre for Safety and Algorithmic Support, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: n.boyarinova@vniias.ru.

**Andrey I. Kuzmin**, Deputy Head of Division for the Development of Train Separation Systems, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: a.kuzmin@vniias.ru.

## Вклад авторов в статью

**Шубинским И.Б.** выполнена разработка математических моделей и формул расчета.

**Розенбергом Е.Н.** выполнена постановка задачи исследования.

**Панферовым И.А.** выполнен выбор и подготовка исходных данных, анализ и обзор результатов исследований, формулирование выводов.

**Бояриновой Н.А.** выполнены расчетные исследования, графическая визуализация результатов исследования, участие в выборе исходных данных для расчетного исследования и участие в анализе результатов.

**Кузьминым А.И.** выполнен анализ исходных данных для выполнения исследования, участие в анализе результатов исследования и анализе методов исследования.

## Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

# Исследование эффективности машинного обучения в мониторинге сигнальной точки

## Research on the efficiency of machine learning in signal point monitoring

Канарский В.А.<sup>1</sup>  
Kanarsky V.A.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Дальневосточный государственный университет путей сообщения, Хабаровск, Российская Федерация  
<sup>1</sup>Far Eastern State University of Railway Transport, Khabarovsk, Russian Federation

jizzierose@yahoo.com



Канарский В.А.

**Резюме.** Устройства железнодорожной автоматики и телемеханики существуют уже достаточно давно, многие системы, будучи в эксплуатации, считаются устаревшими. При этом модернизация не успевает охватить все протяженные участки российских железных дорог. Внедрение систем мониторинга с начала 2000-х годов привело к более комфортному техническому обслуживанию громоздких систем сигнализации, централизации и блокировки СЦБ, сокращению времени поиска отказа в них. Во втором десятилетии XXI в. началось активное внедрение информационных технологий в разные сферы жизни, включая промышленность, однако в более медленном темпе, особенно на железнодорожном транспорте. Одной из инноваций стало появление ИИ – искусственного интеллекта, что на производстве привело к более прогрессивному поддержанию работоспособности устройств за счет прогнозирования предотказных состояний. В этом случае появляется возможность оповещения технического персонала интеллектуальной системой, обрабатывающей значимые параметры наблюдаемого объекта или процесса, тем самым заменяя ручной мониторинг, требующий времени и профессионального опыта. **Цель.** Предложить использование методов искусственного интеллекта в устройствах железнодорожной автоматики на базе действующих систем технической диагностики и мониторинга. **Методы.** Для создания, обработки и визуализации данных применяются методы машинного обучения без учителя на базе языка программирования Python. **Результаты.** Получен отклик моделей ИИ на аномальные изменения во временных характеристиках формирователей кода. **Заключение.** Программа с поддержкой ИИ может являться ядром обработки данных мониторинга устройств СЦБ и требует тщательного исследования в прогнозировании их известных сбоев на сигнальной точке.

**Abstract.** Railway signalling automation devices have been around for quite some time. Many systems in operation are considered obsolete. At the same time, modernization does not cover the whole Russian railway system. The deployment of monitoring systems since the beginning of the 2000s made the maintenance of bulky signalling systems more comfortable, reduced the time of fault detection. The second decade of the 21-st century saw a widespread deployment of information technologies in various spheres of life, including industry, yet at a slower pace, especially in railway transportation. One of the innovations was the emergence of the artificial intelligence, which enabled more progressive maintenance of devices through prediction of pre-failure states. The latter allows notification of technical personnel by an intelligent system that processes significant parameters of the observed facility or process, thereby replacing manual monitoring that requires time and professional experience. **Aim.** To suggest the use of artificial intelligence-based methods in railway signalling devices based on the existing technical diagnostics and monitoring systems. **Methods.** Python-based unsupervised machine learning methods are used to create, process and visualise data. **Results.** The AI models showed a reaction to anomalous changes in the temporal characteristics of code generators. **Conclusion.** An AI-enabled program can serve as the core for processing data related to the monitoring of railway signalling devices and requires careful research in predicting their known failures at the signal point.

**Ключевые слова:** железнодорожная автоматика и телемеханика, автоблокировка, системы мониторинга, отказ, искусственный интеллект, машинное обучение без учителя, предиктивное обслуживание.

**Keywords:** railway signalling, automatic block, monitoring systems, failure, artificial intelligence, unsupervised machine learning, predictive maintenance



**Для цитирования:** Канарский В.А. Исследование эффективности машинного обучения в мониторинге сигнальной точки// Надежность. 2023. №1. С. 38-44. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-38-44>

**For citation:** Kanarsky V.A. Research on the efficiency of machine learning in signal point monitoring. Dependability 2023; 1:38-44. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-38-44>

**Поступила 20.11.2022/ После доработки 05.12.2022/ К печати 14.03.2023**

**Received on: 20.11.2022/ Revised on: 05.12.2022/ For printing: 14.03.2023**

Системы железнодорожной автоматики и телемеханики (ЖАТ) предназначены для автоматизации перевозочного процесса, обеспечения безопасности движения поездов, увеличению пропускной способности участка, повышению производительности труда сотрудников. Исторически их внедрение и развитие началось в конце XIX века. Использование электрического тока привело к появлению различных типов систем, обеспечивающих как станции (электрическая централизация), так и перегоны (системы интервального регулирования движения поездов, СИРДП). Фундаментальным элементом первых электрических систем ЖАТ, обеспечивающим логические взаимозависимости, стало реле. И станционные, и перегонные релейные системы получили повсеместное распространение на территории России. После третьей промышленной революции с приходом программируемых контроллеров и микропроцессоров, а также анализа очевидных недостатков релейных систем с точки зрения трудовых и эксплуатационных расходов, отказоустойчивости и надежности, стали проектировать микропроцессорные системы, обладающие рядом весомых преимуществ. Однако модернизация объектов железнодорожной инфраструктуры требует значительных денежных затрат, особенно если учитывать протяженность российских железных дорог. Поэтому даже спустя более полувека остается еще много участков, где действуют устаревшие системы.

Решению проблемы технического обслуживания этих комплексов во многом способствовало внедрение *систем технической диагностики и мониторинга* (СТДМ). С помощью датчиков, контроллеров и измерительных модулей, устанавливаемых поверх действующих систем ЖАТ, удалось перейти от традиционного планово-предупредительного ремонта к техническому обслуживанию (ТО) по состоянию. Снимаемая информация с релейных контактов, источников электропитания и др. передается на автоматизированное рабочее место электромеханика – компьютер с предустановленным специализированным программным обеспечением, в основу которого положена *экспертная система*, содержащая справочную информацию о номинальных параметрах, их допустимых пределах, функционал информирования об отказах, архивы данных и т.п. По получаемой в режиме on-line информации персоналом принимается решение о проведении технического обслуживания. В настоящее время такой вид ТО является наиболее предпочтительным.

Переход к индустрии 4.0 повлек за собой массовое внедрение информационных технологий в производство и распространение *искусственного интеллекта (ИИ)*, что

привело к возможности *предиктивного обслуживания*. В отличие от планово-предупредительного ремонта и ремонта по техническому состоянию предиктивное (прогнозное) обслуживание позволяет выполнять техническое обслуживание и ремонт не по заранее запланированной программе, а когда в нем возникает необходимость [1, с. 50]. Это реализуется посредством определения аномального поведения устройств, которое может свидетельствовать об их предотказном состоянии. Одним из важнейших условий применения данной концепции является сбор и передача огромного потока данных в интеллектуальную систему для их последующей обработки и интерпретации. Практически данное утверждение решается включением технологий промышленного Интернета вещей (Industrial Internet of Things, IIoT) в системы управления и созданием программного обеспечения с поддержкой ИИ.

Для систем железнодорожной автоматики сбор и обработка диагностических параметров уже были реализованы в системах ТДМ и не являются чем-то новым. К тому же специфика российской железнодорожной инфраструктуры требует применения особых датчиков, способных работать в достаточно агрессивной динамической среде (движение поезда) и жестких климатических условиях (районы Крайнего Севера). Данные особенности были учтены российскими компаниями при создании таких диагностических систем, как:

- аппаратно-программный комплекс диспетчерского контроля АПК-ДК (ООО «КИТ»),
- система диагностики технических средств СДТС («Инфотекс АТ»),
- автоматизированная система диспетчерского контроля АСДК (ООО «Сектор») и др.

Однако до сих пор ядром обработки и визуализации данных является экспертная система. Следуя современным тенденциям развития и внедрения искусственного интеллекта, можно найти ему применение и на железной дороге, поскольку выполняется, как минимум, одно из вышеупомянутых условий – получение большого объема диагностической информации об объекте в режиме реального времени. Таким образом, технически модернизация систем диагностики на железной дороге может быть сведена к совершенствованию применяемого программного обеспечения.

Объектом исследования, теоретически, может выступать любое устройство, их комплекс или полноценная система, над которыми осуществляется мониторинг. Возвращаясь к рассмотрению систем автоматики на перегонах и исходя из требований к пропускной способности участка, его протяженности, экономической

Табл. 1. Характеристики КППТ различных типов

Код	Тип КППТ											
	КППТШ – 515						КППТШ – 715					
	Длительность, с											
	1 – й имп.	1 – й инт.	2 – й имп.	2 – й инт.	3 – й имп.	3 – й инт.	1 – й имп.	1 – й инт.	2 – й имп.	2 – й инт.	3 – й имп.	3 – й инт.
З	0,35	0,12	0,22	0,12	0,22	0,57	0,35	0,12	0,24	0,12	0,24	0,79
Ж	0,38	0,12	0,38	0,72	-	-	0,35	0,12	0,66	0,79	-	-
КЖ	0,23	0,57	0,23	0,57	-	-	0,30	0,63	0,30	0,63	-	-

целесообразности, применяются различные виды систем ИРДП: электрожезловая, полуавтоблокировка и автоблокировка. Последняя является наиболее распространенным средством регулирования, так как на перегоне может находиться несколько поездов, а не один, и показания светофоров при движении по участку сменяются автоматически. Наиболее перспективной оказалась именно числовая кодовая автоблокировка (ЧКАБ), со второй половины XX века ее стали применять в качестве основной [2, с. 14].

Характерным для ЧКАБ является разделение перегона посредством изолирующих стыков на блок-участки (БУ), установка светофоров и релейных шкафов на их границах, оборудование каждого БУ рельсовыми цепями. При проектировании системы мониторинга для снятия диагностической информации контроллеры устанавливаются прямо в релейные шкафы и оттуда по выделенной физической паре в кабеле СЦБ передают диагностическую информацию на пост ЭЦ.

В данной работе объектом исследования стала информация, получаемая от контроллеров СДТС-АПС с одной сигнальной точки (СТ). Выбор данной системы мониторинга обоснован многообразием диагностируемых параметров: дискретные (состояние контактов реле), аналоговые (ток, напряжение, температура), временные характеристики формирователя кодов КППТШ и определение его типа<sup>1</sup>.

В качестве инструмента для анализа данных выбраны алгоритмы машинного обучения на основе библиотеки Scikit-learn языка программирования Python. При помощи библиотек NumPy и Pandas искусственно сгенерирован пакет данных (датасет), содержащий необходимый перечень признаков, который использован для обучения моделей и решения задачи предиктивного обслуживания в устройствах железнодорожной автоматики

### Моделирование кодовых посылок

СТ (рис. 1) характеризуется множеством дискретных и аналоговых сигналов, коррелированных между собой. К примеру, нарушение основного ПХ-ОХ и резервного РПХ-РОХ электропитания приведет к неправильной работе схем автоблокировки, либо к полному их отклю-

чению. От сигнального трансформатора СОБС в схемы дешифраторной ячейки (ДЯ) подается полюс питания СХ16. Через выпрямительный мост оно преобразуется в постоянное напряжение П-М, которое заряжает конденсаторы в блоке БК-ДЯ, питает реле в блоках БИ-ДЯ и БС-ДЯ, сигнальные реле З и Ж. Следуя только по одной этой цепочке можно столкнуться с множеством элементов, отказ которых приведет к неправильной работе СТ. К примеру, частыми поломками являются потеря емкости конденсаторов в БК-ДЯ, обрыв выпрямителя в БС-ДЯ, неисправность кодового путевого трансмиттера КППТШ<sup>2</sup>.

Для исследования эффективности алгоритмов машинного обучения будет использован набор данных временных характеристик генерируемого кода от КППТШ-715 и принимаемого кода импульсным реле ИВГ от КППТШ-515 из соседней рельсовой цепи. КППТШ разных типов имеют различную длительность импульсов и пауз каждого кода и устанавливаются поочередно для исключения срабатывания сигнальных реле от кодов смежной рельсовой цепи при сгоне стыков.

Коды бывают трех типов: З, Ж и КЖ. Они отличаются количеством импульсов (имп.) и интервалов (инт.), их длительностью в одном цикле. В таблице 1 приведены временные параметры для КППТШ-515 и КППТШ-715 [3, с. 774]:

Импульсное реле работает при поступлении кода из своей рельсовой цепи и передает его в ДЯ, которая, в свою очередь, при условии «нормальности» этого кода, включает одно или оба сигнальных реле З и Ж. Контакты последних формируют цепи для передачи другого кода в соседнюю рельсовую цепь и так далее.

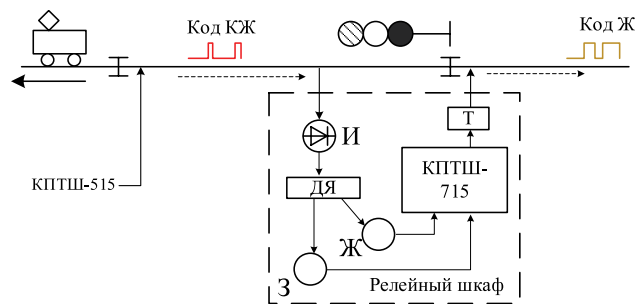


Рис. 1. Функциональная схема приема и передачи кода

<sup>1</sup> Из типовых материалов для проектирования системы диагностики технических средств железнодорожной автоматики и телемеханики на перегонах и станциях (СДТС-АПС, СДТС-ЭЦ). 411303-ТМП. Альбом 1. Пояснительная записка.

<sup>2</sup> Согласно сборнику методик и алгоритмов поиска и устранения неисправностей в устройствах СЦБ (2 редакция), утвержденным Центральной дирекцией инфраструктуры в 2015 году. URL: <http://scbiinfrastruktura.ru/wp-content/uploads/Sbornik-metodik-i-algoritmov-poiska-i-ustraneniya-neispravnostey-v-ustroystvah-STSB.pdf>

	1 имп. И	1 интерв. И	2 имп. И	2 интерв. И	3 имп. И	3 интерв. И	Реле Ж	Реле З	1 имп. Т	1 интерв. Т	2 имп. Т	2 интерв. Т	3 имп. Т	3 интерв. Т
1	0.352	0.116	0.207	0.116	0.214	0.573	1	1	0.346	0.110	0.254	0.125	0.256	0.787
50	0.348	0.113	0.217	0.114	0.219	0.568	1	1	0.342	0.131	0.263	0.133	0.244	0.787
100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0	0	0.307	0.630	0.313	0.631	0.000	0.000
150	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0	0	0.279	0.620	0.298	0.642	0.000	0.000
200	0.230	0.574	0.238	0.583	0.000	0.000	1	0	0.341	0.108	0.675	0.801	0.000	0.000
250	0.223	0.558	0.233	0.573	0.000	0.000	1	0	0.348	0.120	0.659	0.791	0.000	0.000
300	0.381	0.112	0.382	0.720	0.000	0.000	1	1	0.344	0.109	0.246	0.124	0.252	0.798
350	0.383	0.121	0.386	0.719	0.000	0.000	1	1	0.351	0.113	0.242	0.118	0.250	0.803

Рис. 2. Сгенерированные данные сигнальной точки (показано 8 строк из 400), И – импульсное реле, Т – трансмиттер

Данный процесс зафиксирован в датасете на рис. 2 условно в четырех этапах.

1. Участок свободен – получаемый код З (Ж и З под током или «1»), генерируемый код З (от 0 до 99).

2. Участок занят подвижной единицей (ПЕ) – нет кода (Ж и З обесточены – «0»), генерируемый код КЖ (от 100 до 199).

3. Участок свободен, ПЕ заняла соседнюю РЦ – получаемый код КЖ, генерируемый код Ж (рисунок 1) (от 200 до 299).

4. Участок свободен, ПЕ заняла последующую РЦ, освободила соседнюю – получаемый код Ж, генерируемый З (от 300 до 399).

К сгенерированным значениям характеристик (табл. 1) в данных (рис. 2) добавлен белый шум для приближения к реальным показаниям, снимаемым системой мониторинга. Аномальное поведение устройств начинается тогда, когда изменчивость этих характеристик становится слишком большой, хотя в целом схема АБ может работать корректно еще какое-то время до возможного отказа. Именно это поведение должны зафиксировать алгоритмы машинного обучения и вовремя дать оповещение.

## Обучение без учителя

Класс методов искусственного интеллекта, позволяющих обучать компьютер без явного программирования и прямых инструкций, называют машинным обучением<sup>1</sup>. Традиционно его разделяют на обучение с учителем, без учителя, с частичным привлечением учителя и с подкреплением [4, с. 8].

Алгоритмы с учителем обучаются на размеченных выборках, т.е. должен быть в наличии массив признаков  $X$  и целевая переменная  $y$ , значение которой будут предсказаны  $\hat{y}$ . В основе предиктивного обслуживания лежит задача детектирования аномалий, и данные алгоритмы будут неэффективны, так как размеченных данных слишком мало, поскольку заранее предполагается, что аномалии редки. При этом они имеют слабое сходство с нормальными данными [4, с. 239], поэтому данная задача решается с помощью алгоритмов обучения без учителя и тогда потребуется лишь массив признаков  $X$ .

Помимо определения аномалий алгоритмы машинного обучения без учителя также решают задачи кла-

стеризации, поиска новизны, понижения размерности. Последний класс методов необходим для переноса сгенерированных данных (рис. 2) размерностью 400x14 в пространство более низкой размерности, например в 2D для визуализации и последующего анализа. Существуют алгоритмы линейного (*метод главных компонент*, от англ. *Principal Components Analysis, PCA*) и нелинейного выделения признаков (*t-Distributed Stochastic Neighbor Embedding, t-SNE*)<sup>2</sup>. Первый при переносе в пространство низкой размерности старается сохранить глобальную структуру данных, теряя при этом лишь небольшое количество информации; второй, являясь подтипом обучения многообразию, способен разворачивать сложные «скрученные» наборы данных, сохраняя лишь локальную структуру [5]. Однако это приводит к тому, что t-SNE может отобразить несуществующие кластеры, поэтому он не рекомендован для последующей кластеризации, и в основном применяется для визуализации [6].

Перед определением подходящего алгоритма также нужно сделать важное замечание – структура данных мониторинга изначально уже имеет глобальные различия именно за счет состояний сигнальной точки при движении поезда. Обратив внимание на сгенерированные данные, можно заметить, что эти состояния размечены комбинациями из признаков «Реле Ж», «Реле З», импульсов и интервалов реле И (рис. 2). Равномерная аппроксимация и проекция многообразий (от англ. *Uniform Manifold Approximation and Projection, UMAP*) позволяет найти компромисс между глобальной и локальной структурой путем настройки гиперпараметров (параметров, позволяющие управлять процессом обучения):  $n$ -neighbours (количество соседей) и  $\min\_dict$  (минимальное расстояние)<sup>3</sup>. На рисунке 3 представлены результаты понижения размерности с помощью PCA и UMAP:

Представление данных на обоих графиках рис. 3 отчетливо позволяет выделить 4 кластера точек, которые соответствуют состояниям рельсовой цепи (прием З, Ж, КЖ, отсутствие кода), описанным ранее в четырех этапах. Однако PCA возвращает плотно упакованные наборы данных. Возможность отследить внутрикластерные различия можно только по компонентам UMAP, что делает его более наглядным для будущих анализов.

<sup>2</sup> [https://neerc.ifmo.ru/wiki/index.php?title=Уменьшение\\_размерности](https://neerc.ifmo.ru/wiki/index.php?title=Уменьшение_размерности)

<sup>3</sup> Практический опыт использования представлен на сайте <https://habr.com/ru/post/651403/>

<sup>1</sup> <https://cloud.yandex.ru/blog/posts/2022/10/machine-learning>

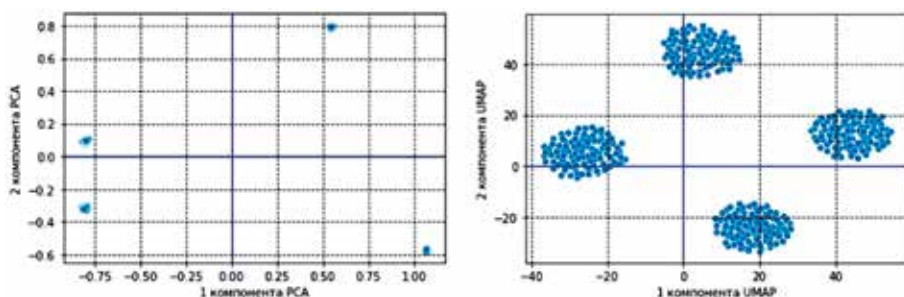


Рис. 3. Отображение на плоскости набора данных 400x14

Для последующей обработки этих данных лучше всего подойдут алгоритмы кластеризации, которые, помимо всего прочего, должны обнаружить выбросы. В реальности также учитывается объем исследуемой выборки, который наряду с вычислительной сложностью алгоритма, влияет на время его исполнения. Учитывая эти особенности и объем набора данных отличным решением станет основанная на плотности пространственная кластеризация для приложений с шумами (от англ. *Density-based spatial clustering of applications with noise, DBSCAN*) [7].

### Распознавание аномальных данных

Для того чтобы оценить эффективность моделей машинного обучения, в данных (рис. 2) следует внести аномальные экземпляры. Временные характеристики КППШ (табл. 1) подобраны таким образом, чтобы во время импульсов и пауз включались реле-счетчики (1 и 1А). Они, согласно схеме ДЯ [3, с. 885], переключают сигнальные реле на питание от конденсаторов, которые заряжаются в начальный момент времени (С1, С2 для питания реле Ж в начале первого импульса, С3 для питания реле З в начале второго импульса, если принимаемый код Ж или З). Эти конденсаторы во время длинного интервала каждого из кодов удерживают сигнальные реле под током до появления следующего импульса. Однако если изначально время интервалов будет увеличено, то реле счетчики дольше будут включены, и конденсаторам может не хватить энергии удерживать сигнальные реле не ниже напряжения отпадания якоря из-за того, что общее время кодовой посылки увеличилось. Чаще всего это происходит из-за пониженного напряжения на трансмиттерном реле ТШ (дольше притягивается его якорь). В этом случае электромеханики СЦБ перемычками на ТШ регулируют напряжение, которое влияет на время короткого интервала передаваемого кода, и на практике удерживают его от 0,12 до 0,18 с, для предотвращения сбоя. В действительности граница этой проблемной ситуации гораздо сложнее, так как в расчет нужно брать еще очень огромное количество других параметров (напряжение на ТШ, питание КППШ, основное питание ПХ-ОХ и многое другое). Однако реализовать постепенное увеличение интервала в наборе данных достаточно просто. Помехи искусственно внесены в экземпляры с 295 по 304, в результате чего наблюдалась следующая картина (рис. 4).

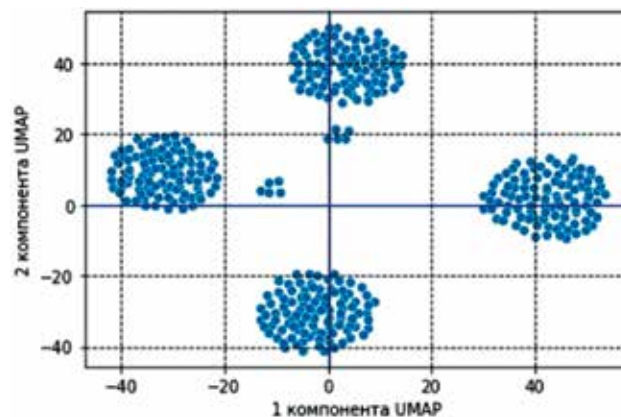


Рис. 4. Отображение на плоскости набора данных, содержащих аномальные экземпляры

Перед началом моделирования алгоритмом DBSCAN требуется настроить его гиперпараметры [7]. Они должны быть подобраны таким образом, чтобы лучшим результатом являлось детектирование только истинных аномалий, т.е. сгенерированных и заранее внесенных в датасет. Плохим в этом случае будет обнаружение либо не всех аномалий, либо дача ложно положительного результата. Данные утверждения оцениваются метриками *precision* (точность) и *recall* (полнота) в задачах классификации. Точность показывает долю истинных аномалий из всех выявленных, полнота демонстрирует способность обнаруживать их в принципе. На рис. 5 представлена зависимость этих метрик от значения гиперпараметра «eps» (радиуса круга для проверки плотности точек) алгоритма DBSCAN:

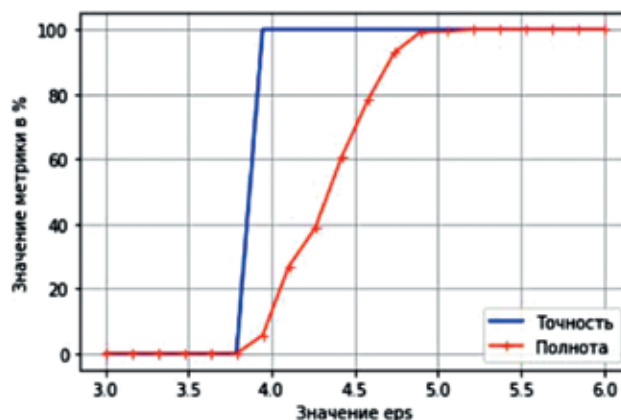
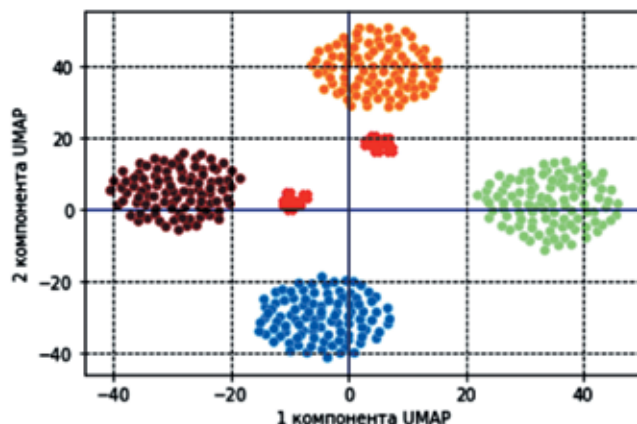


Рис. 5. Графики зависимостей  $precision = f(eps)$  и  $recall = f(eps)$



Зафиксированы аномалии в кодовых посылках № [295, 296, 297, 298, 299, 300, 301, 302, 303, 304]

Рис. 6. Результат кластеризации и детектирования аномалий алгоритмом DBSCAN

Анализируя рис. 5, можно сделать вывод о том, что уже при значении  $\text{eps} = 4$  точность достигает 100%, но, судя по полноте (10%), лишь в рамках меньшего выявленного множества из всех аномальных точек. Наиболее удачно значение  $\text{eps} = 6$ , точность и полнота при нем максимальны. Дальнейшее увеличение значение  $\text{eps}$  приведет к крайне плохой кластеризации, метрики будут численно максимальны и неинформативны, так как абсолютно все точки будут принадлежать одному большому кластеру.

Результат кластеризации алгоритмом DBSCAN<sup>1</sup> после настройки его гиперпараметров показан на рис. 6.

DBSCAN идентифицировал 4 кластера, обнаружил 10 аномалий (отмечены красным), из 10 изначально сгенерированных аномалий.

## Заключение

В результате вычислительного эксперимента обосновано использование алгоритмов ИИ к детектированию аномалий в основных устройствах приема и передачи кода на сигнальной точке на базе данных системы технической диагностики и мониторинга. Необходимость в использовании программы с поддержкой ИИ также обусловлена сложностью ручного мониторинга из-за большого количества диагностируемых параметров [8] только одной сигнальной точки. Помимо временных характеристик, контролируется также напряжение на трансмиттерном реле ТШ, на сигнальных Ж и З, основного и резервного фидеров питания и многое другое. В связи с этим дальнейшее направление исследования эффективности алгоритмом ИИ заключается в обработке всех диагностируемых параметров, и соответственно анализе предотказных состояний перед уже известными сбоями на основе реальных данных мониторинга, и выдачей оповещения за время, наиболее оптимального для проведения технического обслуживания.

<sup>1</sup> Официальная документация <https://scikit-learn.org/stable/modules/generated/sklearn.cluster.DBSCAN.html>

## Библиографический список

1. Мынцов А.А., Мынцова О.В. Организация предиктивного обслуживания динамического оборудования // Информатизация и системы управления в промышленности 2020. № 1 (85). С. 50-53. URL: [https://isup.ru/upload/pdf-zhurnala/2020/1-85-2020/050\\_053\\_Promservis.pdf](https://isup.ru/upload/pdf-zhurnala/2020/1-85-2020/050_053_Promservis.pdf) (дата обращения 29.11.2022)
2. Федоров Н.Е. Современные системы автоблокировки с тональными рельсовыми цепями: Учебное пособие. Самара: СамГАПС, 2004. 132 с.
3. Сороко В.И., Фотькина Ж.В. Аппаратура железнодорожной автоматики и телемеханики: Справочник: в 4 кн. Кн. 2.: 4-е изд. М.: ООО «НПФ «ПЛАНЕТА», 2013. 1048 с.
4. Géron A. Hands-On Machine Learning with Scikit-Learn, Keras, and TensorFlow: Concepts, Tools, and Techniques to Build Intelligent Systems. Sebastopol, CA: O'Reilly Media, 2019. 600 pp.
5. Брайт Д. Доходчиво об обучении на основе многообразий с алгоритмами IsoMap, t-SNE и LLE / Medium. URL: <https://medium.com/nuances-of-programming/доходчиво-об-обучении-на-основе-многообразий-с-алгоритмами-isomap-t-sne-и-lle-8fbb30851953> (дата обращения 29.11.2022)
6. Осколков Н. Как именно работает UMAP и почему именно он лучше tSNE / IT CHEF. URL: <https://itchef.ru/articles/309619/> (дата обращения 30.11.2022)
7. Bhattacharyya S. DBSCAN Algorithm: Complete Guide and Application with Python Scikit-Learn / Towards Data Science – официальный сайт. URL: <https://towardsdatascience.com/dbscan-algorithm-complete-guide-and-application-with-python-scikit-learn-d690cbae4c5d> (дата обращения 11.11.2022)
8. Sugizaki T. How automated anomaly detection can maximize production? // Control Engineering – официальный сайт. URL: <https://www.controleng.com/articles/how-automated-anomaly-detection-can-maximize-production/> (дата обращения 16.11.2022)

## References

1. Myntsov A.A., Myntsova O.V. Organising predictive maintenance of rotating equipment. *Informatizatsiya i sistemy upravleniya v promyshlennosti* 2020;1(85):50-53. (accessed 29.11.2022). Available at: [https://isup.ru/upload/pdf-zhurnala/2020/1-85-2020/050\\_053\\_Promservis.pdf](https://isup.ru/upload/pdf-zhurnala/2020/1-85-2020/050_053_Promservis.pdf). (in Russ.)
2. Fedorov N.E. [Modern automatic block systems with audio frequency track circuits: A study guide]. Samara: SamGUPS; 2004. (in Russ.)
3. Soroko V.I., Fotkina Zh.V. [Railway signalling equipment: a reference book in 4 volumes. Vol. 2. 4-th edition]. Moscow: OOO NPF PLANETA; 2013. (in Russ.)
4. Aurélien G. Hands-On Machine Learning with Scikit-Learn, Keras and TensorFlow: a monograph. O'Reilly; 2019. LSI 978-1-492-03264-9.
5. Bright D. [Explaining manifold learning using the IsoMap, t-SNE and LLE algorithms]. (accessed 29.11.2022). Available at: <https://medium.com/nuances-of-programming/доходчиво-об-обучении-на-основе-многообразий-с-алгоритмами-isomap-t-sne-и-lle-8fbb30851953>. (in Russ.)
6. Oskolkov N. How exactly UMAP works and why it is superior to tSNE / IT CHEF. (accessed 30.11.2022). Available at: <https://itchef.ru/articles/309619>.
7. Bhattacharyya S. DBSCAN Algorithm: Complete Guide and Application with Python Scikit-Learn. (accessed 11.11.2022). Available at: <https://towardsdatascience.com/dbscan-algorithm-complete-guide-and-application-with-python-scikit-learn-d690cbae4c5d>.
8. Sugizaki T. How automated anomaly detection can maximize production? (accessed 16.11.2022). Available

at: <https://www.controleng.com/articles/how-automated-anomaly-detection-can-maximize-production>.

## Сведения об авторе

**Канарский Вадим Андреевич** – аспирант кафедры «Вычислительная техника и компьютерная графика», преподаватель кафедры «Автоматика, телемеханика и связь» в Дальневосточном государственном университете путей сообщения, Far Eastern State Transport University; Хабаровск, Российская Федерация, e-mail: [jizzierose@yahoo.com](mailto:jizzierose@yahoo.com); SPIN-код 3411-0352

## About the author

**Vadim A. Kanarsky**, post-graduate student, Department of Computer Engineering and Computer Graphics, lecturer, Department of Automation, Remote Control and Communications, Far Eastern State Transport University; Khabarovsk, Russian Federation, e-mail: [jizzierose@yahoo.com](mailto:jizzierose@yahoo.com); SPIN code 3411-0352.

## Вклад автора в статью

**Канарским В.А.** была исследована работа схем формирования кода в автоблокировке с учетом замечаний действующих электромехаников СЦБ, проанализированы актуальные зарубежные источники информации по машинному обучению, обоснованы результаты применения этих методик в отечественных системах мониторинга.

## Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

# Консервативный метод оценки неопределенности для вероятности верхнего события дерева отказов

## A conservative method for estimating the uncertainty for the probability of an upper-level event in a fault tree

Чепурко В.А.<sup>1</sup>, Павлов А.С.<sup>1\*</sup>, Черняев А.Н.<sup>2</sup>  
Chepurko V.A.<sup>1</sup>, Pavlov A.S.<sup>1\*</sup>, Chernyaev A.N.<sup>2</sup>

<sup>1</sup>АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, <sup>2</sup>МЭИ, Москва, Российская Федерация  
<sup>1</sup>RASU, Moscow, Russian Federation, <sup>2</sup>MPEI, Moscow, Russian Federation

\*alesepavlov@rasu.ru



Чепурко В.А.



Павлов А.С.



Черняев А.Н.

**Резюме. Цель.** Цель работы состоит в построении неимитационного способа нахождения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов. Итерационные алгоритмы, основанные на методе Монте-Карло, весьма затратны по времени и вычислительным ресурсам, особенно для больших деревьев отказов. Поэтому разработка «быстрых» алгоритмов нахождения неопределенности рассчитанного дерева отказов крайне важна. **Методы.** При разработке алгоритма применялись классические методы теории вероятностей, математической статистики и теории надежности. В математическую основу алгоритма заложена центральная предельная теорема и некоторые свойства дисперсии случайной величины из теории вероятностей. В основе построения доверительного интервала, для упрощения расчетов, лежит предположение о логнормальном распределении оценки интенсивности отказов с некоторым заданным фактором ошибки – Error Factor. В качестве исходной информации используется сформированный для дерева отказов специализированными программными средствами набор минимальных сечений и параметры надежности событий, входящих в каждое из сечений. Сечения могут содержать зависимые события, объединенные в группы отказов по общим причинам (ООП). Для расчетов вероятности таких событий могут применяться различные модели учета ООП, такие как модель бета-фактора, альфа-фактора и другие. Для упрощения набора сечений используется программный код, группирующий одинаковые по значению и смыслу сечения. **Результаты.** Разработан консервативный метод построения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов. Метод не является итерационным и позволяет определять неопределенность итогового результата для произвольных по размерам деревьев отказов. **Выводы.** Алгоритм определения неопределенности может быть использован как альтернатива методу Монте-Карло в специализированных программных комплексах, рассчитывающих деревья отказов.

**Abstract. Aim.** The aim of the paper is to construct a non-simulation method for finding the confidence interval for the probability of an upper-level event of a failure tree. Iterative Monte Carlo algorithms require very much time and computational resources, especially for large fault trees. Therefore, developing “fast” algorithms for finding uncertainty in a calculated fault tree is extremely important. **Methods.** The algorithm was developed using classical methods of the probability theory, mathematical statistics and dependability theory. The mathematical foundation of the algorithm is the central limit theorem and certain properties of the dispersion of a random variable from the probability theory. To simplify calculations, the confidence interval was built on the assumption of a lognormal distribution of the failure rate estimate with a certain specified error factor. The initial information consists of a set of minimal cross-sections defined for the fault tree using specialized software tools, as well as dependability parameters of the events in each of the cross-sections. The cross-sections may contain dependent events that are part of common cause failure (CCF) groups. Various CCF accounting models, including the beta-factor model, alpha-factor model, etc., can be used to calculate the probability of such events. To simplify the set of cross-sections, a program code is used that groups the cross-sections that are identical in value and meaning. **Results.** A conservative method for constructing a confidence interval for the probability of an upper-level event in a fault tree was developed. The method is not iterative and allows identifying the uncertainty of the final result for randomly-sized fault trees. **Conclusions.** The algorithm for identifying the uncertainty can be used instead of the Monte Carlo method in specialized software suites that calculate fault trees.

**Ключевые слова:** дерево отказов, минимальное сечение, событие, модель надежности, явный отказ, скрытый отказ, отказ по общим причинам, модель альфа-фактора, модель бета-фактора, фактор ошибки, нормальное распределение, логнормальное распределение.  
**Keywords:** fault tree, minimal cut set, event, dependability model, detected failure, undetected failure, common cause failure, alpha-factor model, beta-factor model, error factor, normal distribution, lognormal distribution.

**Для цитирования:** Чепурко В.А., Павлов А.С., Черняев А.Н. Консервативный метод оценки неопределенности для вероятности верхнего события дерева отказов // Надежность. 2023. №1. С. 45-51. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-45-51>

**For citation:** Chepurko V.A., Pavlov A.S., Chernyaev A.N. A conservative method for estimating the uncertainty for the probability of an upper-level event in a fault tree. Dependability 2023;1:45-51. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-45-51>

**Поступила 08.11.2022/ После доработки 28.11.2022/ К печати 14.03.2023**

**Received on: 08.11.2022/ Revised on: 28.11.2022/ For printing: 14.03.2023**

## Введение

Дерево отказов (ДО) позволяет графически и логически изобразить сочетание условий, вызывающее отказ технической системы, состоящей из определенного набора компонентов. Стратегия технического обслуживания компонента может быть различна, и именно она определяет математическую модель надежности соответствующего события в дереве отказов. Компоненты системы имеют наработки до отказа, обычно подчиняющиеся экспоненциальному распределению. Наряду с моделью надежности, входной информацией является и параметр закона распределения, в случае экспоненциального закона это интенсивность или средняя наработка. Этот параметр редко является точно известным и на самом деле чаще всего является статистической оценкой, обладающей известной долей неопределенности. Эта неопределенность обусловлена объемом статистического материала, на основании которого была сделана оценка интенсивности. Анализ неопределенности ДО позволяет рассчитать неопределенность вероятности верхнего события дерева отказов (ВСДО), возникающую из неопределенностей в исходных данных базисных событий. Неопределенность определяется дисперсией вероятности ВСДО и представляется в виде доверительного интервала определенной надежности.

## 1. Построение алгоритма. Приближенная нормальность

При разработке алгоритма применялись классические методы теории вероятностей, математической статистики и теории надежности [1-6]. Для приближенного нахождения вероятности ВСДО может использоваться метод суммирования вероятностей минимальных сечений. В случае если система состоит из высоконадежных элементов, вычислительная ошибка при таком способе нахождения вероятности будет мала. Таким образом, можно считать, что вероятность ВСДО примерно определяется суммой вероятностей базисных событий. Следовательно, и неопределенность ВСДО будет определяться суммарной, накопленной от всех минимальных

сечений неопределенностью. В математической основе алгоритма оценки неопределенности лежит консервативный подход, основанный на центральной предельной теореме (ЦПТ) теории вероятностей. Теорема утверждает, что сумма достаточно большого количества слабо зависимых величин при определенных условиях имеет распределение, близкое к нормальному. Одно из основных предположений анализа ДО состоит в том, что базисные события независимы. Однако развитый современный анализ ДО нарушает это предположения, разрешая несовместные, повторяющиеся события, события, связанные с отказами по общей причине (ООП), динамические операторы (динамические «вентили»). Тем не менее, в ситуации с большим количеством независимых компонентов системы, связанных классическими «статическими» операторами, с большой долей вероятности можно утверждать, что, даже учитывая наличие обозначенных выше событий и операторов, можно говорить о существовании слабой зависимости, т. е. о верности предположений ЦПТ. Ведь если взять два произвольных случайных события, связанных с двумя различными компонентами, не входящими в одну группу ООП, не объединенных одним динамическим оператором, то такие события будут по-прежнему независимы. Кроме того, ниже при построении алгоритма будет следовать этап группирования одинаковых по смыслу и значению вероятности событий, после которого будут образованы группы практически независимых событий, коэффициент корреляции которых будет того же порядка, что и геометрическое среднее их вероятностей при условии малости последних. Например, если оценивать корреляцию между двумя событиями:

$I(A) = \{\text{Независимый отказ элемента } A\}$  и  $C(A,B,D) = \{\text{ООП элементов } A,B,D\}$ , то

$$\rho(I,C) = \frac{P(I \cdot C) - P(I)P(C)}{\sqrt{P(I)P(C)P(\bar{I})P(\bar{C})}} \approx -\sqrt{P(I)P(C)}, \quad (1)$$

т. к.  $P(I \cdot C) = 0$  в силу несовместности этих событий.

Таким образом, для построения доверительного интервала в силу приближенной нормальности конечного результата достаточно оценить его дисперсию,



предполагая известными дисперсии параметров базисных событий.

## 2. Построение алгоритма. Дисперсия вероятности сечения

В этом разделе опишем способ получения дисперсии минимального сечения. Произвольное минимальное сечение, вообще говоря, образовано произведением некоторой совокупности событий, среди которых могут быть события, связанные с отказом компонента по независимой от аналогичных компонентов причине, с группой ООП-компонентов (отказавших по общей причине), с отказом независимых компонентов. Будем предполагать, что произвольное сечение образовано независимыми в совокупности событиями.

Не ограничивая общности рассуждений, будем считать, что оценки интенсивностей отказов для базисных событий  $\lambda_i$  в ДО имеют логнормальное распределение  $LogN(\mu_i, \sigma_i^2)$  с некоторым фактором ошибки  $EF_{\varepsilon,i}$ .

Фактор ошибки и квантиль нормального закона  $u_\varepsilon$  уровня  $\varepsilon$  определяют параметр  $\sigma_i$ :

$$\sigma_i = \frac{\ln EF_{\varepsilon,i}}{u_\varepsilon}, \quad (2)$$

Дисперсия оценки  $\lambda_i$  связана со средним значением и параметром  $\sigma_i$  формулой:

$$var(\lambda_i) = E^2(\lambda_i) \delta_i^2, \quad (3)$$

где  $E(\lambda_i) = \exp\left(\mu_i + \frac{\sigma_i^2}{2}\right)$  – среднее значение, (4)

$\delta_i^2 = [\exp(\sigma_i^2) - 1]$  – дополнительный параметр. (5)

Вначале определим дисперсию вероятности каждого возможного события в минимальном сечении. Для каждого базисного события определяется его вероятность согласно выбранной модели надежности. Рассмотрим две модели надежности:

$$Q_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + v_i} \left(1 - \exp(-(\lambda_i + v_i)t)\right) - \text{модель явных отказов}, \quad (6)$$

$$Q_i = 1 - \exp(-\lambda_i(t \bmod \tau_i)) - \text{модель скрытых отказов}, \quad (7)$$

где  $v_i$  – интенсивность восстановления после выявления явных отказов,  $A \bmod B$  – остаток от деления  $A$  на  $B$ ,  $\tau_i$  – период проведения профилактических работ, при проведении которых обнаруживаются недиагностируемые отказы,  $t$  – расчетное время.

Для оценки математического ожидания  $E(Q_i)$  и дисперсии вероятности  $var(Q_i)$  воспользуемся известным [3] методом линеаризации:

$$E(Q_i) \approx Q_i(E(\lambda_i)), \quad (8)$$

$$var(Q_i) \approx c_i^2 var(\lambda_i), \quad (9)$$

где  $c_i = \frac{\partial Q_i}{\partial \lambda_i} \Big|_{\lambda_i = E(\lambda_i)}$ .

Для модели явных отказов получается:

$$E(Q_i) \approx \frac{E(\lambda_i)}{E(\lambda_i) + v_i} \left(1 - \exp(-(E(\lambda_i) + v_i)t)\right), \quad (10)$$

$$c_i = \exp(-(E(\lambda_i) + v_i)t) \frac{E(\lambda_i)t(E(\lambda_i) + v_i) - v_i}{(E(\lambda_i) + v_i)^2} + \frac{v_i}{(E(\lambda_i) + v_i)^2}. \quad (11)$$

Для модели скрытых отказов:

$$E(Q_i) = 1 - \exp(-E(\lambda_i)(t \bmod \tau_i)), \quad (12)$$

$$c_i = (t \bmod \tau_i) \cdot \exp(-E(\lambda_i)(t \bmod \tau_i)). \quad (13)$$

Таким образом, с помощью (8)-(13) можно оценить дисперсию вероятности события, связанного с отказом независимого компонента.

Рассмотрим случай, когда в сечении содержится событие, связанное с ООП подгруппы из группы компонентов, подверженных ООП. Пусть  $k$  – объем такой подгруппы,  $Q_{k,i}$  – общая (как по зависимым, так и по независимым причинам) вероятность отказа компонента группы. Тогда, вероятность ООП  $k$  элементов равна

$$Q_{k,i} = \alpha Q_{i,p}, \quad (14)$$

где  $\alpha$  – коэффициент, определяемый согласно принятой модели учета ООП, альфа-, бета-фактора или какой-нибудь иной модели. Тогда очевидно, что

$$E(Q_{k,i}) = \alpha \cdot E(Q_{i,p}), \quad (15)$$

$$var(Q_{k,i}) = \alpha^2 var(Q_{i,p}) = (\alpha c_i)^2 var(\lambda_i). \quad (16)$$

Заметим, что в случае  $k=1$  мы получаем оценку дисперсии вероятности независимого отказа.

Теперь определим дисперсию произвольного сечения, состоящего из произведения  $n$  вероятностей независимых событий:

$$\begin{aligned} var\left(\prod_1^n Q_i\right) &= \prod_1^n E(Q_i^2) - \prod_1^n E^2(Q_i) = \\ &= \prod_1^n (var(Q_i) + E^2(Q_i)) - \prod_1^n E^2(Q_i). \end{aligned} \quad (17)$$

При анализе минимальных сечений нетрудно заметить, что в случае, когда система содержит резервированные каналы с идентичными по показателям

надежности элементами, сечения содержат сочетания похожих по смыслу событий, отличающихся лишь принадлежностью к каналу. Такая же ситуация возникает при учете ООП, точнее при применении моделей альфа-фактора, греческих букв и других моделей, в которых возможны произвольные сочетания в подгруппах групп ООП. При этом вероятности таких «похожих» сечений, очевидно, одинаковы.

Для упрощения работы алгоритма имеет смысл сгруппировать такие похожие сечения. При этом сечения, входящие в одну группу, будут слабо коррелированы в случае высоконадежного оборудования. Например, пусть для отказа системы из четырех параллельно соединенных элементов  $A, B, C, D$  требуется отказ любых трех. В этом случае группой «похожих» сечений будет группа, образованная четырьмя несовместными, имеющими одинаковую вероятность, событиями:

$$\{C(A, B, C), C(A, B, D), C(A, C, D), C(B, C, D)\}.$$

Если оценивать корреляцию любых (например, первых) двух событий из этой группы, то получим следующий результат:

$$\rho(C(A, B, C), C(A, B, D)) \approx -P(C(A, B, C)).$$

Т.е. корреляция таких событий будет иметь тот же порядок, что и вероятность отказа, что в случае высоконадежного оборудования – малая величина. Таким образом, можно считать, что события, входящие в одну группу независимы.

Пусть  $s_1, \dots, s_k$  – вероятности сечений, входящих в группу «похожих» сечений, и  $var(s_i) = S$ . Тогда

$$var \sum_{i=1}^k s_i \approx \sum_{i=1}^k var(s_i) = kS. \quad (18)$$

Таким образом, групповая дисперсия оценивается дисперсией вероятности произвольного сечения из группы, помноженной на объем группы –  $k$ .

Осталось рассмотреть вопрос определения суммарной дисперсии ВСДО. Консервативная оценка дисперсии ВСДО подобна (18). Пусть  $g_1, \dots, g_m$  – группы «похожих» сечений, и  $var(g_i) = G_i$ . Тогда

$$\begin{aligned} var \sum_{i=1}^m g_i &= \sum_{i=1}^m var(g_i) + 2 \sum_{i < j} cov(g_i, g_j) \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^m G_i + 2 \sum_{i < j} \sqrt{G_i G_j} = \left( \sum_{i=1}^m \sqrt{G_i} \right)^2. \end{aligned} \quad (19)$$

В неравенствах (18) и (19) использовалось известное свойство ковариации:

$$|cov(a, b)| \leq \sqrt{var(a) var(b)}. \quad (20)$$

### 3. Алгоритм

Приведем пошаговое описание алгоритма расчета неопределенности ВСДО.

Вначале с помощью специализированного на анализе ДО ПО необходимо вывести в удобном виде набор минимальных сечений и вспомогательную дополнительную информацию. Удобство заключается в том, чтобы на следующих шагах алгоритма каждому событию произвольного выведенного минимального сечения можно было установить параметры надежности, согласно которым была рассчитана его вероятность. Под параметрами надежности здесь понимается следующие показатели.

Модель надежности – (6), (7) или какая-то иная.

Значения интенсивностей отказов, восстановлений, периодов профилактик и прочее.

Индикатор принадлежности события к событиям, связанными ООП. К примеру, в случае если событие не принадлежит к ООП-событиям, то индикатор равен 0, в противном случае значения индикатора указывают о том, какая модель учета ООП применялась.

Параметры модели учета ООП, в случае если событие относится к этому классу.

Далее группируются «похожие» сечения. При этом если сечений чрезмерно много, возможен отбор наиболее значимых групп сечений, у которых суммарная накопленная вероятность близка к 100%. Процент выбирается самостоятельно. На выходе мы имеем  $m$  – количество групп «похожих» событий,  $k_i$  ( $i=1, 2, \dots, m$ ) – объемы этих групп и параметры надежности, приведенные на первом шаге алгоритма, соответствующие каждому событию каждой группы. Заметим, что в каждой группе после группирования окажется по одному сечению-представителю группы.

Вводится параметр неопределенности исходных данных. К примеру, в этой статье в качестве такового выступает фактор ошибки логнормального закона. На самом деле здесь возможны и иные варианты.

По формулам (3)–(13) определяются среднее –  $E(Q_i)$  и дисперсия –  $var(Q_i)$  для каждого события из сечения – представителя группы. В случае если событие относится к ООП, дополнительно применяются формулы (14)–(16).

По формуле (17) находится дисперсия сечения представителя группы.

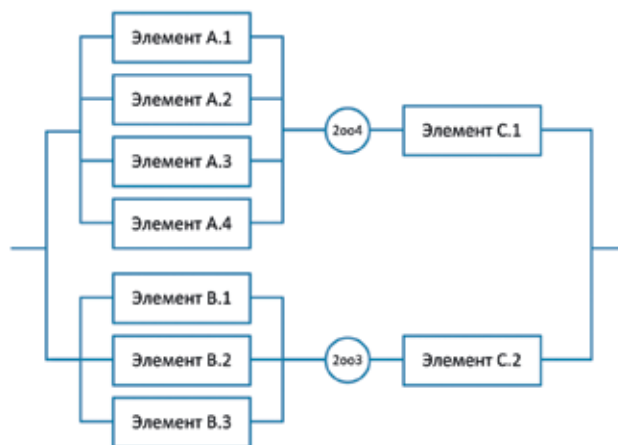


Рис. 1. Структурная схема анализируемой системы

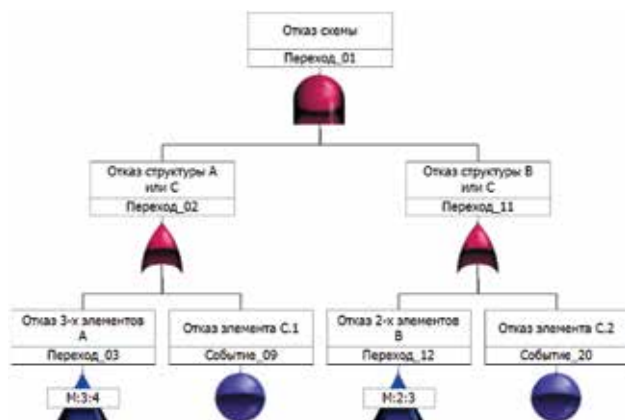


Рис. 2. ДО анализируемой системы

Согласно (18) полученную дисперсию необходимо умножить на  $k_i$  – объем группы. Тем самым получается суммарная дисперсия группы.

Для консервативного расчета суммарной дисперсии всего дерева отказов – согласно (19) необходимо сложить среднеквадратические отклонения каждой группы –  $\sqrt{G_i}$  и возвести их в квадрат.

Определить методом суммирования минимальных сечений вероятность ВСДО – среднее значение. Далее, принимая во внимание факт приближенной нормальности полученной оценки и зная оценку дисперсии, можно построить одно- и двусторонние доверительные интервалы, проверить значимость или соответствие требованиям ТЗ.

#### 4. Пример применения метода расчета неопределенности ВСДО

В качестве примера применим предложенный метод построения доверительного интервала для вероятности ВСДО. На рис. 1 представлена структурная схема анализируемой системы. Система содержит элементы с различными моделями обслуживания, факторами зависимости и применением различных логик голосования.

На основании схемы, представленной на рис. 1, строится ДО. ДО приведено на рис. 2–4. Параметры базовых событий ДО приведены в табл. 1. Группы отказов по общей причине приведены в табл. 2.

В табл. 3 приведены основные группы «похожих» сечений, составляющих 99,3% суммарной вероятности отказа, посчитанной суммированием вероятностей сечений. Во втором столбце указана группа сечений, при этом 2оо3 обозначает отказ по общим причинам произвольных 2-х из 3-х элементов группы. Очевидно, что количество различных комбинаций элементов будет определяться комбинаторным числом сочетаний  $C_3^2 = 3$ . Так вторая группа имеет 3 варианта сечений, четвертая группа –  $C_4^3 \cdot C_3^2 = 12$ . В четвертом столбце приведены вероятности отказа группы, рассчитанные по (18). В последнем столбце приведены результаты расчета групповых дисперсий –  $G_i$ . Расчет по (19) приводит к итоговому результату.

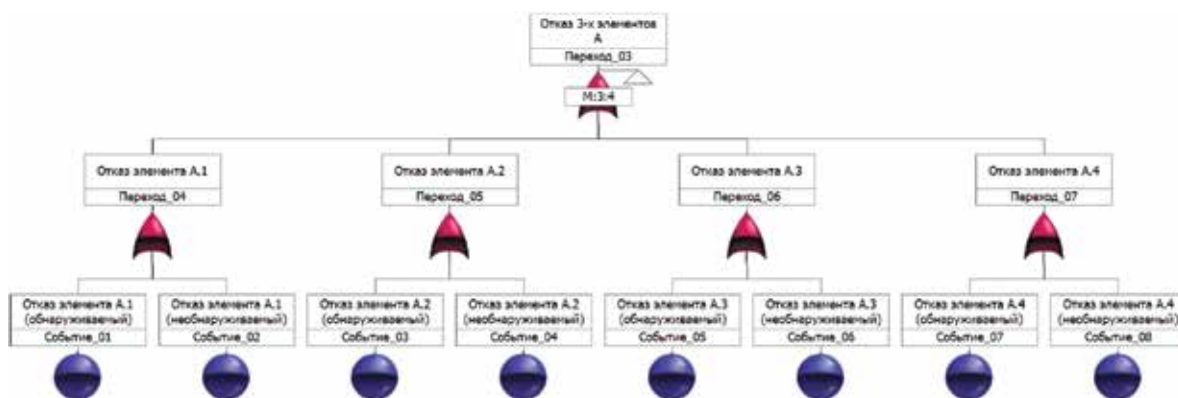


Рис. 3. ДО анализируемой системы. Продолжение

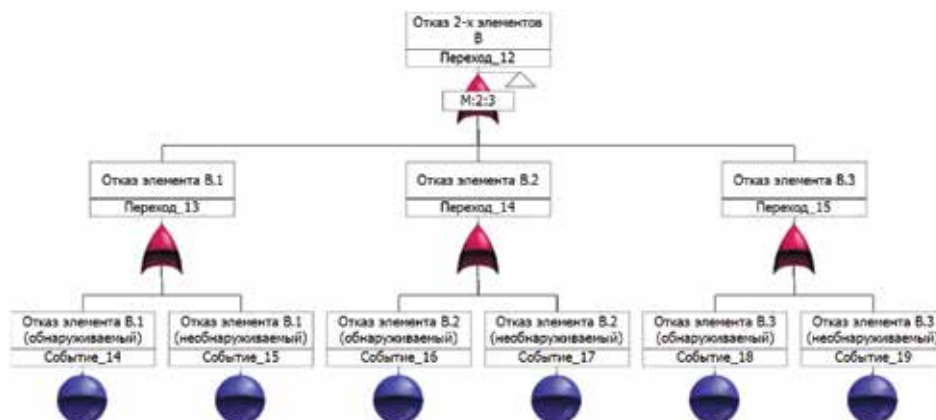


Рис. 4. ДО анализируемой системы. Окончание

Табл. 1. Параметры базовых событий ДО

Элемент	Модель	Параметры модели			Группа ООП
		Интенсивность отказов, $\lambda$ , 1/ч	Время восстановления, $t_{восст}$ , ч	Интервал между проверками, $T$ , ч	
A.1, A.2, A.3, A.4.	Модель явных отказов	$9,5000 \times 10^{-7}$	8	–	CCF_A_d
	Модель скрытых отказов	$5,0000 \times 10^{-8}$	–	8760	CCF_A_u
B.1, B.2, B.3.	Модель явных отказов	$9,9000 \times 10^{-7}$	8	–	CCF_B_d
	Модель скрытых отказов	$1,0000 \times 10^{-8}$	–	8760	CCF_B_u
C.1, C.2.	Модель явных отказов	$4,1668 \times 10^{-10}$	8	–	CCF_C

Табл. 2. Группы отказов по общей причине

Группа	Количество элементов в группе	Элементы в группе	Модель ООП	Значение параметров модели
CCF_A1_d	4	A.1, A.2, A.3, A.4	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,974082$ ; $\alpha_2 = 0,017000$ ; $\alpha_3 = 0,005890$ ; $\alpha_4 = 0,002980$
CCF_A1_u	4	A.1, A.2, A.3, A.4	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,974082$ ; $\alpha_2 = 0,017000$ ; $\alpha_3 = 0,005890$ ; $\alpha_4 = 0,002980$
CCF_B1_d	3	B.1, B.2, B.3	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,975506$ ; $\alpha_2 = 0,018700$ ; $\alpha_3 = 0,005790$
CCF_B1_u	3	B.1, B.2, B.3	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,975506$ ; $\alpha_2 = 0,018700$ ; $\alpha_3 = 0,005790$
CCF_C	2	C.1, C.2	Модель бета-фактора	$\beta = 0,01$

Табл. 3. Расчет дисперсии вероятности отказа сечений – «похожих» групп

№	Группа	Объем группы	Вероятность отказа группы	Дисперсия группы
1	CCF_C (2oo2)	1	$2,45 \times 10^{-1}$	$2,16 \times 10^{-22}$
2	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	3	$1,74 \times 10^{-1}$	$7,96 \times 10^{-23}$
3	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	1	$5,37 \times 10^{-2}$	$2,29 \times 10^{-23}$
4	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	12	$3,43 \times 10^{-1}$	$7,77 \times 10^{-23}$
5	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	4	$1,06 \times 10^{-1}$	$2,24 \times 10^{-23}$
6	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_d (2oo3)	3	$1,58 \times 10^{-2}$	$6,60 \times 10^{-25}$
7	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_d (3oo3)	1	$4,89 \times 10^{-3}$	$1,90 \times 10^{-25}$
8	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_d (2oo3)	12	$3,12 \times 10^{-2}$	$6,44 \times 10^{-25}$
9	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_d (3oo3)	4	$9,67 \times 10^{-3}$	$1,85 \times 10^{-25}$
10	CCF_A1_d (4oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	3	$3,03 \times 10^{-3}$	$2,43 \times 10^{-26}$
11	CCF_A1_d (4oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	1	$9,39 \times 10^{-4}$	$6,99 \times 10^{-27}$
12	CCF_A1_d (3oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	12	$5,99 \times 10^{-3}$	$2,37 \times 10^{-26}$
...	...	...	...	...

Необходимо отметить, что расчеты неопределенности проводились в предположении одинаковой неопределенности в исходных данных с фактором ошибки  $EF = 2$  и доверительной вероятностью 95%. Расчеты

коэффициента неготовности проводились на момент времени 8700 ч.

Оценка коэффициента неготовности, полученная методом суммирования вероятностей сечений, равна:

$$K_{не} = 1,35369 \times 10^{-10}$$

Оценка дисперсии и среднеквадратического отклонения равны соответственно:

$$\text{var}(K_{не}) = 2,00869 \times 10^{-21}, \sigma = 4,48184 \times 10^{-11}$$

Двусторонний доверительный интервал надежности  $\delta=0,95$  для  $K_{не}$ :

$$K_{не} \pm u_{(1+\delta)/2} \cdot \sigma = (4,75269 \times 10^{-11}, 2,23212 \times 10^{-10}),$$

где  $u_\varepsilon$  – квантиль стандартного нормального закона уровня  $\varepsilon$ .

Левосторонний и правосторонний интервалы равны соответственно:

$$(K_{не} - u_\delta \cdot \sigma, 1) = (6,16496 \times 10^{-11}, 1),$$

$$(0, K_{не} + u_\delta \cdot \sigma) = (0, 2,09089 \times 10^{-10}).$$

## Заключение

В статье приведен алгоритм консервативного оценивания неопределенности вероятности ВСДО. Имеющееся специализированное ПО для анализа ДО в этом случае применяет имитационное моделирование, которое в случае даже небольших по числу компонентов систем требует больших ресурсов времени, особенно когда необходимо учесть возможные ООП. В принципе, алгоритм несложно (да и неплохо бы) внедрить в такое ПО для альтернативной (итерационному способу) возможности поиска неопределенности. Однако возможна и самостоятельная реализация алгоритма, но с генерацией минимальных сечений специализированным ПО на начальном этапе.

## Библиографический список

- ГОСТ Р 27.302-2009. Надежность в технике. Анализ дерева неисправностей М.: Стандартиформ, 2012. IV, 22 с.
- W.E. Vesely, F.F. Goldberg, N.H. Roberts et al. Fault Tree Handbook. Washington, D.C., 1981. NUREG-0492.
- Вентцель Е.С. Теория вероятностей: Учеб. для вузов. М.: Высш. шк., 2006. 575 с.
- Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов: Учебное пособие. СПб.: Питер, 2005. 479 с., ил.
- Викторова В.С., Степанянц А.С. Модели и методы расчета надежности технических систем. М.: ЛЕНАНД, 2016. 256 с.
- Максимов Ю.Д. Вероятностные разделы математики: Учебник для бакалавров технических направлений. СПб.: Иван Федоров, 2001. 592 с., ил.

## References

- [1]. GOST R 27.302-2009. Dependability in technics. Fault tree analysis. Moscow: Standartinform; 2012. (in Russ.)
- [2]. W. Vesely et al. Fault Tree Handbook. NUREG-0492, US Nuclear Regulatory Commission; Washington, D.C.; 1981.
- [3]. Ventzel E.S. Probability theory: A study guide for higher educational establishments. Moscow: Vysshaya Shkola; 2006. (in Russ.)

[4]. Cherkosov G.N. [Dependability of hardware and software systems: a study guide]. Saint Petersburg: Piter; 2005. (in Russ.)

[5]. Viktorova V.S., Stepaniants A.S. [Models and methods of technical system dependability calculation]. LENAND (URSS); 2016. (in Russ.)

[6]. Maksimov Yu.D. [Probability-related branches of mathematics: a textbook for bachelors of engineering]. Saint Petersburg: Ivan Fedorov; 2001. (in Russ.)

## Сведения об авторах

**Чепурко Валерий Анатольевич** – кандидат физико-математических наук, доцент, главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, e-mail: VAChepurko@rasu.ru

**Павлов Алексей Сергеевич** – главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru

**Черняев Алексей Николаевич** – кандидат технических наук, доцент, заведующий кафедрой автоматизированных систем управления тепловыми процессами МЭИ, Москва, Российская Федерация, e-mail: ChernyaevAN@mpei.ru

## About the authors

**Valery A. Chepurko**, Candidate of Physics and Mathematics, Associate Professor, Chief Specialist, Division for Computational Substantiation of Design Solutions, RASU, Moscow, Russian Federation, e-mail: VAChepurko@rasu.ru

**Aleksei S. Pavlov**, Chief Specialist, Division for Computational Substantiation of Design Solutions, RASU, Moscow, Russian Federation, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru

**Alexey N. Chernyaev**, Candidate of Engineering, Associate Professor, Head of the Department of Automated Thermal Management Systems, MPEI, Moscow, Russian Federation, e-mail: ChernyaevAN@mpei.ru

## Вклад авторов в статью

Авторами разработана методика для неимитационного способа нахождения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов.

**Чепурко В.А.** разработал методику оценки неопределенности.

**Павлов А.С.** разработал алгоритм применения методики оценки неопределенности и реализовал его в соответствующем программном обеспечении для расчета надежности.

**Черняев А.Н.** разработал пример применения методики оценки неопределенности.

## Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

# Вариационный критерий равномерности

## Variational criterion of evenness

Воловик А.В.<sup>1</sup>  
Volovik A.V.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>АО «ОДК-Климов», Санкт-Петербург, Российская Федерация  
<sup>1</sup>UEC-Klimov JSC, Saint Petersburg, Russian Federation

[volovik\\_aleksandr@mail.ru](mailto:volovik_aleksandr@mail.ru)



Воловик А.В.

**Резюме. Цель.** Разработан критерий для проверки гипотезы о равномерном законе распределения наблюдений случайных величин в выборках малого объема. Формирование критерия заключается в построении из выборочных наблюдений вариационного ряда в порядке возрастания и делении каждого предыдущего члена этого ряда на крайний член с последующим его отбрасыванием. С полученным новым вариационным рядом поступают аналогично до тех пор, пока не останется одно частное, являющееся значением критерия. **Методы.** В статье применяются методы теории вероятностей и математической статистики. **Результаты.** Предложенный критерий обладает достаточной эффективностью для различения выборок минимального объема для статистически близких гипотез, таких как гипотеза о равномерном законе распределения и гипотеза о бета-распределении 1-го рода. **Выводы.** Предлагаемый в статье подход позволяет достаточно просто реализовать процедуру последовательного анализа (обнаружение «разладки» процесса). Такая процедура позволяет выявлять «разладку» (отклонение распределения наблюдений от равномерного закона) с достаточной для практики интенсивностью.

**Abstract. Aim.** The author has developed a criterion to test the hypothesis of a uniform distribution for random variable observations in small samples. The criterion is built by using sample observations to construct a variation series in ascending order and dividing each previous term of this series by the extreme term, then discarding it. The resulting new variation series is processed similarly until there is only one quotient left that is the criterion value.

**Methods.** The paper uses methods of the probability theory and mathematical statistics.

**Results.** The suggested criterion is sufficiently efficient for distinguishing between samples of minimal size for statistically similar hypotheses, such as the hypothesis of a uniform distribution law and the hypothesis of a beta distribution of the first kind. **Conclusions.** The approach suggested in the paper makes it quite simple to implement the sequential analysis procedure (detection of a “dissonance” in a process). Such a procedure allows detecting a “dissonance” (deviation of the distribution of observations from the uniform law) with a practically sufficient rate.

**Ключевые слова:** вариационный ряд, плотность распределения, статистика, гипотеза, достигаемый уровень значимости, последовательный анализ.

**Keywords:** ordered sample, frequency distribution, statistics, hypothesis, achievable significance level, sequential analysis.

**Для цитирования:** Воловик А.В. Вариационный критерий равномерности // Надежность. 2023. №1. С. 52-55. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-52-55>

**For citation:** Volovik A.V. Variational criterion of evenness. Dependability 2023;1:52-55. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-52-55>

**Поступила 21.10.2022/ После доработки 12.12.2022 / К печати 14.03.2023**  
**Received on: 21.10.2022/ Revised on: 12.12.2022 / For printing: 14.03.2023**

## Введение

Множество приложений, в которых сталкиваются с использованием модели равномерного закона распределения вероятностей, объясняет повышенный интерес к выбору простых в вычислительном отношении и эффективных критериев проверки гипотез о принадлежности анализируемых выборок равномерному закону [1].

Таких критериев разработано достаточно много. Однако при обработке малых выборок наблюдений, которые характеризуют высоконадежные или уникальные изделия, большинство из них дают неоднозначный результат. Для повышения достоверности используют мультипликативное объединение известных критериев [2]. При этом усложняется процедура проверки.

**Метод**

Сложность постановки и решения задач построения наилучших критериев при данном объеме статистического материала обусловлена тем обстоятельством, что искомое решение часто в сильной степени зависит от конкретного типа распределения, объема выборки и не может быть объектом достаточно общей математической теории [3]. Одним из способов формирования критерия для проверки равномерности распределения случайных величин является использование неубывающего вариационного ряда [4] для построения статистики критерия.

Для наблюдаемых значений, составляющих случайную выборку  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  независимых непрерывных случайных величин из одной генеральной совокупности, при сортировке в неубывающем порядке получен вариационный ряд  $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(k)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ , члены которого представляют собой наблюдаемые значения  $(x_{(1)}, \dots, x_{(k)}, \dots, x_{(n)})$  порядковой статистики  $(X_{(1)}, \dots, X_{(k)}, \dots, X_{(n)})$ . Разделив первые  $n - 1$  членов вариационного ряда на  $x_{(n)}$ , получим вариационный ряд

$$\frac{x_{(1)}}{x_{(n)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(k)}}{x_{(n)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(n-1)}}{x_{(n)}}. \quad (1)$$

Аналогичным образом из ряда (1), можно получить ряд

$$\frac{x_{(1)}}{x_{(n-1)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(k)}}{x_{(n-1)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(n-2)}}{x_{(n-1)}}. \quad (2)$$

Продолжая далее ...

$$\frac{x_{(1)}}{x_{(n-m)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(k)}}{x_{(n-m)}} \leq \dots \leq \frac{x_{(n-m-1)}}{x_{(n-m)}}, \quad (3)$$

... получим в итоге безразмерную статистику

$$v = \frac{x_{(1)}}{x_{(2)}}, \quad (4)$$

которая полностью характеризует исходную выборку  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , т.к. в ее формировании участвовали все  $n$  наблюдений путем последовательных делений (1), (2), ..., (3), ... и соответствующих сокращений. И, что характерно, из всей совокупности наблюдаемых значений  $(x_{(1)}, \dots, x_{(k)}, \dots, x_{(n)})$  достаточно двух наименьших наблюдений  $x_{(1)}$  и  $x_{(2)}$ .

Таким образом, для выборки любого размера статистика  $v$  представляет собой частное от деления первой наименьшей из  $n$  независимых одинаково распределенных случайных величин на вторую наименьшую. Докажем для этого случая следующую теорему [5].

*Теорема.* Пусть дана выборка, состоящая из двух независимых случайных величин  $\{x_1, x_2\}$  равномерно распределенных в интервале  $[0;1]$ , и пусть из них составлен вариационный ряд  $x_{(1)} \leq x_{(2)}$ . Тогда отношение  $v = x_{(1)}/x_{(2)}$  распределено равномерно в интервале  $[0;1]$ .

*Доказательство.* Плотность вероятности совместного распределения упорядоченных случайных величин  $x_{(1)} \leq x_{(2)}$ , изначально независимых равномерно распре-

деленных в интервале  $[0;1]$ , запишется следующим образом [6]

$$f_{x_{(1)}, x_{(2)}}(x_{(1)}, x_{(2)}) = 2! \prod_{i=1}^2 f_{x_{(i)}}(x_{(i)}) = 2!, \quad (5)$$

где  $f_{x_{(i)}}(x_{(i)})$  – плотность распределения  $i$ -й порядковой статистики.

Введем в рассмотрение две статистики (по числу членов вариационного ряда)

$$v_1 = \frac{x_{(1)}}{x_{(2)}} \quad \text{и} \quad v_2 = x_{(2)}. \quad (6)$$

Так как обратные преобразования  $x_{(1)} = v_1 v_2$  и  $x_{(2)} = v_2$  случайных величин (6) взаимно однозначны, то плотность совместного распределения

$$f_{v_1, v_2}(v_1, v_2) = f_{x_{(1)}, x_{(2)}}(x_{(1)}, x_{(2)})_{x_{(i)}=x_{(i)}(v_1, v_2)} \cdot |J|, \quad (7)$$

где  $J = \frac{\partial(x_{(1)}, x_{(2)})}{\partial(v_1, v_2)}$  – якобиан.

Тогда, с учетом (5) плотность совместного распределения (7) запишется следующим образом

$$f_{v_1, v_2}(v_1, v_2) = 2! v_2. \quad (8)$$

Исключая вспомогательную переменную  $v_2$  путем интегрирования выражения (8) по области значений  $v_2$ , получим плотность переменной  $v_1$

$$f_{v_1}(v_1) = \int_0^1 f_{v_1, v_2}(v_1, v_2) dv_2 = \int_0^1 2v_2 dv_2 = 1! \quad (9)$$

Результат (9) свидетельствует о равномерном законе распределения переменной  $v_1$  в интервале  $[0;1]$ .

На рис. 1 приведен результат статистической проверки гипотезы о равномерном распределении отношения (4) при объеме выборки  $n=2$  и числе реализаций  $N=5000$  с помощью стандартного пакета STATISTICA.

На данном и последующих рисунках над гистограммой выведен заголовок, в котором указана анализируемая переменная Var1, предполагаемый закон распределения (Rectangular – равномерный), значение критерия

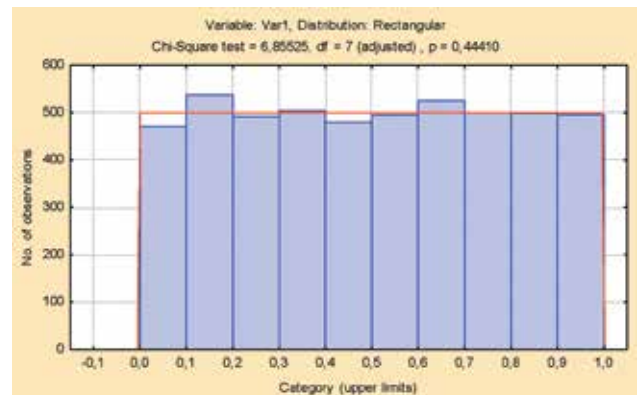


Рис. 1. Проверка гипотезы о равномерном законе распределения статистики  $v$  при  $n=2$

$\chi^2=6,86$ , число степеней свободы  $df = 7$  и  $p$ -уровень значимости критерия, который определяет вероятность ошибки при отклонении гипотезы от равномерного закона. Так как вероятность ошибки достаточно велика, примерно 0,44 (что значительно больше 0,05), отвергнуть гипотезу о соответствии закона распределения равномерному оснований нет [7].

Таким образом, равномерность распределения статистики (4) критерия подтверждена статистически. При этом независимо от объема  $n$  исходной выборки из генеральной совокупности с равномерным законом распределения, статистика (4) будет распределена равномерно в интервале  $[0;1]$ .

На рис. 2 приведен результат статистической проверки гипотезы о равномерном распределении отношения (4) при объеме выборки  $n=10$  и числе реализаций  $N=5000$ .



Рис. 2. Проверка гипотезы о равномерном законе распределения статистики  $v$  при  $n=10$

Так как вероятность ошибки при отклонении гипотезы от равномерного распределения достаточно велика, примерно 0,8 (что значительно больше 0,05), то отвергнуть гипотезу о соответствии закона распределения равномерному также оснований нет.

**Результат.** Для оценки эффективности критерия в качестве альтернативы равномерному закону (гипоте-

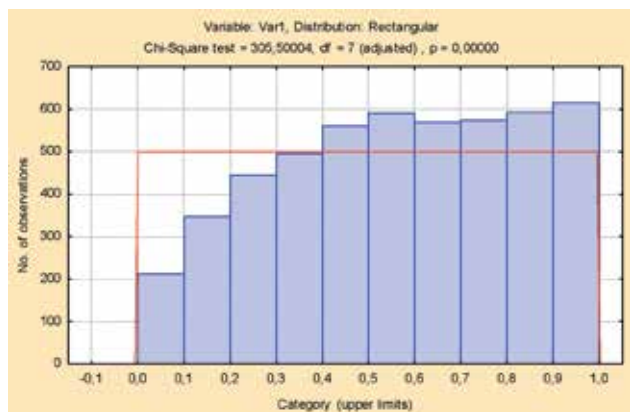


Рис. 3. Проверка гипотезы о равномерном распределении статистики  $v$  для  $H_1$  при  $n=2$

за  $H_0$ ) рассмотрим гипотезу  $H_1$  о бета-распределении 1-го рода с параметрами  $\alpha = \beta = 1,5$  на интервале  $[0;1]$ , как это рассматривалось в [1]. Заметим, что при  $\alpha = \beta = 1,0$  бета-распределение вырождается в равномерное.

На рис. 3 приведен результат проверки гипотезы о равномерном распределении статистики  $v$  критерия для  $H_1$  при объеме выборки  $n=2$ .

Поскольку вероятность ошибки при отклонении гипотезы о равномерном законе  $p = 0$ , что меньше значения 0,05, то имеются основания отвергнуть гипотезу о соответствии закона равномерному распределению.

На рис. 4 приведена проверка гипотезы о равномерном распределении статистики  $v$  критерия для  $H_1$  при объеме выборки  $n=10$ .

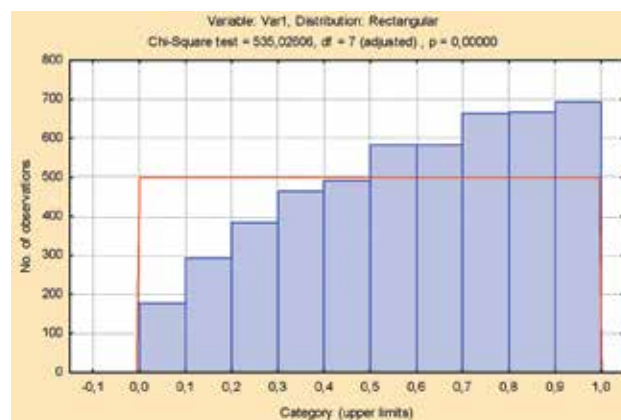


Рис. 4. Проверка гипотезы о равномерном распределении статистики  $v$  для  $H_1$  при  $n=10$

Поскольку вероятность ошибки при отклонении гипотезы о равномерном законе  $p = 0$ , что меньше значения 0,05, то имеются основания отвергнуть гипотезу о соответствии закона равномерному распределению.

Таким образом, предлагаемый критерий позволяет различать достаточно близкие гипотезы  $H_0$  и  $H_1$ , начиная с выборки минимального объема. Количественная оценка мощности критерия требует отдельного исследования.

Использование  $v$ -статистики позволяет достаточно просто организовать процедуру последовательного анализа [8] следующим образом. Из первых двух наблюдений  $x_1$  и  $x_2$  составляется вариационный ряд  $x_{(1)} < x_{(2)}$  и рассчитывается значение статистики  $v = x_{(1)}/x_{(2)}$ . Это значение сравнивается с критическим значением  $v_{кр}$ . Если  $v \geq v_{кр}$ , то наблюдения прекращают т.к. наступила «разрядка» процесса. Если  $v < v_{кр}$ , то наблюдения продолжают. При этом  $x_1 = v$  т.к. случайная величина  $v$  также распределена равномерно в интервале  $[0;1]$ , а  $x_2 = x_3$ , где  $x_3$  – следующее наблюдение.

Далее снова составляется вариационный ряд  $x_{(1)} < x_{(2)}$  и рассчитывается значение статистики  $v = x_{(1)}/x_{(2)}$ . Новое значение сравнивается с критическим значением  $v_{кр}$  и т.д. до тех пор, пока не наступит событие  $v \geq v_{кр}$ , при котором наблюдения прекращают, или они закончатся в выборке.



## Заключение

Необходимо отметить, что практическая применимость предлагаемого критерия может быть существенно расширена при использовании вероятностного интегрального преобразования [6]  $y=F_x(x)$ , где  $F_x(x)$  – функция распределения случайной величины  $x$ . Случайная величина  $y$  подчинена равномерному в интервале  $[0;1]$  закону распределения. В этом случае проверка гипотезы  $H_0 : F_n(x) = F_x(x)$  равносильна проверке гипотезы  $H_0 : F_y(y) = R(0;1)$ , где  $F_n(x)$  и  $F_x(x)$  – эмпирическая и теоретическая функции распределения случайной величины  $x$ ;  $F_y(y)$  – эмпирическая функция распределения случайной величины  $y$ ;  $R(0;1)$  – функция равномерного в интервале  $[0;1]$  закона распределения.

## Библиографический список

1. Лемешко Б.Ю., Блинов П.Ю. Критерии проверки отклонения распределения от равномерного закона. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2015. 182с.
2. Иванов А.И., Куприянов Е.Н. Синтез новых более мощных статистических критериев через мультипликативное объединение классических критериев Фроцини и Мурота-Такеучи с критерием Херста для проверки гипотезы нормальности малых выборок // Надежность. 2022. Т. 22. №1. С. 52–55. DOI: 10.21683/1729-2646-2022-22-1-52-55
3. Ивченко Б.П., Мартыщенко Л.А., Табухов М.Е. Управление в экономических и социальных системах. Системный анализ. Принятие решений в условиях неопределенности. СПб.: «Нордмед-Издат», 2001. 248 с.
4. Лемешко Б.Ю. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход: монография / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко, С.Н. Постовалов, Е.В. Чимитова. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011. 888 с.
5. Воловик А.В., Ефименко С.В., Клавдиев А.А., Клавдиев И.А. Вероятностно-статистическое обоснование метода выбора варианта приемочного контроля изделий // Ежемесячный научный журнал Международного независимого института Математики и Систем. 2014. № 8. С. 21.
6. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. М.: Мир, 1980. 610 с.
7. Халафян А.А. STATISTICA 6. Статистический анализ данных. М.: ООО «Бином-Пресс», 2007. 512 с.
8. Житлухин М.В. Последовательные методы проверки статистических гипотез и обнаружения разладки: дис. ... канд. физ.-мат. наук : 01.01.05 / М.В. Житлухин ; Рос. акад. наук, Мат. ин-т им. В.А. Стеклова ; науч. рук. А.Н. Ширяев. Москва, 2013. 99 с.

## References

1. Lemeshko B.Yu., Blinov P.Yu. [Criteria for testing a distribution for deviation from a uniform law]. Novosibirsk: NSTU; 2015. (in Russ.)

2. Ivanov A.I., Kupriyanov E.N. Synthesis of new, more powerful statistical tests through multiplicative clustering of classical Frozini and Murota-Takeuchi tests with the Hurst test for the purpose of testing small samples for normality. *Dependability* 2022;1:52-55. DOI: <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-...>

3. Ivchenko B.P., Martyshchenko L.A., Tabukhov M.E. [Control in economic and social systems. Systems analysis. Decision-making under uncertainty]. Saint Petersburg: Nordmed-Izdat; 2001.

4. Lemeshko B.Yu., Lemeshko S.B., Postovalov S.N., Chimitova E.V. [Statistical analysis of data, simulation and research of probabilistic laws. A computer-based approach: a monograph]. Novosibirsk: NSTU Publishing; 2011. (in Russ.)

5. Volovik A.V., Yefimenko S.V., Klavdiev A.A., Klavdiev I.A. Probabilistic and statistical substantiation of the method for selecting a product acceptance testing procedure. Novosibirsk: MiS International Independent Institute of Mathematics and Systems 2014;8:21. (in Russ.)

6. Johnson N., Leone F. Statistics and Experimental Designs and Engineering and the Physical Sciences. Methods of Data Processing. Moscow: Mir; 1980.

7. Khalafian A.A. [STATISTICA 6. Statistical data analysis]. Moscow: ООО Binom-Press; 2007. (in Russ.)

8. Zhitulukhin M.V. [Sequential methods of verifying statistical hypotheses and detecting dissonance; a dissertation]. Moscow: Steklov Mathematical Institute of RAS; 2013. (in Russ.)

## Сведения об авторе

**Воловик Александр Васильевич** – кандидат технических наук, ведущий инженер-конструктор АО «ОДК-Климов», Санкт-Петербург, Российская Федерация, тел. +7-951-651-83-39, e-mail: [volovik\\_aleksandr@mail.ru](mailto:volovik_aleksandr@mail.ru)

## About the author

**Alexander V. Volovik**, Candidate of Engineering, Lead Design Engineer, JSC “UEC-Klimov”, Saint Petersburg, Russian Federation, tel. +7 951 651 83 39, e-mail: [volovik\\_aleksandr@mail.ru](mailto:volovik_aleksandr@mail.ru)

## Вклад автора в статью

**Воловик А.В.** Предложен критерий согласия на основе вариационного ряда, составленного из наблюдений в выборке малого объема. Проведены эксперименты по статистической оценке эффективности критерия по отношению к близкой альтернативе при разных объемах выборки, начиная с минимальной. Сделан вывод о целесообразности использования критерия для последовательного анализа и проверки гипотез о других законах распределения с помощью вероятностного интегрального преобразования.

## Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

# Аналитические методы расчета вероятности и математического ожидания дефицита мощности в задаче определения оптимального резерва мощности в концентрированной энергосистеме

## Analytical methods for calculating the probability and mathematical expectation of a power shortage as part of identifying the optimal reserve capacity in a concentrated power system

Обоскалов В.П.<sup>1, 2</sup>  
Oboskalov V.P.<sup>1, 2</sup>

<sup>1</sup>ФГБУН Научно-инженерный центр «Надежность и ресурс больших систем и машин» Уральского отделения Российской академии наук, <sup>2</sup>ФГАОУ ВО «Уральский Федеральный Университет», Уральский энергетический институт  
<sup>1</sup>Research and Engineering Center Dependability and Life of Large Systems and Machines, Urals Branch of the Russian Academy of Sciences, <sup>2</sup>Ural Federal University, Ural Power Engineering Institute

vpo1704@mail.ru



Обоскалов В.П.

**Резюме. Цель.** Рассматриваются методические аспекты оценки оптимального резерва мощности в концентрированной электроэнергетической системе. Определены источники погрешностей формулы Марковича. Показано, что основным требованием по применимости формулы Марковича является допущение об абсолютной надежности дополнительных вводимых резервных энергоагрегатов. Выполнен анализ математических процедур по определению вероятности и математического ожидания (МО) дефицита мощности (ДМ). Предложены формулы, позволяющие аналитически определить МО и дисперсию ДМ. Предложено график плановых ремонтов основного генерирующего оборудования представлять как детерминированную составляющую дополнительной нагрузки, что позволяет перейти от модели случайных процессов к случайным величинам. Показано, что между вероятностью и МО ДМ существует практически линейная функциональная связь, что позволяет оценивать показатели балансовой надежности исходя из интервальной вероятности ДМ.

**Abstract. Aim.** The paper examines the methodological aspects of estimating the optimal reserve capacity in a concentrated electric power system. The sources of errors in the Markovich formula are identified. It is shown that the key requirement for the applicability of the Markovich formula is the assumption of absolute dependability of additional backup power units. The author analysed the mathematical procedures for identifying the probability and mathematical expectation (ME) of power shortage (PS). He proposed formulas that allow analytically identifying the MO and the PS variance. It is proposed to represent the schedule of scheduled repairs of main generation equipment as a deterministic component of the additional load, which allows abandoning the random processes model in favour of random variables. It is shown that there is an almost linear functional relationship between the probability and the ME of PS, which allows estimating the adequacy indicators based on the interval probability of the PS.

**Ключевые слова:** электроэнергетическая система, дефицит мощности, показатели балансовой надежности ЭЭС.

**Keywords:** electrical power system, power shortage, EPS adequacy indicators.

**Для цитирования:** Обоскалов В.П. Аналитические методы расчета вероятности и математического ожидания дефицита мощности в задаче определения оптимального резерва мощности в концентрированной энергосистеме // Надежность. 2023. №1. С. 56-64. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-56-64>

**For citation:** Oboskalov V.P. Analytical methods for calculating the probability and mathematical expectation of a power shortage as part of identifying the optimal reserve capacity in a concentrated power system. Dependability 2023;1:56-64. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-56-64>

**Поступила 24.10.2022/ После доработки 07.11.2022 / К печати 14.03.2023**  
**Received on: 24.10.2022/ Revised on: 07.11.2022 / For printing: 14.03.2023**

## Введение

Задача определения оптимального резерва мощности (ОРМ) в электроэнергетической системе (ЭЭС) известна со времен образования ЭЭС и трансформируется во времени, в основном, в направлении совершенствования вычислительных процедур и расширения спектра учитываемых свойств и факторов реально существующих ЭЭС [1–8].

Значимой вехой является решение этой задачи И.М. Марковичем [1], представляемое в виде критерия:

$$\mathcal{F}_{def,T}(R_{omm}) = \frac{c}{T \cdot y_0}, \quad (1)$$

который формулируется следующим образом: ОРМ  $R_{omm}$  должен быть таким, чтобы соответствующая ему интервальная (на интервале времени  $T$ , например, год) вероятность дефицита мощности (ДМ)  $\mathcal{F}_{def,T}(R_{omm})$  обеспечивала равенство (1), где  $c$ ,  $y_0$  – константы, отражающие затраты ( $c$ ) на создание и содержание резерва  $R$  и удельный ущерб ( $y_0$ ) от недоотпуска электроэнергии потребителям.

Представленная формула является решением оптимизационной задачи:

$$\mathcal{Z}(R) = cR + y_0 T m_{def,T}(R) \rightarrow \min, \quad (2)$$

где  $m_{def,T}(R)$  – МО на интервале  $T$  ДМ, зависящего от резерва мощности  $R = G_{ycm} - L_{max}$ , определенного при заданной максимальной мощности нагрузки  $L_{max}$ ;  $G_{ycm}$  – величина суммарной (с учетом  $R$ ) установленной генерирующей мощности.

Решение (результатирующая суммарная установленная мощность ЭЭС) оптимизационной задачи (2) не изменится, если в качестве варьируемой переменной принять  $G_{ycm}$ :

$$\mathcal{Z}(G_{ycm,omm}) = cG_{ycm} + y_0 T m_{def,T}(G_{ycm}) \rightarrow \min. \quad (3)$$

В представленной постановке задачи константы  $c$ ,  $y_0$ , как и  $G_{ycm}$  рассматриваются как некоторые обобщенные величины, не зависящие от вида установленного генерирующего оборудования. Отсюда решение задачи (3) носит обобщенный оценочный характер.

Чаще всего задача выбора ОРМ рассматривается при оценке вариантов развития ЭЭС, где с целью повышения надежности электроснабжения потребителей определяется оптимальное число  $n_{new}$  дополнительно (к существующей системе генерации  $G_{ycm,0}$ ) устанавливаемых энергоблоков заданного типа с единичной мощностью  $G_{a,new}$ . При этом варьируемая переменная  $n_{new}$  является дискретной величиной, а оптимизационная задача (2) трансформируется к виду задач дискретного программирования:

$$\mathcal{Z}(n_{new}) = c_{new} n_{new} + y_0 T m_{def,T}(G_{ycm,0} + G_{a,new} n_{new}) \rightarrow \min. \quad (4)$$

Частично отображающая удельные капиталовложения константа  $c_{new}$  здесь привязывается к конкретному типу энергетического оборудования, что больше соответствует практической направленности задачи.

Расчетная процедура усложняется за счет перехода в многомерное пространство (векторы  $c_{new}$ ,  $n_{new}$ ), но не меняется по существу, если рассматривается ввод в эксплуатацию некоторой комбинации энергоагрегатов:

$$\mathcal{Z}(n_{new}) = c_{new}^T n_{new} + y_0 T m_{def,T}(G_{ycm,0} + G_{a,new}^T n_{new}) \rightarrow \min. \quad (5)$$

Представленное в (2) и определенное на интервале  $T$  МО недоотпуска электроэнергии  $\Delta\mathcal{E} = T m_{def}(G_{ycm})$  является аддитивной функцией времени. При дискретности интервала  $T$  (например, в виде множества часовых подынтервалов)

$$\Delta\mathcal{E} = \sum_{t \in T} \Delta\mathcal{E}_t = \sum_{t \in T} \tau_t m_{def,t}(L_t, G_{вкл,t})$$

где  $\tau_t$  – длительность подынтервала  $t$ ;  $G_{вкл,t} = G_{ycm,t} - G_{ав,t} - G_{нл,t}$  – мощность генерирующих устройств, находящихся в состоянии готовности генерации энергии.

**Компоненты целевой функции** – нагрузка и генерация являются величинами, имеющими случайный характер, вызванный, в основном, суточной и сезонной неравномерностью электропотребления  $\Delta L = L_{max} - L(t)$  ошибкой прогноза и случайным характером нагрузки  $\delta L$ , а также аварийно- ( $G_{ав}$ ) и плано- ( $G_{нл}$ ) отключенной генерацией  $G_{откл} = G_{ав} + G_{нл}$ . При этом функция дефицита мощности (ФД) в произвольный момент времени:

$$\psi = L - G = (L_{max} - \Delta L + \delta L) - (G_{ycm} - G_{ав} - G_{нл}) = G_{ав} + G_{нл} + \delta L - \Delta L - R.$$

ДМ наступает тогда, когда случайная составляющая ФД больше установленного резерва мощности  $R$ :

$$\varphi = G_{ав} + G_{нл} + \delta L - \Delta L > R. \quad (6)$$

ФД, являясь случайной величиной, характеризуется своей функцией распределения  $F_\varphi(x)$  с параметрами:  $m_\varphi$ ;  $\sigma_\varphi$ . При этом МО дефицита мощности [1, 8]:

$$m_{def} = \int_R^\infty (x - R) f_\varphi(x) dx.$$

Интегрирование по частям позволяет получить иное представление МО ДМ:

$$m_{def} = \int_R^\infty \mathcal{F}_\varphi(x) dx.$$

При этом выражение (2) трансформируется к виду:

$$\mathcal{Z}(R) = cR + y_0 T \int_R^\infty \mathcal{F}_\varphi(x) dx \rightarrow \min. \quad (7)$$

Формальное дифференцирование (4) по параметру  $R$  и приравнивание производной к нулю приводит к критерию Марковича (1) при условии независимости подынтегрального выражения от  $R$ . Действительно, в общем виде производная интеграла по параметру имеет вид:

$$\frac{d}{d\alpha} \int_{\chi(\alpha)}^{\psi(\alpha)} f(x, \alpha) dx = f(\psi(\alpha), \alpha) \psi'(\alpha) - f(\chi(\alpha), \alpha) \chi'(\alpha) + \int_{\chi(\alpha)}^{\psi(\alpha)} f'_\alpha(x, \alpha) dx. \quad (8)$$

В нашем случае

$$\frac{d}{dR} \int_R^{\infty} \mathcal{F}_{\varphi}(R, x) dx = -\mathcal{F}_{\varphi}(R) + \int_R^{\infty} \left( \frac{d}{dR} \mathcal{F}_{\varphi}(R, x) \right) dx. \quad (9)$$

В результате критерий Марковича справедлив только при условии

$$\frac{d}{dR} \mathcal{F}_{\varphi}(R, x) = 0,$$

то есть при независимости подынтегральной функции от  $R$ :  $\mathcal{F}_{\varphi}(R, x) \equiv \mathcal{F}_{\varphi}(x)$ .

Проверочные оптимизационные расчеты, выполненные согласно (3), при условии абсолютной надежности дополнительных генерирующих устройств показали абсолютную тождественность критерия (1). Однако при оценке показателей балансовой надежности (ПБН) ЭЭС все исправные, готовые к эксплуатации энергоагрегаты рассматриваются как готовые мгновенно компенсировать небалансы мощности (НМ) в ЭЭС. Это относится и к дополнительно устанавливаемым для обеспечения резерва мощности и энергии энергоагрегатам, то есть они также подвержены отказам и плановым ремонтам, как и все остальные. Отсюда составляющие  $G_{ав}$  и  $G_{нл}$  случайной величины  $\varphi$  (6) непосредственно зависят от величины резерва  $R$ . При этом оптимальное решение (3) в общем случае не соответствует критерию (1).

Погрешность решения в основном зависит от вида функции распределения  $\mathcal{F}_{\varphi}(x)$ . Представление системы генерации в виде полной свертки биномиальных распределений обеспечивает достаточно точное соблюдение критерия, в то время как при аппроксимации  $\mathcal{F}_{\varphi}(x)$  нормальным распределением погрешность критерия (несогласованность левой и правой части (1)) может достигать недопустимо большую величину [9]. Дополнительно следует отметить не учитываемую в целевой функции большую неопределенность параметров  $c$ ,  $y_0$  [10–13]. Отсюда критерий (1) в практических расчетах может рассматриваться только как оценка надежности ЭЭС при определении необходимого резерва мощности и не может служить основанием для отказа от оптимизационной процедуры (3). Данный вывод распространяется и на интервальную вероятность  $\mathcal{F}_{def,T}(R_{omm})$ , которую часто предлагается использовать в качестве норматива надежности [14].

Наличие дисперсионной составляющей в формуле определения МО ДМ (9) предопределяет необходимость более детального рассмотрения влияния системы допущений и ограничений на результирующий ОРМ.

Основным математическим аппаратом определения МО и ДМ в ЭЭС является метод Монте-Карло (ММК) [9, 14–16]. Это объясняется возможностями метода моделировать трудно формализуемые вероятностные свойства элементов и подсистем ЭЭС. Однако известен основной недостаток ММК – недопустимо большие (необходимые для получения требуемой точности решения) затраты компьютерного времени, в частности, при использовании ММК в качестве вложенной процедуры

при вариантных расчетах, как это имеет место в задаче оценки вариантов развития ЭЭС. При оценке МО и ДМ число обращений к процедуре статистического моделирования ММК определяется числом интервалов времени неизменности вероятностных параметров генерации и нагрузки (8760 часов при годовом расчетном периоде [14, п.7.2]). Отсюда актуальной представляется замена ММК при определенных допущениях приемлемыми аналитическими процедурами.

## Непрерывная случайная нагрузка и детерминированная генерация

Определение МО недоотпуска электроэнергии  $\Delta \mathcal{E} = T m_{def,T}(G_{ycm})$  является не только самостоятельной задачей при оценке показателей балансовой надежности (БН) ЭЭС, но и подзадачей в ряде оптимизационных или статистических процедур, например, при определении: оптимального резерва мощности в ЭЭС; оптимального плана ремонтов основного оборудования; оптимального распределения ДМ и др. С целью сокращения числа повторяющихся расчетов в качестве подынтервалов дискретности  $T$  целесообразно рассматривать интервалы неизменного состава генерирующих агрегатов и неизменных параметров нагрузки ( $m_L, \sigma_L$ ). На таких укрупненных интервалах МО ДМ неизменно,  $m_{def,t}(L_t, G_{вкл,t}) = idem$ .

Неизменность состава генерирующих агрегатов  $G_{вкл,t} = const$  наблюдается, например, при условии, что вывод в плановый ремонт энергоблоков осуществляется детерминировано в определенное время, например, в начале суток. Отсюда можно считать, что при условии детерминированности  $G$  на таком подынтервале случайной является только нагрузка, как правило, имеющая нормальное (Гауссовское) распределение,  $L_t \sim N(m_{L,t}, \sigma_{L,t})$ . При этом вероятность ДМ

$$\mathcal{P}_{def} = \mathcal{P}(L > G) = \mathcal{F}_L(G) = 1 - F_L(G).$$

МО ДМ

$$m_{def} = \int_G^{\infty} (x - G) dF_L(x) = \int_G^{\infty} x dF_L(x) - G \mathcal{F}_L(G).$$

В свою очередь, согласно [17], для нормально распределенной нагрузки:

$$\int_G^{\infty} x dF_L(x) = m_L \mathcal{F}_L(G) + \sigma_L^2 f_L(G).$$

В результате

$$m_{def} = (m_L - G) \mathcal{F}_L(G) + \sigma_L^2 f_L(G). \quad (10)$$

Данная формула может быть использована как основная при аналитических расчетах МО ДМ. Как правило,  $m_L - G \ll 0$ . Отсюда может сложиться впечатление, что согласно (10) МО ДМ примет отрицательное значение. Однако положительная дисперсионная составляющая делает  $m_{def} > 0$ . Это определяет значимость дисперсионной составляющей нагрузки.

Аналогичными математическими преобразованиями можно получить дисперсию ДМ:

$$D_{def} = G^2 F(G) - m_{def}^2 + (m_L^2 + \sigma_L^2) \bar{F}_L(G) + \sigma_L^2 [(m_L + G) f_L(G)].$$

**Графики нагрузок.** Являющаяся функцией времени нагрузка  $L(t)$  представляет случайный процесс [3, 6–8, 12, 18, 19], где присутствуют суточные ( $\Delta L_d$ ), недельные ( $\Delta L_w$ ), сезонные (месячные,  $\Delta L_m$ ) периодические циклы отклонения  $\Delta L$  нагрузки от максимальной на рассматриваемом периоде  $T$  мощности  $L_{max}$ . В практических расчетах принимается допущение, что данные отклонения являются детерминированными и пропорциональными  $L_{max}$ . При этом зависящие от времени графики нагрузки представляются в относительных (отнесенных к  $L_{max}$ ) единицах. В частности, годовой график нагрузки может быть представлен 52-недельными максимумами; недельный – 7-суточными максимумами; суточный – 24-часовыми нагрузками:

$$\Gamma^Y = \{k_w^Y = L_w^{max} / L_{Y,max}, w = 1, \dots, 52\};$$

$$\Gamma^w = \{k_d^w = L_{w,d}^{max} / L_w^{max}, d = 1, \dots, 7\};$$

$$\Gamma^{wd} = \{k_h^{wd} = L_{w,d,h}^{max} / L_{w,d}^{max}, d = 1, \dots, 24\};$$

$$L_{max} = \max_{\forall w} (L_w^{max}); L_w^{max} = \max_{\forall d} (L_{w,d}^{max}); L_{w,d}^{max} = \max_{\forall h} (L_{w,d,h}^{max}).$$

При этом результирующий годовой (почасовой) график нагрузки (52·7·24 час), МВт представляется коэффициентами нагрузки  $\{k_i\}$ :

$$L = \{L_t = k_i L_{max}, t = 1, \dots, T\} = L_{max} \bigcup_{w=1}^{52} \bigcup_{d=1}^7 \bigcup_{h=1}^{24} (\Gamma^Y \Gamma^w \Gamma^{wd}). \quad (11)$$

Однако реально представленный принцип пропорциональности не соблюдается для среднеквадратического отклонения (СКО) часовой нагрузки ( $\sigma_{L_t} = k_i \sigma_{L_{max}}$ ). Дело в том, что изменение нагрузки ЭЭС определяется не тем, что все электроприемники пропорционально снижают свою мощность, а тем, что происходит отключение части электроприемников. В результате неравномерности отключаемой номинальной мощности электроприемников относительный разброс по номинальной мощности включенных электроприемников становится не меньше, а, как правило, больше. По существу, это требует индивидуального задания СКО нагрузки  $\{\sigma_{L_t}\}$  для каждого момента (или интервала неизменности статистических параметров) времени.

Другим фактором, требующим дополнительного обоснования применимости принципа пропорциональности СКО, является природа погрешности  $\delta L$ , определяющей СКО  $\sigma_{L_{max}}$  годового максимума нагрузки. Основной причиной погрешности  $\delta L$ , как правило, является метеорологический фактор (например, отклонение среднегодовой температуры [14, п. 7.9.4]), который распространяется на все периоды года. Отсюда условно

можно считать, что СКО нагрузки остается неизменным в течение всего расчетного периода, а на каждом интервале постоянства нагрузки и состава генерации нагрузка описывается нормальным Гауссовским распределением с параметрами  $m_{L_t} = k_i m_{L_{max}}; \sigma_{L_t} = \sigma_{L_{max}}$ .

**График плановых ремонтов.** Имеющая детерминированный характер плановая составляющая отключенной мощности  $G_{nz}(t)$  является одним из основных факторов, заставляющих рассматривать случайное изменение нагрузки и генерации как зависимый случайный процесс [3, 6–8, 12, 18, 19], поскольку, во-первых, выведенный в ремонт энергоблок  $k$  не может быть введен в эксплуатацию до окончания ремонтных работ, то есть определяет состав генерирующей системы на последующий период  $\tau_k$ , а во-вторых,  $G_{nz}(t)$  определяется в зависимости от графика нагрузки (ремонтные работы планируются на период минимальных нагрузок). Хронологическая зависимость плановых ремонтов генерирующих агрегатов от годового графика нагрузки определяет зависимость от времени доступной генерации:  $G_{вкл}(t) = G_{учт} - G_{nz}(t)$ . Отсюда вероятность ДМ  $\mathcal{F}_{def}(R_{omm})$  в (1) должна быть определена на множестве случайных процессов, результатом чего является приоритет статистического моделирования по отношению к аналитическим методам. Следует заметить, что стандарт «Методические указания по проведению расчетов балансовой надежности» [14, п. 7.1] предусматривает применение нехронологического метода математического моделирования, что позволяет оперировать со случайными величинами, а не со случайными процессами. Данное требование определяет необходимость адаптации математической модели при переходе от случайных процессов к случайным величинам.

Переход к случайным величинам возможен, если функция распределения  $F(x, m, \sigma)$  обладает свойством  $F(x + z, m, \sigma) = F(x, m + z, \sigma)$  (а присущее нагрузке нормальное распределение таким свойством обладает). С этой целью мощность  $G_{nz}(t)$  следует рассматривать как дополнительную детерминированную нагрузку, согласованную с основным графиком нагрузки. При этом расчетная (суммарная) нагрузка  $\tilde{L}(t) = L(t) + G_{nz}(t)$  имеет МО  $m_{\tilde{L}}(t) = m_L(t) + G_{nz}(t)$  и неизменное СКО  $\sigma_{\tilde{L}}(t) = \sigma_L(t)$ . Новая случайная величина учитывает функциональную связь двух случайных процессов, но при определении вероятности и МО дефицита мощности хронологическая взаимосвязь исчезает. При дискретизации расчетного интервала времени нагрузка  $\tilde{L}(t)$ , а следовательно, и  $\Delta \tilde{L}(t) = L_{max} - \tilde{L}(t)$  могут рассматриваться как совокупности независимых случайных величин  $\{\tilde{L}(t), t = 1, \dots, T\}; \{\Delta \tilde{L}(t) = L_{max} - \tilde{L}_t, t = 1, \dots, T\}$ . В результате переменные  $\{G_{ав}(t); \delta L(t); \Delta \tilde{L}(t)\}$  можно рассматривать как независимые случайные величины и перейти от анализа случайных процессов к анализу случайных величин.

Представление  $G_{nz}(t)$  как детерминированной величины, определяющей НМ, а следовательно, и ДМ, вынуждает рассматривать расчетный период детально,

без какого-либо эквивалентирования на всех интервалах неизменности  $G_{nl}(t)$ .

### Аналитические методы определения вероятности и МО ДМ

Для каждого момента времени считаются известными параметры функций распределения системы генерации и нагрузки. Система генерации представляет собой совокупность групп однотипных генераторов с заданными числом  $n_i$ , мощностью  $G_{a,i}$  и вероятностью  $q_i$ ,  $i=1, \dots, n_{gr}$  отказа одного генератора. Принимается, что число аварийно-отключенных (или работоспособных) генераторов в группе описывается биномиальным распределением с параметром  $q_i$  (или  $p_i=1-q_i$ ), а нагрузка описывается нормальным распределением. Наличие конечного числа влияющих на результат случайных величин предполагает необходимость свертки вероятностных распределений [2, 18]. Поскольку непрерывной случайной величиной является только одна нагрузка  $L \sim N(x, m_L, \sigma_L)$ , то для определения МО ДМ при свертке уместно использование (10). С этой целью свертка выполняется только для системы генерации (совокупность дискретных случайных величин), в результате чего формируется вероятностный ряд (ВР) рабочей генерации  $\{G_j, p_j, j = 1, \dots, N_c\}$ . При этом

$$P_{def} = \sum_{j=1}^{N_c} p_j \cdot \mathcal{F}_L(G_j, m_L, \sigma_L); \quad (12)$$

$$m_{def} = \sum_{j=1}^{N_c} p_j \cdot \left( (m_L - G_j) \mathcal{F}_L(G_j) + \sigma_L^2 f_L(G_j) \right). \quad (13)$$

Известно, что число  $N_c$  чрезвычайно быстро возрастает по мере увеличения числа групп. В пределе, при числе групп, равном числу  $n_c$  генераторов  $N_c = 2^{n_c}$  [1, 18]. Возникает задача сжатия ВР. Это реализуется путем объединения членов ВР с одинаковой мощностью генерации, интервального объединения членов ВР и исключения маловероятных событий [1, 20]. Однако при интервальном объединении и исключении маловероятных событий неизбежна погрешность моделирования. Отсюда в качестве альтернативы полной вероятностной свертке групп генераторов могут рассматриваться иные приближенные методы моделирования системы генерации, к числу которых можно отнести: описание системы генерации нормальным распределением; эквивалентирование однотипными генераторами; Грам-Шарлье эквивалентирование и др. При этом для повышения точности моделирования возможно и желательно выделение одной или нескольких групп наиболее мощных генераторов с эквивалентированием остальной системы генерации.

**Представление функции распределения системы генерации нормальным распределением** является наиболее простым и часто применяемым методом эквивалентирования. Оно основано на том, что нормальное распределение является асимптотически предельным

для биномиального распределения. Отсюда ожидается, что при достаточно большом числе генераторов погрешность эквивалентирования не будет существенной. Критериальным соотношением здесь является равенство МО и дисперсии суммарной мощности работоспособных генераторов

$$m_{G,\Sigma} = \sum n_j G_j p_j; \quad \sigma_{G,\Sigma}^2 = \sum n_j G_j^2 p_j q_j.$$

Учитывая, что нагрузка также описывается нормальным распределением, следует, что и функция дефицитности  $\psi=L-G$  описывается нормальным распределением с параметрами:

$$m_\psi = m_L - m_{G,\Sigma}; \quad \sigma_\psi^2 = \sigma_L^2 + \sigma_{G,\Sigma}^2.$$

Принимая во внимание, что ДМ соответствует условию  $\psi>0$ , определяются вероятность и МО ДМ:

$$P_{def} = \mathcal{F}_\psi(0, m_\psi, \sigma_\psi);$$

$$m_{def} = m_\psi \mathcal{F}_\psi(0) + \sigma_\psi^2 f_\psi(0).$$

**Эквивалентирование системы генерации группой однотипных агрегатов** мощностью  $G_e$  и коэффициентом неготовности  $q_e$  выполняется исходя из условий равенства располагаемой мощности  $G_\Sigma = n_e G_e$ ; МО и дисперсии отключенной генераторной мощности [8, 9, 21]. При этом:

$$q_e = \left( \sum n_j G_j q_j \right) / \left( \sum n_j G_j \right);$$

$$G_e = \left( \sum n_j G_j^2 p_j q_j \right) / \left( p_e \sum n_j G_j q_j \right);$$

$$n_e = \frac{1}{G_e} \sum n_j G_j.$$

При представлении биномиального распределения эквивалентной системы в виде ВР вероятность и МО ДМ определяются по формулам (12), (13).

**Применение рядов Грама-Шарлье.** Как отмечено в [22], существенное повышение точности оценки показателей БН при описании функции распределения суммы разнотипных (в том числе совокупности непрерывных и дискретных) случайных переменных, наблюдается при применении рядов Грама-Шарлье (Gram-Charlier expansions) [23, 24]:

$$F(x) = \Phi(x) + \sum_{i=3}^r \frac{c_i}{i!} \varphi^{(i-1)}(x). \quad (14)$$

Где  $\Phi(x)$ ,  $\varphi^{(i)}(x)$  – соответственно функция и  $i$ -я производная плотности эталонного (как правило, стандартного нормального) распределения;  $\{c_i\}$  – коэффициенты ряда Грам-Шарлье;  $r$  – максимальный порядок ряда Грама-Шарлье (обычно  $r=4$  или 6).

Коэффициенты ряда Грама-Шарлье определяются через центральные моменты  $\{\mu_i\}$  или семиинварианты (кумулянты)  $\{k_i\}$  результирующего вероятностного распределения:

$$c_0 = 1; c_1 = c_2 = 0; c_3 = -\frac{\mu_3}{\sigma^3} = -\frac{k_3}{\sigma^3}; c_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 = \frac{k_4}{\sigma^4}. \quad (15)$$

Деление семиинварианта  $k_i$  на  $\sigma^i$  связано с нормированием случайной величины.

Четыре первые кумулянты биномиального распределения (группы генераторов):

$$k_1 = np; k_2 = np(1-p); k_3 = np(p-1)(2p-1);$$

$$k_4 = -np(p-1)(6p^2 - 6p + 1).$$

Для нормального распределения (нагрузка)  $k_1=m$ ;  $k_2=\sigma^2$ ;  $k_i=0|i>2$ .

Замена нормального распределения при описании функции НМ рядами Грама-Шарлье существенно улучшает расчеты показателей БН. Однако, как это отмечается многими исследователями, в области малых вероятностей относительная погрешность остается достаточно большой.

**Выделение группы (или групп) наиболее значимых (наиболее мощных) генераторов** с эквивалентированием оставшейся части генерирующей системы частично позволяет учесть дискретность генерирующей системы. Как показывает практика это приводит к снижению погрешности вероятностного эквивалентирования.

На рис. 1 представлены результаты сравнения описанных выше методов эквивалентирования. В тестовом примере рассматривалась концентрированная генерирующая система, состоящая из 3 групп генераторов:  $2 \times 300 + 5 \times 100 + 10 \times 25$  МВт, с коэффициентами неготовности соответственно: 0,05; 0,04; 0,03. МО нагрузки  $m_{L_{max}} = 0,8 \cdot G_{расч}$ ; СКО нагрузки  $\sigma_{L_{max}} = 0,05 \cdot m_{L_{max}}$ . В качестве эталонного рассматривался метод полной свертки генерирующей системы (М1), который обеспечивал одинаковое с ММК решение. Наилучшим по точности эквивалентирования является метод М2 – Грама-Шарлье с выделением группы наиболее мощных генераторов. При полном эквивалентировании (без выделения особой группы генераторов) погрешность эквивалентирования возрастает (методы М3, М5). Результаты расчета вероятности и МО ДМ по методам М4–М6 значительно хуже результатов по методу Грама-Шарлье, что следует иметь в виду в практических расчетах.

## Выделение суточной неравномерности нагрузки

Как отмечалось выше, представление суточного графика нагрузки в виде случайной величины с нормальным распределением приводит к существенной погрешности расчетов суммарных на суточном интервале вероятности и МО ДМ. Более точным является представление суточной неравномерности нагрузки в виде дополнительной генерации, с вероятностным рядом  $\{\Delta G_s^{wd} = L_{w,d}^{max}(1 - k_s^{wd}), p_s^{wd}\}$ ,  $p_s^{wd} = \tau_s^{wd} / 24$ , где  $s=1, \dots, S$  – номер интервала неизменности нагрузки на суточном графике.

Нетрудно получить центральные моменты  $\Delta G$ :

$$m_{\Delta G}^{wd} = \sum \Delta G_s^{wd} p_s^{wd};$$

$$\mu_r = \sum (\Delta G_s^{wd} - m_{\Delta G}^{wd})^r p_s^{wd}; r = 1, \dots, 4,$$

а следовательно, и кумулянты  $\{k_{\Delta G,1} - k_{\Delta G,4}\}$ . Это позволяет приплюсовать полученные величины к кумулянтам основной (или дополнительной) генерации, после чего согласно (15) получить новые коэффициенты  $\{c_1 - c_4\}$  ряда Грама-Шарлье.

Расчетная практика показывает, что не менее эффективным инструментарием является свертка ВР суточной неравномерности нагрузки  $\{\Delta G_s^{wd}, p_s^{wd}\}$  с ВР выделенной группы или полной совокупности генерирующих агрегатов.

## Взаимосвязь интервальных и точечных оценок вероятности и МО ДМ

Конфигурация суточного графика и сезонная неравномерность нагрузки имеют относительно устойчивый характер. При этом искомые ПБН, в основном, зависят от резерва мощности  $R = G_{учм} - L_{max}$ , причем увеличение  $R$  распространяется на все периоды времени года. Отсюда возникает предположение о функциональной зависимости интервальных и точечных оценок вероятности и МО ДМ. Расчетные эксперименты показали, что несмотря на существенную нелинейность функций  $\mathcal{F}_{def,T}(R)$  и  $m_{def,T}(R)$ , между оценками этих функций, полученных для всего расчетного интервала (для всех часов годового периода) и оценками для периода максимальной нагрузки наблюдается практически линейная зависимость (рис. 2 и 3), где пары соответствующих величин получены при относительно широком (но близком к наблюдаемому на практике) диапазоне  $R$ . Наличие сильной корреляционной связи между рассматриваемыми величинами позволяет учесть данный фактор и существенно сократить расчеты, ограничиваясь только одним часовым периодом максимальной нагрузки ЭЭС. При этом

$$\mathcal{F}_{def,T}(R) = k_{T/h}^{\mathcal{F}/\mathcal{F}} \mathcal{F}_{def,h}(R, L_{max}),$$

$$M(\Delta \mathcal{E}(R)) = 8760 k_{T/h}^{m/m} m_{def,h}(R, L_{max}),$$

где  $k_{T/h}^{\mathcal{F}/\mathcal{F}}$  – коэффициент пропорциональности полученного на основании небольшого числа предварительных расчетов тренда функциональных зависимостей  $\mathcal{F}_{def,T}(\mathcal{F}_{def,h})$ . Коэффициент дефицита мощности  $k_{T/h}^{m/m}$  по своей сущности подобен (но не совпадает) с коэффициентом заполнения графика нагрузки.

Более точные результаты наблюдаются, если в качестве базового (для перехода при оптимизации к другим показателям) расчета принять не час, а сутки, в которых наблюдается годовой максимум нагрузки. Однако коэффициент дефицита мощности  $k_{T/d}^{m/m}$  здесь будет иным

$$M(\Delta \mathcal{E}(R)) = 365 k_{d/T}^{m/m} m_{def,d}(R, L_{max}).$$

Линейная зависимость наблюдается не только для однопипных переменных, но и между МО ДМ  $m_{def,T}(R)$  и интервальной на расчетном периоде вероятностью  $\mathcal{F}_{def,T}(R)$ , рис. 4:

$$m_{def,T}(R) = k_{T/h}^{m/\mathcal{F}} \mathcal{F}_{def}(R).$$

В результате многократные расчеты ПБН (например, при выборе оптимального варианта развития ЭЭС) сводятся к предварительному определению взаимных коэффициентов пропорциональности между ПБН (это относится к вероятностям и МО ДМ) и расчету ПБН для режима максимальных нагрузок при разных внешних условиях  $(R, L_{max})$ .

Данный вывод распространяется и на связанные с вероятностью и МО ДМ зарубежные ПБН: LOLP (Loss of Load Probability); LOLE (Loss of load expectation) и LOLH (Loss of load hours), EUE (Expected Unserved Energy) [7, 13, 22, 23].

Попарно линейная функциональная связь между вероятностью и МО ДМ позволяет перейти от оптимизационной задачи (2), где существенную неопределенность имеют параметры  $c, y_0$ , к назначению норматива интервальной вероятности  $\mathcal{F}_{def}^{norm}$  [14] и проверке условия

$$\mathcal{F}_{def}(R) \leq \mathcal{F}_{def}^{norm}.$$

Безусловно, определение норматива возможно исходя из критерия Марковича (1), но, что более важно, этот норматив может быть изменен в большую или меньшую сторону исходя из опыта эксплуатации ЭЭС применительно к климатическим, социальным и другим внешним условиям. Вывод о значимости нормативов распространяется и на ПБН LOLP, LOLE, LOLH. Переход от одного норматива к другому не представляет проблем [22].

## Выводы

- Критерий Марковича в практических расчетах может рассматриваться только как приближенная оценка оптимальной надежности ЭЭС.

- Допущение о нормальном распределении нагрузки при детерминированности генерации позволяет получить аналитическое представление вероятности и МО ДМ в ЭЭС без преобразования непрерывного распределения в дискретное с последующей целочисленной сверткой вероятностных рядов.

- Наилучшим методом для оценки вероятностных параметров ДМ в концентрированной ЭЭС является отдельный учет генерации и нагрузки, плюс полная свертка вероятностных рядов генерирующей мощности.

- Допущение о нормальном законе распределения генерации приводит к недопустимо большой погрешности результирующих вероятностных параметров ДМ.

- Коррекция функции распределения НМ рядом Грама-Шарлье позволяет получить достаточно точное решение и может быть рекомендована для практического использования при большой разнотипности генерирующих устройств, а также при наличии генерации на возобновляемых источниках энергии, где функции вероятностных распределений отличаются от нормального или биномиального распределения генерирующей мощности.

- Между вероятностями и МО ДМ для отличающихся по длительности интервалов годового графика нагрузки существует практически линейная функциональная взаимосвязь. Это позволяет перейти от задачи определения ОРМ в ЭЭС к оценке норматива интервальной

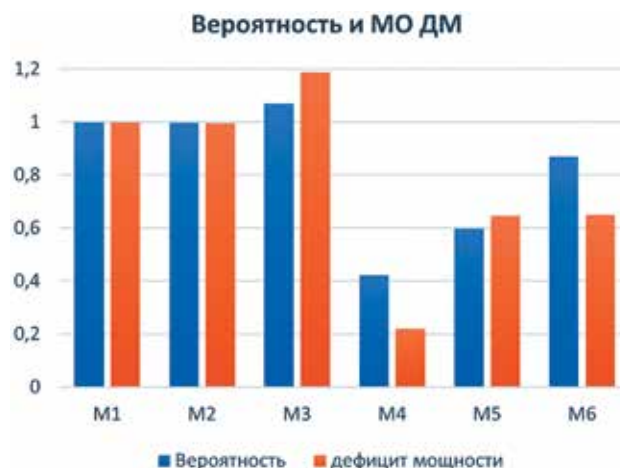


Рис. 1. Вероятность и МО дефицита мощности по отношению к методу М1: М1 – полная свертка ВР генерации; М2 – метод Грам-Шарлье с выделением одной группы; М3 – метод Грам-Шарлье для всех групп генераторов; М4 – Эквивалентирование суточного графика нагрузки нормальным распределением; М5 – эквивалентирование группой эквивалентных генераторов; М6 – эквивалентирование с выделением наиболее мощных генераторов

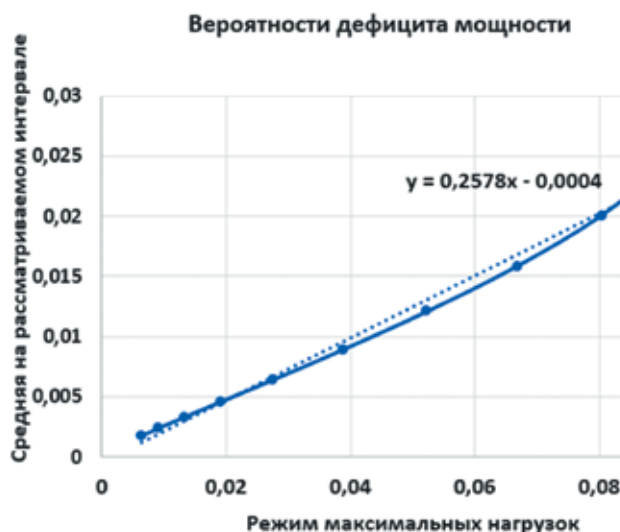


Рис. 2. Зависимость средней на интервале вероятности от вероятности ДМ при максимальной нагрузке



вероятности и проверке условия: вероятность ДМ на рассматриваемом интервале времени не превышает нормативное значение.

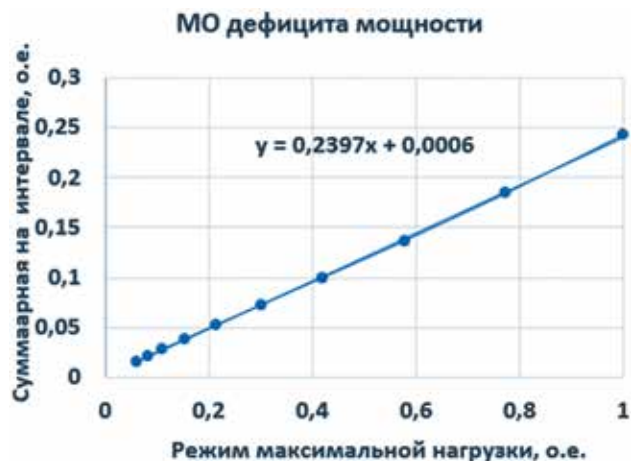


Рис. 3. Зависимость МО суммарного на интервале ДМ от МО ДМ при максимальной нагрузке

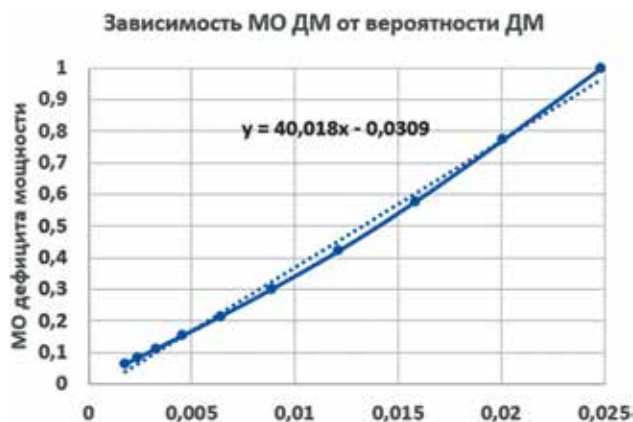


Рис. 4. Зависимость МО ДМ от Интервальной на расчетном периоде вероятности ДМ

## Библиографический список

1. Маркович И.М. Режимы электроэнергетических систем. М.: Энергия, 1969. 372 с.
2. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. М.: Наука, 1965. 524 с.
3. Руденко Ю.Н., Чельцов М.Б. Надежность и резервирование в энергосистемах. Новосибирск: Наука, 1974. 263 с.
4. Биллингтон Р., Аллан Р. Оценка надежности электроэнергетических систем: Пер. с англ. М.: Энергоатомиздат, 1988. 288 с.
5. Эндрэни Дж. Моделирование при расчетах надежности в электроэнергетических системах. М.: Энергоатомиздат, 1983. 336 с.
6. Дубицкий М.А., Руденко Ю.Н., Чельцов М.Б. Выбор и использование резервов генерирующей мощности в электроэнергетических системах. М.: Энергоиздат, 1988. 272 с.

7. Надежность систем энергетики (сборник рекомендуемых терминов) / Чельцов М.Б., Воропай Н.И., Илькевич Н.И., Ковалев Г.Ф., Савельев В.А., Славин Г.Б., Федотова Г.А. ИД «Энергия», 2007. 192 с.

8. Надежность систем энергетики и их оборудования: Справочник: В 4 т. / Под общ. ред. Ю.Н. Руденко. М.: Недра, 1994. Т. 2: Надежность электроэнергетических систем. Т. 2 / [Н.И. Воропай и др.]; Под ред. М.Н. Розанова. 2000. 564 с.

9. Чукреев Ю.Я. Модели обеспечения надежности электроэнергетических систем. Сыктывкар: Коми НЦ УрО РАН, 1995. 176 с.

10. Непомнящий В.А. Учет надежности при проектировании энергосистем. М.: Энергия, 1978. 200 с.

11. Розанов М.Н. Надежность электроэнергетических систем. М.: Энергоатомиздат, 1984. 198 с.

12. Китушин В.Г. Надежность энергетических систем. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2003. 256 с.

13. Чукреев Ю.Я. Сравнение отечественных и зарубежных вероятностных показателей балансовой надежности электроэнергетических систем // Изв. РАН. Энергетика. 2012. № 6. С. 27-38.

14. Стандарт АО «СО ЕЭС» СТО 59012820.27.010.005-2018. Методические указания по проведению расчетов балансовой надежности. М.: АО «СО ЕЭС», 2018. 25 с.

15. Надежность систем энергетики / Г.Ф. Ковалев, Л.М. Лебедева; отв. ред. Н.И. Воропай; Рос. акад. наук, Сиб. отд-ие, Ин-т систем энергетики им. Л.А. Мелентьева. Новосибирск: Наука, 2015. 222 с.: ил.

16. R. Billinton, W. Li. Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods. Springer Science+Business Media, New York, 1994.

17. Обоскалов В.П. Надежность обеспечения баланса мощности электроэнергетических систем. Екатеринбург: УГТУ-УПИ, 2002. 210 с.

18. Руденко Ю.Н., Ушаков И.А. Надежность систем энергетики. М.: Наука, 1986. 252 с.

19. Кокс Д., Смит В. Теория восстановления. М.: Советское радио, 1967. 299 с.

20. Волков Г.А. Оптимизация надежности электроэнергетических систем. М.: Наука, 1986. 117 с.

21. Обоскалов В.П. Резервы мощности в электроэнергетических системах. Свердловск: УПИ, 1989. 92 с.

22. NERC. Reliability Assessment Guidebook Version 2.1. Princeton, NJ: North American Electric Reliability Corporation, 2010.

23. Vijayamohan P.N. Loss of Load Probability of a Power System. J Fundam Renewable Energy Appl. 2014. Vol. 5: Issue 149. Pp. 1-9. doi: 10.4172/20904541.10001497.

## References

1. Markovich I.M. [Modes of electrical power systems]. Moscow: Energiya; 1969. (in Russ.)
2. Gnedenko B.V., Beliaev Yu.K., Soloviev A.D. [Mathematical methods in the dependability theory]. Moscow: Nauka; 1965. (in Russ.)

3. Rudenko Yu.N., Cheltsov M.V. [Dependability and redundancy in electrical power systems]. Novosibirsk: Nauka; 1974. (in Russ.)
4. Billington R., Allan R. Reliability Evaluation of Engineering Systems. Moscow: Energoatomizdat, 1988.
5. Endrenyi J. Reliability Modelling in Electric Power Systems. Moscow: Energoatomizdat; 1983.
6. Dubitsky M.A., Rudenko Yu.N., Cheltsov M.B. [Selection and use of generating reserves in electrical power systems]. Moscow: Energoatomizdat; 1988. (in Russ.)
7. [Dependability of power system (A collection of recommended terms)]. Moscow: Energia; 2007. (in Russ.)
8. Rozanov M.N. [Dependability of electrical power systems. A reference book]. In: Rudenko Yu.N., editor. [Dependability of energy systems and their equipment. Vol. 2]. Moscow: Energoatomizdat; 2000. (in Russ.)
9. Chukreev Yu. Ya. [Models of ensuring the dependability of electrical power systems]. Syktyvkar: Komi RC of the UrD of the RAS; 1995. (in Russ.)
10. Nepomniashchiy V.A. [Taking into account dependability while designing electrical power systems]. Moscow: Energia; 1978. (in Russ.)
11. Rozanov M.N. [Dependability of electrical power systems]. Moscow: Energoatomizdat; 1984. (in Russ.)
12. Kitushin V.G. [Dependability of power systems]. Novosibirsk: NSTU Publishing; 2003. (in Russ.)
13. Chukreev Yu. Ya. [A comparison of domestic and foreign probabilistic indicators of adequacy of electrical power systems]. *Izvestiya RAN. Energetika* 2012;6:27-38. (in Russ.)
14. [Standard. Guidelines for adequacy calculation]. Moscow; 2018. Available at: [www.so-ups.ru](http://www.so-ups.ru).
15. Kovaliov G.F., Lebedev L.M. [Dependability of electrical energy systems]. Novosibirsk: Sibirskaya izdatelskaya firma "Nauka" Akademizdatsentra "Nauka"; 2015. (in Russ.)
16. Billinton R., Li W. Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods. Springer Science+Business Media; New York; 1994.
17. Oboskalov V.P. [Reliable assurance of the power balance of electrical power systems]. Ekaterinburg: USTU; 2002. (in Russ.)
18. Rudenko Yu.N., Ushakov I.A. [Dependability of energy systems]. Moscow: Nauka; 1986. (in Russ.)
19. Cox D.R., Smith W.L. Renewal theory. Moscow: Sovetskoye radio; 1967. (in Russ.)
20. Volkov G.A. Optimising the dependability of electrical power systems]. Moscow: Nauka; 1986. (in Russ.)
21. Oboskalov V.P. [Reserve capacity in electrical power systems]. Sverdlovsk: UPI; 1989. (in Russ.)

22. NERC. Reliability Assessment Guidebook. Version 2.1. April 7, 2009.

23. Pillai V.N. Loss of Load Probability of a Power System. *Journal of Fundamentals of Renewable Energy and Applications* 2015;5(1):1-9. DOI: 10.4172/20904541.1000149.

## Сведения об авторе

**Обоскалов Владислав Петрович** – доктор технических наук, профессор, ведущий научный сотрудник ФГБУН Научно-инженерный центр «Надежность и ресурс больших систем и машин» Уральского отделения Российской академии наук, профессор ФГАОУ ВО «Уральский Федеральный Университет», Уральский энергетический институт, Екатеринбург, Российская Федерация, e-mail: [vpo1704@mail.ru](mailto:vpo1704@mail.ru)

## About the author

**Vladislav P. Oboskalov**, Doctor of Engineering, Professor, Lead Researcher, Research and Engineering Center Dependability and Life of Large Systems and Machines, Urals Branch of the Russian Academy of Sciences, Ural Federal University, Ural Power Engineering Institute, Yekaterinburg, Russian Federation, e-mail: [vpo1704@mail.ru](mailto:vpo1704@mail.ru)

## Вклад автора в статью

Автором проведен обзор литературы, поставлена задача исследования. Показано, что основным требованием по применимости формулы Марковича является допущение об абсолютной надежности дополнительно вводимых резервных энергоагрегатов.

Выполнен анализ математических процедур по определению вероятности и МО ДМ, предложены формулы, позволяющие аналитически определить МО и дисперсию ДМ. Предложено график плановых ремонтов основного генерирующего оборудования представлять как детерминированную составляющую дополнительной нагрузки. Показано, что между вероятностью и МО ДМ существует практически линейная функциональная связь.

Разработаны программные процедуры и проведены проверочные расчеты для оценки адекватности предлагаемых формул и математических выражений.

## Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликтов интересов.



Azerbaijan State  
Marine Academy



Politecnico di Milano,  
Italy

ESRA

European Safety and  
Reliability Association



City University  
of Hong Kong



Gnedenko Forum  
International Group  
on Reliability, the USA



Qingdao University  
China

# THE FIFTH EURASIAN RISK 2023 CONFERENCE

JOINTLY ORGANIZED BY



**AMIR** TECHNICAL  
SERVICES LLC

[www.eurasianrisk2023.com](http://www.eurasianrisk2023.com)

## ОРГАНИЗАТОРЫ

- Международная компания организатор мероприятий AMIR Technical Services
- Азербайджанская Государственная Морская Академия
- Politecnico di Milano, Italy
- City University of Hong Kong
- International Group on Reliability - Gnedenko Forum, USA
- European Safety and Reliability Association (ESRA)
- Qingdao University, China

## ОБСУЖДАЕМЫЕ ПРОБЛЕМЫ

- Оценка, анализ и управление рисков
- Функциональная безопасность и надежность
- Промышленные риски в нефтегазовом секторе
- Стихийные бедствия, EWS, экосистемы, загрязнение и принятие решений
- Человеческий фактор и устойчивость
- Каскадные риски и мультидисциплинарные расследования

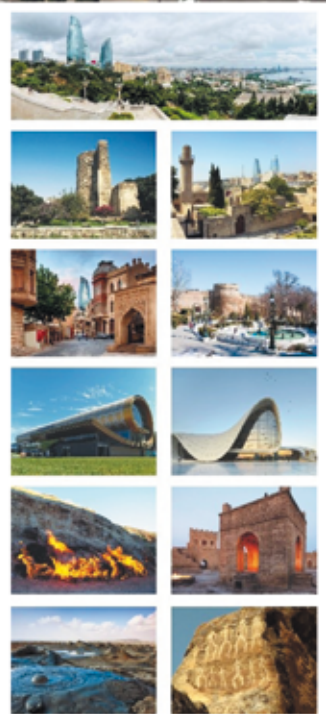
## КЛЮЧЕВЫЕ ДАТЫ

Окончание регистрации и приема статей	12 августа 2023 г.
Объявление программы	18 сентября 2023 г.
Конференция	17-19 октября 2023 г.
Гала-банкет в честь участников	18 октября 2023 г.

Рабочие языки конференции: английский и русский. Будет доступен синхронный перевод докладов. Статьи объемом до 8 страниц принимаются только на английском языке. Правила оформления представлены на сайте конференции. Все статьи в обязательном порядке проходят рецензирование. Отобранные статьи будут опубликованы в изданиях, индексируемых международной базой Scopus и Web of Science. Один автор может представить в качестве докладчика не более двух статей. Регистрационные заявки (форма регистрационной заявки размещена на сайте) и статьи следует отправлять на электронный адрес председателя конференции: [prof.vugar.aliyev@gmail.com](mailto:prof.vugar.aliyev@gmail.com).

По любым вопросам, связанным с участием в конференции, обращайтесь к организаторам:

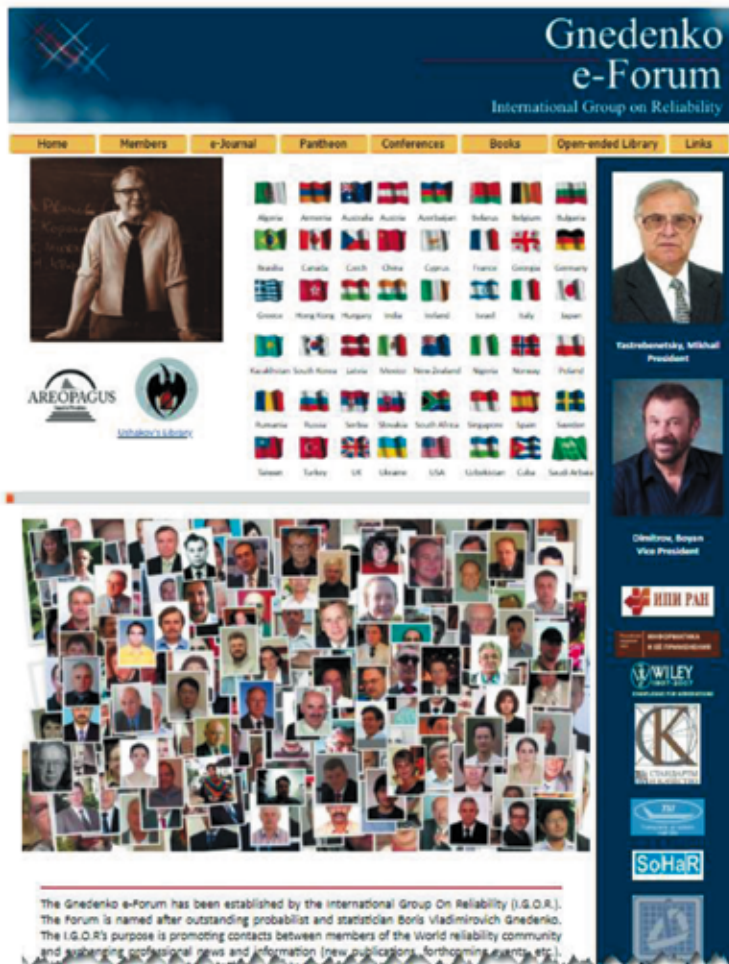
E-mail: [prof.vugar.aliyev@gmail.com](mailto:prof.vugar.aliyev@gmail.com)  
Mobile: +99450 212 55 45 (WhatsApp)





# GNEDENKO FORUM

INTERNATIONAL GROUP ON RELIABILITY



The Gnedenko e-Forum has been established by the International Group On Reliability (I.G.O.R.). The Forum is named after outstanding probabilist and statistician Boris Vladimirovich Gnedenko. The I.G.O.R.'s purpose is promoting contacts between members of the World reliability community and publishing professional news and information (new publications, forthcoming events, etc.).

Gnedenko Forum основан в 2004 году неофициальной международной группой экспертов в области теории надёжности для профессиональной поддержки исследователей всего мира, заинтересованных в изучении и развитии научных, технических и пр. аспектов теории надёжности, анализа рисков и безопасности в теоретической и прикладной областях.

Форум создан в сети Интернет как некоммерческая организация. Его цель – привлечь к совместному обсуждению и общению технических специалистов, заинтересованных в развитии теории надёжности, безопасности и анализа рисков, независимо от места их проживания и принадлежности к тем или иным организациям.

Форум выступает в качестве объективного и нейтрального лица, распространяющего научную информацию для прессы и общественности по вопросам, касающимся безопасности, анализа риска и надёжности сложных технических систем. Он опубликует обзоры, технические документы, технические отчеты и научные эссе для распространения знаний и информации.

Форум назван в честь Бориса Владимировича Гнеденко, выдающегося советского математика, специалиста в области теории вероятностей и её приложений, академика Украинской академии наук. Форум является площадкой для распространения информации о стипендиях, академических и профессиональных позициях, открывающихся в профессиональной области надёжности, безопасности и анализа рисков по всему миру.

В настоящее время в Форуме состоят 500 участников из 47 стран мира.

Начиная с января 2006 года, Форум выпускает свой ежеквартальный журнал Reliability: Theory & Applications ([www.gnedenko.net/RTA](http://www.gnedenko.net/RTA)). Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321) и публикует статьи, критические обзоры, воспоминания, информацию и библиографии на теоретические и прикладные аспекты надёжности, безопасности, живучести, технического обслуживания и методы анализа и управления рисками.

С 2017 года журнал индексируется в международной базе Scopus.



Членство в GNEDENKO FORUM не подразумевает никаких обязательств. Достаточно прислать по адресу [a.bochkov@gmail.com](mailto:a.bochkov@gmail.com) свою фотографию и краткую профессиональную биографию (резюме). Образцы можно найти на <http://www.gnedenko.net/personalities.htm>

## ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

### Требования к формату статьи

Статья представляется в редакцию в электронном формате, в виде файла, созданного в текстовом редакторе MS Word из пакета Microsoft Office (файл с расширением \*.doc или \*.docx). Текст набирается черным шрифтом на листе формата А4 с полями: левое, верхнее, нижнее – 2 см; правое – 1,5 или 2 см. Минимальный объем статьи – 5 страниц, максимальный (может быть увеличен по согласованию с редакцией) – 12 страниц. При этом статья включает структурные элементы, описание которых представлено ниже.

### Структура материала статьи

Представленные ниже структурные элементы статьи отделяются друг от друга *пустой строкой*. Отдельные примеры оформления, как это должно выглядеть в тексте, выделены *синим шрифтом*.

### 1) Название статьи

Название статьи представляется на русском и английском языках. Название статьи на русском языке должно соответствовать содержанию статьи. Англоязычное название должно быть грамотно с точки зрения английского языка, при этом по смыслу полностью соответствовать русскоязычному названию.

*Оформление:* Текст названия набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». Точка в конце не ставится.

Пример:

**Повышение надежности электронных компонентов**  
**The Increasing of dependability of electronic components**

### 2) Фамилия И.О. автора (авторов)

Данный структурный элемент для каждого автора включает:

- на русском языке – его фамилию и инициалы, после которых указывается сноска в виде цифры, набранной верхним индексом (надстрочным), которая ссылается на указание места работы автора. У фамилии автора, который будет контактировать с редакцией, также верхним индексом (после цифры) указывается символ «\*»;

- на английском языке – его фамилию, имя и отчество в формате «Имя, инициал отчества, фамилия» (Ivan I. Ivanov). Фамилию на английском языке необходимо указывать в соответствии с заграничным паспортом или так, как она была указана в ранее опубликованных статьях. Если автор не имеет заграничного

паспорта и/или публикаций, для транслитерации фамилии и имени необходимо использовать стандарт BSI.

*Оформление:* Текст ФИО набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». ФИО разделяются запятой, точка в конце не ставится.

*Пример:*

**Иванова А.А.<sup>1</sup>, Петров В.В.<sup>2\*</sup>**  
**Anna A. Ivanova, Victor V. Petrov**

### 3) Место работы автора (авторов)

Место работы авторов приводится на русском языке, перед указанием места набирается верхним индексом (надстрочным) соответствующая цифра сноски, указывающая на имя автора.

*Оформление:* Текст места работы набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный». Каждое место работы – с новой строки, точки в конце не ставятся.

*Пример:*

<sup>1</sup>Московский государственный университет, Российская Федерация, Москва

<sup>2</sup>Санкт-Петербургский институт теплоэнергетики, Российская Федерация, Санкт-Петербург

### 4) Адрес электронной почты автора, который будет вести переписку с редакцией

*Оформление:* Текст адреса набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», все символы – строчные. Перед адресом набирается символ сноски «\*». Точка в конце не ставится.

*Пример:*

\*petrov\_vv@aaa.ru

### 5) Резюме статьи

Данный структурный элемент включает структурированную аннотацию статьи объемом не менее 350 слов и не более 400 слов. Резюме представляется на русском и английском языках. Резюме должно содержать (желательно в явной форме) следующие разделы: Цель; Методы; Результаты; Выводы (на англ. яз.: Objective, Methods, Results, Conclusion). В резюме статьи не следует включать впервые введенные термины, аббревиатуры (за исключением общеизвестных), ссылки на литературу.

*Оформление:* Текст резюме набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Резюме.**», «**Цель.**», «**Методы.**», «**Выводы.**» («**Objective.**», «**Methods.**», «**Results.**», «**Conclusion.**»), которые (вместе с точкой) должны иметь начертание шрифта «полужирный». Текст резюме на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац).

*Пример (на рус. яз.):*

**Резюме. Цель.** Предложить подход ... с учетом современных методик. **Методы.** В статье применяются методы математического анализа, ..., теории вероятностей. **Результаты.** С использованием предложенного метода получено... **Заключение.** Предлагаемый в статье подход позволяет...

## 6) Ключевые слова

Указывается 5-7 слов по теме статьи. Желательно, чтобы ключевые слова дополняли резюме (аннотацию) и название статьи. Ключевые слова указываются на русском и английском языках.

*Оформление:* Текст набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Ключевые слова:**» («**Keywords:**») которые (вместе с двоеточием) должны иметь начертание «полужирный». Текст на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац). В конце ставится точка.

*Пример (на рус. яз.):*

**Ключевые слова:** надежность, функциональная безопасность, технические системы, управление рисками, производственная эффективность.

## 7) Текст статьи

Рекомендуется структурировать текст статьи в виде следующих разделов: Введение, Обзор источников, Методы, Результаты, Обсуждение, Заключение (или выводы). Рисунки и таблицы включаются в текст статьи (положение рисунков должно быть «в тексте», а не «за текстом» или «перед текстом»; без «обтекания текстом»).

*Оформление:*

Заголовки разделов набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «полужирный». Заголовки разделов (кроме введения и заключения (выводов)) могут иметь нумерацию арабскими цифрами с точкой после номера раздела. Номер с точкой отделяются от заголовка неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar).

Текст разделов набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «обычный» Текст разде-

лов разделяется на отдельные абзацы. Абзацный отступ не применяется для абзаца, следующего за формулой и содержащего пояснения к формуле, например:

где  $n$  – количество изделий.

*Пример:*

### 1. Состояние вопроса повышения надежности электронных компонентов

Проведенный анализ отечественной и зарубежной литературы по теме исследования показал, что...

Рисунки (фотографии, скриншоты) должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Разрешение рисунка – не хуже 300 dpi. Если рисунок представляет собой схему, диаграмму, чертеж и т.п., то желательно вставлять такой рисунок в текст в редактируемом формате (MS Visio). Все рисунки должны иметь подрисуночные подписи. Рисунки нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если рисунок в тексте один, то он не нумеруется. Отсылки на рисунки оформляются следующим образом: «На рис. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. рис. 3)». Сокращение «рис.» и номер рисунка (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Подрисуночная подпись включает порядковый номер рисунка и его название. Располагается на следующей строке после рисунка и выравнивается по центру:

#### Рис. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после подрисуночной подписи не ставится. *При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать!* Все обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисуночном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов). *При проблемах с версткой рисунков, вставленных в текст, авторы должны по запросу редакции предоставить данные рисунки в графическом формате, в виде файлов с расширениями \*.tiff, \*.png, \*.gif, \*.jpg, \*.eps.*

Таблицы должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Таблицы должны быть пригодны для редактирования (а не отсканированные или в виде рисунков). Все таблицы должны иметь заголовки. Таблицы нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если таблица в тексте одна, то она не нумеруется. Отсылки на таблицы оформляются следующим образом: «В табл. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. табл. 3)». Сокращение «табл.» и номер таблицы (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Заголовок таблицы включает порядковый номер таблицы и ее название. Располагается на строке, предшествующей таблице и выравнивается по центру:

#### Табл. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после заголовка таблицы не ставится. *При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать!* Все обозначения (символы), приведен-

ные в таблицах, необходимо пояснять в основном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях в таблице и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов).

Математические обозначения в тексте набираются заглавными и строчными буквами латинского, греческого и русского алфавитов. Латинские символы всегда набираются наклонным шрифтом (курсивом), кроме обозначений функций, таких как  $\sin$ ,  $\cos$ ,  $\max$ ,  $\min$  и т.п., которые набираются прямым шрифтом. Греческие и русские символы всегда набираются прямым шрифтом. Размер шрифта основного текста и математических обозначений (включая формулы) должен быть одинаков; верхние и нижние индексы масштабируются в MS Word автоматически.

Формулы могут быть включены непосредственно в текст, например:

Пусть  $y = a \cdot x + b$ , тогда...

либо набираться в отдельной строке, с выравниванием по центру, например:

$$y = a \cdot x + b.$$

При наборе формул как в тексте, так и в отдельной строке, знаки препинания должны ставиться по обычным правилам – точка, если формулой заканчивается предложение; запятая (или отсутствие знака препинания), если предложение после формулы продолжается. Для разделения формулы и текста рекомендуется для строки с формулой устанавливать вертикальные отступы (6 пт перед, 6 пт после). Если в тексте статьи делается отсылка на формулу, то такая формула обязательно набирается отдельной строкой, по правому краю которой указывается номер формулы в круглых скобках, например:

$$y = a \cdot x + b. \quad (1)$$

Если формула набирается в отдельной строке и имеет номер, то данная строка выравнивается по правому краю, а формула и номер разделяются знаком табуляции; позиция табуляции (в см) выбирается таким образом, чтобы формула располагалась примерно по центру. Формулы, на которые в тексте делаются отсылки, нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте.

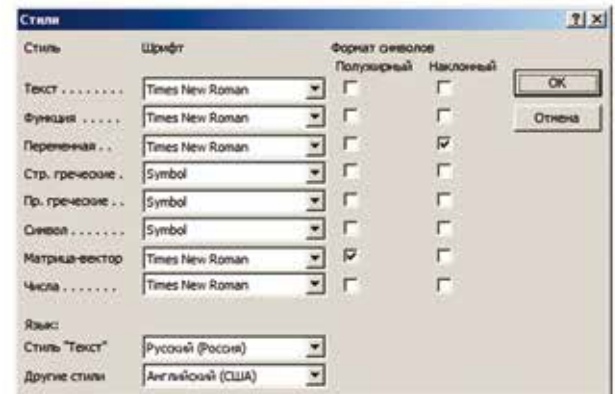
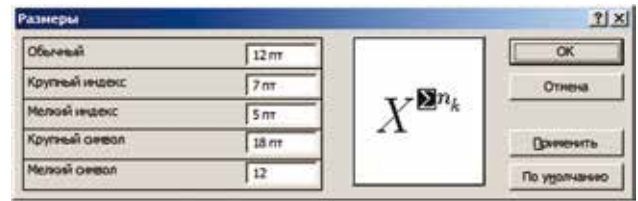
Простые формулы следует набирать без применения формульного редактора (использовать в MS Word русские и латинские буквы, а также меню «Вставка» + «Символ», если требуются греческие буквы и математические операторы), с соблюдением требуемого наклона для латинских символов, например:

$$\Omega = a + b \cdot \theta.$$

Если формула набирается без применения редактора формул, то между буквами и знаками «+», «-», «=» должны быть набраны неразрывные пробелы (Ctrl+Shift+Spacebar).

Сложные формулы набираются с применением редактора формул. Для отсутствия проблем с редак-

рованием формул и их версткой настоятельно рекомендуется использовать редакторы Microsoft Equation 3.0 или MathType 6.x. Для обеспечения корректного ввода формул (размер символов, их наклон и т.д.) рекомендуемые настройки редактора приведены на рисунках ниже.



При наборе формул в редакторе формул, если требуются скобки, то следует использовать скобки из формульного редактора, а не набирать их на клавиатуре (для корректной высоты скобок в зависимости от содержимого формулы), например (Equation 3.0):

$$Z = \frac{a \cdot \left( \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{j=1}^m y_j \right)}{n + m}. \quad (2)$$

Сноски в тексте нумеруются арабскими цифрами, размещаются постранично. В сносках могут быть размещены: ссылки на анонимные источники в сети Интернет, ссылки на учебники, учебные пособия, ГОСТы, статистические отчеты, статьи в общественно-политических газетах и журналах, авторефераты, диссертации (если нет возможности процитировать статьи, опубликованные по результатам диссертационного исследования), комментарии автора.

Отсылка на библиографический источник указывается в тексте статьи в квадратных скобках, а источники приводятся в библиографическом списке в порядке их упоминания в тексте (затекстовые ссылки). Страница указывается внутри скобок, через запятую и пробел после номера источника: [6, с. 8]

## 8) Благодарности

В этом разделе указываются все источники финансирования исследования, а также благодарности людям, которые участвовали в работе над статьей, но не

являются ее авторами. Участие в работе над статьей подразумевает: рекомендации по совершенствованию исследования, предоставление пространства для исследования, ведомственный контроль, получение финансовой поддержки, одиночные виды анализа, предоставление реагентов/пациентов/животных/прочих материалов для исследования.

*Оформление:*

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

## 9) Библиографический список

В библиографический список включаются только рецензируемые источники (статьи из научных журналов и монографии), упоминающиеся в тексте статьи. Нежелательно включать в библиографический список авторефераты, диссертации, учебники, учебные пособия, ГОСТы, информацию с сайтов, статистические отчеты, статьи в общественно-политических газетах, на сайтах и в блогах. Если необходимо сослаться на такую информацию, следует поместить информацию об источнике в сноску.

При описании источника следует указывать его DOI, если удастся его найти (для зарубежных источников удастся это сделать в 95% случаев).

Ссылки на принятые к публикации, но еще не опубликованные статьи должны быть помечены словами «в печати»; авторы должны получить письменное разрешение для ссылки на такие документы и подтверждение того, что они приняты к печати. Информация из неопубликованных источников должна быть отмечена словами «неопубликованные данные/документы», авторы также должны получить письменное подтверждение на использование таких материалов.

В ссылках на статьи из журналов должны быть обязательно указаны год выхода публикации, том и номер журнала, номера страниц.

В описании каждого источника должны быть представлены все авторы.

Ссылки должны быть верифицированы, выходные данные проверены на официальном сайте журналов и/или издательств.

*Оформление:*

Оформление ссылок (в русскоязычной версии журнала) должно выполняться по ГОСТ Р 7.0.5-2008. Система стандартов по информации, библиотечному и издательскому делу. Библиографическая ссылка. Общие требования и правила составления.

Библиографические ссылки набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «обычный» (см. примеры оформления в ГОСТ Р 7.0.5). Каждая

запись имеет нумерацию арабскими цифрами с точкой после номера раздела. Номер с точкой отделяются от записи неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar).

## 10) Сведения об авторах

Фамилия, имя, отчество полностью (на русском и английском языках); полный почтовый адрес (включая индекс, город и страну); полное наименование места работы, занимаемая должность; ученая степень, ученое звание, почетные звания; членство в общественных союзах, организациях, ассоциациях и т.д.; официальное англоязычное название учреждения (для версии на английском языке); адрес электронной почты; перечень и номера журналов, в которых ранее публиковались статьи автора; фото авторов для публикации в журнале.

*Оформление:*

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

## 11) Вклад авторов в статью

Следует указать подробно, каким из авторов что сделано в статье. Например: Автором А. выполнен анализ литературы по теме исследования, автором Б. разработана модель объекта в реальных условиях эксплуатации, выполнен расчет примера и т.д. Даже если у статьи один автор, то требуется указание его вклада.

*Оформление:*

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

## 12) Конфликт интересов

Конфликт интересов – это условия, при которых у людей возникают вступающие в конфликт или конкурирующие интересы, способные повлиять на принятие редакторского решения. Конфликты интересов могут быть потенциальными или осознанными, а также реально существующими. На объективность могут повлиять личные, политические, финансовые, научные или религиозные факторы.

Автор обязан уведомить редакцию о реальном или потенциальном конфликте интересов, включив информацию о конфликте интересов в статью.

Если конфликта интересов нет, автор должен также сообщить об этом. Пример формулировки: «Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов».

*Оформление:*

Текст набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».



# GUIDELINES FOR PUBLICATION IN THE JOURNAL «DEPENDABILITY»

## ■ STRUCTURAL DEPENDABILITY THEORY AND PRACTICE

- Methods of calculation, technology and methods of simulation, application software packages, practical calculations of complex systems dependability.
- Mathematical theory of maintenance, practical results of complex systems operation, system lifecycle, optimization of dependability and costs at all lifecycle stages.
- Test methods, criteria of test-based decision-making, accelerated testing, methods of test-based dependability assessment of systems, practical experience of dependability testing.

## ■ FUNCTIONAL DEPENDABILITY THEORY AND PRACTICE

- Object, subject and purposes of research, functional dependability indicators, terminology, principles and methods of calculation.
- Methods of assessment and prediction of software dependability, methods of calculation of information processes reliability in hardware and software systems subject to faults, software/operator/input information errors.
- Technology and methods of functional dependability: technology of functionally dependable software design, methods of design of fault-tolerant and operator error-tolerant information processing and management algorithms, methods and ways of protection against input information errors, practical results.

## ■ FUNCTIONAL SAFETY OF SYSTEMS THEORY AND PRACTICE

- Object, subject and purposes of research, functional safety indicators; safety functions, safety integrity, functional safety terminology.
- Mathematical methods and models of requirements definition for safety integrity and allowable time of hazardous failure detection, functional safety models of multichannel and multilevel systems.
- Technologies for ensuring functional safety of systems at all lifecycle stages.

## ■ FAULT TOLERANCE OF SYSTEMS THEORY AND PRACTICE

- Methods of passive failure protection, mathematical models of structural redundancy, gradual degradation of redundant systems, fault masking, practical results of application of passive failure protection.

- Methods of active protection against structural failures and information process errors, principles and methods of active protection, theoretical foundations of active protection, technical solutions, efficiency assessment of active protection.

## ■ RISK MANAGEMENT THEORY AND PRACTICE

- Postulates and principles of safety. Safety case. Methods and practical results of hazard ranking.
- Classification of item risks. Principles and methods of risk assessment. Risk assessment tools. Methods of acceptable risk levels definition. Risk management methodology. Management of operational, technology-related, fire, occupational, environmental risks.
- Integral risks. Methods and models of identification of integral risks of systems. Integral risks of processes. Integral risks of services.

## ■ CERTIFICATION AND STANDARDIZATION THEORY AND PRACTICE

- Accreditation of certification bodies and test laboratories, state of the art in Russia and other countries. How to achieve mutual recognition of test results in Russia and other countries? Methods of certification of hardware and software systems for compliance with international functional safety standards.
- Mandatory and voluntary certifications: experience, opinions, suggestions.
- Certification of system quality and dependability: regulatory requirements, testing procedures, practical results.
- Effect of the law On Technical Regulation on the development of the theory and practice of dependability and functional safety.
- State of the art and development trends of standardization of dependability, fault tolerance and survivability, functional safety and risk management.

## ■ INNOVATIVE TECHNOLOGY OF DEPENDABILITY AND SAFETY THEORY AND PRACTICE

- Application of artificial intelligence-based methods in dependability and safety.
- Methods and models of Data Science.
- Algorithms of prediction of failures and hazardous events using Data Science.
- Methods of proactive dependability and safety management.

## ЗАЯВКА НА ПОДПИСКУ НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

с № \_\_\_\_\_ 20\_\_ г. по № \_\_\_\_\_ 20\_\_ г., количество экз. \_\_\_\_\_

<b>Полное наименование организации</b>	
<b>Юридический адрес предприятия (индекс, страна, адрес)</b>	
<b>Почтовый адрес предприятия (индекс, страна, адрес)</b>	
<b>ИНН/КПП</b>	
<b>Расчетный счет</b>	
<b>Банк</b>	
<b>Корреспондентский счет</b>	
<b>БИК</b>	
<b>Контактное лицо: Ф.И.О., должность</b>	
<b>Телефон/факс, e-mail</b>	

### 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: dependability@bk.ru

ИНН 7709868505 КПП 770901001

р/с 40702810100430000017, ПАО «УРАЛСИБ БАНК» г. Москва

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.

## ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ  
И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ,  
АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»  
(АО «НИИАС»)



**АО «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.niias.ru](http://www.niias.ru)

