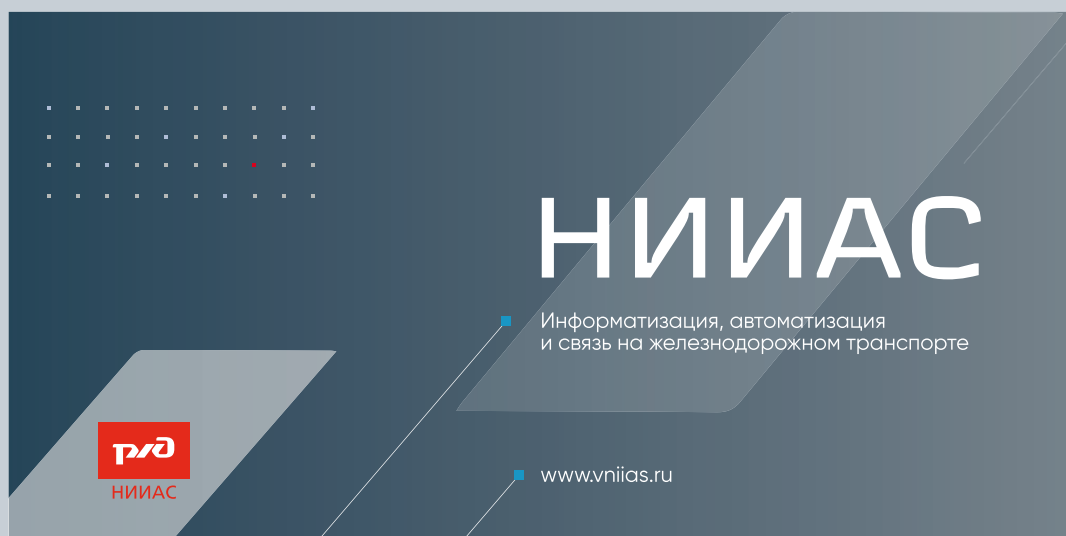


НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

В НОМЕРЕ

- ПРИМЕНЕНИЕ ТЕОРИИ НЕЧЕТКИХ ДАННЫХ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ ДОЛГОВЕЧНОСТИ
- ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ ДОСТАТОЧНОСТИ КОМПЛЕКТА ЗАПАСНЫХ ЧАСТЕЙ, ИНСТРУМЕНТОВ И ПРИНАДЛЕЖНОСТЕЙ ДЛЯ ИСТОЧНИКОВ БЕСПЕРЕБОЙНОГО ПИТАНИЯ ЦЕНТРА ОБРАБОТКИ ДАННЫХ ПО ПАСПОРТНЫМ ДАННЫМ
- К ВОПРОСУ РАСЧЕТА СОСТАВА ЗАПАСНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ, ИМЕЮЩИХ ОТКАЗЫ ДВУХ ТИПОВ
- АНАЛИЗ ПРИМЕНИМОСТИ БАЙЕСОВСКИХ ОЦЕНОК ПРИ РЕШЕНИИ ПРАКТИЧЕСКИХ ЗАДАЧ НАДЕЖНОСТИ, ИСПОЛЬЗУЮЩИХ МОДЕЛИ, ПРЕДНАЗНАЧЕННЫЕ ДЛЯ ГРУПП ОДНОРОДНОЙ ПРОДУКЦИИ
- ПЛАНИРОВАНИЕ ДВИЖЕНИЯ ПОЕЗДОВ В ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫХ ТРАНСПОРТНЫХ СИСТЕМАХ
- О МЕТОДЕ ОБЕСПЕЧЕНИЯ ФУНКЦИОНАЛЬНОЙ БЕЗОПАСНОСТИ СИСТЕМЫ С ОДНОКАНАЛЬНОЙ ОБРАБОТКОЙ ИНФОРМАЦИИ
- ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА МИНИМИЗАЦИИ ФУНКЦИИ РИСКА С УЧЁТОМ УСЕЧЕННЫХ СЛЕВА И ЦЕНЗУРИРОВАННЫХ СПРАВА ДАННЫХ ДЛЯ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА
- ЗАЩИТА ИНФОРМАЦИИ В ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫХ ТРАНСПОРТНЫХ СИСТЕМАХ УПРАВЛЕНИЯ ГОРОДСКИМ ТРАНСПОРТОМ



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, заместитель руководителя Научно-технического комплекса АО «НИИАС» (Москва, РФ)

Шебе Хендрик – доктор естественных наук, главный эксперт по надежности, эксплуатационной готовности, ремонтопригодности 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, научный руководитель АО «НИИАС» (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)

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 надежностью (DQM), (Приевор, Сербия)

Поляк Роман А. – доктор физико-математических наук, профессор, приглашенный профессор Школы математических наук технологического Университета Тэхнион (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
ПШ № 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 19.09.2022

Объем , Тираж 500 экз, Заказ №

Формат 60х90/8, Бумага глянец

Журнал издается ежеквартально с 2001 года,
стоимость одного экземпляра 1595 руб.,
годовой подписки 6380 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»)**

СОДЕРЖАНИЕ

Системный анализ в задачах надежности и безопасности

Гадолина И.В. Применение теории нечетких данных в задачах оценки долговечности	3
Жаднов В.В. Оценка показателей достаточности комплекта запасных частей, инструментов и принадлежностей для источников бесперебойного питания центра обработки данных по паспортным данным	11
Чепурко В.А., Антонов А.В. К вопросу расчета состава запасных элементов, имеющих отказы двух типов	21
Храмов С.М., Рудковский Д.М., Михайлов В.С. Анализ применимости байесовских оценок при решении практических задач надежности, использующих модели, предназначенные для групп однородной продукции	29

Интеллектуальные транспортные системы

Баранов Л.А., Сафронов А.И., Сидоренко В.Г. Планирование движения поездов в интеллектуальных транспортных системах	35
---	----

Безопасность. Оценивание рисков

Шубинский И.Б., Розенберг Е.Н., Коровин А.С., Пенькова Н.Г. О методе обеспечения функциональной безопасности системы с одноканальной обработкой информации	44
Николаев Д.А., Антонов А.В., Чепурко В.А. Применение метода минимизации функции риска с учётом усеченных слева и цензурированных справа данных для оценки параметров распределения Вейбулла	53
Алексеев В.М., Чичков С.Н. Защита информации в интеллектуальных транспортных системах управления городским транспортом	62
Гнеденко – Форум	69

Применение теории нечетких данных в задачах оценки долговечности

Application of the fuzzy data theory in durability estimation

Гадолина И.В.
Irina V. Gadolina

Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук (ИМАШ РАН), Москва, Российская Федерация
Mechanical Engineering Research Institute of the Russian Academy of Sciences (IMASH RAN), Moscow, Russian Federation
gadolina@mail.ru



Гадолина И.В.

Резюме. Цель. Задачи в исследованиях усталости материалов, являясь актуальными с точки зрения инженерной практики, обладают большой долей неопределенности. Кривая усталости содержит цензурирования (что означает прошедшие запланированный цикл нагружений и не разрушившиеся к концу испытаний образцы), а блок нагружения, составляемый для расчета долговечности, может быть составлен по-разному с достаточной долей субъективных решений. Блок нагружения предназначен для расчета долговечности и для составления плана испытаний и должен в полной мере отражать всю предполагаемую историю эксплуатации. Оба этих фактора рассматриваются в статье как элементы нечеткой логики. Рассмотрено создание научно обоснованного блока нагружения, который учитывал бы возможные режимы работы в правильной пропорции и с учетом вариативности. Это связано с тем, что усталостное повреждение накапливается в течение всего срока работы машины и должно быть научно оценено для адекватной оценки в вероятностном аспекте. **Методы.** Так как режимы эксплуатации некоторой конкретной детали точно не определены (и не могут быть определены по логике случайного использования машин), рассматриваются проекции случайных нечетких распределений. Удалось научно обосновано учесть конечное множество эксплуатационных режимов в их разумной пропорции. На примере анализа нагружения ответственной детали подвижного состава построены распределения и оценено возможное распределение ресурса детали. Полученные на основе разработанного метода результаты позволяют оценить риски эксплуатации и спрогнозировать потребное число запчастей. Рассмотрение цензурированных элементов выборки при построении кривой усталости позволит сделать оценку параметров кривой усталости более состоятельной. **Выводы.** Применение нечетких множеств может оказаться весьма полезным при рассмотрении кривой усталости и при оценке вариации долговечности. Показаны примеры применения предложенного подхода.

Abstract. Aim. Problems associated with the study of material fatigue, while being relevant in terms of engineering practice, have a significant degree of uncertainty. The fatigue curve is censored (which indicates the presence of items that have passed the planned load cycle and destroyed by the end of the tests), while the load block made for calculating durability can be designed in a number of ways with a sufficient share of subjective decisions. The load block is intended for calculating durability and defining test plans. It is to fully reflect the entire expected operational history. Both factors are considered in the paper as elements of fuzzy logic. The author examines the creation of a scientifically substantiated load block that would take into account the possible operating modes in a right proportion and taking into account the variability. That is due to the fact that fatigue damage accumulates over the entire life of a machine and is to be scientifically evaluated for an adequate probabilistic assessment.

Methods. As the modes of operation of a certain part are not precisely defined (and cannot be defined by virtue of the logic of random use of machines), projections of random fuzzy distributions are considered. A finite set of operating modes in a reasonable proportion was successfully scientifically substantiated. Using the example of load analysis of a critical part of rolling stock, distributions were constructed and the possible distribution of a part's life was estimated. The output of the developed method will allow assessing the operational risks and predict the required number of spare parts. By taking into account the censored sample elements in the process of fatigue curve construction, the estimation of the fatigue curve parameters can be made more consistent. **Conclusions.** The use of fuzzy sets may prove to be very useful when examining fatigue curves and estimating durability variation. Examples are given of applying the proposed method.

Ключевые слова: нечеткие множества, оценка долговечности, режимы нагружения, кластерный анализ, временные ряды.

Keywords: fuzzy sets, durability estimation, loading modes, cluster analysis, time series.

Для цитирования: Гадолина И.В. Применение теории нечетких данных в задачах оценки долговечности // Надежность. 2022. №3. С. 3-10. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-3-10>

For citation: Gadolina I.V. Application of the fuzzy data theory in durability estimation. Dependability 2022;3: 3-10. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-3-10>

Поступила 27.05.2022 г. / **После доработки** 22.07.2022 г. / **К печати** 19.09.2022 г.

Received on: 27.05.2022 / **Revised on:** 22.07.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

Введение

Объектами нечисловой природы называют элементы пространств, не являющихся линейными. Примерами измерения в качественных шкалах являются ранжировки, разбиения, категоризованные данные. Объекты нечисловой природы нельзя складывать и умножать на числа, не теряя при этом содержательного смысла. Этим они отличаются от числовых данных, издавна используемых в прикладной статистике. Статистическое исследование объектов нечисловой природы является одной из парадигм современной статистики [1], наряду с непараметрической статистикой. В процессе работы с непараметрической статистикой и анализе объектов нечисловой природы [2] немаловажную роль играют нечеткие множества.

При оценке ресурса деталей машин, при которой важно рассматривать задачу в вероятностной постановке [3], одной из основных инженерных задач является задача построения научно обоснованного обобщенного блока (ОБ). ОБ представляет собой некоторый массив нагрузок, который в дальнейшем применяется совместно с гипотезами суммирования усталостных повреждений для оценки долговечности. При решении этой задачи особенно важно иметь научно обоснованный инструмент создания этого блока. Смысл конструкции ОБ заключается в том, что все возможные режимы эксплуатации должны быть отражены в нем, причем с учетом реальной пропорции конкретного режима в общем времени использования. ОБ относится к категоризованным данным, поэтому требуется работа с объектами нечисловой природы. После выделения и определения конкретных режимов, входящих в ОБ, например, с помощью кластерного анализа [4] или с применением нечетких множеств, дальнейшие исследования осуществляются с вещественными числами.

Построение обобщенного блока. Статус кво.

Большинство применяемых в настоящее время методов получения количественных расчетных характеристик нагруженности деталей основываются на замене реального случайного процесса, записанного путем тензометрирования, некоторым схематизированным процессом. Схематизированный процесс по уровню вносимого усталостного повреждения должен быть эквивалентен реальному [5]. Некоторый режим может оказаться весьма незначительным по нагрузкам, но

относительную продолжительность его эксплуатации необходимо учесть в ОБ при расчете ресурса.

Анализируя возможный процесс нагружения, например, в детали несущей конструкции рамы зерноуборочного комбайна, можно заметить, что наблюдаются участки с большей интенсивностью колебаний – «А» – они соответствуют движению комбайна по проселочной (грунтовой) дороге, и режимы работы в поле – участки «Б», которые являются щадящими с точки зрения усталостного повреждения для исследуемой детали. Это связано с тем, что чем больше амплитуды колебаний напряжения, тем более интенсивно накапливаются повреждения и тем меньше ресурс. Анализ истории нагружения детали наводит на мысль о возможности проведения ускоренных ресурсных испытаний лишь на режимах «А», при этом финальный вывод о ресурсе должен базироваться на информации о процентном соотношении времени эксплуатации в режимах «А» и «Б». Поэтому они оба должны присутствовать в обобщенном блоке ОБ, хотя бы номинально.

Существует обширная литература по вопросам построения и обоснования ОБ. В автомобилестроении ученые из ФРГ разработали систему анализа процесса нагружения с применением современных инструментов. Использовались GPS (Global Positioning System – глобальная система позиционирования), big data (большие данные) [6]. Проблемы вероятностного распределения режимов по нагрузкам исследуется также в [7, 8]. Авторы анализируют вариабельность нагрузок в зависимости от места приписки машины, при этом рассматривается вероятность события попадания машины в определенную категорию использования по месту и по перевозимому грузу. В работе [9] для надежного представления специфических требований заказчика при производстве новых транспортных средств был разработан метод, согласно которому типы дорог могут быть сопоставлены с точки зрения важнейших параметров, таких как продольная и поперечная динамика нагрузок. Типы дорог могут быть также сопоставлены и по вычисленным усталостным повреждениям и с применением гипотез накопления повреждений [3].

Ранее нами была рассмотрена задача выделения режимов с использованием кластерного анализа характерных показателей нагруженности [4]. Для анализа временных зависимостей для кластеризации применяется метод исследования временных последовательностей выборочных параметров. Обзор содержится в [10]. Кластерный анализ по биологическим пробам описан

в [11]. Методы нечеткой кластеризации обнаруживают нечеткие области, в которых наблюдения могут быть мягко отнесены к нескольким кластерам [12]. На рис. 1 показана визуализация для трех факторов, которые являются определяющими для оценки долговечности машин. На самом деле в работе [4] было использовано большее число факторов – число 3 выбрано для большей понятности и наглядности. Представленные на рис. 1 данные соответствуют задаче кластерного анализа режимов нагружения автомобилей [13].

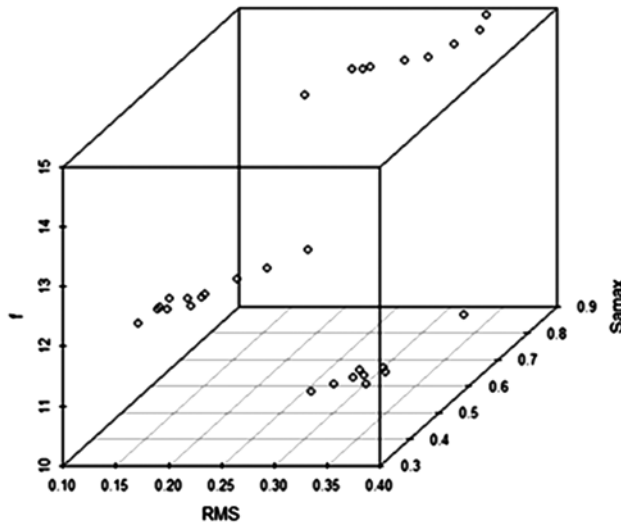


Рис. 1. Графическая интерпретация кластерного анализа с использованием трех факторов (эффективная частота, СКО, максимальная амплитуду в блоке) (пример автомобилей – модельная выборка SAE [13])

На первом этапе предлагается создать список всех возможных режимов по предложениям экспертов для данной конкретной машины. Далее на каждом режиме проводится тензометрирование напряжений в исследуемой детали с последующей обработкой записи по методу дождя [5]. Полученные распределения следует просуммировать с учетом их весов (при умножении на веса целые числа частот в гистограммах превратятся в вещественные – см. формулу (1)) и длительности записи на конкретном режиме.

Всего может быть рассмотрено k спектров в соответствии с условиями эксплуатации. Для оценки долговечности необходимо располагать обобщенным спектром, который формируется путем сложения частных спектров, соответствующих различным вариантам использования механизма с указанием доли этих вариантов в общей продолжительности эксплуатации. Проблема при этом может заключаться в том, что границы интервалов разбивки непрерывной физической величины напряжений (так называемые «карманы») для подсчета числа попадающих в них чисел циклов для разных режимов могут быть различными [14].

Возможным вариантом решений данной проблемы может явиться аппроксимация гистограммы непрерывным распределением с помощью непараметрического

ядерного сглаживания [15]. Гистограмма вместо отдельных «кубиков» в этом случае будет строиться из мини-распределений заданной формы: треугольников, нормальных распределений и т.п. Суммируя все составляющие такой «гистограммы», мы получим сглаженную кривую. В программном комплексе R для этой цели использовалась функция «density» с ядром, установленным по умолчанию, «gaussian». Сглаженные кривые для нескольких режимов эксплуатации суммируются с учетом распределения режимов.

Обобщенный блок подобен гистограмме, только число повторений событий в карманах может представлять собой положительную вещественную величину. Это связано с применением формулы (1) для расчета распределения ОБ. Коэффициенты для пересчета с целью последующего суммирования приведенных частных распределений z_i вычисляются по формуле:

$$z_i = \frac{3600}{l_i} p_i \quad (1)$$

здесь l_i – продолжительность реализации, зафиксированной на i -том режиме; p_i – доля режима в эксплуатации. Таким образом, для каждого значения амплитуд напряжений в режиме i был определен коэффициент z_i , единый для данной реализации.

Альтернативой описанному методу является использование непрерывного распределения, полученного ядерным сглаживанием гистограмм. В этом случае появляется возможность численного суммирования псевдо-непрерывных распределений. В программном комплексе R [15] имеется возможность произвести сглаживание с помощью различных ядер: гауссовского, Епанченкова, прямоугольного, треугольного, косинус. Ядра масштабируются таким образом, что их стандартное отклонение соответствует ядру сглаживания. Алгоритм, используемый в программе R по оценке плотности по умолчанию, распределяет массу эмпирической функции распределения по регулярной сетке из не менее 512 точек, а затем использует быстрое преобразование Фурье для свертки этой аппроксимации с дискретизированной версией ядра. Следующим шагом является линейная аппроксимация для оценки плотности в указанных точках.

Примем сглаживание с помощью гауссовского ядра, предлагаемого программой R по умолчанию. Форма ядра Гаусса описывается формулой:

$$G(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}, \quad (2)$$

здесь $G(x, y)$ – значение, рассчитанное по формуле ядра Гаусса. Это значение является частью ядра, представляющего один элемент; σ – пороговое значение или значение фактора, указанное пользователем; x, y – переменные, обозначенные как x и y , относятся к координатам пикселей в изображении, y представляет вертикальное смещение или строку, а x представляет горизонтальное смещение или столбец.

На примере гистограмм амплитуд полных циклов в детали подвижного состава для пяти скоростей движения применим сглаживание гауссовским ядром. Сглаженные гистограммы для 5 режимов показаны на рис. 2.

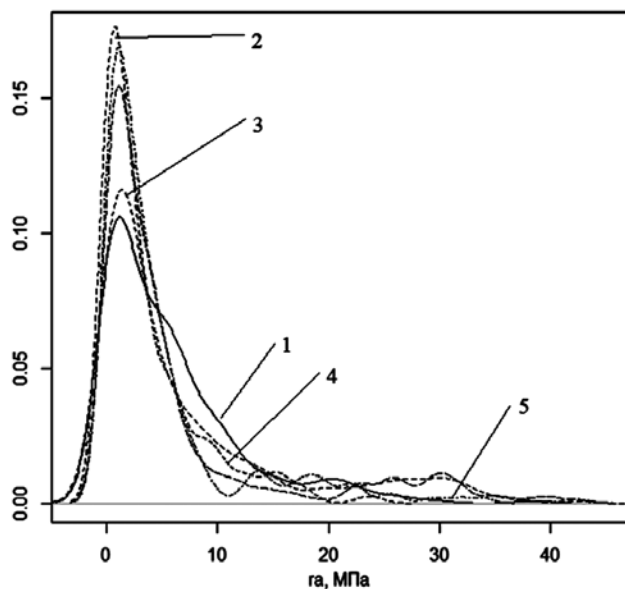


Рис. 2. Сглаженные гистограммы для распределений амплитуд полных циклов R_a для напряжений в детали несущей конструкции при движении состава с различными скоростями: 1 – $V = 45$ км/ч; 2 – $V = 54$ км/ч; 3 – $V = 63$ км/ч; 4 – $V = 90$ км/ч; 5 – $V = 99$ км/ч.

Для создания обобщенного блока псевдо-непрерывные значения сглаженных гистограмм умножаются на индивидуальные коэффициенты, рассчитываемые по формуле, аналогичной (1), при этом учитывается также продолжительность реализации, которая подвергалась схематизации по методу дождя [5]. Далее будет показано, что для оценки вариабельности вычисленного ресурса хорошо подходит аппарат нечетких множеств. В силу сделанных предположений о нечетком характере множества распределений режимов, ОБ также является нечетким.

Нечеткие множества в задаче выборов режимов

Помимо задачи с отчетливо выраженными режимами, которые можно дистанцировать непосредственно по визуальному анализу записей, либо с применением кластерного анализа, описанного в [4], существует обширный класс задач, где такое разделение является нечетким, размытым. Применим концепцию нечетких множеств. В математике нечеткие множества (они же неопределенные множества) – это множества, элементы которых имеют разные степени принадлежности.

На рис. 3 схематически показан пример функции принадлежности μ нечетких множеств. Здесь схематически показана нечеткая принадлежность индивидуума к мно-

жествам людей: А (молодой), Б (средний) и В (старый). Рассматривая функцию принадлежности, можно увидеть некоторую аналогию с вероятностями.



Рис. 3. Схема функций принадлежности трех нечетких множеств

В [16] авторы проводят параллели между теорией вероятности и нечеткостью. Они полагают, что связь между нечеткостью и вероятностью позволит применить в нечеткой теории методы и результаты, накопленные в теории случайных множеств. И наоборот, это позволит перенести концепции и формулирование задач из первой теории на вторую, что послужит прогрессом у обоих. Подобно тому, как решению задачи о кластерах предшествует предварительное решение о числе кластеров, в задаче оценивания с применением нечетких множеств задача разбивается на две: оценивание структуры моделей и оценивание параметров при заданной структуре [16]. При этом структура – это объект нечисловой природы.

Спецификация нечеткого объекта A представляет собой вектор вида

$$P(A) = (p_1(A), \dots, p_n(A)), \quad (3)$$

где $p_i(A)$, $i = 1, n$, – количественные или качественные свойства объекта A .

Нечетким свойством объекта A является кортеж (т.е. набор данных фиксированной длины). Кортеж – это нечеткое множество, описывающее количественные значение свойства $p(A)$ и качественные $u(p(A))$. Данные параметры являются единицами измерения объекта. Совпадение объектов определяется совпадением всех параметров $i = 1, n$ [17]. Другими словами, спецификация нечеткого объекта может состоять из четко определенных (crisp) и нечетких (fuzzy) свойств. Качественные свойства являются частными случаями нечетких количественных свойств.

Рассмотрим данные на кривой усталости как нечеткие объекты типа (3). Как известно [3], на кривой усталости содержатся элементы двух типов: разрушенные и цензурированные (приостановленные, снятые с испытаний) образцы. У обоих перечисленных объектов имеется количественная характеристика – наработка t (размерность [мин], [циклы] или другая мера), а также качественная мера u , определяющая статус наблюдения:

$$u \in [0, 1]. \quad (4)$$

В простейшем случае, при отсутствии уточняющей информации о статусе цензурированного образца для сломавшихся образцов $u = 1$ и для цензурированных $u = 0$. В настоящее время нами ведутся исследования по введению уточняющих параметров для u , которые могут быть получены дополнительными измерениями физических величин (томография, измерение модуля упругости, микрофотографирование). В общем случае данная характеристика представляет нечеткую характеристику, подобную изображенной на схеме рис. 3.

Авторы [16] утверждают: «Теория нечетких множеств сводится к теории случайных множеств с использованием понятия «проекция случайного множества». Каждое случайное множество может быть связано с некоторой функцией – вероятностью того, что элемент принадлежит к множеству. Эта функция имеет все свойства функции принадлежности нечеткого множества. Соответствующее нечеткое множество называется проекцией исходного случайного множества. Верно и обратное – для любого нечеткого множества можно выбрать случайное множество так, чтобы вероятность принадлежности элемента к случайному множеству повсюду совпадала с функцией принадлежности данного нечеткого множества. Такое соответствие можно установить так, чтобы результаты операций над множествами тоже соответствовали друг другу».

Метод

Классификация относится к разделению набора элементов на классы – группы элементов, похожих друг на друга. В четкой классификации каждый элемент относится к одному определенному классу. А в нечеткой классификации задана функция принадлежности элемента к разным классам. Нечеткая классификация обычно больше соответствует действительности, чем строгая [12].

В основе современной математики лежит понятие множества. Для того чтобы установить тот или иной конкретный набор режимов эксплуатации, необходимо уметь ответить по каждому режиму на вопрос:

«Принадлежит этот режим этому множеству или не принадлежит?» Но границы понятий обычно размыты, так что однозначный ответ на такой вопрос возможен далеко не всегда. Это означает, что размытие нужно описывать в терминах множества, которое немного отличается и шире, чем обычно.

В работе [9] отмечено, что распределения по режимам для грузовых автомобилей меняется от региона к региону. Рассмотрим некоторые распределения продолжительности работы по режимам для рассматриваемого примера детали грузовых вагонов. Допустим, имеется некоторые возможные подвижки по долям времени машин по различным режимам. Схематически эта ситуация показана диаграммах табл. 1. В строке под изображениями круговых распределений показаны вероятности p_i появления режимов i в j -той комбинации:

$$\sum p_i = 1, \text{ для всех } j. \quad (5)$$

Данные вероятности являются проекциями нечетких множеств на пространство событий.

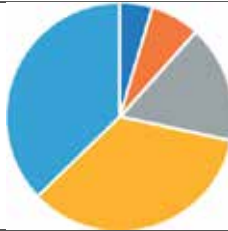
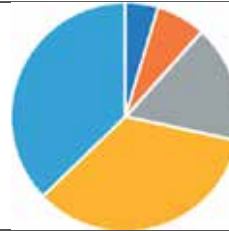
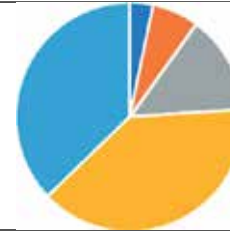
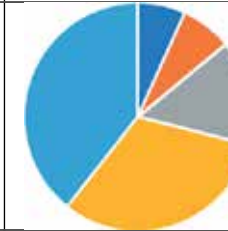
Далее проанализируем нечеткое распределение по комбинациям j . С учетом того, что распределения по p_i также нечеткое, задача может быть сформулирована как дважды размытая. Поскольку рассматриваются вероятности нахождения объекта в некотором состоянии (режиме) i , проанализируем проекцию [16] нечетких множеств.

Пусть X – случайное множество – измеримое отображение $\{K\}$ семейства элементарных исходов произвольного вероятностного пространства $\{Q\}, \{A\}, \{P\}$ в некоторое пространство $\{M\}$, элементами которого являются множества распределений, (пример в табл. 1).

Вместо вероятностей p_i поставим меру нечеткости μ_i из теории нечетких множеств [16]. Тот факт, что в отличие от теории вероятности, где справедливо соотношение (5), сумма функций принадлежности не равна единице:

$$\sum \mu_i \neq 1 \quad (6)$$

Табл. 1. Представление режимов нагружения детали железнодорожного состава как нечеткого множества

I	II	III	IV	V
				
4,7 % 7,0 % 16,7 % 34,4 % 37,2 %	3,3 % 6,6 % 14,0 % 38,8 % 37,2 %	4,4 % 6,8 % 19,5 % 35,1 % 34,1 %	6,8 % 7,2 % 14,9 % 31,7 % 39,4 %	3,9 % 8,7 % 13,9 % 28,1 % 45,5 %
$V_{m=6}=0,433$	$V_{m=6}=0,476$	$V_{m=6}=0,491$	$V_{m=6}=0,518$	$V_{m=6}=0,503$

это не нарушает общности рассуждений, но дает возможность оценить расстояние между нечеткими множествами A и B множества $X = \{x_1, x_2, \dots, x_k\}$ [1] как

$$d(A, B) = \sum_{j=1}^k |\mu_A(x_j) - \mu_B(x_j)| \quad (7)$$

где $\mu_A(x_j)$ – функция принадлежности нечеткого множества A и где $\mu_B(x_j)$ – функция принадлежности нечеткого множества B .

Выражение (4) приведено в [1] для двух нечетких множеств. Как видно на примере рис. 3, этих множеств может быть больше в случае конечного k числа эксплуатационных режимов, диагностированных кластерами.

Результаты

Используя проекции нечетких множеств на пространство событий, оценим нечеткое событие как случайный ресурс детали. Для оценки рассеивания используется мера коэффициент полноты спектра V [18], которая вычисляется по формуле (8) для разных распределений режимов, показанных в табл. 1:

$$V = \sqrt[m]{\frac{1}{n} \sum h_i \left(\frac{\sigma_{ai}}{\hat{\sigma}_a} \right)^m} \quad (8)$$

Величина V является безразмерной. В формуле (8) m – коэффициент угла наклона кривой усталости; n – суммарное число циклов в блоке; h_i – число циклов на i -той ступени; σ_{ai} – текущее значение амплитуды напряжений; $\hat{\sigma}_a$ – максимальная амплитуда в блоке. Видно, что V зависит не только от формы блока, но и от m . Примем $m = 6$ и вычисленные значения занесем в последнюю строку табл. 1.

Распределения случайной величины V , полученной на основании анализа нечетких кластеров, показано на нормальной вероятностной бумаге на рис. 4. График построен в программной среде R [15]. По вертикали

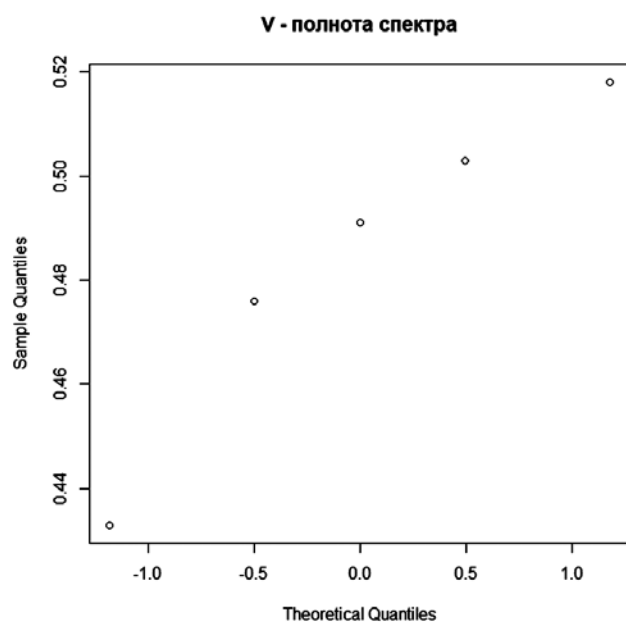


Рис. 4. Выборочные и теоретические квантили для V

отложены выборочные квантили, по горизонтали – теоретические. Характер вариации данной случайной величины подобен вариации вычисленного ресурса исследуемой детали.

Выводы

Рассмотрено применение теории нечетких множеств к задачам усталости. Рассмотрено два типа задач: 1) построение кривой усталости с учетом цензурирований; 2) задача нечеткой кластеризации режимов нагружения. В задаче о построении кривой усталости предложено рассматривать цензурирования как нечеткие элементы с функцией принадлежности, лежащей в интервале $[0, 1]$, где 0 – это чистое цензурирование, а 1 – безусловный отказ (четкие данные). Промежуточные варианты предлагается оценивать с использованием перспективных физических методов исследования. Распределение общего времени эксплуатации по режимам также является нечетким в силу до конца не определенных условий эксплуатации. Рассмотрение данной задачи с точки зрения нечетких данных позволило предварительно оценить расчетное рассеивание ресурса детали.

Библиографический список

- Орлов А.И. Искусственный интеллект: нечисловая статистика: учебник. М.: Ай Пи Ар Медиа, 2022. 446 с. URL: <https://www.iprbookshop.ru/117028.html>
- Орлов А.И. Смена парадигм в прикладной статистике // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2021. № 87(7). С. 6-7. DOI: <https://doi.org/10.26896/1028-6861-2021-87-7-6-7>
- Когаев В.П. Расчеты на прочность при напряжениях, переменных во времени. М. Машиностроение, 1993. 364с.
- Gadolina I.V., Petrova I.M. Cluster Analysis of the Loading Time-Series with the Aim of Consistent Durability Estimation. In: Hu, Z., Wang, B., Petoukhov, S., He, M. (eds) Advances in Artificial Systems for Power Engineering II. AIPe 2021. Lecture Notes on Data Engineering and Communications Technologies, vol 119. Springer, Cham. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-97064-2_2
- Гадолина И.В., Козлов А.Д., Монахова А.А. и др. Оптимальный способ ЦОС в задачах оценки долговечности // Вестник РГГУ. Серия: Информатика. Информационная безопасность. Математика. 2019. № 1. С. 78-93. DOI: [10.28995/2686-679X-2019-1-78-93](https://doi.org/10.28995/2686-679X-2019-1-78-93)
- Michael Burger, Klaus Dreßler, Michael Speckert. Load assumption process for durability design using new data sources and data analytics // International Journal of Fatigue. 2021. Vol. 145. Pp. 7-8. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijfatigue.2020.106116>
- Dressler Klaus, Speckert Michael, Müller R. et al. Customer loads correlation in truck engineering. Conference: World automotive Congress 2008. At: München Volume: Springer automotive Media / GWV Fachverlage GmbH. F200812198.

8. E. Bellec et al. Modelling and identification of fatigue load spectra: Application in the automotive industry // *International Journal of Fatigue*. 2021. Vol. 149. DOI: 10.1016/j.ijfatigue.2021.106222

9. M. Stadele, B. Mundl, A. Rap, R. Großkopf et al. Derivation and categorization of road quality in view of operation loads to consider customer requirements for customer-focused sales // *Proceedings of the Fourth International Conference on Material and Component Performance under Variable Amplitude Loading (VAL4)*; 2020 Mar 30 – Apr 1; Darmstadt, Germany. Berlin: DVM, 2020. Pp. 175-183.

10. Saeed Aghabozorgi, Ali Seyed Shirkhorshidi, Teh Ying Wah. Time-series clustering – A decade review // *Information Systems*. 2015. Vol. 53. Pp. 16-38. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.is.2015.04.007>

11. Плющенко В.П., Шахматов Д.Г., Родин И.А. Алгоритм сочетания хромато-спектрометрического ненаправленного профилирования и многомерного анализа для выявления веществ-маркеров в образцах сложного состава // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. 2020. Т. 86. № 7. С. 12-19. DOI: <http://doi.org/10.26896/1028-6861-2020-86-7-12-19>

12. D. Meyer, E. Dimitriadou, K. Hornik et al. E1071: Misc Functions of the Department of Statistics. Probability Theory Group, TU Wien, 2017. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=e1071>. R package version 1.6-8.

13. Tucker L., Bussa S. The SAE Cumulative Fatigue Damage Test Program / In book *Fatigue under Complex Loading*. Ed. R.M. Wetzel. 1977. Society of Automotive Engineering. Pp. 1-44.

14. Петрова И.М., Гадолина И.В. Создание обобщенного спектра нагружения при различных вариантах нагружения в эксплуатации / В сборнике: Технологическое оборудование для горной и нефтегазовой промышленности. Сборник трудов XVI международной научно-технической конференции в рамках Уральской декады. Под общей редакцией Ю.А. Лагуновой. 2018. С. 318-321.

15. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria; 2020. URL: <https://www.R-project.org/>

16. Орлов А.И., Луценко Е.В. Системная нечеткая интервальная математика: Монография (научное издание). Краснодар: КубГАУ, 2014. 600 с.

17. Terletskey D.A., Provotar A.I. Fuzzy Object-Oriented Dynamic Networks // *Cybernetics and Systems Analysis*. 2015. Vol. 51. No. 1. Pp. 34-40. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10559-015-9694-0>

18. Савкин А.Н. Компьютерное моделирование и анализ прочности конструкций при переменном нагружении: монография / А. Н. Савкин, А. В. Андроник, А. А. Седов. Волгоград: ВолгоГТУ, 2017. 228 с. URL: https://elibrary.ru/download/elibrary_29743916_86611459.pdf

References

[1]. Orlov A.I. [Artificial Intelligence: Non-numerical Statistics]. Moscow: IPR Media; 2022. Available at: <https://www.iprbookshop.ru/117028.html>.

[2]. Orlov A.I. Change of paradigms in applied statistics. *Industrial laboratory. Diagnostics of materials* 2021;87(7):6-7. (in Russ.)

[3]. Kogaev V.P. [Time-variable strength calculation]. Moscow: Mashinostroenie; 1993. (in Russ.)

[4]. Gadolina I.V., Petrova I.M. Cluster Analysis of the Loading Time-Series with the Aim of Consistent Durability Estimation. In: Hu Z., Wang B., Petoukhov S., He M., editors. *Advances in Artificial Systems for Power Engineering II. AIPE 2021. Lecture Notes on Data Engineering and Communications Technologies*; 119. Springer: Cham. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-97064-2_2.

[5]. Gadolina I.V., Kozlov A.D., Monakhova A.A., et al. Optimal Decision for Digital Signal Processing in the Durability Assessment Problem. *RSUH Bulletin. Series "Information Science. Information Security. Mathematics"* 2019;1:78-93. DOI: 10.28995/2686-679X-2019-1-78-93.

[6]. Burger M., Dreßler K., Speckert M. Load assumption process for durability design using new data sources and data analytics. *International Journal of Fatigue* 2021;145:7-8. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijfatigue.2020.106116>.

[7]. Dressler K., Speckert M., Müller R. et al. Customer loads correlation in truck engineering. In: *Proceedings of the World Automotive Congress 2008. München* Volume: Springer automotive Media / GWV Fachverlage GmbH; F200812198.

[8]. Bellec E. et al. Modelling and identification of fatigue load spectra: Application in the automotive industry. *International Journal of Fatigue* 2021;149. DOI: 10.1016/j.ijfatigue.2021.106222.

[9]. Stadele M., Mundl B., Rap A., Großkopf R. et al. Derivation and categorization of road quality in view of operation loads to consider customer requirements for customer-focused sales. In: *Proceedings of the Fourth International Conference on Material and Component Performance under Variable Amplitude Loading (VAL4)*. Berlin: DVM; 2020. Pp. 175-183.

[10]. Aghabozorgi S., Shirkhorshidi A.S., Wah T.Y. Time-series clustering – A decade review. *Information Systems* 2015;53:16-38. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.is.2015.04.007>.

[11]. Plyushchenko I.V., Shakhmatov D.G., Rodin I.A. Algorithm of combining chromatography mass spectrometry-untargeted profiling and multivariate analysis for identification of marker-substances in samples of complex composition. *Industrial laboratory. Diagnostics of materials* 2020;86(7):12-19. (in Russ.)

[12]. Meyer D., Dimitriadou E., Hornik K., et al. E1071: Misc Functions of the Department of Statistics. Probability Theory Group, TU Wien; 2017. Available at: <https://CRAN.R-project.org/package=e1071>. R package version 1.6-8.

[13]. Tucker L., Bussa S. The SAE Cumulative Fatigue Damage Test Program. In: Wetzel R.M., editor. *Fatigue under Complex Loading*; 1977.

[14]. Petrova I.M., Gadolina I.V. [Creating a generalized loading spectrum for various operating loads]. In: Luganova Yu.A., editor. In: [Process Equipment for the Mining and Oil Sectors. Proceedings of the XVI International Science and Technology Conference as part of the Urals Mining Ten-Day Event]; 2018:318-321. (in Russ.)

[15]. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing; Vienna (Austria). (accessed 30.10.2018). Available at: <http://www.R-project.org/>.

[16]. Orlov A.I., Lutsenko E.V. [Systemic fuzzy interval mathematics. A monograph]. Krasnodar: KubSAU; 2014. (in Russ.)

[17]. Terletskyi D.A., Provotar A.I. Fuzzy Object-Oriented Dynamic Networks. *Cybernetics and Systems Analysis* 2015;51(1):34-40. (in Russ.) DOI: <https://doi.org/10.1007/s10559-015-9694-0>.

[18]. Savkin A.N., Andronik A.V, Sedov A.A. [Computer simulation and analysis of the strength of structures exposed to varying loading: A monograph]. Volgograd: VSTU; 2017. Available at: https://elibrary.ru/download/elibrary_29743916_86611459.pdf. (in Russ.)

Сведения об авторе

Гадолина Ирина Викторовна – кандидат технических наук, доцент, старший научный сотрудник, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук, Москва, Российская Федерация, e-mail: gadolina@mail.ru

About the author

Irina V. Gadolina, Candidate of Engineering, Associate Professor, Senior Researcher, Mechanical Engineering Research Institute of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russian Federation, e-mail: gadolina@mail.ru.

Вклад автора в статью

Автором исследовано состояние вопроса по данным из литературных источников, разработана концепция уточнения блока нагружения, оценено распределение случайной величины коэффициента полноты спектра, полученной на основании анализа нечетких кластеров.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Оценка показателей достаточности комплекта запасных частей, инструментов и принадлежностей для источников бесперебойного питания центра обработки данных по паспортным данным

Assessing the sufficiency indicators of a set of spare parts, tools and accessories for uninterruptible power supplies of a data centre using data sheet specifications

Жаднов В.В.
Valery V. Zhadnov
asonika-k@yandex.ru



Жаднов В.В.

Резюме. Цель. Предложить подход к оценке параметров комплекта запасных частей, инструментов и принадлежностей (ЗИП) по паспортным данным для промышленных источников бесперебойного питания (ИБП) центров обработки данных с применением современных методик. **Методы.** В статье применяются методы теории надежности, теории марковских процессов, методы оптимизации. **Результаты.** С использованием предложенного подхода для магистрально-модульных ИБП, имеющих резервирование с восстановлением и ограниченный ЗИП, определены этапы параметрического синтеза комплекта ЗИП. Для каждого этапа обосновано применение математических моделей, необходимых для расчета характеристик и параметров надежности комплектующих силовых модулей по показателям надежности ИБП, а также математические модели, связывающие показатели достаточности комплекта ЗИП с его параметрами. Использование этих моделей позволяет по паспортным данным об показателях безотказности, ремонтпригодности и готовности ИБП рассчитать интенсивности отказов и восстановлений их силовых модулей, а также среднего времени до отказа и среднего времени до восстановления. В свою очередь полученные характеристики надежности являются исходными данными для расчета значений показателей достаточности комплекта ЗИП (среднего времени задержки удовлетворения заявок). Использование величины среднего времени задержки удовлетворения заявок комплектом ЗИП в качестве критерия для среднего времени до восстановления силового модуля позволяет сделать вывод о принципиальной возможности обеспечения заявленных в документации показателей надежности при его эксплуатации, а, следовательно, и о возможности применения этого ИБП. Если такая возможность существует, то используя значение среднего времени задержки удовлетворения заявок в качестве ограничения, а также с учетом ограничений на начальный уровень запасов в комплекте ЗИП, можно синтезировать комплект ЗИП (выбрать стратегию пополнения и определить ее параметры (время доставки и др.)). Сравнение логистических возможностей и полученных в итоге данных для выбранной стратегии пополнения позволит сделать окончательный вывод о возможности сохранения заявленных характеристик надежности ИБП в течение всего времени эксплуатации. С использованием предложенного подхода проведен синтез параметров одиночного комплекта запасных частей, инструмента и принадлежностей на примере ИБП «Protect 3.М». **Заключение.** Предлагаемый в статье подход позволяет для промышленных ИБП, построенных по магистрально-модульной архитектуре с резервированием и восстановлением оценить, как принципиальную возможность обеспечения надежности, заявленной в документации на них, так и экономическую целесообразность их применения. Кроме того, если принципиальная возможность обеспечения надежности ИБП существует, но эксплуатационные затраты на ее поддержание неприемлемы, то следует оценить возможность сокращения числа ремонтных бригад (снижение затрат на их содержание) и/или применения более эффективных способов резервирования (смешанное резервирование, смешанное резервирование с ротацией и др.). Однако следует иметь в виду, что предложенный подход, основанный на использовании математических моделей не гарантирует 100% точности оценки параметров комплекта ЗИП, т.к. использованные в нем математические модели, как и любые другие модели, имеют ограниченную точность и полученные с их помощью результаты требуют экспериментального подтверждения либо испытаниями, либо подконтрольной эксплуатацией.

Abstract. Aim. To suggest a method of estimating the parameters of a set of spare parts, tools and accessories (SPTA) according to data sheet specifications for industrial uninterruptible

powers supplies (UPS) of data centres using state-of-the-art techniques. **Methods.** The paper uses methods of the dependability theory, the Markov process theory and the optimisation method. **Results.** Using the suggested approach, the stages of parametric synthesis of an SPTA kit were defined for mainline modular UPS that feature redundancy with repair and limited SPTA. For each stage, the application of mathematical models required for calculating the dependability characteristics and parameters of power module components based on UPS dependability indicators is substantiated along with the mathematical models that associate the sufficiency indicators of an SPTA kit with its parameters. Those models allow calculating the failure and recovery rates of UPS power modules, as well as the mean time to failure and restoration based on the data sheet specifications of reliability, maintainability and availability. In turn, the obtained dependability characteristics are the input data for calculating the SPTA sufficiency values (average delay in meeting a request). Using the value of average delay in meeting a request with an SPTA kit as a criterion for the mean time to power module restoration allows suggesting that it is, in principle, possible to ensure the specified dependability indicators in the course of its operation, and, therefore, such UPS can be used. Should the latter be possible, then using the value of average delay in meeting a request as a restriction, while taking into account the restrictions on the initial SPTA inventory, will allow synthesising the SPTA kit (select a replenishment strategy and define its parameters (delivery time, etc.). Comparing the logistical capabilities and the resulting data for the selected replenishment strategy will allow making a final conclusion regarding the capability to maintain the specified UPS dependability characteristics throughout the operation period. Using the above method, the parameters were synthesised of a single kit of spare parts, tools and accessories, using the Protect 3.M UPS as an example. **Conclusion.** The approach suggested in the paper allows estimating both the general feasibility of ensuring the specified dependability, and the economic expediency of using industrial mainline modular UPS with redundancy and recovery. Additionally, if ensuring the UPS dependability is possible, but the operating costs of its maintenance are unacceptable, the possibility of reducing the number of repair teams (reducing the cost of their deployment) and/or using more efficient redundancy methods (mixed redundancy, mixed redundancy with rotation, etc.) should be evaluated. However, it should be taken into consideration that the proposed approach based on the use of mathematical models does not guarantee a 100% accuracy of SPTA parameter estimation, as the mathematical models that it uses, like any other models, have a limited accuracy and the results obtained with their help require experimental confirmation by means of testing or controlled operation.

Ключевые слова: надежность, готовность, источники бесперебойного питания, комплект ЗИП, эксплуатационные затраты.

Keywords: dependability, availability, uninterruptible power supply, SPTA, operating costs.

Для цитирования: Жаднов В.В. Оценка показателей достаточности комплекта запасных частей, инструментов и принадлежностей для источников бесперебойного питания центра обработки данных по паспортным данным // Надежность. 2022. №3. С. 11-20. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-11-20>

For citation: Zhadnov V.V. Assessing the sufficiency indicators of a set of spare parts, tools and accessories for uninterruptible power supplies of a data centre using data sheet information. *Dependability* 2022;3: 11-20. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-11-20>

Поступила 06.04.2022 г. / **После доработки** 05.05.2022 г. / **К печати** 19.09.2022 г.

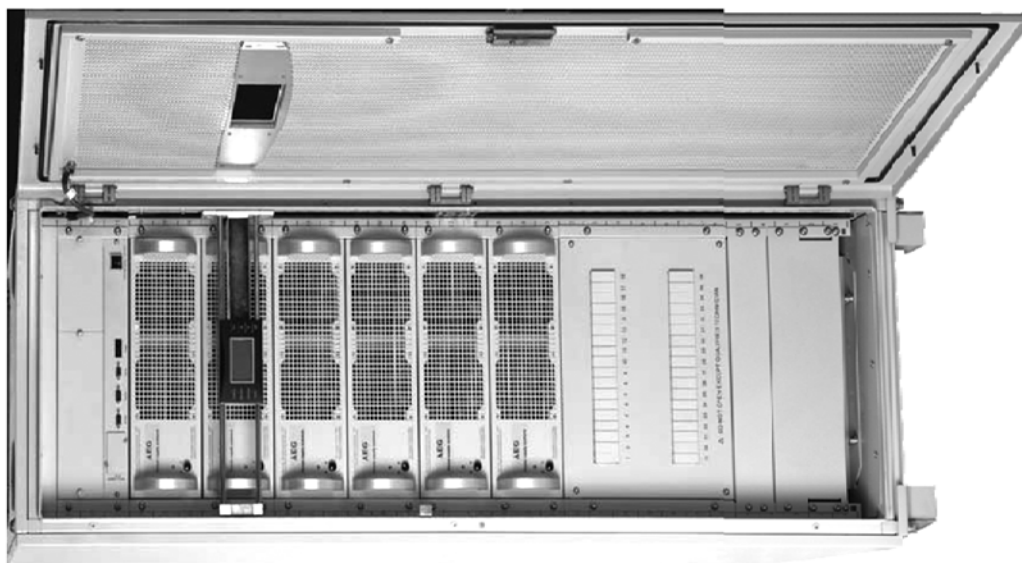
Received on: 06.04.2022 / **Revised on:** 05.05.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

Одной из важных составных частей инфраструктуры и распределения электроэнергии центров обработки данных (ЦОД) являются электрические устройства специального назначения, к которым относятся источники бесперебойного питания (ИБП) [1]. Поскольку к ЦОД предъявляются высокие требования по надежности, которые приведены в стандартах [2], то при выборе конкретного ИБП его надежность является одним определяющих факторов.

Здесь следует отметить, что сами требования к надежности электронных средств (ЭС), приводимые в отечественных и зарубежных стандартах, в научных публикациях часто имеют различные интерпретации.

Не лучше обстоят дела и с показателями надежности составных частей (СЧ) для ЦОД, которые приводятся в документации на них. Так, на рис. 1 в качестве примера приведены данные с сайта ООО «СИМЭНЕРГО» [3] о показателях надежности ИБП «Protect 3.M».

Как видно из рис. 1, ИБП содержит 6 основных силовых модулей (СМ), число которых может быть увеличено до 8 (т.е. он позволяет подключить до 2-х резервных СМ) и одиночный комплект запасных частей, инструмента и принадлежностей (ЗИП-О), содержащий 1 запасной СМ. Приведенные на рис. 1 показатели надежности ИБП систематизированы и представлены в табл. 1. Для удобства в ней же представлено соответствие этих показателей стандартам [2] и [4].



Работа в параллельном режиме

Технология N+x обеспечивает возможность гибкой настройки мощности Вашего ИБП в любое время. При этом модульная конструкция обеспечивает активное параллельное дублирование и тем самым – запас защиты. Что касается функционирования устройства, его обслуживания, интеллектуального мониторинга показателей с помощью дисплея и системного программного обеспечения, использования стандартных независимых от производителя ИБП батарей, - вы оцените преимущества PROTECT 3.M.

• Интегрированный статический байпас

Пассивное дублирование благодаря наличию статического обходного переключателя, которая повышает доступность всей системы и обеспечивает безопасность в случаях перегрузок.

Дополнительный встроенный ручной обходной переключатель, защищенный от ошибочного действия, позволяет осуществить обходное отключение ИБП для его обслуживания.

• Силовые модули с возможностью «горячей замены»

Простота замены модулей
Возможность удаления / добавления модулей в процессе работы
Автоматическое подключение, не требующее дополнительных кабельных подключений

• Высокая способность MTBF (наработка на отказ)

Каждый модуль устройства Protect 3.M является полнофункциональным ИБП. Нет необходимости в дополнительном контролирующем устройстве для параллельного подключения и распределения нагрузки. Что касается расчета системы MTBF, благодаря двум дополнительным модулям ИБП для параллельного дублирования, надежность системы превышает 99.999 %, а MTBF приближается к 15 миллионам часов

• Среднее время восстановления системы (MTTR)

Если система оснащена одним дополнительным модулем ИБП для параллельного дублирования. Она будет продолжать работать даже в случае отказа одного из модулей ИБП. Процедура замены модулей занимает всего 5 минут, после чего дублирование восстанавливается

Рис. 1. Показатели надежности ИБП «Protect 3.M 2.0»

Табл. 1. Показатели надежности ИБП

№ п/п	Название показателя			Значение	
	Рис. 1	Стандарты [2]	Стандарт [4]	Рис. 1	Tier VI [2]
	1	2	3	4	5
1	Надежность системы	<i>Availability</i>	Стационарный коэффициент готовности (K_r)	>0,99999%	99,995%
2	Среднее время восстановления системы (<i>MTTR</i>)	-	Среднее время до восстановления (T_B)	5 мин.	-
3	Наработка на отказ (<i>MTBF</i> системы)	-	Средняя наработка от момента восстановления до отказа (T_O)	≈15 млн. ч.	-
4	Система будет продолжать работать даже в случае отказа одного из модулей	<i>Fault Tolerance</i>	Восстанавливаемость	Постоянный резерв, 2 СМ ЗИП-О, 1 СМ	Fault Tolerant
5	-	Annual Downtime	-	-	0,4 ч.

Как видно из табл. 1 номенклатуры показателей надежности стандартов [2] и [4] не совпадают. Вопросы установления соответствия требований зарубежных стандартов [2] к надежности ЦОДов и отечественных стандартов по надежности [4] и [5] подробно рассмотрены в [6].

Значения показателя «*Annual Downtime*» (приведенное среднее время до восстановления – (T_{Bn}) на рис. 1 не приводится, но его можно легко рассчитать по формуле, приведенной в [6]:

$$T_{Bn} = (1 - K_r) \cdot 8760 = (1 - 0,99999) \cdot 8760 = 8,76 \cdot 10^{-2} \text{ ч.} \quad (1)$$

Как видно из (1) и табл. 1, показатели надежности ИБП «*Protect 3.M 2.0*» свидетельствуют о его соответствии требованиям уровня *Tier VI* [4] к надежности ЦОД.

Кроме того, из (1) следует, что выполнения требований к K_r «автоматически» гарантирует выполнение требований к T_{Bn} , а это значит, что требования стандартов [2] более «мягкие», чем стандарта [5], т.к. они нормируют только отношение T_B к T_O , которое определяет величину K_r [7]:

$$K_r = \frac{1}{1 + \frac{T_B}{T_O}}, \quad (2)$$

где T_B – среднее время до восстановления; T_O – средняя наработка от момента восстановления до отказа.

Напомним, что стандарт [5] для объектов с ограничением на продолжительность восстановления (к которым относится ИБП) дополнительно к K_r требует нормирования именно значения T_B , величина которого зависит и от показателей достаточности системы ЗИП [8].

Теперь найдем K_r по значениям T_O и T_B (см. табл. 1) по формуле (2):

$$K_r = \frac{1,5 \cdot 10^7}{1,5 \cdot 10^7 + 0,08(3)} = 0,999999994. \quad (3)$$

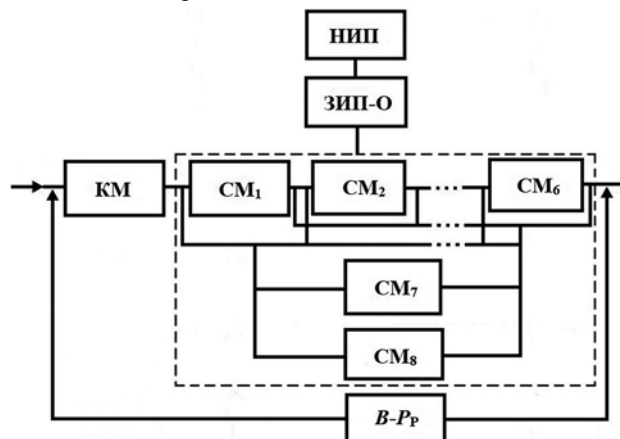
Как видно из полученного результата, надежность ИБП превышает не «пять девяток», а целых восемь! Заметим, что для обеспечения такого значения K_r требуется «мгновенное» пополнение ЗИП-О и 8 ремонтных бригад с круглосуточным режимом дежурства. Впрочем,

этот расчет не имеет особого смысла, т.к. не учитывает особенностей ИБП «*Protect 3.M 2.0*».

На самом деле приведенные в [3] данные содержат ряд неточностей и не дают объективной информации о надежности ИБП. Так, показатели надежности приведены не для ИБП, а для некоторой «системы», время замены СМ (T_{3cm}) [8] (среднее время восстановления СМ (T_{Bcm}) по [4]) обозначено *MTTR*, т.е. приравнено к среднему времени до восстановления этой системы (T_B) [4], а средняя наработка от момента восстановления системы до ее отказа (T_O) [4] (наработка на отказ по [9]), хотя и названа «*наработкой на отказ*», но приравнена к «*MTBF*» (средней наработке между отказами).

Тем не менее, из приведенных на рис. 1 сведений можно сделать вывод о том, что силовая часть ИБП представляет собой резервированную группу СМ вида «постоянное резервирование «6 из 8» с неограниченным восстановлением» [10], ИБП содержит ключ «*BY-PASS*» с «ручным» управлением (*B-Pp*), который реализует ненагруженное резервирование ИБП в целом, и коммуникационный модуль (КМ). Кроме того, к силовой части ИБП придан комплект ЗИП-О [4, 8], содержащий 1 запасной силовой модуль.

На основе вышеизложенного, структурную схему надежности (ССН) [10] ИБП можно представить в виде, показанном на рис. 2.


 Рис. 2. Структурная схема надежности ИБП «*Protect 3.M 2.0m rack*»

№2	Компонент оборудования системы	Заявленная надежность			Кол-во элементов	Вероятность отказа с учетом дублирования
		MTBF* (час.)	MTBF (лет)	Вероятность отказа за год		
Блейд-ферма виртуализации						
8	HP BLc7000 CTO 3 IN LCD ROHS Encl	300000	34,2466	0,0292	2	0,0000047
9	HP BL680c G7 W CTO Blade	300000	34,2466	0,0292	2	0,0000047
14	HP 300GB 6G SAS 10K 2.5in DP ENT HDD	1200000	136,89	0,0073	>2 (4)	0,000000292
15	HP BLc QLogic QMH2562 8Gb FC HBA Opt	120000	13,698	0,073	>2 (4)	0,0000292
16	HP BLc Cisco 1GbE 3120G Switch	120000	13,698	0,073	2	0,0000292

Рис. 3. Фрагмент расчета, приведенного в [14]

Как видно из рис. 2, ССН содержит как восстанавливаемую часть (резервированная группа «6 из 8» – выделена «пунктиром»), так и невосстанавливаемую, и комплект ЗИП-О, который пополняется из неисчерпаемого источника пополнения (НИП) [8]. Поэтому под «системой» в [3] подразумевается только силовая часть ИБП, для которой приведены показатели «надежности системы» (K_r и T_o) и среднее время восстановления силового модуля ($T_{вс.мод.}$).

Для расчетов надежности таких ССН созданы методики, приведенные в многочисленных научных публикациях, и «узаконены» в стандарте [7], а также применяются специализированные программные средства [11].

Вместе с тем, к расчетной оценке надежности ЭС у многих специалистов негативное отношение. Это связано с тем, что часто результаты расчетов могут сильно отличаться от реальной статистики отказов ЭС, в т.ч. ЦОД [12].

Одной из главных причин такого положения дел в [13] называют использование «... формул расчета надежности 70-х и 80-х гг.» и в подтверждение этого приводят пример расчета стационарного коэффициента готовности (K_r) дублированной группы серверов с ограниченным восстановлением (одна ремонтная бригада), выполненного с использованием одной из таких формул:

$$K_r = \frac{2 \cdot \lambda \cdot \mu + \mu^2}{2 \cdot \lambda^2 + 2 \cdot \lambda \cdot \mu + \mu^2}, \quad (4)$$

где λ – интенсивность отказов сервера; μ – интенсивность восстановления сервера.

При принятых в [13] $\lambda=5 \cdot 10^{-5} \text{ ч}^{-1}$ и $\mu=0,25 \text{ ч}^{-1}$ значение K_r равно 0,99999992, и исходя из этого результата («семь девяток»), авторы делают вывод о том, что он является «явно завышенным».

Но в [13] нет ни слова об условиях и допущениях, которые приняты в классической теории надежности и

массового обслуживания, в т.ч., что отказы основного и резервного сервера обнаруживаются мгновенно. При этом в другой статье [14] те же авторы на том же примере показывают, что модель (4) не учитывает «скрытые» отказы серверов и, используя те же методы теории надежности и массового обслуживания, строят схему переходов и рассчитывают K_r для такого случая, тем самым подтверждая очевидный вывод о том, что при формальном использовании формул результат может показаться «явно завышенным».

Но это только часть распространенных причин, причем не самая критическая. Другое дело, когда приводят и заведомо неверные расчеты. Так, достоверность растиражированного в сети «Расчета коэффициента готовности для ИТ-системы» [15] вызывает ряд вопросов. Например, сразу бросается в глаза то, что «вероятность отказа с учетом дублирования» однотипных компонентов, что для 2-х, что для 4-х, у автора получилось одинаковой (см. рис. 3).

Поэтому прежде, чем принимать решение о возможности применения той или иной СЧ, следует проверить, насколько можно доверять заявленным показателям надежности.

Так, для ИБП «Protect 3.M 2.0» необходимо проверить, достаточно ли начального уровня запасов в комплекте ЗИП-О (1 СМ) для поддержания его надежности при эксплуатации.

Для определенности примем, что $K_r=0,99999(4)$ и $T_o=1,5 \cdot 10^7 \text{ ч.}$, поскольку K_r «системы» больше 99,999 %, а T_o «системы» приближается к 15 млн часов. Для этих значений K_r и T_o найдем среднее время до восстановления «системы», разрешив (2) относительно T_v :

$$T_v = \frac{1 - 0,99999(4)}{0,99999(4)} \cdot 1,5 \cdot 10^7 = 83,334 \text{ ч.} \quad (5)$$

Тогда $MTBF$ будет равно:

$$MTBF = 15000000 + 83,334 = 15000083,334 \text{ ч.}$$

Проверим соответствие $T_{\text{вп}}$ требованиям стандартов [2] по формуле, приведенной в [6]:

$$T_{\text{вп}} = \frac{8760}{15000083,334} \cdot 83,334 = 4,87 \cdot 10^{-2} \text{ ч.} \quad (6)$$

Для сравнения найдем K_r при $T_{\text{вп}} = 0,4$ ч.:

$$T_B = \frac{15000083,334}{8760} \cdot 0,4 = 685 \text{ ч.} \quad (7)$$

$$K_r = \frac{1,5 \cdot 10^7}{1,5 \cdot 10^7 + 685} = 0,9999543. \quad (8)$$

Как видно из полученного результата, это значение K_r полностью совпадает с требованиями стандартов [2] для Tier VI, но это не дает ответа на вопрос о возможности обеспечения требуемого значения T_B при одном запасном СМ в комплекте ЗИП.

Для проверки этого найдем значение среднего времени до восстановления силового модуля ($T_{\text{всм}}$) из формулы, приведенной в [7] для постоянного резервирования «N из M» с восстановлением:

$$T_B = \frac{T_{\text{всм}}}{N_p + 1} \quad (9)$$

где N_p – число резервных СМ.

Разрешив (9) относительно $T_{\text{всм}}$, получим

$$T_{\text{всм}} = 83,334 \cdot 3 = 250 \text{ ч.} \quad (10)$$

Заметим, что $T_{\text{всм}}$ для резервированных восстанавливаемых изделий при ограниченном ЗИП определяется по формуле, приведенной в [8]

$$T_{\text{всм}} = T_{\text{всм,о}} + \Delta t_{\text{ЗИП-О}} \quad (11)$$

где $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$ – среднее время задержки в удовлетворении заявок на ЗЧ комплектом ЗИП.

Кроме того, полученное значение $T_{\text{всм}} \gg 5$ мин, что подтверждает вывод о том, что $MTTR$ «системы» в [3] – это $T_{\text{всм,о}}$.

Т.к. «система» в данном случае является резервированным восстанавливаемым изделием, то для этого значения $T_{\text{всм}}$ найдем значение средней наработки до отказа (до первого отказа [4]) силового модуля ($T_{\text{срсм}}$), которая связана с T_0 «системы» соотношением, приведенным в [7] для постоянного резервирования «N из M» с неограниченным восстановлением:

$$T_0 = \frac{T_{\text{срсм}}}{N_0} \cdot \frac{\sum_{i=0}^{N_p} C_{(N_0+N_p)}^i \cdot \left(\frac{T_{\text{всм}}}{T_{\text{срсм}}} \right)^i}{C_{(N_0+N_p)}^{N_p} \cdot \left(\frac{T_{\text{всм}}}{T_{\text{срсм}}} \right)^{N_p}}. \quad (12)$$

Подставив значения N_0 , N_p , T_0 и $T_{\text{всм}}$ в (12), получим:

$$1,5 \cdot 10^7 = \frac{T_{\text{срсм}}}{6} \cdot \frac{\sum_{i=0}^2 C_8^i \cdot \left(\frac{250}{T_{\text{срсм}}} \right)^i}{28 \cdot \left(\frac{250}{T_{\text{срсм}}} \right)^2}. \quad (13)$$

Результат расчета комплекта ЗИП для изделия Система													
Порядковый номер	Наименование составной части	Кол-во СЧ [шт.]	Средняя интенсивность замены СЧ $10^6 [1/ч]$	Затраты	Стратегия пополнения	Первый (основной) параметр [ч.]	Второй параметр [ч.]/[шт.]	Кол-во запасных частей [шт.]	Среднее число заявок	Уровень надежности для n [отн.ед.]	Уровень надежности для n+1 [отн.ед.]	Промежуточный показатель	
1	Силовой модуль 6	18,5216578	1	без затрат	1 периодическое	3587	0	1	0,531497492	0,037026909	0,0045842534	0,032442655812	1
						Стратегия пополнения	Первый (основной) параметр [ч.]						
						1 периодическое	3587						

Исходные данные		
Показатели достаточности для ЗИП-О	Расчетные значения	Требуемые значения
Среднее время задержки в удовлетворении заявок на ЗЧ [ч.]	249,689275744392	Не задано
Коэффициент готовности [отн.ед.]	0,963650203919209	Не задано
Суммарный уровень недостаточности для n [отн.ед.]	0,0370269092258197	Не задано
Суммарный уровень недостаточности для n+1 [отн.ед.]	0,00458425341348197	Не используется
Суммарные затраты для комплекта ЗИП-О, без затрат	1	Не задано
Суммарное количество запасных частей в комплекте ЗИП-О, [шт.]	1	Не используется

Рис. 4. АСОНИКА-К-ЗИП: Результаты расчета $T_{\text{п}}$ для периодической стратегии пополнения

Табл. 2. Показатели надежности «системы»

№ п/п	Название показателя			Значение	Название показателя	Требуемое значение
	1			2	3	4
1	K _Г (стационарный коэффициент готовности системы)			0,999994	Availability	99,995 %
2	T _{Вп} (приведенное среднее время до восстановления системы)			3 мин.	Annual Downtime	0,4 ч.
3	Восстанов- ливаемость	Резерви- рование	Тип	Постоянное резер- вирование «N из M» с восстановлением	Fault Toler- ance	Fault Tolerant
			N _О (число основных СМ)	6		
			N _Р (число резервных СМ)	2		
		Восстанов- ление	Тип	Неограниченное		
			Число РБ	8		
		Система ЗИП	Тип	Комплект ЗИП-О		
			Δt _{ЗИП-О} (среднее время задержки в удовлетворении заявок на ЗЧ)	249,9 ч.		
			Начальный уровень запаса	1 СМ		
			Стратегия пополнения	Периодическая		
			T _П (период пополнения)	5 мес.		
4	T _О (средняя наработка от момента восстановления до отказа системы)			15 млн. ч.	-	-
5	T _В (среднее время до восстановления системы)			84 ч.		
6	K _{Г∞} (стационарный коэффициент готовности системы при «бесконечном» ЗИП)			0,999999994		
7	Характери- стики СМ	T _{СРсм} (средняя наработка до отказа СМ)		54 тыс. ч.		
		λ _{см} (интенсивность отказов СМ)		1,85·10 ⁻⁵ ч ⁻¹		
		T _{Всм} (среднее время до восстановления СМ)		250 ч.		
		T _{Всм∞} (среднее время восстановления СМ)		5 мин.		

Разрешив (13) относительно $T_{\text{СРСМ}}$, получим $T_{\text{СРСМ}}=54$ тыс. ч, и, соответственно, $\lambda_{\text{СМ}}=1,85 \cdot 10^{-5} \text{ ч}^{-1}$.

Из (12) следует, что величина T_o зависит от $T_{\text{СРСМ}}$, N_p и $T_{\text{ВСМ}}$, а т.к. увеличение $T_{\text{ВСМ}}$ приводит к увеличению T_B , и, следовательно, к снижению K_r , то для сохранения значения K_r при увеличении $T_{\text{ВСМ}}$ (при ограничении на ЗИП и/или на восстановление), необходимо увеличивать T_o либо применяя более надежные модули (увеличивая $T_{\text{СРСМ}}$), либо повышая число резервных модулей (увеличивая N_p).

Поскольку $T_{\text{ВСМ}}$ зависит от $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$, то необходимо определить параметры комплекта ЗИП-О.

Для этого найдем значение $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$, обеспечивающее $T_{\text{ВСМ}} \leq 250$ ч (и, соответственно, $T_B \leq 83$ ч и $K_r > 0,99999$), разрешив (11) относительно $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$:

$$\Delta t_{\text{ЗИП-О}} = 250 - 0,08(3) = 249,91(6) \text{ ч.} \quad (14)$$

Т.к. при непрерывной стратегии пополнения время доставки ЗЧ ($T_{\text{п}}$) может быть существенно меньше, чем при периодической [8], а $\Delta t_{\text{ЗИП-О}} \gg T_{\text{ВСМ}\infty}$, поэтому примем последнюю для пополнения комплекта ЗИП-О.

Методом дихотомии [16], путем повторных расчетов $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$ с помощью системы АСОНИКА-К-ЗИП [17],

подберем такое значение $T_{\text{п}}$, которое обеспечивает требуемое значение $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$.

Результаты итогового расчета приведены на рис. 4.

Из рис. 4 следует, что при уровне запасов комплекта ЗИП-О в 1 СМ, периодической стратегии пополнения и неограниченном восстановлении для обеспечения требуемого значения $\Delta t_{\text{ЗИП-О}}$ величина $T_{\text{п}}$ должна быть не более 5 месяцев.

Рассчитанные выше показатели надежности «системы» сведены в табл. 2.

Еще одним важным критерием при выборе той или иной СЧ являются затраты на поддержание ее надежности при эксплуатации. Среди составляющих эксплуатационных затрат можно выделить затраты на ЗЧ и на содержание ремонтных бригад. Параметры ЗИП-О и число и ремонтных бригад влияют на величину $T_{\text{ВСМ}}$. Т.к. в данном примере задано ограничение на число ЗЧ (1 СМ), то число ремонтных бригад можно попробовать уменьшить за счет снижения $T_{\text{п}}$.

Для проверки этой возможности рассчитаем K_r «системы» при ограниченном восстановлении (1 ремонтная бригада). Т.к. в [7] формул расчета K_r для этого случая не приводится, то воспользуемся рекомендован-

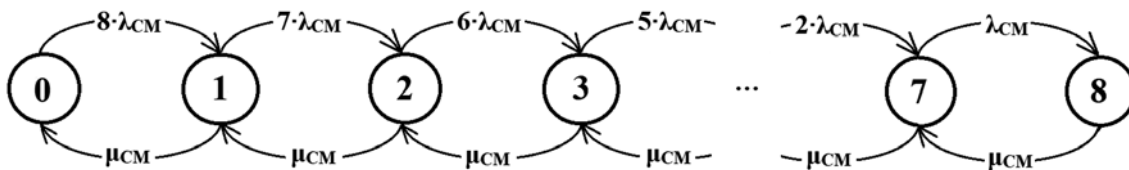


Рис. 5. Схема переходов

ной в нем методикой расчета K_{Γ} , основанной на применении методов теории однородных марковских процессов.

Схема переходов «системы» из каждого возможного состояния в другое возможное состояние показана на рис. 5.

Для этой схемы после соответствующих преобразований [7] получим систему алгебраических уравнений:

$$\begin{cases} -8 \cdot \lambda_{CM} \cdot P_0 + \mu_{CM} \cdot P_1 = 0 \\ P_0 + P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5 + P_6 + P_7 + P_8 = 1 \\ 7 \cdot \lambda_{CM} \cdot P_1 - (6 \cdot \lambda_{CM} + \mu_{CM}) \cdot P_2 + \mu_{CM} \cdot P_3 = 0 \\ 6 \cdot \lambda_{CM} \cdot P_2 - (5 \cdot \lambda_{CM} + \mu_{CM}) \cdot P_3 + \mu_{CM} \cdot P_4 = 0, \\ \dots \\ 2 \cdot \lambda_{CM} \cdot P_6 - (\lambda_{CM} + \mu_{CM}) \cdot P_7 + \mu_{CM} \cdot P_8 = 0 \\ \lambda_{CM} \cdot P_7 - \mu_{CM} \cdot P_8 = 0 \end{cases} \quad (15)$$

после решения которой рассчитывается значение K_{Γ} [7]:

$$K_{\Gamma} = \sum_{k=0}^2 P_k. \quad (16)$$

Методом дихотомии, путем повторных расчетов по (15) и (16) подберем такое значение μ_{CM} , которое обеспе-

чивает $0,99999 < K_{\Gamma} \leq 0,99999(4)$. Результаты итогового расчета при $\mu_{CM} = 6 \cdot 10^{-3} \text{ ч}^{-1}$ ($T_{\text{всм}} = 167 \text{ ч.}$) приведены ниже.

Вероятности состояний:

$$\begin{aligned} P_0 &= 0,97538211793609989579 \\ P_1 &= 0,02408759175020224604 \\ P_2 &= 0,00052049915356057392 \\ P_3 &= 0,0000096405072074386 \\ &\dots \\ P_7 &= 0,00000000000010504987 \\ P_8 &= 0,0000000000000032428 \end{aligned} \quad (17)$$

Коэффициент готовности:

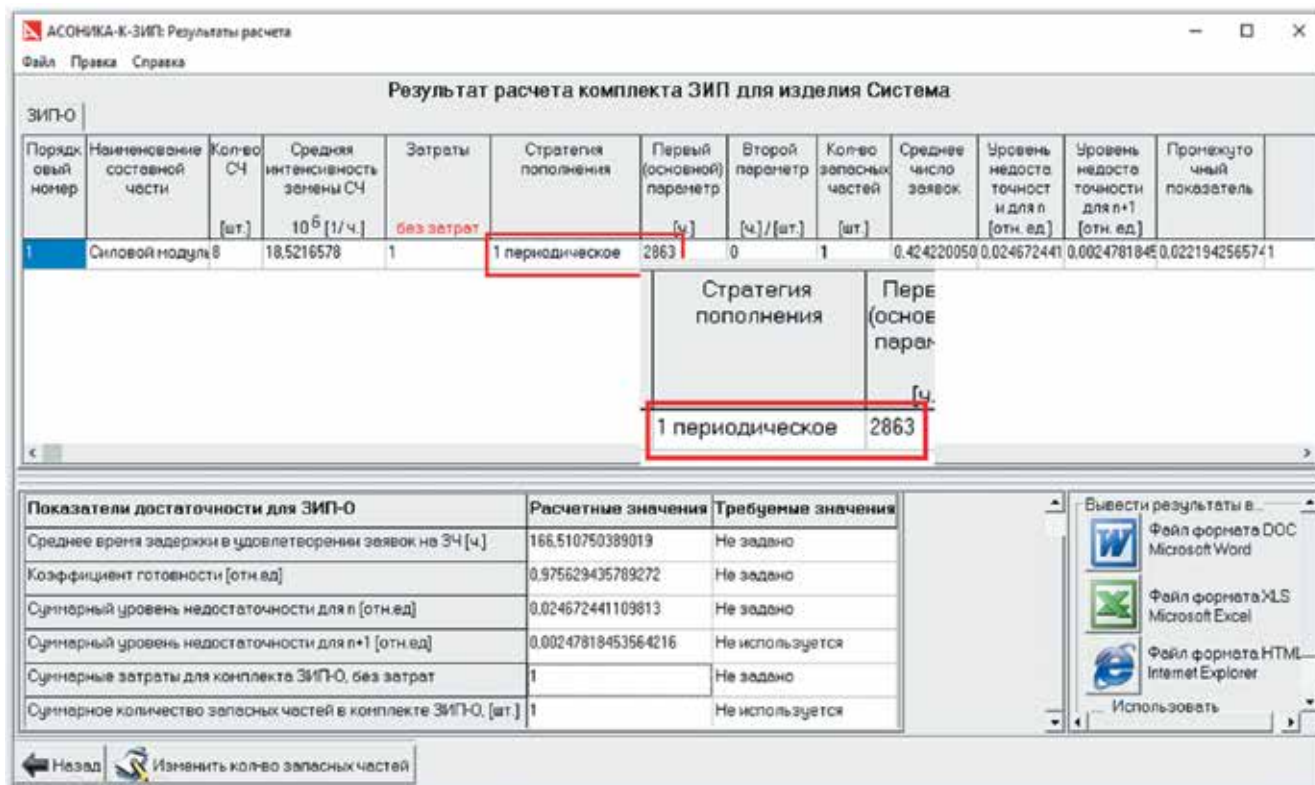
$$K_{\Gamma} = 0,99999020883986271575. \quad (18)$$

Т.к. в этом случае K_{Γ} удовлетворяет требованиям, то найдем значение T_{Π} приведенным выше методом.

Рассчитаем требуемое значение $\Delta t_{\text{зип-о}}$:

$$\Delta t_{\text{зип-о}} = 166, (6) - 0,08(3) = 166,58(3) \text{ ч.} \quad (19)$$

С помощью системы АСОНИКА-К-ЗИП подберем значение T_{Π} (см. рис. 6).


 Рис. 6. АСОНИКА-К-ЗИП: Результаты расчета T_{Π} для ограниченного восстановления

Из рис. 6 видно, что при сокращении числа ремонтных бригад до одной необходимо снизить T_{Π} до 2863 ч, а это позволит снизить затраты на их содержание в 8 раз (заметим, что в данном расчете снизился и K_r «системы»). При этом следует иметь в виду, что одновременно возрастет количество поставок ЗЧ, а, следовательно, и суммарные затраты на ЗЧ (на 25 %). Поэтому если итоговые эксплуатационные затраты окажутся неприемлемыми, то следует рассмотреть возможность применения более эффективных способов резервирования (например, смешанное резервирование СК или смешанное резервирование с ротацией СК [18]).

Таким образом, проведенные выше расчеты параметров ЗИП-О подтверждают достаточность начального уровня запасов комплекта ЗИП-О в 1 СМ для обеспечения $K_r > 0,99999$, а, следовательно, и сделанный выше вывод о возможности применения ИБП в ЦОД, отвечающим требованиям *Tier VI*. Однако этот вывод не верен, т.к. при проверке соответствия ИБП требованиям *Tier VI* его надежность сравнивалась с надежностью ЦОД, что является типичной ошибкой. Чтобы избежать подобных ошибок при оценке возможности применения той или иной СЧ необходимо предварительно распределить требования стандартов [2] к готовности ЦОДа ($K_{г_{\text{ЦОД}}}$) по каждой его i -ой СЧ (т.е. определить требуемые значения $K_{г_{\text{ЧСЧ}_i}}$), что само по себе является нетривиальной задачей.

Но после определения $K_{г_{\text{ЧСЧ}_i}}$ может оказаться, что приведенные в табл. 2 показатели надежности ИБП и полученные для них параметры ЗИП-О не обеспечат возможности применения ИБП не только в ЦОД уровня *Tier VI*, но и более низких уровней, поскольку $I \gg 1$ и, следовательно, требования к надежности СЧ _{i} будут всегда более жесткие, чем к надежности ЦОД.

Поэтому знание аналитических моделей и умение их применять может оказаться полезным в случае, если необходимо провести сравнительный анализ различных ИБП не только по показателям надежности, но и по величине эксплуатационных затрат на поддержание требуемого уровня их надежности. Вместе с тем, расчеты надежности, как и любые другие расчеты, имеют ограниченную точность, а полученные значения показателей надежности требуют экспериментального подтверждения либо испытаниями, либо подконтрольной эксплуатацией ИБП.

Библиографический список

1. ГОСТ Р 30134-1-2018 Информационные технологии. Центры обработки данных. Ключевые показатели эффективности. Часть 1. Основные положения и общие требования. М.: Стандартинформ, 2018. IV. 10 С.
2. TIA-942. Data Center Standards Overview. ADC. 2006.
3. Модульный источник бесперебойного питания (ИБП), параллельное резервирование, стоечное ис-

полнение 15 кВА-120 кВА. Волгоград. ООО «СИМЭ-НЕРГО» [электронный ресурс]. URL: https://simenergo.com/catalog/stancii/istochniki_bespereboynogo_pitaniya/aeg_power_solutions/ibp_aeg_protect_3_m_15_120_kva (дата обращения: 10.14.2021).

4. ГОСТ 27.002-2015. Межгосударственный стандарт. Надежность в технике. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2016. IV. 23 С.

5. ГОСТ 27.003-2016. Межгосударственный стандарт. Надежность в технике. Состав и общие правила задания требований по надежности. М.: Стандартинформ, 2017. IV. 18 С.

6. Жаднов В. В. Анализ требований к надежности центров обработки данных // Труды Международного симпозиума «Надежность и качество». Т. 1. Пенза: Издательство ПГУ, 2021. С. 247-251.

7. ОСТ 4Г 0.012.242-84. Отраслевой стандарт. Аппаратура радиоэлектронная. Методика расчета показателей надежности. М.: ВНИИ, 1985. 49 С.

8. ГОСТ 27.507-2015. Межгосударственный стандарт. Надежность в технике. Запасные части, инструменты и принадлежности. Оценка и расчет запасов. М.: Стандартинформ, 2016. III. 48 С.

9. ГОСТ 27.002-89. Межгосударственный стандарт. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения. М.: Издательство стандартов, 1990. 37 С.

10. ГОСТ Р 51901.14-2007. Менеджмент риска. Структурная схема надёжности и булевы методы. М. Стандартинформ. 2008. IV. 23 С.

11. Строганов А., Жаднов В., Полесский С. Обзор программных комплексов по расчету надёжности сложных технических систем // Компоненты и технологии. 2007. № 5. С. 183-190.

12. Аварии в ЦОДах: статистика – вещь упрямая // ЦОДы РФ. 2013. № 13. С. 30-33.

13. Аверьянов Д., Куперман М. Правда «пяти девяток» // ИКС. 2010. № 6. С. 84-87.

14. Куперман М.Б. Аверьянов Д.Е. Подход к оценке надежности кластерных структур. // Научные ведомости. Сер. История. Политология. Экономика. Информатика. 2010. № 13. Вып. 15/1. С. 143-149.

15. Пример расчета «коэффициента готовности» для IT-системы. Хабр [электронный ресурс]. URL: <https://habr.com/ru/post/418769/> (дата обращения: 10.14.2021).

16. Гончаров В.А. Методы оптимизации: учебное пособие. М.: МИЭТ, 2008. 188 с.

17. АСОНИКА-К-ЗИП 4.0 Жаднов В.В., Полесский С.Н. Свидетельство о регистрации программы для ЭВМ RU 2013661642, 11.12.2013. Заявка № 2013619731 от 25.10.2013.

18. Жаднов В.В., Лукина А.С., Целищев И. С. Оценка эффективности способов резервирования магистрально-модульных источников вторичного электропитания // Известия высших учебных заведений. Приборостроение. 2021. Т. 64. № 9. С. 741-751. DOI: 10.17586/0021-3454-2021-64-9-741-751.

References

1. GOST R 30134-1-2018. Information technology. Data centres. Key performance indicators. Part 1. Overview and general requirements. Moscow: Standartinform; 2018. (in Russ.)
2. TIA-942. Data Center Standards Overview. ADC; 2006.
3. [Modular uninterruptible power supply (UPS), parallel redundancy, rack-mounted design 15 kVA-120 kVA. Volgograd. OOO SIMENERGO]. (accessed: 10.14.2021). Available at: https://simenergo.com/catalog/stancii/istochniki_bespereboynogo_pitaniya/aeg_power_solutions/ibp_aeg_protect_3_m_15_120_kva. (in Russ.)
4. GOST 27.002-2015. Dependability in technics. Terms and definitions. Moscow: Standartinform; 2016. (in Russ.)
5. GOST 27.003-2016. Industrial product dependability. Contents and general rules for specifying dependability requirements. Moscow: Standartinform; 2017. (in Russ.)
6. Zhadnov V.V. [Analysis of data centre dependability requirements]. In: [Proceedings of the International Symposium Dependability and Quality. Vol. 1]. Penza: PSU Publishing; 2021. Pp. 247-251. (in Russ.)
7. OST 4G 4.012.013-84. [Industry standard. Electronic equipment. Method for dependability indicator calculation]. Moscow: VNII; 1985. (in Russ.)
8. GOST 27.507-2015. Reliability in technique. Spare parts, tools and accessories. Evaluation and calculation of reserves. Moscow: Standartinform; 2016. (in Russ.)
9. GOST 27.002-89. Industrial product dependability. General concepts. Terms and definitions. Moscow: Standartinform; 1990. (in Russ.)
10. GOST R 51901.14-2007 Risk management. Reliability block diagram and Boolean methods. Moscow: Standartinform; 2008. (in Russ.)
11. Stroganov A., Zhadnov V., Polessky S. [Overview of software suites for complex technical system dependability computation]. *[Components and technologies]* 2007;5:183-190. (in Russ.)
12. Data Center Emergency: Statistics is a Stubborn Thing. *DC Journal* 2015;13:30-33. (in Russ.)

13. Averianov D., Kuperman M. [The truth of the “five nines”]. *IKS* 2010;6:84-87. (in Russ.)

14. Kuperman M.B., Averjanov D.E. Models are resulted and parities are received for cluster reliability estimation. *Nauchnye vedomosti BelGU. Ser. Istoriya. Politologiya. Ekonomika. Informatika* 2010;13:143-149. (in Russ.)

15. [An example of “availability coefficient” calculation for an IT system]. (accessed 10.14.2021). Available at: <https://habr.com/ru/post/418769/>. (in Russ.)

16. Goncharov V.A. [Methods of optimization: a study guide]. Moscow: MIET; 2008. (in Russ.)

17. Zhadnov V.V., Polessky S.N. ASONIKA-K-ZIP 4.0. Certificate of registration of a computer program RU 2013661642, 11.12.2013. Application no. 2013619731 of 25.10.2013. (in Russ.)

18. Zhadnov V.V., Lukina A.S., Tselishchev I.S. [Evaluating the efficiency of the redundancy methods of modular mainline secondary power sources]. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Priborostroenie* 2021;64(9):741-751. DOI: 10.17586/0021-3454-2021-64-9-741-751. (in Russ.)

Сведения об авторе

Жаднов Валерий Владимирович – кандидат технических наук, доцент, Москва, Российская Федерация, e-mail: asonika-k@yandex.ru

About the author

Velery V. Zhadnov, Candidate of Engineering, Associate Professor, Moscow, Russian Federation, e-mail: asonika-k@yandex.ru.

Вклад автора в статью

Автор предложил подход к расчету эксплуатационных затрат по данным технической документации на ИБП.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

К вопросу расчета состава запасных элементов, имеющих отказы двух типов

On the calculation of a set of spare parts that have two types of failures

Антонов А.В.¹, Чепурко В.А.^{2*}

Alexander V. Antonov¹, Valery A. Chepurko^{2*}

¹АНО ДПО Техническая академия Росатома, Обнинск, Российская Федерация, ²АО РАСУ, Москва, Российская Федерация

¹Rosatom Technical Academy, Obninsk, Russian Federation, ²MPEI, Moscow, Russian Federation

*VAChepurko@rasu.ru



Антонов А.В.



Чепурко В.А.

Резюме. Цель. Цель данной работы состоит в построении алгоритма, позволяющего найти необходимое количество запасных элементов (ЗИП) для сложной системы, элементы которой могут быть как ремонтпригодными, так и неремонтпригодными. **Методы.** Используются Марковские модели для описания системы. Уравнение Колмогорова для получения финальных вероятностей. Стационарное решение системы уравнений Колмогорова. Классические методы теории вероятностей и математической теории надежности. **Выводы.** В статье формализуется задача определения необходимого количества ЗИП для системы с элементами, которые имеют вероятность того, что они могут быть отремонтированы. Построен Марковский граф. Индукционно найдено стационарное решение системы уравнений Колмогорова. Приведен пример нахождения необходимого количества ЗИП.

Abstract. Aim. The paper aims to develop an algorithm that would allow finding the required number of items (SPTA) for a complex system, whose elements may or may not be maintainable.

Methods. Markov models were used for describing the system. The final probabilities were obtained using the Kolmogorov equation. The Kolmogorov system of equations has a stationary solution. Classical methods of the probability theory and mathematical dependability theory were used. **Conclusions.** The paper formalizes the problem of determining the required number of SPTAs for a system with elements that have a probability of being repaired. A Markov graph is constructed. Using induction, a stationary solution was found for the Kolmogorov system of equations. An example of finding the required number of SPTAs is given.

Ключевые слова: Марковский анализ, граф, состояние графа, вероятность перехода, интенсивность отказов, интенсивность восстановления, стационарное решение.

Keywords: Markov analysis, graph, graph state, transition probability, failure rate, restoration rate, stationary solution.

Для цитирования: Антонов А.В., Чепурко В.А. К вопросу расчета состава запасных элементов, имеющих отказы двух типов // Надежность. 2022. №3. С. 21-28. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-21-28>

For citation: Antonov A.V., Chepurko V.A. On the calculation of a set of spare parts that have two types of failures. Dependability 2022;3: 21-28. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-21-28>

Поступила 11.05.2022 г. / После доработки 05.06.2022 г. / К печати 19.09.2022 г.

Received on: 11.05.2022 / Revised on: 05.06.2022 / For printing: 19.09.2022.

Введение

В процессе эксплуатации оборудования объектов повышенного риска, таких как атомные электростанции, летательные аппараты, химические комплексы и т.п., необходимо обеспечить высокий уровень безопасности и надежности их функционирования. Для достижения высоких требований к надежности и безопасности разрабатывается система обеспечения их работоспособности, которая включает профилактическое обслуживание объектов, диагностические и ремонтные средства, комплекты запасных элементов (ЗИП), средства доставки запасных элементов и так далее.

В практике организации эксплуатации систем вопросы обоснования требуемого количества запасных изделий, необходимых для бесперебойного функционирования оборудования, имеют первостепенное значение. Современные подходы к организации эксплуатации, предъявляют требования оптимизации состава запасных изделий.

Вопросы определения оптимального состава ЗИП, а также расчета характеристик надежности систем с учетом запасных элементов, рассматривались в работах как отечественных, так и зарубежных авторов.

В нашей стране понятие запасного элемента впервые введено в работе [1] в 1964 году. Можно констатировать, что данный вопрос не потерял своей актуальности до сих пор. Отметим некоторые работы, опубликованные уже в XXI веке. В работе [2] рассматривается метод расчета надежности систем с наличием запасных элементов. Стратегия функционирования системы предполагает, что в случае отказа элемента он заменяется резервным, а отказавший элемент поступает в ремонтный орган для восстановления. После ремонта элемент пополняет комплект ЗИП. В работе [3] решается задача оптимизации состава запасных элементов с учетом сложной стратегии их функционирования, в предположении, что отказавшее изделие подвергается ремонту. В работах [4, 5] излагается решение задачи оптимизации состава ЗИП при наличии ограничений на стоимость приобретения, доставки и хранения запасных элементов. В работах [6, 7] рассматриваются динамические модели управления составом запасных элементов на предприятии. В статьях [8, 9] решается задача оптимизации комплекта запасных элементов с учетом выработки данными элементами части ресурса. На основе методов теории восстановления решена задача расчета характеристик надежности системы, в случае, когда запасные элементы могут находиться в холодном, теплом и горячем резерве. В работе [10] рассмотрена задача оптимизации комплекта ЗИП для элементов стареющего типа с учетом ограничений на стоимость запасных элементов. На основании методов теории восстановления получен коэффициент готовности системы, в состав которой входят элементы стареющего типа. В [11, 12] излагается задача расчета характеристик надежности систем, элементы которых в случае отказа заменяются работоспособными

объектами из состава ЗИП, а отказавший элемент восстанавливается ремонтной бригадой и далее пополняет состав ЗИП. В данных работах учитывается старение объектов в процессе эксплуатации. В качестве модели, учитывающей старение элементов, используются геометрические процессы.

И, наконец, отметим фундаментальную работу [13], в которой с одной стороны приведен достаточно подробный анализ публикаций на тему расчетов надежности систем с учетом запасных элементов, расчетов необходимого количества ЗИП, а с другой стороны приведено описание различных моделей расчета показателей надежности с учетом ЗИП, в том числе в условиях периодического и непрерывного пополнения запасов в комплекте ЗИП, при периодическом пополнении запасов с экстренными доставками, рассмотрены вопросы оптимизации комплекта ЗИП.

Постановка задачи

Рассмотрим функционирование объекта в составе сложной системы. В некоторый случайный момент времени объект может отказаться. Отказ объекта приводит его в неработоспособное состояние. Будем предполагать, что отказы могут быть двух типов. Первый тип отказов приводит объект в неработоспособное ремонтпригодное состояние. Второй тип отказов более катастрофичный, приводит объект в неработоспособное неремонтпригодное состояние.

При первом типе отказа неработоспособный, но ремонтпригодный объект заменяется на работоспособный из состава ЗИП. Неработоспособный блок передается для восстановления в ремонтный орган. При втором типе отказа на место отказавшего объекта устанавливается работоспособный блок из комплекта ЗИП, а неработоспособный и неремонтпригодный блок направляется установленным порядком для ремонта на предприятие промышленности.

Естественно предположить, что интенсивность восстановления при первом типе отказа будет существенно выше, чем при втором типе.

Требуется определить объем необходимого комплекта ЗИП таким образом, чтобы вероятность исчерпания ЗИП была не выше заданного уровня.

Построение математической модели

Для расчета необходимого количества ЗИП на предполагаемом промежутке времени будем использовать математическую модель, состоящую в том, что процесс замены осуществляется с возможностью ремонта отказавших элементов.

Неремонтпригодный блок направляется установленным порядком для ремонта на предприятие промышленности, где он будет отремонтирован и возвращен на объект с некоторой известной интенсивностью τ_1 .

Ремонтопригодный блок будет отремонтирован непосредственно на эксплуатирующем предприятии с интенсивностью τ_2 . Естественно, что $\tau_2 > \tau_1$.

Данная модель соответствует случайному процессу гибели и размножения, который описывается «лавинообразным» графом состояний (рис. 1). Цветом выделены критические состояния, означающие истощение ЗИП.

Будем считать, что поток отказов подчиняется трем известным свойствам: ординарности, отсутствия последствия и стационарности.

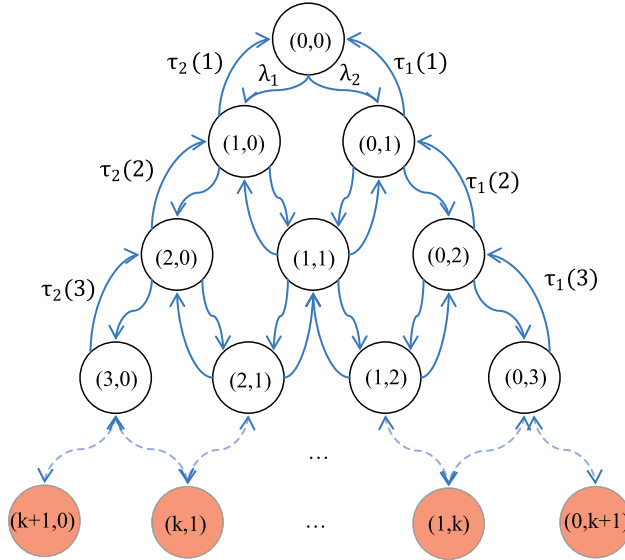


Рис. 1. Граф переходов процесса гибели и размножения

Состояния Марковского графа описываются двухкомпонентным вектором (a, b) , в котором a — это количество неработоспособных элементов, которые будут отремонтированы на предприятии промышленности, b — количество работоспособных элементов, которые восстанавливаются ремонтным органом предприятия.

Введем некоторые обозначения. Пусть n — количество однотипных элементов в системе; k — планируемый объем ЗИП; λ — интенсивность отказов одного элемента; q — вероятность ремонтоспособности (оценивается статистически);

T — планируемый промежуток времени обслуживания.

Определим интенсивности переходов в Марковском графе.

Интенсивность перехода «вниз и влево» — $\lambda_{(a,b) \rightarrow (a+1,b)}$ происходящего в случае отказа и выявления того факта, что элемент ремонтоспособен будет определяться выражением:

$$\lambda_{(a,b) \rightarrow (a+1,b)} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(A_1 \cdot R; t, \Delta t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(A_1; t, \Delta t) q}{\Delta t} = n \lambda q = \lambda_1.$$

Здесь A_1 — событие, состоящее в том, что на промежутке времени $(t, t + \Delta t)$ произошел один отказ, R — событие, обозначающее ремонтоспособность элемента.

Интенсивность перехода «вниз и вправо» — $\lambda_{(a,b) \rightarrow (a,b+1)}$

происходящего в случае отказа и выявления того факта, что элемент неработоспособен будет определяться выражением:

$$\lambda_{(a,b) \rightarrow (a,b+1)} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(A_1 \cdot \bar{R}; t, \Delta t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(A_1; t, \Delta t) (1 - q)}{\Delta t} = n \lambda (1 - q) = \lambda_2.$$

Интенсивность перехода «вверх и влево» — $\lambda_{(a,b) \rightarrow (a-1,b)}$. Этот переход происходит в случае восстановления неработоспособного объекта:

$$\lambda_{(a,b) \rightarrow (a-1,b)} = \begin{cases} \min(b, c_1) \cdot \mu_0, & \text{если } c \text{ ремонтных бригад,} \\ b \mu_0, & \text{если число бригад неограничено.} \end{cases} = \tau_1(b), b = 1, 2, \dots$$

Интенсивность перехода «вверх и вправо» — $\lambda_{(a,b) \rightarrow (a-1,b+1)}$. Этот переход происходит в случае восстановления ремонтоспособного объекта:

$$\lambda_{(a,b) \rightarrow (a-1,b+1)} = \begin{cases} \min(a, c_2) \cdot \mu_1, & \text{если } c \text{ ремонтных бригад,} \\ a \mu_1, & \text{если число бригад неограничено.} \end{cases} = \tau_2(a), a = 1, 2, \dots$$

Самая нижняя последовательность состояний Марковского графа, по сути, является событием, связанным с истощением ЗИП. Объем необходимого ЗИП подбирается так, чтобы вероятность истощения ЗИП (сумма вероятностей нижних состояний графа) была не выше заданного уровня.

Для данной стратегии напомним систему уравнений Колмогорова для вероятностей состояний вида $(i, 0), i = 0, 1, \dots, k + 1$:

$$\begin{cases} P'_{0,0} = -(\lambda_1 + \lambda_2) P_{0,0} + \tau_2(1) P_{1,0} + \tau_1(1) P_{0,1}; \\ P'_{1,0} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_2(1)) P_{1,0} + \lambda_1 P_{0,0} + \tau_2(2) P_{2,0} + \tau_1(1) P_{1,1}; \\ P'_{2,0} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_2(2)) P_{2,0} + \lambda_1 P_{1,0} + \tau_2(3) P_{3,0} + \tau_1(1) P_{2,1}; \\ \dots \\ P'_{i,0} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_2(i)) P_{i,0} + \lambda_1 P_{i-1,0} + \tau_2(i+1) P_{i+1,0} + \\ + \tau_1(1) P_{i,1}, i = 0, \dots, k; \\ P'_{k+1,0} = -\tau_2(k+1) P_{k+1,0} + \lambda_1 P_{k,0}. \end{cases}$$

Система уравнений для вероятностей состояний вида $(i, 1), i = 0, 1, \dots, k$:

$$\begin{cases} P'_{0,1} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(1)) P_{0,1} + \lambda_2 P_{0,0} + \tau_2(1) P_{1,1} + \tau_1(2) P_{0,2}; \\ P'_{1,1} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(1) + \tau_2(1)) P_{1,1} + \lambda_1 P_{0,1} + \lambda_2 P_{1,0} + \\ + \tau_2(2) P_{2,1} + \tau_1(2) P_{1,2}; \\ P'_{2,1} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(1) + \tau_2(2)) P_{2,1} + \lambda_1 P_{1,1} + \lambda_2 P_{2,0} + \\ + \tau_2(3) P_{3,1} + \tau_1(2) P_{2,2}; \\ \dots \\ P'_{i,1} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(1) + \tau_2(i)) P_{i,1} + \lambda_1 P_{i-1,1} + \lambda_2 P_{i,0} + \\ + \tau_2(i+1) P_{i+1,1} + \tau_1(2) P_{i,2}, i = 0, \dots, k-1; \\ P'_{k,1} = -(\tau_1(1) + \tau_2(k)) P_{k,1} + \lambda_1 P_{k-1,1} + \lambda_2 P_{k,0}. \end{cases}$$

Система уравнений для вероятностей состояний вида $(i, 2), i = 0, 1, \dots, k-1$:

$$\begin{cases} P'_{0,2} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(2))P_{0,2} + \lambda_2 P_{0,1} + \tau_2(1)P_{1,2} + \tau_1(3)P_{0,3}; \\ P'_{1,2} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(2) + \tau_2(1))P_{1,2} + \lambda_1 P_{0,2} + \\ + \lambda_2 P_{1,1} + \tau_2(2)P_{2,2} + \tau_1(3)P_{1,3}; \\ P'_{2,2} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(2) + \tau_2(2))P_{2,2} + \lambda_1 P_{1,2} + \lambda_2 P_{2,1} + \\ + \tau_2(3)P_{3,2} + \tau_1(3)P_{2,3}; \\ \dots \\ P'_{i,2} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(2) + \tau_2(i))P_{i,2} + \lambda_1 P_{i-1,2} + \lambda_2 P_{i,1} + \\ + \tau_2(i+1)P_{i+1,2} + \tau_1(3)P_{i,3}, i = 0, \dots, k-2; \\ P'_{k-1,2} = -(\tau_1(2) + \tau_2(k))P_{k-1,2} + \lambda_1 P_{k-2,2} + \lambda_2 P_{k-1,1}. \end{cases}$$

Видна общая тенденция в индексации и теперь можно сделать обобщение для общего случая. Уравнения для вероятностей состояний вида $(i, j), i = 0, 1, \dots, k, j = 0, \dots, k$ так, что $i+j \leq k$ определяются следующим образом:

$$P'_{i,j} = -(\lambda_1 + \lambda_2 + \tau_1(j) + \tau_2(i))P_{i,j} + \lambda_1 P_{i-1,j} + \lambda_2 P_{i,j-1} + \tau_2(i+1)P_{i+1,j} + \tau_1(j+1)P_{i,j+1}. \quad (1)$$

При этом очевидно считать, что $\tau_1(0) = \tau_2(0) = P_{-1,j} = P_{i,-1} = 0, i, j \in \{0, 1\}$.

Уравнения для вероятностей критических состояний вида (i, j) ,

$i = 0, 1, \dots, k+1, j = k+1-i$ определяются следующим образом:

$$P'_{i,j} = -(\tau_1(j) + \tau_2(i))P_{i,j} + \lambda_1 P_{i-1,j} + \lambda_2 P_{i,j-1}. \quad (2)$$

Будем искать стационарное решение системы дифференциальных уравнений Колмогорова. Для этого обнулим левые части уравнений (1) и (2). Заметим, что $\lambda_1 + \lambda_2 = n\lambda$.

Для случая $i = 0, 1, \dots, k, j = 0, \dots, k, i+j \leq k$:

$$\begin{aligned} (n\lambda + \tau_1(j) + \tau_2(i))P_{i,j} &= \lambda_1 P_{i-1,j} + \\ + \lambda_2 P_{i,j-1} + \tau_2(i+1)P_{i+1,j} + \tau_1(j+1)P_{i,j+1}. \end{aligned} \quad (3)$$

Для вероятностей критических состояний $i = 0, 1, \dots, k+1, j = k+1-i$:

$$(\tau_1(j) + \tau_2(i))P_{i,j} = \lambda_1 P_{i-1,j} + \lambda_2 P_{i,j-1}. \quad (4)$$

Будем искать решение от простого к сложному.

Пусть $k=0$. Получаем $\frac{(k+2)(k+3)}{2} = 3$ уравнения:

$$\begin{cases} n\lambda P_{0,0} = \tau_2(1)P_{1,0} + \tau_1(1)P_{0,1}; \\ \tau_1(1)P_{0,1} = \lambda_2 P_{0,0}; \\ \tau_2(1)P_{1,0} = \lambda_1 P_{0,0}. \end{cases} \quad (5)$$

Нам необходимо найти сумму вероятностей $P_{1,0} + P_{0,1}$. Если сложить все уравнения, то получится тождество. Воспользуемся тем, что

$$P_{0,0} + P_{1,0} + P_{0,1} = 1. \quad (6)$$

Из второго и третьего уравнения системы (5) выражаем $P_{0,1} = \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)}P_{0,0}$, $P_{1,0} = \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)}P_{0,0}$ и подставляем в (6), получаем:

$$\begin{aligned} P_{0,0} &= \left(1 + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} + \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)}\right)^{-1}, \\ P_{1,0} + P_{0,1} &= 1 - P_{0,0} = 1 - \left(1 + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} + \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)}\right)^{-1} = \\ &= \frac{\frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} + \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)}}{1 + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} + \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)}}. \end{aligned}$$

Пусть $k=1$. Получаем $\frac{(k+2)(k+3)}{2} = 6$ уравнений:

$$\begin{cases} n\lambda P_{0,0} = \tau_2(1)P_{1,0} + \tau_1(1)P_{0,1}; \\ (n\lambda + \tau_1(1))P_{0,1} = \lambda_2 P_{0,0} + \tau_2(1)P_{1,1} + \tau_1(2)P_{0,2}; \\ (n\lambda + \tau_2(1))P_{1,0} = \lambda_1 P_{0,0} + \tau_2(2)P_{2,0} + \tau_1(1)P_{1,1}; \\ \tau_1(2)P_{0,2} = \lambda_2 P_{0,1}; \\ (\tau_1(1) + \tau_2(1))P_{1,1} = \lambda_1 P_{0,1} + \lambda_2 P_{1,0}; \\ \tau_2(2)P_{2,0} = \lambda_1 P_{1,0}. \end{cases} \quad (7)$$

Из 4-го, 5-го и 6-го уравнений выразим вероятности критических состояний:

$$P_{0,2} = \frac{\lambda_2}{\tau_1(2)}P_{0,1}, \quad P_{1,1} = \frac{\lambda_1}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{0,1} + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{1,0},$$

$$P_{2,0} = \frac{\lambda_1}{\tau_2(2)}P_{1,0}. \quad (8)$$

Подставим это во 2-е уравнение.

$$\begin{aligned} (n\lambda + \tau_1(1))P_{0,1} &= \lambda_2 P_{0,0} + \frac{\lambda_1 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{0,1} + \\ + \frac{\lambda_2 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{1,0} + \lambda_2 P_{0,1}. \end{aligned}$$

Преобразуем

$$\left(\lambda_1 + \tau_1(1) - \frac{\lambda_1 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}\right)P_{0,1} = \lambda_2 P_{0,0} + \frac{\lambda_2 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{1,0},$$

$$\left(\tau_1(1) + \frac{\lambda_1 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}\right)P_{0,1} = \lambda_2 P_{0,0} + \frac{\lambda_2 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)}P_{1,0},$$

$$\begin{aligned} \tau_1(1) \left(1 + \frac{\lambda_1}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{0,1} &= \lambda_2 P_{0,0} + \frac{\lambda_2 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{1,0}, \\ \frac{\tau_1(1)}{\lambda_2} \left(1 + \frac{\lambda_1}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{0,1} &= P_{0,0} + \frac{\tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{1,0}. \end{aligned} \quad (9)$$

Подставим (8) в 3-е уравнение

$$\begin{aligned} (n\lambda + \tau_2(1)) P_{1,0} &= \lambda_1 P_{0,0} + \lambda_1 P_{1,0} + \\ &+ \frac{\lambda_1 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{0,1} + \frac{\lambda_2 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{1,0}. \end{aligned}$$

Преобразуем

$$\begin{aligned} \left(\lambda_2 + \tau_2(1) - \frac{\lambda_2 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= \lambda_1 P_{0,0} + \frac{\lambda_1 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{0,1}, \\ \left(\tau_2(1) + \frac{\lambda_2 \tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= \lambda_1 P_{0,0} + \frac{\lambda_1 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{0,1}, \\ \tau_2(1) \left(1 + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= \lambda_1 P_{0,0} + \frac{\lambda_1 \tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{0,1}, \\ \frac{\tau_2(1)}{\lambda_1} \left(1 + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= P_{0,0} + \frac{\tau_1(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{0,1}. \end{aligned} \quad (10)$$

Вычитая из (9) и (10) получим

$$\begin{aligned} \frac{\tau_1(1)}{\lambda_2} \left(1 + \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{0,1} &= \frac{\tau_2(1)}{\lambda_1} \left(1 + \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0}, \\ P_{0,1} &= \frac{\tau_2(1) \lambda_2}{\tau_1(1) \lambda_1} P_{1,0}. \end{aligned} \quad (11)$$

Подставим это в (9)

$$\begin{aligned} \frac{\tau_2(1)}{\lambda_1} \left(1 + \frac{\lambda_1}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= P_{0,0} + \frac{\tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{1,0}, \\ \frac{\tau_2(1)}{\lambda_1} \left(1 + \frac{\lambda_1}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} \right) P_{1,0} &= P_{0,0} + \frac{\tau_2(1)}{\tau_1(1) + \tau_2(1)} P_{1,0}, \\ P_{0,0} &= \frac{\tau_2(1)}{\lambda_1} P_{1,0}. \end{aligned} \quad (12)$$

Выразим все через $P_{0,0}$:

$$\begin{cases} P_{1,0} = \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)} P_{0,0}; \\ P_{0,1} = \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} P_{0,0}; \\ P_{1,1} = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\tau_1(1) \tau_2(1)} P_{0,0}; \\ P_{0,2} = \frac{\lambda_2^2}{\tau_1(1) \tau_1(2)} P_{0,0}; \\ P_{2,0} = \frac{\lambda_1^2}{\tau_2(1) \tau_2(2)} P_{0,0}. \end{cases} \quad (13)$$

Из условия нормировки получаем:

$$P_{0,0} = \left(1 + \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)} + \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} + \frac{\lambda_1^2}{\tau_2(1) \tau_2(2)} + \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\tau_1(1) \tau_2(1)} + \frac{\lambda_2^2}{\tau_1(1) \tau_1(2)} \right)^{-1}. \quad (14)$$

Вероятность попадания в критическое состояние –

$$P_{0,2} + P_{1,1} + P_{2,0} = \left(\frac{\lambda_1^2}{\tau_2(1) \tau_2(2)} + \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\tau_1(1) \tau_2(1)} + \frac{\lambda_2^2}{\tau_1(1) \tau_1(2)} \right) P_{0,0}. \quad (15)$$

Пусть $k=2$. Получаем $\frac{(k+2)(k+3)}{2} = 10$ уравнений:

$$\begin{cases} n\lambda P_{0,0} = \tau_2(1) P_{1,0} + \tau_1(1) P_{0,1} \\ (n\lambda + \tau_1(1)) P_{0,1} = \lambda_2 P_{0,0} + \tau_2(1) P_{1,1} + \tau_1(2) P_{0,2} \\ (n\lambda + \tau_2(1)) P_{1,0} = \lambda_1 P_{0,0} + \tau_2(2) P_{2,0} + \tau_1(1) P_{1,1} \\ (n\lambda + \tau_1(2)) P_{0,2} = \lambda_2 P_{0,1} + \tau_2(1) P_{1,2} + \tau_1(3) P_{0,3} \\ (n\lambda + \tau_1(1) + \tau_2(1)) P_{1,1} = \\ = \lambda_1 P_{0,1} + \lambda_2 P_{1,0} + \tau_2(2) P_{2,1} + \tau_1(2) P_{1,2} \\ (n\lambda + \tau_2(2)) P_{2,0} = \lambda_1 P_{1,0} + \tau_2(3) P_{3,0} + \tau_1(1) P_{2,1} \\ \tau_1(3) P_{0,3} = \lambda_2 P_{0,2} \\ (\tau_1(2) + \tau_2(1)) P_{1,2} = \lambda_1 P_{0,2} + \lambda_2 P_{1,1} \\ (\tau_1(1) + \tau_2(2)) P_{2,1} = \lambda_1 P_{1,1} + \lambda_2 P_{2,0} \\ \tau_2(3) P_{3,0} = \lambda_1 P_{2,0} \end{cases} \quad (16)$$

Предположение. Если выражения (13) неизменны при увеличении k , то это позволит легко найти решение

$$\begin{cases} P_{1,0} = \frac{\lambda_1}{\tau_2(1)} P_{0,0}; \\ P_{0,1} = \frac{\lambda_2}{\tau_1(1)} P_{0,0}; \\ P_{1,1} = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\tau_1(1) \tau_2(1)} P_{0,0}; \\ P_{0,2} = \frac{\lambda_2^2}{\tau_1(1) \tau_1(2)} P_{0,0}; \\ P_{2,0} = \frac{\lambda_1^2}{\tau_2(1) \tau_2(2)} P_{0,0}; \\ P_{0,3} = \frac{\lambda_2^3}{\tau_1(1) \tau_1(2) \tau_1(3)} P_{0,0}; \\ P_{1,2} = \frac{\lambda_1 \lambda_2^2}{\tau_1(1) \tau_1(2) \tau_2(1)} P_{0,0}; \\ P_{2,1} = \frac{\lambda_1^2 \lambda_2}{\tau_1(1) \tau_2(1) \tau_2(2)} P_{0,0}; \\ P_{3,0} = \frac{\lambda_2^3}{\tau_2(1) \tau_2(2) \tau_2(3)} P_{0,0}. \end{cases}$$

Общее решение

$$P_{i,j} = \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} P_{0,0}, \quad (17)$$

при условии $\prod_{m=1}^0 \tau_k(m) = 1$.

Следовательно

$$P_{0,0} = \left(\sum_{\substack{i,j=0 \\ i+j \leq k+1}}^{k+1} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} \right)^{-1} \quad (18)$$

Тогда вероятность попадания в совокупность критических состояний:

$$\sum_{i=0}^{k+1} P_{i,k+1-i} = P_{0,0} \sum_{i=0}^{k+1} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k+1-i}}{\left(\prod_{m=1}^{k+1-i} \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)}. \quad (19)$$

Осталось доказать предположение.

Доказательство. Подставим решение в (3) и (4).

Сначала в (3)

$$\begin{aligned} & \lambda_1 P_{i-1,j} + \lambda_2 P_{i,j-1} + \tau_2(i+1) P_{i+1,j} + \tau_1(j+1) P_{i,j+1} = \\ & = \left(\frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^{i-1} \tau_2(m)\right)} + \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^{j-1} \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} + \right. \\ & \left. + \frac{\lambda_1^{i+1} \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} + \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{j+1}}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} \right) P_{0,0} = \\ & = \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j (\tau_1(j) + \tau_2(i) + \lambda_1 + \lambda_2)}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} P_{0,0} = (n\lambda + \tau_1(j) + \tau_2(i)) P_{i,j}. \end{aligned}$$

Доказано. Теперь в (4).

$$\begin{aligned} & \lambda_1 P_{i-1,j} + \lambda_2 P_{i,j-1} = \\ & = \left(\frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^{i-1} \tau_2(m)\right)} + \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^{j-1} \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} \right) P_{0,0} = \\ & = \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j (\tau_1(j) + \tau_2(i))}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} P_{0,0} = (\tau_1(j) + \tau_2(i)) P_{i,j}. \end{aligned}$$

Что и требовалось доказать.

В случае неограниченного восстановления выражения (18) и (19) можно упростить. Входящие в них суммы будут выглядеть следующим образом. Первая сумма:

$$\sum_{\substack{i,j=0 \\ i+j \leq k+1}}^{k+1} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^j}{\left(\prod_{m=1}^j \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} = \sum_{i=0}^{k+1} \sum_{j=0}^{k+1-i} \frac{1}{j! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^j =$$

$$\begin{aligned} & = \sum_{i=0}^{k+1} \frac{1}{(k+1-i)! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1-i} + \\ & + \sum_{i=0}^k \frac{1}{(k-i)! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k-i} + \dots + \\ & + \sum_{i=0}^1 \frac{1}{1! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{1-i} + \sum_{i=0}^0 \frac{1}{0! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i = \frac{1}{(k+1)!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1} + \\ & + \frac{1}{k!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^k + \dots + 1 = e_{k+1} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right), \end{aligned}$$

где $e_n(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$ – конечная сумма разложения экспоненты e^x в ряд.

Вторая сумма – это разложение степени бинома с точностью до множителя.

$$\begin{aligned} & \sum_{i=0}^{k+1} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k+1-i}}{\left(\prod_{m=1}^{k+1-i} \tau_1(m)\right) \times \left(\prod_{m=1}^i \tau_2(m)\right)} = \\ & = \sum_{i=0}^{k+1} \frac{1}{(k+1-i)! \times i!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1-i} = \\ & = \frac{1}{(k+1)!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1}. \end{aligned}$$

Тогда

$$P_{0,0} = e_{k+1}^{-1} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right). \quad (20)$$

Вероятность попадания в совокупность критических состояний:

$$\sum_{i=0}^{k+1} P_{i,k+1-i} = \frac{1}{(k+1)!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1} \cdot e_{k+1}^{-1} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right) \quad (21)$$

Критерий определения необходимого объема ЗИП – k формулируется классическим образом. Объем k увеличивается до тех пор, пока не выполнится неравенство:

$$\sum_{i=0}^{k+1} P_{i,k+1-i} \leq \varepsilon, \quad (22)$$

где ε – задаваемая вероятность нехватки ЗИП.

Пример расчета необходимого числа запасных элементов

В качестве примера расчета необходимого числа запасных элементов рассмотрим некоторые электронные компоненты, функционирующие в составе сложной системы. Рассмотрим исходные данные для расчета:

- количество однотипных объектов в системе – $n = 30$ единиц,
- интенсивность отказов одного объекта – $\lambda = 2,92 \cdot 10^{-5}$ 1/час,
- интенсивность восстановления неремонтопригодного объекта – $\mu_0 = 1,389 \cdot 10^{-3}$ 1/час,

Табл. 1. Вероятность нехватки ЗИП при различных k .

k	0	1	2	3
$\frac{1}{(k+1)!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1}$	$2,12 \cdot 10^{-1}$	$2,24 \cdot 10^{-2}$	$1,58 \cdot 10^{-3}$	$8,35 \cdot 10^{-5}$
$e_{k+1} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)$	1,21	1,23	1,24	1,24
$\frac{1}{(k+1)!} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)^{k+1} \cdot e_{k+1}^{-1} \left(\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} \right)$	$1,75 \cdot 10^{-1}$	$1,81 \cdot 10^{-2}$	$1,28 \cdot 10^{-3}$	$6,75 \cdot 10^{-5}$

- интенсивность восстановления ремонтпригодного объекта – $\mu_1 = 4,167 \cdot 10^{-2}$ /час,

- вероятность ремонтпригодности – $q = 0,6875$,

- число ремонтных бригад – неограниченно,

- вероятность достаточности ЗИП – $1 - \varepsilon = 0,999$.

Для расчетов будем использовать выражение (21).

Приведем вспомогательные выкладки:

$$\lambda_1 = n\lambda q = 6,02 \cdot 10^{-4} \text{ 1/ч;}$$

$$\lambda_2 = n\lambda q = 2,74 \cdot 10^{-4} \text{ 1/ч;}$$

$$\frac{\lambda_1}{\mu_1} = 1,45 \cdot 10^{-2};$$

$$\frac{\lambda_2}{\mu_0} = 1,97 \cdot 10^{-1};$$

$$\frac{\lambda_1}{\mu_1} + \frac{\lambda_2}{\mu_0} = 2,12 \cdot 10^{-1}.$$

Для вычисления $e_n(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$ был написан макрос.

Результат расчетов необходимого объема ЗИП при различных k приведен в табл. 1.

Расчет по разработанной методике показывает, что необходимое количество запасных электронных компонентов, удовлетворяющее заданной вероятности достаточности ЗИП, равно 3 единицам, поскольку $6,75 \cdot 10^{-5} < 10^{-3}$.

В случае ограниченного восстановления авторами был также разработан соответствующий макрос, рассчитывающий (19). Так, в случае наличия одной обслуживающей бригады необходимый объем ЗИП увеличивается до 4 единиц при тех же остальных исходных данных. При двух и более бригадах достаточно 3 единиц ЗИП.

Заключение

Таким образом, рассмотрена задача обеспечения запасными элементами сложного дорогостоящего оборудования, подверженного двум типам отказов. В одном случае в результате отказа объект переходит в неработоспособное ремонтпригодное состояние и его восстановление возможно в ремонтном подразделении предприятия, на котором объект эксплуатируется. Во втором случае в результате отказа объект переходит в неработоспособное неремонтпригодное состояние и его восстановление возможно только на предприятии изготовителе или на специализированных ремонтных

предприятиях. Ввиду высокой стоимости объекта его экономически целесообразнее доставить на специализированное предприятие и выполнить восстановление.

Библиографический список

1. Шишенок Н.А., Репкин В.Ф., Барвинский Л.Л. Основы теории надежности и эксплуатации радиоэлектронной аппаратуры. М.: Сов. радио, 1964. 552 с.
2. Антонов А.В., Пляскин А.В. К вопросу расчета надежности системы с ограниченным количеством запасных элементов // Известия вузов. Ядерная энергетика. 2000. № 2. С. 12-23.
3. Антонов А.В., Пляскин А.В., Чепурко В.А. Оптимизация числа запасных элементов оборудования, важных для безопасности АЭС // Методы менеджмента качества. 2001. № 8. С. 27-31.
4. Антонов А.В., Пляскин А.В. Определение оптимального количества запасных элементов системы с учетом ограничений на стоимость // Надежность. 2003. № 4. С. 9-16.
5. Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н. Оптимизация состава запасных изделий энергоблоков АЭС методом нелинейного программирования // Обзорные прикладной и промышленной математики. 2011. Т. 18. Вып. 1. С. 100-101.
6. Чепурко В.А., Уншиков А.П. Об одной динамической модели управления запасами на предприятии // Надежность. 2009. № 4. С. 22-28.
7. Чепурко В.А., Уншиков А.П. Исследование динамических моделей управления запасами на предприятии // Надежность. 2010. № 3. С. 40-47.
8. Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н. К вопросу оптимизации комплекта запасных изделий с учетом частичной выработки их ресурса // Современные проблемы науки и образования. 2012. № 1. URL: <https://science-education.ru/ru/article/view?id=5547> (дата обращения: 03.06.2022).
9. Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н. Повышение качества функционирования систем управления за счет оптимизации состава запасных элементов // Качество, инновации, образование. 2012. № 7. С. 51-56.
10. Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н. Оптимизация состава запасных изделий энергоблоков АЭС

с учетом частичной выработки их ресурса // Ядерная физика и инжиниринг. 2012. Т. 3. № 5. С. 408-415.

11. Антонов А.В., Пляскин А.В., Татаев Х.Н. К вопросу расчета надежности резервированных структур с учетом старения элементов // Надежность. 2013. № 1(44). С. 55-61.

12. A. Antonov, A. Plyaskin and Kh. Tataev. Calculation of the Redundant Structure Reliability for Aging type Elements. Pp. 383-390 / In book: Statistical Models and Methods for Reliability and Survival Analysis, Wiley-ISTE, Nov. 2013, 416 p.

13. Черкесов Г.Н. Оценка надежности систем с учетом ЗИП: учеб. пособие. СПб.: БХВ-Петербург, 2012. 480 с.: ил. + CD-ROM.

References

1. Shishonok N.A., Repkin V.F., Barvinsky L.L. [Foundations of the theory of

2. dependability and operation of electronic equipment]. Moscow: Sovetskoye radio; 1964. (in Russ.)

3. Antonov A.V., Plyaskin A.V. On a Question of Calculation of Reliability of a System with Restricted Number of Spare Elements. *Izvestiya vuzov. Yadernaya Energetika* 2000;2:12-23. (in Russ.)

4. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Chepurko V.A. [Optimizing the number of spare parts of safety-critical nuclear power plant equipment]. *Methods of quality management* 2001;8:27-31. (in Russ.)

5. Antonov A.V., Plyaskin A.V. [Identifying the optimal number of spare elements of a system subject to cost restrictions]. *Dependability* 2003;4:9-16. (in Russ.)

6. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev Kh.N. [Optimizing spare components of nuclear power plant reactors using nonlinear programming]. *Surveys on Applied and Industrial Mathematics* 2011;1(18):100-101. (in Russ.)

7. Chepurko V.A., Unshchikov A.P. [On a dynamic stock management model]. *Dependability* 2009;4:22-28. (in Russ.)

8. Chepurko V.A., Unshchikov A.P. [Study of dynamic stock management models]. *Dependability* 2010;3:40-47. (in Russ.)

9. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev K.N. Optimization of Spare Products and Devices Complete Sets Taking into Account the Reduction of its Resource. *Sovremennye problemy nauki i obrazovaniya* 2012;1:1-8. [accessed 03.06.2022]. Available at: <https://science-education.ru/ru/article/view?id=5547>. (in Russ.)

10. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev Kh.N. Improving Functioning of Control Systems by Force of Spare Elements Optimization. *Kachestvo, innovatsii, obrazovanie* 2012;7:51-56. (in Russ.)

11. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev H.N. [Optimizing the Spare Component Kit of Nuclear Power Plant Reactors Providing for Partial Depletion]. *Nuclear Physics and Engineering* 2012;3(5):408-415. (in Russ.)

12. Antonov A.V., Plyaskin A.V., Tataev H.N. On the Issue of Reliability Calculation for Redundant Structures in View of Ageing Elements. *Dependability* 2013;1:55-61. (in Russ.)

13. Antonov A., Plyaskin A., Tataev Kh. Calculation of the Redundant Structure Reliability for Aging Type Elements. In: Statistical Models and Methods for Reliability and Survival Analysis; 2013. Pp. 383-390.

14. Cherkesov G.N. [System dependability assessment with STPA taken into consideration: a textbook]. Saint Petersburg: BHV-Peterburg; 2012. (in Russ.)

Сведения об авторах

Антонов Александр Владимирович – доктор технических наук, профессор, главный эксперт департамента международного сотрудничества и развития международного бизнеса Автономной некоммерческой организации дополнительного профессионального образования «Техническая академия Росатома», Обнинск, Российская Федерация, e-mail: AVAntonov@rosatomtech.ru

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

About the authors

Alexander V. Antonov, Doctor of Engineering, Professor, Chief Expert, Department for International Cooperation and Global Business Development, Rosatom Technical Academy, Obninsk, Russian Federation, e-mail: AVAntonov@rosatomtech.ru

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

Вклад авторов в статью

Антонов А.В. провел обзор литературы, формализовал Марковский граф и нашел частные решения.

Чепурко В.А. нашел общее решение.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Анализ применимости байесовских оценок при решении практических задач надежности, использующих модели, предназначенные для групп однородной продукции

Analysis of the application of Bayesian estimates as part of practical problems in dependability that involve models intended for groups of homogeneous products

Храмов С.М.¹, Рудковский Д.М.¹, Михайлов В.С.^{1*},
Sergey M. Khramov¹, Dmitry M. Rudkovsky¹, Viktor S. Mikhailov^{1*}

¹Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева», Москва, Российская Федерация

¹D.I. Mendeleev Central Research and Design Institute of Chemistry and Mechanics, Moscow, Russian Federation

*mvs1956@list.ru



Храмов С.М.



Рудковский Д.М.



Михайлов В.С.

Резюме. В настоящее время проявляется повышенный интерес к байесовской теории среди специалистов в области прикладной теории надежности. Однако байесовский подход не является общепринятым среди специалистов в области математической статистики и теории надежности. Сомнения в возможности его применения при решении практических задач вызваны в первую очередь тем, что он допускает использование субъективных вероятностей. На практике, как правило, рассматривают модели однородной продукции, т.е. каждое из изделий оцениваемой партии характеризуют одинаковой величиной выбранного параметра надежности. В случае байесовского метода статистического оценивания рассматривается уже модель неоднородной продукции, однако в процессе стабильного производства не считается нормальным выпуск изделий с различной надежностью, что ставит под сомнение адекватность применения методов байесовского статистического оценивания. **Цель работы.** Показать, что использование байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, является ошибочным. **Методы исследования.** Для нахождения в выделенных классах смещенных оценок эффективных использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от исследуемых параметров законов распределений и т.д. **Выводы.** 1. Реализации байесовских оценок при любом исходе группируются в пределах догмата о среднем $1 - \tilde{p}_\alpha = 1 - \alpha/(\alpha + \beta)$, в то время как классическая $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$ и интегральная $\tilde{P}_4$ несмещенная оценки адекватно реагируют на любые внешние изменения. Использование байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, является ошибочным, а необходимости в их использовании не имеется. 2. Байесовские оценки следует использовать только для групп неоднородной продукции. 3. Вместо байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, следует использовать интегральные смещенные оценки.

Abstract. Experts in applied dependability are showing an increasing interest in the Bayesian theory. However, the Bayesian approach is not generally accepted by mathematical statistics and dependability researchers. The doubts about its practical applicability are primarily due to the fact that it allows for subjective probabilities. In practice, homogeneous product models are normally considered, i.e., each item in the evaluated batch is characterized by the same selected dependability value. In the case of Bayesian statistical estimation, the model involves heterogeneous products, however, in the course of steady production, it is not considered normal to manufacture products with varied dependability, which calls into question the adequacy of Bayesian statistical estimation methods. **Aim.** It is demonstrated that using Bayesian estimators that employ models designed for homogeneous products in dependability is erroneous. **Methods of research.** For the purpose of finding effective estimates within a selected class, integral numerical characteristics of the accuracy of estimation were used, namely, total squared bias of the expected implementation of a certain variant estimate from the examined parameters of the distribution laws, etc. **Conclusions.** 1. For any result, the realizations of Bayesian estimates are grouped within the dogma of mean $1 - \tilde{p}_\alpha = 1 - \alpha/(\alpha + \beta)$, while classical $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$ and integral $\tilde{P}_4$ unbiased estimates respond adequately to any external changes. The use of

Bayesian estimates in dependability, when models designed for homogeneous products are employed, is erroneous, and there is no need to use them. 2. Bayesian estimates should only be used for groups of heterogeneous products. 3. Instead of Bayesian estimates, integral biased estimates should be used in dependability, when models designed for homogeneous products are employed.

Ключевые слова: оценка, эффективная оценка, критерий эффективности смещенных оценок, байесовские оценки, смещенные оценки.

Keywords: estimate, efficient estimate, efficiency criterion for biased estimates, Bayesian estimates, biased estimates.

Для цитирования: Храмов С.М., Рудковский Д.М., Михайлов В.С. Анализ применимости байесовских оценок при решении практических задач надежности, использующих модели, предназначенные для групп однородной продукции // Надежность. 2022. №3. С. 29-34. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-29-34>

For citation: Khramov S.M., Rudkovsky D.M., Mikhailov V.S. Analysis of the application of Bayesian estimates as part of practical problems in dependability that involve models intended for groups of homogeneous products. Dependability 2022;3: 29-34. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-29-34>

Поступила 26.04.2022 г. / **После доработки** 25.07.2022 г. / **К печати** 19.09.2022 г.
Received on: 26.04.2022 / **Revised on:** 25.07.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

В настоящее время проявляется повышенный интерес к байесовской теории среди специалистов в области прикладной теории надежности [1–3]. Однако байесовский подход не является общепринятым среди специалистов в области математической статистики и теории надежности. Сомнения в возможности его применения при решении практических задач вызваны в первую очередь тем, что он допускает использование субъективных вероятностей [1]. Т.е. в байесовских методах предполагается, что априорное распределение известно до начала наблюдений и не предлагается конструктивных способов его выбора. В байесовском подходе предполагается, что случайность есть мера нашего незнания, т.е. предварительные знания о случайном событии позволяют предсказать его с «большой» вероятностью. В противовес этому, в частотном подходе предполагается, что случайность есть объективная неопределенность, т.е. единственным возможным средством анализа является проведение серии испытаний [4, 5].

Суть байесовского подхода состоит в том, что неизвестный (оцениваемый) параметр θ рассматривается как случайная величина с некоторой плотностью распределения $q(t)$, где t – реализация с.в. θ [1, 4]. Плотность $q(t)$ называется априорной, т.е. данной до эксперимента. Байесовский подход предполагает, что неизвестный параметр θ был выбран случайным образом из распределения с плотностью $q(t)$.

В соответствии с формулой Байеса плотность апостериорного распределения имеет вид [4]:

$$q(x|t) = f_{\theta}(x)q(t)/f(x), \quad (1)$$

где t – реализация случайного параметра θ с некоторой (априорной) плотностью распределения $q(t)$, $t \in \Theta$; $f_{\theta}(x) = f(x|\theta = t)$ – условная плотность распределения случайной величины X , $f(x) = \int f_{\theta}(x)q(t)dt$.

Само апостериорное распределение параметра θ будем обозначать через Q_x . Тогда байесовская оценка

(апостериорная), соответствующая априорному распределению Q с плотностью $q(t)$, имеет вид:

$$\tilde{\theta}_Q(X) = E(\theta|x) = \int tq(t|x)dt = \int tQ_x(dt). \quad (2)$$

Из формулы (2) следует, что результат байесовской оценки $\tilde{\theta}_Q$ ограничен выбранным априорным распределением как неизменным постулатом [1], т.е. недостатком байесовского подхода является обязательное знание плотности априорного закона распределения случайного параметра θ . Ряд авторов исследует вопросы выбора априорного распределения, оставаясь в рамках априорного подхода [1]. Однако свойства байесовской оценки остаются ограниченными данным выбором. Примером могут служить сопряженные априорные распределения [1, стр. 46].

С одной стороны, эти заложенные в правило предварительные знания несут в себе однократные (или нет) финансовые издержки, а с другой – позволяют минимизировать объем испытаний [1], что в рамках стабильного производства дает им конкурентные преимущества [1]. В этих условиях вполне естественно возникает вопрос – есть ли необходимость в байесовских оценках в практических задачах надежности. Чтобы ответить на этот вопрос необходимо разобраться в частностях.

Рассмотрим пример [1, 4]. Пусть процесс Бернулли с параметром $\theta = p$ и выборкой объема $N = n$ имеет априорное бета-распределение с параметрами α и β . Тогда условная плотность $q(p|X = R)$, где $X = R$ – случайное число отказов, выразится формулой:

$$q(p|R) = \frac{\Gamma(R + \alpha + \beta)}{\Gamma(R + \alpha)\Gamma(N - R + \beta)} p^{R + \alpha - 1} (1 - p)^{N - R + \beta - 1} \quad (3)$$

где $\Gamma()$ – гамма-функция [1, 4].

Из формулы (3) следует, что апостериорное распределение является тоже бета-распределением с параметрами $R + \alpha$ и $N - R + \beta$. Байесовская оценка случайного параметра $\theta = p$ равна математическому ожиданию

$E(\theta = p|R)$, т.е. апостериорная оценка случайного параметра $\theta = p$ равна

$$\tilde{\theta}_Q(R, N) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta). \quad (4)$$

Заметим, что математическое ожидание априорного бета-распределения, т.е. априорная оценка случайного параметра $\theta = p$ до наблюдения, равна $\tilde{p}_a = \alpha/(\alpha + \beta)$ [6], а оценка по наблюдению (классическая эффективная оценка уже неслучайного параметра p [5]), игнорирующая априорное распределение, равна $\tilde{p} = R/N$ [5].

Из формулы (4) следует, что апостериорная оценка вероятности безотказной работы (ВБР) $\tilde{P}_1$ будет иметь вид:

$$\begin{aligned} \tilde{P}_1 &= 1 - \tilde{\theta}_Q(R, N) = 1 - (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta) = \\ &= (N + \beta - R)/(N + \alpha + \beta). \end{aligned} \quad (5)$$

Классическая эффективная оценка ВБР $\tilde{P}_2$ будет иметь вид:

$$\tilde{P}_2 = 1 - \tilde{p} = 1 - R/N = (N - R)/N.$$

Докажем, что байесовская оценка ограничена величинами, преодолеть которые она не может. Обозначим через $\alpha_N = \alpha/N$, $\beta_N = \beta/N$ и преобразуем $\tilde{P}_1$ к виду:

$$\begin{aligned} \tilde{P}_1 &= (1 - R/N + \beta_N)/(1 + \alpha_N + \beta_N) = \\ &= (\tilde{P}_2 + \beta_N)/(1 + \alpha_N + \beta_N). \end{aligned} \quad (6)$$

Из формулы (6) непосредственно следует, что байесовская оценка, словно догматами, ограничена величинами, преодолеть которые она не может:

при $R = 0$ оценка $\tilde{P}_1$ достигает своего максимума: $\tilde{P}_1 = (1 + \beta_N)/(1 + \alpha_N + \beta_N)$;

при $R = N$ оценка $\tilde{P}_1$ достигает своего минимума: $\tilde{P}_1 = \beta_N/(1 + \alpha_N + \beta_N)$;

при $N \rightarrow \infty$ байесовская оценка $\tilde{P}_1$ стремится по своим свойствам к классической эффективной оценке $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$.

Байесовская оценка $\tilde{P}_1$ дает результаты, не выходящие за рамки дозволенного, определенного выбором вида распределения и его параметров α и β по результатам испытаний изделий предыдущих партий. Такая модель поведения оценки не отражает реальный мир и обслуживает период стабильной ситуации.

Зададимся вопросом – насколько сдерживается чувствительность апостериорной байесовской оценки к нарушению стабильности в зависимости от априорной оценки $\tilde{p}_a = \alpha/(\alpha + \beta)$.

На практике, как правило, рассматривают модели однородной продукции, т.е. каждое из изделий оцениваемой партии характеризуют одинаковой величиной, выбранного параметра надежности. В случае байесовского метода статистического оценивания рассматривается уже модель неоднородной продукции, однако в процессе стабильного производства не считается нормальным выпуск изделий с различной надежностью, что ставит под сомнение адекватность применения методов байесовского статистического оценивания. Рассмотрим крайние модели, основанные на методах байесовского статистического оценивания.

Приведем позаимствованный из [9] пример, когда плотность априорного распределения параметра p одинаково максимальна и равномерна, что соответствует модели максимальной неоднородности выпускаемой

продукции. Для этого рассмотрим биномиальный план испытаний и предположим, что величина параметра p равномерно распределена в интервале $[0; 1]$. Это допущение соответствует полному отсутствию данных о надежности изделия, т.е. максимальной неопределенности относительно интервала величин, принимаемых параметром p . Априорная плотность равномерного закона распределения параметра p на отрезке $p = t \in [0; 1]$, $t_1 = 0$, $t_2 = 1$ имеет вид $q(t) = (t_2 - t_1)^{-1} = 1$. В соответствии с формулами (1) и (2) плотность совместного распределения случайных величин параметра p и числа отказов R для биномиальных испытаний выражается формулой ($t_1 = 0$, $t_2 = 1$) [4, стр. 54] $f(R = r, p = t) = f(r|p = t)q(t) = C(n, r)t^r(1 - t)^{n-r}$, где $C(n, r)$ – число сочетаний из n по r . Тогда в соответствии с формулой (2) имеем

$$f(R = r) = \int_0^1 f(r|p = t)q(t)dt = \int_0^1 C(n, r)t^r(1 - t)^{n-r}dt.$$

Условная плотность апостериорного распределения для биномиального плана испытаний примет вид $q(p = t|R = r) = f(r|p = t)q(t)/f(r) = t^r(1 - t)^{n-r} \int_0^1 C(n, r)t^r(1 - t)^{n-r}dt$. Учтем, что $\int_0^1 C(n, r)t^r(1 - t)^{n-r}dt = \Gamma(r + 1)\Gamma(n - r + 1)/\Gamma(n + 2)$ [4, ф. 1.4.35], тогда условная плотность апостериорного распределения с.в. p для биномиального плана испытаний $q(p = t|R = r)$ подобна плотности бета-распределения $f_p(t, a, b)$ с параметрами $p = t$, $a = r + 1$, $b = n - r + 1$, а именно [4, ф. 1.4.31]:

$$\begin{aligned} q(p = t|R = r) &= f_p(t, r + 1, n - r + 1) = \\ &= \Gamma(n + 2)(\Gamma(r + 1)\Gamma(n - r + 1))^{-1}t^r(1 - t)^{n-r}. \end{aligned}$$

Для бета-распределения с параметрами $a = r + 1$, $b = n - r + 1$ математическое ожидание случайной величины p выражается через параметры a и b по формуле [4, ф. 1.4.37]:

$$E(p) = a/(a + b) = (r + 1)/(n + 2).$$

Заметим, что $E(p)$ является усреднением количественных значений случайной величины p , что может служить ее апостериорной оценкой по результатам испытаний при $R = r$, а именно: $\tilde{p}(R, n) = (R + 1)/(n + 2)$. Оценку $\tilde{p}(R, n) = (R + 1)/(n + 2)$ можно получить непосредственно из формулы (4) при $\alpha = 1$ и $\beta = 1$. Тогда оценкой ВБР может служить

$$\tilde{P}_3(R, n) = 1 - (R + 1)/(n + 2) = (n - R + 1)/(n + 2).$$

В противовес оценке $\tilde{P}_3(R, n)$, т.е. максимальной неопределенности относительно интервала величин, принимаемых параметром p , ниже будет рассмотрен другой экстремальный пример, когда плотность априорного распределения параметра p максимально вырождена в одной точке или в небольшой области, что соответствует модели однородной продукции. Традиционно для биномиального плана испытаний на практике используют классическую несмещенную оценку $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$.

В табл. 1 приведены сравнительные результаты байесовских и классической оценок на примере априорного бета-распределения [5].

Из табл. 1 следует, что реализации байесовских оценок при любом исходе группируются в пределах догмата о среднем $1 - \tilde{p}_a = 1 - \alpha/(\alpha + \beta)$, в то время как классическая оценка $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$ адекватно реагирует на любые внешние изменения. Аналогичные результаты

Табл. 1. Сравнительные результаты байесовских и классической оценок

Вариант №	$1 - \tilde{p}_a = 1 - \alpha/(\alpha + \beta)$	$\tilde{P}_1$	$\tilde{P}_2$	$\tilde{P}_3$	R	N	α	β
1	$1 - 2/5 = 0,6$	$7/9 = 0,777$	1	$5/6 = 0,833$	0	4	2	3
2	$1 - 2/5 = 0,6$	$6/9 = 0,666$	0,75	$4/6 = 0,667$	1	4	2	3
3	$1 - 2/5 = 0,6$	$5/9 = 0,555$	0,5	$3/6 = 0,5$	2	4	2	3
4	$1 - 2/5 = 0,6$	$4/9 = 0,444$	0,25	$2/6 = 0,333$	3	4	2	3
5	$1 - 2/5 = 0,6$	$3/9 = 0,3333$	0	$1/6 = 0,167$	4	4	2	3
6	$1 - 8/12 = 0,333$	$8/16 = 0,5$	1	$5/6 = 0,833$	0	4	8	4
7	$1 - 8/12 = 0,333$	$7/16 = 0,4375$	0,75	$4/6 = 0,667$	1	4	8	4
8	$1 - 8/12 = 0,333$	$6/16 = 0,375$	0,5	$3/6 = 0,5$	2	4	8	4
9	$1 - 8/12 = 0,333$	$5/16 = 0,3125$	0,25	$2/6 = 0,333$	3	4	8	4
10	$1 - 8/12 = 0,333$	$4/16 = 0,25$	0	$1/6 = 0,167$	4	4	8	4

Табл. 2. Сравнительные результаты байесовских, классической и интегральной оценок

R	N	β	α	$1 - \tilde{p}_a = \beta/(\alpha + \beta)$	$\tilde{P}_1$	$\tilde{P}_3$	$\tilde{P}_2$	$\tilde{P}_4$
0	4	94	2	$94/96 = 0,979$	$98/100 = 0,98$	$5/6 = 0,833$	1	0,973
1	4	94	2	$94/96 = 0,979$	$97/100 = 0,97$	$4/6 = 0,666$	0,75	0,75
2	4	94	2	$94/96 = 0,979$	$96/100 = 0,96$	$3/6 = 0,5$	0,5	0,5
3	4	94	2	$94/96 = 0,979$	$95/100 = 0,95$	$2/6 = 0,333$	0,25	0,25
4	4	94	2	$94/96 = 0,979$	$94/100 = 0,94$	$1/6 = 0,167$	0	0
0	4	20	2	$20/22 = 0,909$	$24/26 = 0,9230$	$5/6 = 0,833$	1	0,973
1	4	20	2	$20/22 = 0,909$	$23/26 = 0,8846$	$4/6 = 0,667$	0,75	0,75
2	4	20	2	$20/22 = 0,909$	$22/26 = 0,8461$	$3/6 = 0,5$	0,5	0,5
3	4	20	2	$20/22 = 0,909$	$21/26 = 0,8076$	$2/6 = 0,333$	0,25	0,25
4	4	20	2	$20/22 = 0,909$	$20/26 = 0,7692$	$1/6 = 0,167$	0	0

представлены в [7, 8, 9]. Полученные результаты показывают, что байесовская оценка не позволяет увидеть изменения надежности изделий, произошедшие в процессе нарушенного производства, так в случае одного отказа байесовская оценка занижает величину ВБР, показывая результат 0,666 (0,4375), в то время как оценка $\tilde{P}_2$ дает результат, равный 0,75 (см. варианты № 2 и № 7). В случае большого числа отказов $r = 3$ байесовская оценка завышает величину ВБР, показывая результат 0,444 (0,3125), в то время как оценка $\tilde{P}_2$ дает результат, равный 0,25 (см. варианты № 4 и № 9). Заметим, что величины ВБР, близкие к реальным, получены с использованием классической эффективной и несмещенной оценки $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$ (случай биномиального плана испытаний). Из сказанного следует, что использование байесовских оценок является ошибочным и необходимости их использования в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для групп однородной продукции, не имеется.

Оптимальным вариантом замены байесовским оценкам служат интегральные смещенные оценки [10], которые наилучшим образом помогают избежать неопределенности при $R = 0$. Например, для биномиального плана испытаний эффективной в классе смещенных оценок является составная оценка вида

$$\tilde{P}_4 = 1 - p_4, p_4 = w(0,81;n) - 0,1/((R+1)n),$$

$$R = 0 \text{ и } p_4 = n/R, R > 0,$$

где $w(0,81;n,R)$ – решение уравнения

$$P_{\Sigma}(R=r) = \sum_{k=0}^r P_n(k,w) = 0,5 + x,$$

где $P_n(k,w) = C_n^k w^k (1-w)^{n-k}$ [9].

В табл. 2 приведены сравнительные результаты байесовских $\tilde{P}_1$ и $\tilde{P}_3$, классической $\tilde{P}_2$ и интегральной $\tilde{P}_4$ оценок на примере априорного бета-распределения. Для однородной продукции наиболее подходит априорное бета-распределение с параметрами $\beta \gg \alpha$, что и взято за основу при сравнении в табл. 2.

Из табл. 2 следует, что апостериорная оценка $\tilde{P}_1$ соответствующая априорному бета-распределению с параметрами $\beta \gg \alpha$ (модель однородной продукции) неадекватно оценивает ВБР, т.е. ее реализации при любых исходах близко группируются возле величины математического ожидания в рамках догмата, основанном на виде априорного распределения, что наглядно показано в сравнении с интегральной оценкой $\tilde{P}_4$.

Обоснуем сделанные выводы, используя критерий эффективности смещенных оценок, для этого воспользуемся результатами работы [10] и сравним предложенные оценки по эффективности. Обозначим через θ некоторую абстрактную оценку вероятности отказа в процессе испытаний n изделий по схеме Бернулли (биномиальный план испытаний). В основе сравнения эффективности смещенных оценок ВБР лежит минимизация функционала вида $C(\theta(R,n)) = A\theta(R,n) \cdot D\theta(R,n)$ на предложенных оценках $\theta(R,n)$ при условии, что должно выполняться соотношение $D > 4A$ [10], где

$$A(\theta(n;R)) = \frac{1}{10} \sum_{n=1}^{10} \int_0^1 (E\theta(n;R) - p)^2 dp - \text{суммарное}$$

смещение (в квадрате),

Табл. 3. Результаты подстановки предложенных оценок вероятности отказа в функционалы $A(\theta(n;R))$ и $D(\theta(n;R))$ для биномиального плана испытаний

Вид оценки параметра p	A	D	D/A	$C = D \cdot A \cdot 10000$
$\tilde{\theta}_0(R) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta)$, $\alpha = 2$, $\beta = 94$	0,2797	$8,6 \times 10^{-5}$	$\ll 4$	–
$\tilde{\theta}_0(R) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta)$, $\alpha = 2$, $\beta = 20$	0,1653	0,00111	$\ll 4$	–
$\tilde{\theta}_0(R) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta)$, $\alpha = 2$, $\beta = 3$	0,0271	0,00751	$\ll 4$	–
$\tilde{\theta}_0(R) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta)$, $\alpha = 8$, $\beta = 4$	0,0567	0,00269	$\ll 4$	–
$\tilde{p}(R,n) = (R + 1)/(n + 2)$	0,01046	0,0162	1,55	1,684
$\hat{w} = w(\beta = 0,81; n, R) - 0,1/(R + 1)n$	0,00303	0,0427	14,23	1,293
$\hat{p}_{20}(R = 0) = \hat{w}$, $\hat{p}_{20}(R > 0) = R/n$	0,000355	0,0443	124,7	0,157
$p_0 = n/R$ – классическая оценка (эффективная и несмещенная)	0	0,0488	∞	0

$D(\theta(n;R)) = \frac{1}{10} \sum_{n=1}^{10} \int_0^1 E(\theta(n;R) - E\theta(n;R))^2 dp$ – суммарная дисперсия.

В табл. 3 приведены результаты подстановки предложенных оценок вероятности отказа в функционалы $A(\theta(n;R))$ и $D(\theta(n;R))$ для биномиального плана испытаний

Из табл. 3 следует, что байесовские оценки $\tilde{\theta}_0(R,n)$ и $\tilde{p}(R,n)$ имеют большое суммарное смещение A и вырожденную суммарную дисперсию D , т.е. в соответствии с критерием эффективности смещенных оценок байесовские оценки не могут являться эффективными ($D \ll 4A$), что не позволяет реализациям этих оценок при различных исходах группироваться вокруг истинной величины оцениваемого параметра; и в этом они проигрывают остальным оценкам.

Заметим еще раз, что в данном случае рассматриваются модели однородной продукции [11], поэтому использование байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для групп однородной продукции, является ошибочным, а необходимости в их использовании не имеется. Примерами такого ошибочного использования байесовских оценок являются работы [2, 3]. Байесовские оценки следует использовать только для групп неоднородной продукции. Попытка использования байесовских методов в рамках моделей однородной продукции приводит к значительному увеличению суммарного смещения апостериорных оценок $\tilde{P}_1$ и $\tilde{P}_3$ и к вырождению их суммарной дисперсии, что не позволяет реализациям этих оценок группироваться вокруг истинной величины оцениваемого параметра в отличие от несмещенной классической оценки $\tilde{P}_2$ и интегральной смещенной оценки $\tilde{P}_4$, поэтому не следует в моделях однородной продукции использовать байесовские оценки, предназначенные для моделей неоднородной продукции, что и отражено в табл. 1–3. Вместо байесовских оценок в задачах надежности, использующих модели, предназначенные для однородной продукции, следует применять интегральные смещенные оценки. Преимущество интегральных смещенных оценок состоит в том, что эти оценки можно использовать по результатам испытаний, в процессе которых отказы не возникают. В

этом случае отпадает необходимость в привлечении математических моделей доверительного оценивания, которые по своей эффективности проигрывают точечным оценкам [4].

Выводы

1. Реализации байесовских оценок при любом исходе группируются в пределах догмата о среднем $1 - \tilde{p}_a = 1 - \alpha/(\alpha + \beta)$, в то время как классическая несмещенная $\tilde{P}_2 = 1 - R/N$ и интегральная смещенная $\tilde{P}_4$ оценки адекватно реагируют на любые внешние изменения. Использование байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, является ошибочным, а необходимости в их использовании не имеется.

2. Байесовские оценки следует использовать только для групп неоднородной продукции.

3. Вместо байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, следует использовать интегральные смещенные оценки.

Библиографический список

1. Савчук В.П. Байесовские методы статистического оценивания: Надежность технических объектов. М.: Наука, 1989. 328 с.
2. ГОСТ РО 1410-001-2009. Системы и комплексы космические. Порядок задания требований, оценки и контроля надежности. М.: Стандартинформ, 2015. 105 с.
3. Колобов А.Ю., Дикун Е.В. Интервальные оценки безотказности единичных космических аппаратов // Надежность. 2017. № 4. С. 23–26.
4. Боровков А.А. Математическая статистика. Новосибирск: Наука; Издательство Института математики, 1997. 772 с.
5. Шуленин В.П. Математическая статистика. Часть 2. Непараметрическая статистика. Томск: Издательство НТЛ, 2012. 388 с.
6. Крупкина Т.В. Теория вероятностей и математическая статистика. Часть 2. Электронный курс лекций.

Красноярск: Сибирский федеральный университет, 2011. 237 с.

7. Михайлов В.С. Исследование оценок на основе интегрального и байесовского подходов // Надежность и качество сложных систем. 2018. № 1(21). С. 28-39.

8. Михайлов В.С., Юрков Н.К. Составные байесовские оценки // Надежность и качество сложных систем. 2019. № 4(28). С. 118-126.

9. Михайлов В.С., Юрков Н.К. Интегральные оценки в теории надежности. Введение и основные результаты. М.: ТЕХНОСФЕРА, 2020. 149 с.

10. Михайлов В.С. Критерий эффективности смещенных оценок. Новый взгляд на старые проблемы // Надежность. 2022. № 1. С. 30-37.

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

References

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

2. GOST RO 1410-001-2009. [Space systems. Procedure for dependability requirements definition, estimation and supervision]. Moscow: Standartinform; 2015. (in Russ.)

3. Kolobov A.Yu., Dikoun E.V. Interval estimation of reliability of one-off spacecraft. *Dependability* 2017;4:23-26.

4. Borovkov A.A. [Mathematical statistics]. Novosibirsk: Nauka; 1997. (in Russ.)

5. Shulenin V.P. [Mathematical statistics. Part 2. Nonparametric statistics]. Tomsk: Izdatelstvo NTL; 2012. (in Russ.)

6. Krupkina T.V. [Probability theory and mathematical statistics. Part 2. Electronic series of lectures]. Krasnoyarsk: Siberian Federal University; 2011. (in Russ.)

7. Mikhaylov V.S. [Study of estimates based on the integral and Bayesian methods]. *Reliability & Quality of Complex Systems* 2018;1(21):28-39. (in Russ.)

8. Mikhaylov V.S., Yurkov N.K. [Composite Bayesian estimates]. *Reliability & Quality of Complex Systems* 2019;4(28):118-126. (in Russ.)

9. Mikhailov V.S., Yurkov N.K. [Integral estimation in the dependability theory. Introduction and main findings]. *TEKHNOСFЕRА*; 2020. (in Russ.)

10. Mikhailov V.S. Efficiency criterion of biased estimates. A new take on old problems. *Dependability* 2022;1:30-37.

11. Gnedenko B.V., Beliaev Yu.K., Soloviev A.D. [Mathematical methods in the dependability theory]. Moscow: Nauka; 1965. (in Russ.)

Сведения об авторах

Храмов Сергей Михайлович – кандидат технических наук, главный специалист, Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева» (ФГУП «ЦНИИХМ»), ул. Нагатинская, д. 16а, Москва, Российская Федерация, 115487, e-mail: khramov_sm@mail.ru

Рудковский Дмитрий Михайлович – кандидат технических наук, начальник отдела, Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева» (ФГУП «ЦНИИХМ»), ул. Нагатинская, д. 16а, Москва, Российская Федерация, 115487, e-mail: dimond20@mail.ru

Виктор Сергеевич Михайлов – ведущий инженер, Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева» (ФГУП «ЦНИИХМ»), ул. Нагатинская, д. 16а, Москва, Российская Федерация, 115487, e-mail: Mvs1956@list.ru

About the authors

Sergey M. Khramov, Candidate of Engineering, Chief Specialist, D.I. Mendeleev Central Research and Design Institute of Chemistry and Mechanics (FGUP CNIIMH), 16a Nagatinskaya St., Moscow, 115487, Russian Federation, e-mail: khramov_sm@mail.ru.

Dmitry M. Rudkovsky, Candidate of Engineering, Chief Specialist, D.I. Mendeleev Central Research and Design Institute of Chemistry and Mechanics (FGUP CNIIMH), 16a Nagatinskaya St., Moscow, 115487, Russian Federation, e-mail: dimond20@mail.ru.

Viktor S. Mikhailov, Lead Engineer, D.I. Mendeleev Central Research and Design Institute of Chemistry and Mechanics (FGUP CNIIMH), 16a Nagatinskaya St., Moscow, 115487, Russian Federation, e-mail: Mvs1956@list.ru.

Вклад авторов в статью

Храмов С.М. – идея статьи;

Рудковский Д.М. – написание статьи;

Михайлов В.С. – вычисления.

Показано, что использование байесовских оценок в задачах надежности, применяющих модели, предназначенные для однородной продукции, является ошибочным, а необходимости в их использовании не имеется.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Планирование движения поездов в интеллектуальных транспортных системах

Train traffic planning in intelligent transportation systems

Баранов Л.А.¹, Сафронов А.И.^{1*}, Сидоренко В.Г.¹
Leonid A. Baranov¹, Anton I. Safronov^{1*}, Valentina G. Sidorenko¹

¹Российский университет транспорта (МИИТ), Москва, Российская Федерация

¹Russian University of Transport (MIIT), Moscow, Russian Federation

*safronov-ai@mail.ru



Баранов Л.А.



Сафронов А.И.



Сидоренко В.Г.

Резюме. Цель. Предложить новый способ энергоэффективного составления плана перевозочного процесса для линий метрополитена. Под планом перевозочного процесса понимается составление графика движения пассажирских поездов, удовлетворяющего всем предъявляемым к нему требованиям и ограничениям, связанным с ежечасным выполнением заданной парности движения поездов, эффективным использованием пропускной и провозной способности рассматриваемой линии метрополитена, безопасностью движения транспортных средств, обеспечиваемой своевременно проводимой технической диагностикой единиц электроподвижного состава в форме текущих плановых ремонтов и осмотров в депо и/или линейных пунктах технического осмотра, комфортом для пассажиров, выражающемся в равномерности появлений электропоездов на станциях, что в свою очередь обеспечивает перераспределение пассажиропотоков на станциях и исключает избыточное скопление людей на платформах. **Методы.** Применяются методы автоматизированного построения плановых графиков движения пассажирских поездов метрополитена, базирующиеся на использовании критериев равномерности интервалов движения поездов, а также равномерности распределения единиц электроподвижного состава при планировании переходных процессов, с последующим перераспределением времен сверхрежимных выдержек, введенных алгоритмом автоматизации, на времена хода по перегонам. Метод равномерности интервалов движения поездов базируется на минимизации суммы квадратичных отклонений интервалов по отправлению поездов по всем станциям для всех поездов. Метод равномерности транспортных средств внутри переходных процессов базируется на применении алгоритма целочисленного деления Евклида. При составлении статьи авторы учитывали наличие на линиях метрополитена систем различных уровней автоматизации, регламентированных международным стандартом IEC 62290-1:2014. Внимание уделено не только транспортным системам с высокоуровневым развитием средств автоматики, классифицируемым стандартом как GoA3 и GoA4, но и транспортным системам с низким развитием средств автоматики (они классифицируются как GoA0, GoA1 и GoA2). **Результаты.** Предложенный в статье способ наглядно подтверждает сокращение расхода электроэнергии, затрачиваемой на тягу при движении поездов, пропорционально длительностям сверхрежимных выдержек, введенных в процессе работы алгоритмов автоматизации, заложенных в интеллектуальную автоматизированную систему построения плановых графиков движения пассажирских поездов метрополитена. **Выводы.** Изложенный подход доказывает прямую зависимость энергоэффективности плана движения поездов от равномерности распределения управляющих воздействий по корректировке интервалов попутного следования поездов и длительностей введенных сверхрежимных выдержек, определению последовательностей вводимых / снимаемых единиц электроподвижного состава внутри переходных процессов, по рациональному размещению точек ночной расстановки на графике движения поездов метрополитена. Материалы, изложенные в статье, расширяют имеющуюся базу знаний в области автоматизации планирования перевозочного процесса на метрополитене, что, в свою очередь, предоставляет возможность для дальнейшего совершенствования методики построения интеллектуальных транспортных систем, учитывающих наличие внедренных систем автоведения поездов высоких уровней автоматизации (GoA3 и GoA4).

Abstract. Aim. To suggest a new method of energy-efficient traffic planning for subways. Traffic planning is understood as passenger train scheduling in compliance with all the applicable requirements and restrictions involving hourly performance in terms of the specified number of handled train pairs, efficient use of the theoretical and practical capacity of a given subway line, safety of vehicle traffic ensured by timely technical diagnostics of the rolling stock in the form of scheduled repairs and inspections in depots and/or lineside technical inspection stations, passenger comfort expressed in the uniformity of train delivery to stations, which, in turn, ensures the redistribution of passenger flows at stations and prevents congestion on platforms.

Methods. The paper uses methods of automated construction of target metro train schedules that are based on the criteria of train spacing uniformity, as well as uniformity of rolling stock distribution in the process of transition planning, with subsequent redistribution of delay times defined by the automation algorithm over the station-to-station travel times. The method of uniform travel times is based on minimizing the sum of square deviations of departure times for all stations and all trains. The method of vehicle uniformity within transition processes is based on the application of the Euclidean integer division algorithm. When preparing the paper, the authors took into account the fact that metro lines feature systems of various levels of automation regulated by the IEC 62290-1-2014 international standard. Attention was paid not only to transportation systems with high degrees of automation (classified as GoA3 and GoA4 in the standards), but those with low automation (classified as GoA0, GoA1 and GoA2) as well. **Results.** The method proposed in the paper clearly shows reduced power consumption associated with train traction that is proportional to the durations of delayed departures defined by the automation algorithms of the intelligent automated system for target metro train schedule construction. **Conclusions.** The presented approach clearly indicates a direct correlation between the energy efficiency of a train schedule and the uniformity of distribution of control actions that adjust train spacing and the durations of the adopted delays, defines the sequences of added/removed units of rolling stock within transition processes, as well as rational night-time train allocation. The materials presented in the paper extend the available knowledge in the field of automation of metro train traffic planning, thus enabling further improvement of the methods of intelligent transportation system design that take into account the deployed highly automated train driving systems (GoA3 and GoA4).

Ключевые слова: плановый график движения поездов, автоматизированное построение, метрополитен, уровни автоматизации, энергоэффективность, алгоритмы, время хода.

Keywords: target train schedule, automated construction, metro, grades of automation, power efficiency, algorithms, travel times.

Для цитирования: Баранов Л.А., Сафронов А.И., Сидоренко В.Г. Планирование движения поездов в интеллектуальных транспортных системах // Надежность. 2022. №3. С. 35–43. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-35-43>

For citation: Baranov L.A., Safronov A.I., Sidorenko V.G. Train traffic planning in intelligent transportation systems. *Dependability* 2022;3: 35-43. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-35-43>

Поступила 28.04.2022 г. / После доработки 17.05.2022 г. / К печати 19.09.2022 г.

Received on: 28.04.2022 / Revised on: 17.05.2022 / For printing: 19.09.2022.

Введение

Существование современных мегаполисов немыслимо без развитой транспортной инфраструктуры [1]. В этих условиях необходимо решение задач интеллектуализации и оптимизации управления, направленное на перераспределение имеющихся ресурсов и пассажиропотоков с целью обеспечения комфортных перевозок [2, 3]. Существенные результаты достигнуты специалистами, решающими задачи этого класса для сетей городских рельсовых транспортных систем (ГРТС), к которым относятся метрополитены, трамваи, внутригородские и пригородные электропоезда, проходящие по территории города. Примером сети движения внутригородских электропоездов является Московское Центральное Кольцо (МЦК), сети движения пригородных поездов – участки Московских Центральных Диаметров (МЦД) [3, 4].

Действующая стратегия организации движения транспортных средств (ТС) ГРТС направлена на достижение единой цели – комфортной и безопасной перевозки пассажиров [5]. В этих условиях важен выбор

способов управления движением ТС, обеспечивающих минимизацию расхода энергии, затрачиваемой на тягу. Расход электроэнергии на тягу ТС в общем расходе электроэнергии Московского метрополитена составляет величину порядка 80%, что соответствует 10% стоимости предоставляемых услуг [2]. Эффективность от снижения расходов энергии имеет большое значение с точки зрения экологии.

1. Обзор источников

Для эффективного управления ГРТС существенно качественное планирование перевозочного процесса, заключающегося в составлении плановых графиков движения (ПГД) поездов [6]. Опубликовано и внедрено значительное число работ, посвященных автоматизации процессов управления движением поездов (ДП) на ГРТС [7, 8, 9].

Автоматизированные системы управления ДП в качестве подсистемы включают аппаратно-программный комплекс создания планового графика движения поездов – нормативного документа, содержащего сведения о

порядке работы рассматриваемых линий метрополитена (ЛМ) и увязывающего работу всех его Служб [6].

К ПГД предъявляются следующие требования:

- обеспечение безопасности ДП [1, 5, 6, 7, 10, 11, 12];
- соблюдение заданной парности ДП в каждом часе работы метрополитена [6, 13, 14];
- согласованность с графиком оборота электроподвижного состава [1, 7, 9, 15, 16, 17];
- связанность с графиком работы локомотивных бригад [6, 7, 9, 18];
- наличие ресурсов для компенсации возмущений, требующих снятия составов с ЛМ и/или других мероприятий при возникновении больших сбоев [7, 11, 17, 18, 19, 20];
- соблюдение регламента расстановки поездов на ЛМ на ночь [1, 5, 21];
- соответствие должному уровню качества, оцениваемого согласно эксплуатационным показателям, сформулированным в [6, 13];
- обеспечение энергоэффективности при прочих равных условиях [2, 22];
- обеспечение комфорта обслуживания пассажиров [1, 3, 5, 7, 14, 19].

При автоматизации построения ПГД добавляются требования своевременного формирования базы данных ЛМ, алгоритмизации последовательности этапов планирования перевозочного процесса. Составными частями плана перевозочного процесса являются разработка графика оборота электроподвижного состава (ГО ЭПС) и графика работы локомотивных бригад (ГРЛБ).

ГО ЭПС – нормативный документ, определяющий проведение ремонтов и осмотров ЭПС с разбивкой по маршрутам («маршрут» – физический состав с присвоенным ему на сутки номером) [6].

ГРЛБ – нормативный документ, определяющий порядок труда и отдыха локомотивных бригад.

Построение ПГД, как будет показано ниже, зависит от уровня процессов управления ДП. Стандартом (ИЕС 62290-1:2014) [23] приняты определенные в [24] уровни автоматизации GoA.

При GoA0 и GoA1 машинистом реализуются с заданной точностью не более двух (реже трех) заданных времен хода (T_x), при GoA3 и GoA4 система реализует с заданной точностью практически любое количество T_x . За счет использования многообразия T_x можно получить ПГД, обеспечивающий дополнительную энергоэффективность. Это будет показано в данной работе.

В работах зарубежных авторов [25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32] вопросы, связанные с автоматизацией построения ПГД, находятся в центре внимания.

Интервал ДП в метрополитене Шанхая варьируется от 2 до 15 минут [29, 33, 34]. По сравнению с интервалами, действующими на Московском метрополитене (от 1,5 до 6 минут), метрополитен Шанхая обладает большими ресурсами управления, что существенно при планировании перевозочного процесса. Необходимая интенсивность ДП на Московском метрополитене опре-

деляется дополнительными жесткими требованиями, предъявляемыми к решению поставленных задач.

В работах [7, 9, 35] создана и описана модель автоматизированного построения ПГД, используемая по настоящее время. В них отмечена взаимосвязь ПГД с ГО ЭПС и согласованность с ГРЛБ.

В 2004 году на Московском метрополитене внедрена автоматизированная система построения ПГД («АРМ Графиста»). Эта система продолжает развиваться, учитывая особенности ЛМ различной топологии при варьировании типов организации ДП на ЛМ [6, 14]. Уменьшения времени автоматизированного построения ПГД удалось добиться при использовании аппарата параллельных вычислений [36].

В работах [15, 16] показаны принципы варьирования ГО ЭПС, используемого в качестве исходной информации при автоматизированном построении ПГД.

В [16] показано, что разработанные алгоритмы составления деревьев заполнения / освобождения точек ночной расстановки способствуют ускорению процесса и повышению качества автоматизации построения ПГД. Работы базируются на применении генетического алгоритма (ГА), который показал свою эффективность при решении задач транспортной отрасли [16].

В [18] предложена методика учета ПГД при автоматизированном построении ГРЛБ. При построении ГРЛБ свою эффективность так же показал ГА. Отдельное место при планировании перевозочного процесса занимает задача организации работ по созданию аппаратно-программного комплекса интеллектуального планирования ДП. Задача решалась с использованием гибких технологий программирования (*agile*).

Особую роль при внедрении систем планирования перевозочного процесса играет учет традиций и опыта составления ПГД, ГО ЭПС, ГРЛБ сотрудниками Служб метрополитена при отсутствии автоматизации. Существенным является, в частности, выбор способов построения переходных режимов ДП (от «непики» к «пику» и обратно), использование сверхрежимных выдержек (СРВ) при организации переходных режимов в условиях ограниченного числа заданных T_x по перегонам в ручном управлении.

В данной статье рассмотрена задача построения ПГД в условиях функционирования метрополитена, использующего автоматическую систему управления ДП GoA3 и GoA4 [23, 24].

В этом случае благодаря возможности точно выполнять множества различных T_x по перегонам реализуется возможность отказа от СРВ. Это, в конечном итоге, приводит к построению энергоэффективного ПГД.

При внедрении автоматизированной системы важен учет традиций, существовавших при ручном построении ПГД. Это в значительной степени сказывается на эффективности внедрения версий системы на предприятии и взаимодействия с сотрудниками метрополитена.

ПГД, составленный по алгоритмам «АРМ Графиста», на отдельных этапах отличается от традиционного.

Равномерность расположения вводимых / снимаемых составов и интервалов при наличии преимуществ с точки зрения комфорта обслуживания пассажиров не всегда реализуются при «ручной» разработке технологами. Это связано с увеличением количества информации, затрудняющей прочтение ПГД диспетчерами при отсутствии автоматизации управления.

Созданы дополнительные алгоритмы, позволяющие исполнить «вкусовые» требования технологов. Задача имеет рациональное и энергоэффективное решение при внедрении автоматической системы управления GoA3 и GoA4.

В этих условиях может быть изменена процедура ввода/снятия при переходе с часов «непик» на часы «пик» и обратно. Существо изменений заключается в отказе от СРВ и управлении интервалами ДП в переходных режимах путем использования многообразия T_x .

2. Методы

2.1. Автоматизированное построение ПГД при конечном количестве различных времен хода по перегонам: для GoA0, GoA1, GoA2

Для GoA0, GoA1 и GoA2 в переходных режимах «АРМ Графиста» использует ввод СРВ так же, как и при ручном построении ПГД для управления интервалами в окрестностях вводов/снятий ЭПС. Пример для случая увеличения парности представлен на рис. 1.

В данном примере равномерно распределены CPB по станциям, расположенным в ближайших окрестностях станции связи с электродепо. Достоинством равномерного распределения CPB на нескольких станциях по сравнению со вводом одной длинной CPB на одной станции является обеспечение комфорта при перевозке пассажиров [5]. Равномерное распределение CPB в случае рассмотрения уровней автоматизации, как будет показано в дальнейшем, позволяет алгоритмически просто перейти к энергоэффективному ПГД.

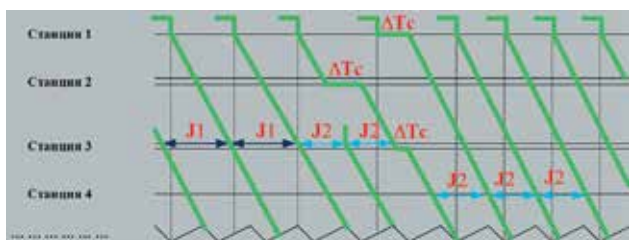


Рис. 1. Пример изменения «парности» движения поездов при использовании только сверхрежимных выдержек

2.2. Автоматизированное построение ПГД при отсутствии ограничений на количество различных времен хода по перегонам: для GoA3 и GoA4

Рассмотрим новые принципы построения ПГД в переходном режиме для GoA3 и GoA4, учитывающие получение энергоэффективности при автоматизированном построении ПГД.

На рис. 2 показан фрагмент ПГД только при увеличении T_x поезда, следующего за вводимым. Измененные T_x отмечены отклонениями от пунктирных линий стандартных «ниток».

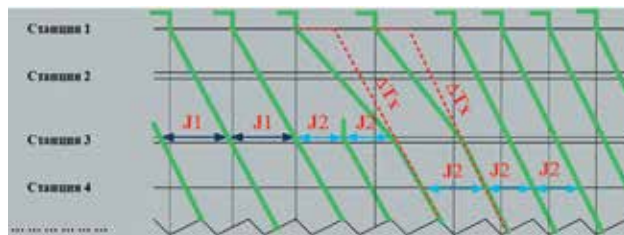


Рис. 2. Пример изменения «парности» движения поездов при увеличении общего времени хода по линии метрополитена

Поезда с СРВ и увеличенным T_x суммарно осуществляют более длительное движение по ЛМ по сравнению с остальными поездами.

На рис. 1 показан ввод ЭПС, при котором достаточно всего двух поездов и ресурсов одной (предшествующей) станции / одного перегона для выравнивания интервалов. Как правило, для выравнивания требуется задействовать больше инфраструктурных объектов. Возможно и комбинирование управляющих воздействий при планировании перевозочного процесса.

Фрагмент переходного режима можно характеризовать параметром τ (критерием эффективности ПГД при энергооптимальном распределении T_x по ЛМ), определяющим, какая часть из общего T_x поезда по ЛМ используется в режиме работы тяговых двигателей:

$$\tau = \begin{cases} \frac{T_{\text{ХЛ1}} - \sum_{i=1}^{S-1} T_{C1}[i] + T_{\text{ХЛ2}} - \sum_{i=1}^{S-1} T_{C2}[i]}{T_{\text{ХЛ}}}, \\ \text{при движении по двум путям;} \\ \frac{T_{\text{ХЛ}} - \sum_{i=1}^{S-1} T_C[i]}{T_{\text{ХЛ}}}, \\ \text{при движении по одному пути.} \end{cases} \quad (1)$$

где T_{x1} – общее T_x по ЛМ; $T_{x11} - T_x$ по I главному пути ЛМ; $T_{x12} - T_x$ по II главному пути ЛМ; $T_{c1}[i]$ – длительность плановой стоянки (T_c) на i -й станции для I главного пути ЛМ; $T_{c2}[i]$ – длительность T_c на i -й станции для II главного пути ЛМ; $T_{c}[i]$ – длительность T_c на i -й станции для любого пути ЛМ; S – количество станций на ЛМ.

Формула (1) составлена при исключении времен оборотов поездов по конечным станциям ($T_{об1}$ и $T_{об2}$). Это время не влияет на значение параметра τ . В формуле не участвует величина времени полного оборота состава ($T_{по}$), взамен взята величина T_x по линии метрополитена ($T_{хл}$). На рис. 3 показаны составляющие $T_{по}$ поезда для ЛМ.

На рис. 4 показан переход от времени полного оборота поезда к величине времени хода по линии метрополитена. При сравнении рис. 3 и рис. 4 видно, что $T_{\text{н}}$ на ко-

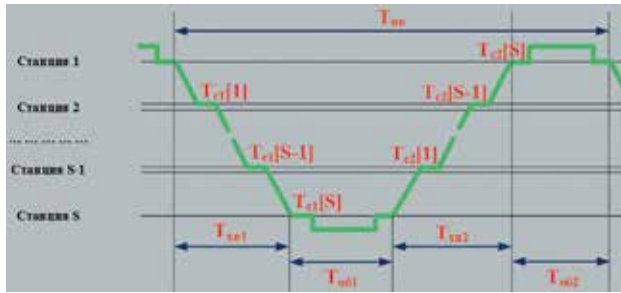


Рис. 3. Составляющие времени полного оборота поезда по ЛМ (ДП по двум путям)

нечных станциях являются составляющими ($T_{об1}$ и $T_{об2}$) по тупикам ЛМ, потому они не участвуют в расчете, выполняемом по формуле (1). Выполняется вычитание всех T_c , кроме тех T_c , которые относятся к конечным станциям (счет не до S , а до $S-1$).

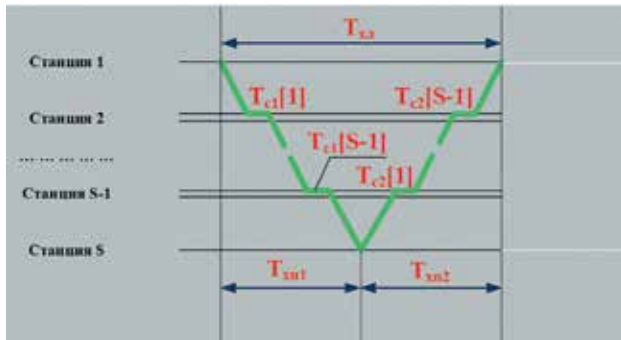


Рис. 4. Составляющие ДП при исключении оборотов поезда (в каждом из двух направлений)

Величины τ для поездов, «нити» которых не перестраиваются в установившемся режиме ПГД, для каждого из установившихся режимов (час «пик» и час «непик») постоянны.

При фиксированных значениях $T_{хп1}$ и $T_{хп2}$ величина показателя τ максимальна при минимально допустимых T_c на всех станциях – расход энергии на тягу поезда, движущегося по этой «нитке», минимален. Уменьшение τ – увеличение расхода энергии.

Для сравнения величин показателя τ для «ниток» установившегося режима ПГД, «нити», имеющие только СРВ в переходных режимах ПГД и «ниток» только с увеличенным T_x по перегонам в переходных режимах ПГД ниже рассмотрим выражения, упрощающие анализ.

$$T_{хп1БС} = T_{хп1} - \sum_{i=1}^{S-1} T_c[i], \quad (2)$$

где $T_{хп1БС} - T_x$ по I главному пути без учета T_c на станциях в установившемся режиме.

При этом обозначим (3), (4) и (5):

$$\tau_y = \frac{T_{хп1БС}}{T_{хп1}}, \quad (3)$$

где τ_y – критерий эффективности ПГД при энергооптимальном распределении T_x по ЛМ в установившемся режиме ПГД;

$$\tau_2 = \frac{T_{хп1БС}}{T_{хп1} + R}, \quad (4)$$

где τ_2 – критерий эффективности ПГД при энергооптимальном распределении T_x по ЛМ в переходном режиме ПГД, реализуемом только при использовании СРВ; R – сумма длительностей СРВ, которые добавлены к T_c установившегося режима ПГД;

$$\tau_3 = \frac{T_{хп1БС} + R}{T_{хп1} + R} = \frac{T_{хп1Д}}{T_{хп1} + R}, \quad (5)$$

где τ_3 – критерий эффективности ПГД при энергооптимальном распределении T_x по ЛМ в переходном режиме, реализуемом без СРВ; $T_{хп1Д} = T_{хп1БС} + R$ – есть T_x поезда по I главному пути ЛМ, равное сумме T_x поезда по ЛМ в установившемся режиме (без учета T_c) и дополнительного времени, необходимого для замены длительностей всех СРВ с целью реализации переходного режима. Очевидно, что дополнительное время движения, равно сумме длительностей СРВ.

Так как R , как правило, много меньше $T_{хп1}$, то τ_2 близко к τ_y , а τ_3 практически линейно растет при увеличении R , что свидетельствует об энергоэффективности реализуемого переходного процесса ПГД без использования СРВ.

3. Результаты

В качестве примера рассматривается величина τ для различных ЛМ города Москвы в часы «пик» и «непик» – в установившихся режимах.

Замена СРВ увеличением T_x приводит к снижению расхода электроэнергии на тягу поезда. Следовательно, для «ниток» переходного процесса показатель τ является показателем энергоэффективности.

Величина экономии энергии при перераспределении СРВ на T_x по перегонам – это расстояние от точки на нижней прямой до соответствующей точки на верхней прямой (рис. 5).

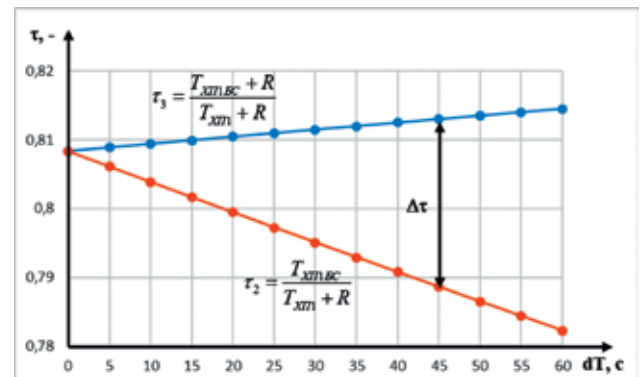


Рис. 5. График изменения параметра τ при переходе от выравнивания интервалов вводом сверхрежимных выдержек (нижняя прямая) к выравниванию интервалов изменением времени хода по Кольцевой линии (верхняя прямая)

Показаны величины τ для ситуаций, проиллюстрированных на рис. 1 и рис. 2. Увеличение T_x на каждые 5



Рис. 6. График снижения расхода электроэнергии при увеличении времени хода

секунд, как показали выполненные расчеты при энергооптимальных режимах ведения поездов, приводят к сокращению расхода электроэнергии на 1% [22]. Можно оценить энергоэффективность ПГД в переходный период. Эта оценка и представлена на рис. 5.

На рис. 6 показан график суммарной экономии электроэнергии для одного поезда при увеличении T_x на различных перегонах. Рассмотрен диапазон увеличения T_x от 5 секунд до 4 минут и 25 секунд. Этого диапазона достаточно для управления интервалами ДП при планировании перевозочного процесса на ЛМ в условиях ограниченных ресурсов.

Заключение

1. Анализ работ и тенденций в области интеллектуализации и автоматизации управления движением поездов показал необходимость дальнейшего совершенствования составляющих интеллектуальных систем управления движением поездов путем включения в их состав автоматических интеллектуальных подсистем формирования плановых графиков движения поездов, графиков оборота электроподвижного состава, графиков работы локомотивных бригад.

2. Анализ выполненных исследований, разработок и результатов внедрения «АРМ Графиста» для GoA1 и GoA2 показал их эффективность в условиях работы Московского метрополитена и наличие научного задела для модернизации этих систем для GoA3 и GoA4.

3. Предложенные новые принципы построения плановых графиков движения поездов, исключающие сверхрежимные выдержки в переходных режимах изменения парности на линиях метрополитена, позволяют использовать энергоэффективный плановый график движения поездов для этих условий.

4. Разработана методика анализа эффективности плановых графиков движения поездов, использующих сверхрежимные выдержки.

5. Использование современных интеллектуальных алгоритмов (генетического алгоритма, алгоритма прогноза возмущений, *agile*-подхода) является основой разработки интеллектуальных автоматизированных систем управления движением поездов.

Финансирование / Благодарности

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ, НТУ «Сириус», ОАО «РЖД» и Образовательного фонда «Талант и успех» в рамках научного проекта № 20-37-51001 (Заявка 2020 года): «Разработка моделей и методов оптимизации производственных ресурсов городских рельсовых транспортных систем (ГРТС) на основе технологии больших данных (bigdata)».

Библиографический список

1. Сафронов А.И., Лысенко Е.В. Моделирование плана перевозочного процесса в утренний час пик на замкнутой Большой Кольцевой линии Московского метрополитена // Автоматика на транспорте. 2021. Т. 7. № 4. С. 584-616.
2. Баранов Л.А., Сидоренко В.Г., Балакина Е.П. и др. Минимизация расхода энергии на тягу поездов внеуличного городского транспорта // Электротехника. 2021. № 9. С. 26-34.
3. Сафронов А.И. Доступность рельсовых транспортных систем города Москвы // ПУБСС : материалы XXIX международной научно-практической конференции, 15 декабря 2021. М.: ИПУ РАН. 2021. С. 336-342.
4. Роменский Д.Ю., Калинин К.А. Пропуск электропоездов диаметральных маршрутов через центральную часть транспортных узлов // Вестник Сибирского государственного университета путей сообщения. 2021. № 2 (57). С. 24-32.
5. Логинова Л.Н., Сеславина Е.А., Сеславин А.И. Методика составления расписания движения поездов для столичного метрополитена // Автоматика на транспорте. 2022. Т. 8. № 1. С. 67-77.

6. Сидоренко В.Г., Сафронов А.И. Построение планового графика движения для метрополитена // Мир транспорта. 2011. Т. 9. № 3 (36). С. 98-105.
7. Баранов Л.А., Жербина А.И. Построение на ЭВМ графика движения поездов метрополитена // Вестник ВНИИЖТ. 1981. № 2. С. 17-20.
8. Астрахан В.И., Жербина А.И. Алгоритмизация процесса составления графика движения поездов метрополитена // Тр. МИИТ. 1975. № 492. С. 99-105.
9. Тишкин Е.М., Феофилов А.Н. Автоматизированный расчет графиков движения поездов метрополитена // Вестник ВНИИЖТ. 1989. № 2. С. 8-9.
10. Иконников С.Е. Контроль безопасности в современных системах обеспечения движения поездов // История и перспективы развития транспорта на севере России. 2021. № 1. С. 51-53.
11. Сидоренко В.Г. Современные вызовы безопасности городских транспортных систем // ПУБСС: материалы XXVIII международной конференции. М.: ИПУ РАН. 2020. С. 434-439.
12. Сеславина Е.А., Сеславин А.И. Риск-ориентированный подход к обеспечению безопасности движения поездов // Экономика железных дорог. 2019. № 5. С. 69-75.
13. Сафронов А.И. Подходы к решению задачи автоматизации документооборота перевозочного процесса в Московском метрополитене // Автоматика на транспорте. 2016. Т. 2. № 3. С. 425-441.
14. Сидоренко В.Г., Новикова М.В. Синтез планового графика движения зонного типа // Мир транспорта. 2009. Т. 7. № 4 (28). С. 128-134.
15. Сидоренко В.Г., Сафронов А.И., Филиппченко К.М. Автоматизация планирования работы ЭПС метрополитена // Мир транспорта. 2015. Т. 13. № 4 (59). С. 154-165.
16. Сидоренко В.Г., Чжо М.А. Применение генетических алгоритмов к решению задачи планирования работы электроподвижного состава метрополитена // Электроника и электрооборудование транспорта. 2016. № 6. С. 13-16.
17. Сидоренко В.Г., Чжо М.А., Алексеев В.М. и др. Планирование обслуживания электроподвижного состава в условиях ограниченных ресурсов // Электротехника. 2017. № 12. С. 73-76.
18. Маркевич А.В., Сидоренко В.Г. Автоматизация управления распределением трудовых ресурсов с использованием генетического алгоритма // Информатизация образования и науки. 2019. № 3 (43). С. 36-49.
19. Сидоренко В.Г., Сафронов А.И. Методика выравнивания интервалов движения пассажирских поездов метрополитена в условиях ограниченных ресурсов // Вестник РГУПС. 2014. № 2 (54). С. 69-76.
20. Баранов Л. А., Воробьева Л.Н. Синтез законов централизованного управления движением поездов на линии метрополитена на базе имитационной модели // Вестник МИИТ. 2004. № 11. С. 3.
21. Сидоренко В.Г., Филиппченко К.М., Чжо М.А. Влияние ночной расстановки составов на режим работы электроподвижного состава метрополитена // Электротехника. 2016. № 9. С. 19-25.
22. Баранов Л.А., Кузнецов Н.А., Максимов В.М. Энергооптимальное управление движением транспортных средств // Электротехника. 2016. № 9. С. 12-18.
23. IEC 62290-1:2014. Railway Applications – Urban Guided Transport Management and Command/Control Systems – Part 1: System Principles and Fundamental Concepts. – International Electrotechnical Commission. 2014-07-01.
24. Плеханов П.А. Вопросы стандартизации и безопасности миграции к будущей системе железнодорожной подвижной связи // СП6НТОРЭС: труды ежегодной НТК. 2021. Т. 1 (76). С. 219-221.
25. Ning B., Brebbia C.A., Tomii N. Computers in Railways XII : Computer System Design and Operation in Railways and Other Transit Systems. Beijing: Beijing Jiaotong University, 2010. 1024 p.
26. Fan W. Reliability analysis of stochastic park-and-ride network // Journal of Modern Transportation. 2012. № 1. Pp. 57-64.
27. Deng L., Zeng Q., Gao W. et al. Optimization of train plan for urban rail transit in the multi-routing mode // Journal of Modern Transportation. 2011. № 4. Pp. 233-239.
28. D’Acierno L., Botte M., Gallo M. et al. Defining Reserve Times for Metro Systems: An Analytical Approach // Journal of Advanced Transp. 2018. Pp. 1-15.
29. Gong C., Zhang S., Zhang F. et al. An Integrated Energy-Efficient Operation Methodology for Metro Systems Based on a Real Case of Shanghai Metro Line One // Energies. 2014. Vol. 7 (11). Pp. 7305-7329.
30. Liu R.R., Golovitcher I.M. Energy-efficient operation of rail vehicles // Transport Research. A Policy Practice. 2003. Vol. 37. Pp. 917-932.
31. Noah J.G. Ethical Decision Making During Automated Vehicle Crashes // Transp. Research Record: Journal of the Transp. Research Board. 2014. № 2424. Pp. 58-65.
32. Turner C., Tiwari A., Starr A. et al. A review of Key Planning and Scheduling in the Rail Industry in Europe and UK // Rail and Rapid Transit: Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part F. 2016. Vol. 230. № 3. Pp. 984-998.
33. «Наше метро» [Электронный ресурс] : Шанхайский метрополитен. URL: <http://n-metro.ru/шанхайский-метрополитен/> (дата обращения: 07.05.2021).
34. Комплекс градостроительной политики и строительства города Москвы [Электронный ресурс] : Метрополитены мира. URL: <https://stroimsk.ru/mobile/metro/metropoliteny-mira/> (дата обращения: 07.05.2021).
35. Дегтярев Д.П. Теория и методы автоматизации построения графиков движения поездов на метрополитене. СПб.: ПГУПС. 2002. 147 с.
36. Сидоренко В.Г., Петров А.С. Архитектура многопоточного программного продукта, реализующего планирование логистических процессов // Информатизация образования и науки. 2020. № 1 (45). С. 25-38.

References

1. Safronov A.I., Lysenko E.V. Modeling the Plan of the Transportation Process during the Morning Rush Hour of the Closed Bolshaya Koltsevaya Line of the Moscow Metro. *Transport automation research* 2021;7(4):584-616. (in Russ.)
2. Baranov L.A., Sidorenko V.G., Balakina E.P. et al. [Minimizing traction power consumption of a rapid transit system]. *Russian Electrical Engineering* 2021;9:26-34. (in Russ.)
3. Safronov A.I. [Availability of rail transportation systems of Moscow]. In: [Proceedings of the XXIX International Research and Practice Conference Matters of Safety Management of Complex Systems]. Moscow: RAS ICS; 2021. Pp. 336-342. (in Russ.)
4. Romenskiy D.Yu., Kalinin K.A. Electric Trains Passage of Diameter Routes Through the Transport Hub Central Part. *The Siberian Transport University Bulletin* 2021;2(57):24-32. (in Russ.)
5. Loginova L.N., Seslavina E.A., Seslavin A.I. Methodology of Train Traffic Scheduling for the Capital Underground. *Transport automation research* 2022;8(1):67-77. (in Russ.)
6. Sidorenko V.G., Safronov A.I. [Constructing a target traffic schedule for a subway]. *World of Transport and Transportation* 2011;3(36):98-105. (in Russ.)
7. Baranov L.A., Zherbina A.I. [Constructing a metro train schedule using a computer]. *Russian Railway Science Journal* 1981;2:17-20. (in Russ.)
8. Astrakhan V.I., Zherbina A.I. [Algorithimization of metro train traffic scheduling]. *Proceeding of MIIT* 1975;492:99-105. (in Russ.)
9. Tishkin E.M., Feofilov A.N. [Automated calculation of metro train schedules]. *Russian Railway Science Journal* 1989;2:8-9. (in Russ.)
10. Ikonnikov S.E. [Safety monitoring in advanced train management systems]. *[History and outlook of transportation development in the north of Russia]* 2021;1:51-53.
11. Sidorenko V.G. [Today's security challenges of urban transportation systems]. In: [Proceedings of the XXVIII International Research and Practice Conference Matters of Safety Management of Complex Systems]. Moscow: RAS ICS; 2020. Pp. 434-439. (in Russ.)
12. Seslavina E.A., Seslavin A.I. [Risk-oriented approach to ensuring train traffic safety]. *The Railway Economics* 2019;5:69-75. (in Russ.)
13. Safronov A.I. [Approaches to the automation of the documentation procedures associated with the transportation process in the Moscow Metro]. *Transport automation research* 2016;2(3):425-441. (in Russ.)
14. Sidorenko V.G., Novikova M.V. [Synthesising a zoned target traffic schedule]. *World of Transport and Transportation* 2009;4(28):128-134. (in Russ.)
15. Sidorenko V.G., Safronov A.I., Filipchenko K.M. Automation of Operations Scheduling of Metro Electric Rolling Stock. *World of Transport and Transportation* 2015;4(59):154-165. (in Russ.)
16. Sidorenko V.G., Zhuo M.A. Application of genetic algorithms for underground electric trains scheduling problems. *Electronics and electrical equipment of transport* 2016;6:13-16. (in Russ.)
17. Sidorenko V.G., Zhuo M.A., Alekseev V.M. [Planning the maintenance of EMUs in conditions of limited resources]. *Russian Electrical Engineering* 2017;12:73-76. (in Russ.)
18. Markevich A.V., Sidorenko V.G. [Automation of labour forces distribution using a genetic algorithm]. *Informatizatsiya obrazovaniya i nauki* 2019;3(43):36-49. (in Russ.)
19. Sidorenko V.G., Safronov A.I. [Method of equalising metro train spacing intervals in conditions of limited resources]. *Vestnik RGUPS* 2014;2(54):69-76. (in Russ.)
20. Baranov L.A., Vorobiova L.N. [Synthesising the law of centralised metro train traffic management using a simulation model]. *Vestnik MIIT* 2004;11:3. (in Russ.)
21. Sidorenko V.G., Filipchenko K.M., Zhuo M.A. [The effect of the night-time allocation of trains on the operation of metro trains]. *Russian Electrical Engineering* 2016;9:19-25. (in Russ.)
22. Baranov L.A., Kuznetsov N.A., Maksimov V.M. [Power Optimal Traffic Management]. *Russian Electrical Engineering* 2016;9:12-18. (in Russ.)
23. IEC 62290-1:2014. Railway Applications – Urban Guided Transport Management and Command/Control Systems – Part 1: System Principles and Fundamental Concepts. – International Electrotechnical Commission; 2014.
24. Plekhanov P.A. Standardization and Safety Issues for Migration to the Future Railway Mobile Communication System. In: [Proceedings of the Yearly Research and Practice Conference of the A.S. Popov Russian Science and Technology Society for Radio Engineering, Electronics and Telecommunications]; 2021;1(76):219-221. (in Russ.)
25. Ning B., Brebbia C.A., Tomii N. Computers in Railways XII: Computer System Design and Operation in Railways and Other Transit Systems. Beijing: Beijing Jiaotong University; 2010.
26. Fan W. Reliability analysis of stochastic park-and-ride network. *Journal of Modern Transportation* 2012;1:57-64.
27. Deng L., Zeng Q., Gao W. et al. Optimization of train plan for urban rail transit in the multi-routing mode. *Journal of Modern Transportation* 2011;4:233-239.
28. D'Acerno L., Botte M., Gallo M. et al. Defining Reserve Times for Metro Systems: An Analytical Approach. *Journal of Advanced Transportation* 2018:1-15.
29. Gong C., Zhang S., Zhang F., Jiang J. et al. An Integrated Energy-Efficient Operation Methodology for Metro Systems Based on a Real Case of Shanghai Metro Line One. *Energies* 2014;7(11):7305-7329.
30. Liu R.R., Golovitcher I.M. Energy-efficient operation of rail vehicles. *Transport Research. A Policy Practice* 2003;37:917-932.

31. Noah J.G. Ethical Decision Making During Automated Vehicle Crashes. *Transp. Research Record: Journal of the Transp. Research Board* 2014;2424:58-65.

32. Turner C., Tiwari A., Starr A. et al. A review of Key Planning and Scheduling in the Rail Industry in Europe and UK. *Rail and Rapid Transit: Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part F* 2016;230(3):984-998.

33. [Shanghai metro]. [accessed 07.05.2021]. Available at: <http://n-metro.ru/шанхайский-метрополитен/>. (in Russ.)

34. [Metros of the world]. [accessed 07.05.2021]. Available at: <https://stroim.mos.ru/mobile/metro/metropoliteny-mira>. (in Russ.)

35. Degtiarov D.P. [Theory and methods of automated construction of metro train schedules]. Saint Petersburg: PGUPS; 2002. (in Russ.)

36. Sidorenko V.G., Petrov A.S. [Architecture of multi-threaded software for logistical process planning]. *Informatzitsiya obrazovaniya i nauki* 2020;1(45):25-38. (in Russ.)

Сведения об авторах

Баранов Леонид Аврамович – почетный профессор МИИТа, заслуженный деятель науки Российской Федерации, лауреат премии Правительства РФ в области науки и техники, академик Академии Транспорта Российской Федерации, Академии Электротехнических наук Российской Федерации и Инженерной Академии Сербии, заведующий кафедрой «Управление и защита информации» Федерального государственного автономного образовательного учреждения высшего образования «Российский университет транспорта» (ПУТ (МИИТ)), доктор технических наук, профессор. *Russian University of Transport (MIIT)*, ул. Образцова, д. 9, стр. 9, г. Москва, Российская Федерация, 127994, e-mail: baranov.miit@gmail.com.

Сафронов Антон Игоревич – доцент кафедры «Управление и защита информации» Федерального государственного автономного образовательного учреждения высшего образования «Российский университет транспорта» (ПУТ (МИИТ)), кандидат технических наук, доцент. *Russian University of Transport (MIIT)*, ул. Образцова, д. 9, стр. 9, г. Москва, Российская Федерация, 127994, e-mail: safronov-ai@mail.ru.

Сидоренко Валентина Геннадьевна – профессор кафедры «Управление и защита информации» Федераль-

ного государственного автономного образовательного учреждения высшего образования «Российский университет транспорта» (ПУТ (МИИТ)), доктор технических наук, профессор. *Russian University of Transport (MIIT)*, ул. Образцова, д. 9, стр. 9, г. Москва, Российская Федерация, 127994, e-mail: valenfalk@mail.ru.

About the authors

Leonid A. Baranov, Professor Emeritus of MIIT, Honoured Scientist of the Russian Federation, winner of the Russian Government's Science and Technology Award, member of the Academy of Transportation of the Russian Federation, the Academy of Electrical Engineering of the Russian Federation, the Engineering Academy of Serbia, Head of Department of Management and Protection of Information, Russian University of Transport (RUT (MIIT)), Doctor of Engineering, Professor, 9, bldg. 9 Obraztsova St., Moscow, 127994, Russian Federation, e-mail: baranov.miit@gmail.com.

Anton I. Safronov, Senior Lecturer, Department of Management and Protection of Information, Russian University of Transport (RUT (MIIT)), Candidate of Engineering, Associate Professor, 9, bldg. 9 Obraztsova St., Moscow, 127994, Russian Federation, e-mail: safronov-ai@mail.ru.

Valentina G. Sidorenko, Chair Professor, Department of Management and Protection of Information, Russian University of Transport (RUT (MIIT)), Doctor of Engineering, Professor, 9, bldg. 9 Obraztsova St., Moscow, 127994, Russian Federation, e-mail: valenfalk@mail.ru.

Вклад авторов в статью

Баранов Л.А. Методика анализа эффективности ликвидации сверхрежимных выдержек в условиях эксплуатации систем управления GoA3 и GoA4.

Сафронов А.И. Алгоритм построения планового графика движения поездов без сверхрежимных выдержек, расчет энергоэффективности графика.

Сидоренко В.Г. Анализ состояния вопроса, увязка задач планирования движения поездов с графиком оборота электроподвижного состава и графиком работы локомотивных бригад.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

О методе обеспечения функциональной безопасности системы с одноканальной обработкой информации

On a method for ensuring functional safety of a system with single-channel information processing

Шубинский И.Б.¹, Розенберг Е.Н.¹, Коровин А.С.¹, Пенькова Н.Г.^{1*}

Igor B. Shubinsky¹, Efim N. Rozenberg¹, Alexander S. Korovin¹, Natalia G. Penkova^{1*}

¹АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация

¹JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation

*N.Penkova@vniias.ru



Шубинский И.Б.



Розенберг Е.Н.



Коровин А.С.



Пенькова Н.Г.

Резюме. Цель данной статьи – снижение стоимости оборудования системы управления движением локомотивов, которое достигается за счет применения структуры с одноканальным источником информации (в данном случае счетчиков осей) и двухканальным приемником информации (в данном случае бортовой системы управления) взамен традиционной структуры, где формирующее и принимающее устройства должны быть не менее чем двухканальными. При этом для обеспечения безопасности системы заложенный в наиболее широко применяемую многоканальную структуру механизм обнаружения отказов путем сравнения результатов работы между каналами бортового устройства дополняется программной реализацией проверяющих алгоритмов, позволяющих обеспечить соответствующий уровню полноты безопасности SIL4 уровень правильного обнаружения отказа одноканального устройства (в данном случае счетчика осей). Этот уровень в основном характеризуется количественным показателем «вероятность правильного обнаружения» и, чтобы добиться поставленной цели, необходимо вычислить допустимый и в то же время достижимый диапазон данной вероятности и параметров эффективности проверяющих алгоритмов, функцией от которых она является. **Методика.** В статье показаны две модели безопасности системы управления движением локомотива: традиционная структура с двухканальным формирующим и принимающим устройством и структура с одноканальным источником и двухканальным приемником информации. Графовые модели содержат аналогичные состояния, имея различия только в параметрах модели. С помощью топологического метода [1], применительно к условиям данной задачи, в обеих моделях выведены формулы расчета средней наработки системы до опасного отказа, интенсивности и вероятности возникновения опасных отказов. Определены значения исходных данных, в том числе вероятностей правильного обнаружения отказа бортовой системы и счетчика осей, и выполнены расчеты значений этих показателей безопасности, позволяющих отнести систему к одному из четырех дискретных уровней полноты функциональной безопасности. **Результаты.** В представленной статье произведено нормирование вероятностных показателей эффективности программных и аппаратных средств обнаружения отказа для структуры с одноканальным источником и двухканальным приемником информации. При этом под нормированием показателей понимается процесс установления их предельно допустимых значений, обеспечивающих количественные показатели безопасности (среднюю наработку системы до опасного отказа, интенсивность и вероятность опасного отказа системы) не хуже, чем у традиционной структуры с двухканальными формирующим и принимающим устройствами. Выявлены наиболее значимые для обеспечения безопасности из-за сильного влияния на уровень правильного обнаружения отказа (в данном случае счетчика осей) параметры эффективности. Полученные результаты показали возможность сокращения аппаратных затрат с сохранением выполнения требований безопасности при использовании одноканальных источников информации (в данном случае счетчиков осей) и двухканальных приемников информации (в данном случае бортовой системы управления), имеющих в своем составе программное обеспечение, которое дает возможность обеспечить соответствующий высокий уровень правильного обнаружения отказа (в данном случае счетчика осей).

Abstract. The paper Aims to reduce the cost of onboard train control systems by using an architecture with a single-channel source of information (in this case, axle counters) and a two-channel receiver of information (in this case, an on-board control system) instead of the conventional architecture, whereas the generator and receiver are to have at least two channels. Additionally, in order to ensure the system's safety, the failure detection mechanism embedded in the most common multichannel architecture that involves comparing the outputs of the onboard unit's channels is complemented by software verification algorithms that enable a SIL4-compliant level of correct failure detection of the single-channel device (in this case, an

axle counter). This level is primarily characterized by the quantitative indicator "probability of correct detection" and achieving the goal requires calculating the acceptable and, at the same time, achievable range of this probability and the performance parameters of the verification algorithms, of which it is a function. **Methods.** The paper shows two safety models of an onboard train control system, i.e., the conventional architecture with two-channel generating and receiving devices and the architecture with a single-channel source and a two-channel receiver of information. The graph models feature similar states and only differ in terms of the model parameters. By applying the topological method [1] to the conditions of the problem, within both models, formulas were derived for calculating the mean time to hazardous failure, rate and probability of hazardous failures. Input values were identified, including the probabilities of correct detection of failure of the on-board system and axle counter, the values of those safety indicators were calculated, allowing to attribute the system to one of the four discrete safety integrity levels. **Results.** The paper defines the probabilistic performance indicators of failure detection software and hardware for an architecture with a single-channel source and a two-channel receiver of information. Indicator definition involves setting maximum permissible values that enable the quantitative safety indicators (mean time to hazardous failure, rate and probability of hazardous failures) not worse than those of a conventional architecture with two-channel generating and receiving devices. The efficiency parameters that are the most safety-critical due to their significant effect on correct failure detection (in this case, the axle counter) are identified. The findings show that it is possible to reduce hardware-related costs without compromising compliance with the safety requirements when using single-channel sources (in this case, axis counters) and two-channel receivers of information (in this case, an on-board control system) that feature software enabling an appropriately high level of correct failure detection (in this case, of an axle counter).

Ключевые слова: бортовые системы управления, счетчики осей, графовая модель, функциональная безопасность.

Keywords: onboard control systems, axle counters, graph model, functional safety.

Для цитирования: Шубинский И.Б., Розенберг Е.Н., Коровин А.С., Пенькова Н.Г. О методе обеспечения функциональной безопасности системы с одноканальной обработкой информации // Надежность. 2022. №3. С. 44-52. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-44-52>

For citation: 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;3: 44-52. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-44-52>

Поступила 19.06.2022 г. / **После доработки** 30.06.2022 г. / **К печати** 19.09.2022
Received on: 19.06.2022 / **Revised on:** 30.06.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

Введение

Структура системы обеспечения безопасности движения поездов на электронной (микропроцессорной) элементной базе основывается на принципе многоканальности при обработке информации. Соответственно, если рассматривать передачу информации от источника к приемнику, то формирующее информацию устройство и принимающее ее должны быть как минимум двухканальными.

Опыт построения таких устройств на железнодорожном транспорте на настоящий момент уже достаточен, чтобы подтвердить тезис об обязательности двухканальности в структуре системы безопасности. Более 30 тысяч бортовых устройств КЛУБ-У, более 300 станций с микропроцессорной централизацией, более 1000 км микропроцессорной автоблокировки. За период свыше 30 лет эксплуатации этих устройств не было ни одного случая опасного отказа систем.

Вместе с тем, очевиден вопрос об использовании не только аппаратной, но и информационной избыточности.

В работе [2] рассмотрен принцип дуальности программного обеспечения при обработке ответственной информации, когда предполагается для конкретной задачи создание не менее двух разных алгоритмов и последующее построение разных программных кодов. К наиболее известным примерам применения такой технологии следует отнести бортовые и стационарные устройства фирмы Бомбардье, хотя для более ответственных систем эта фирма использует принцип сочетания двухканальных аппаратных средств с двухверсионным программированием.

В статье оценена возможность применения нового подхода к организации безопасного движения поездов с помощью одноканальных счетчиков осей, при котором информация от текущего счетчика осей сравнивается с предусмотренной в приемнике информацией. Процедуры сравнения информации выполняют функции второго канала счетчика осей и, таким образом, можно говорить о наличии в системе двухверсионного программирования. А также о наличии в системе не только двухканальной бортовой системы управления поездом, но и в определенной мере двухканального счетчика осей.

Постановка задачи

Представим, что в локомотивном устройстве, выполненном со всеми требованиями функциональной безопасности, записана определенная, единственная информация. Такая информация, например, может быть в виде количества осей поезда, который следует по перегону.

Условие безопасности состоит в том, что на пути поезда расположено k пунктов счетчиков осей, которые, подсчитав количество прошедших точек осей поезда, передают эту информацию на локомотив для сравнения с информацией, записанной в безопасное бортовое устройство. При совпадении результата сравнения количества измеренных осей поезда с заранее известной информацией на борту по координате i -го ($i = 1, 2, \dots, k$) счетного пункта принимается решение с заданным уровнем безопасности, что участок за хвостом поезда свободен. Каждый i -ый счетный пункт из последовательности подряд расположенных свободных участков имеет свою географическую координату и, соответственно, суммирование расстояний между этими координатами определяет дистанцию между головой последующего поезда и последним счетным пунктом за хвостом впереди идущего поезда. Если информация не совпала, то участок занятый первичным поездом удлиняется до следующей счетной точки.

Здесь и далее общеизвестный вопрос о передаче информации между поездами по цифровому каналу передачи ответственной информации не рассматривается, так как предполагается соответствие требованию уровня безопасности (кодирование, криптошифрование и т.д.).

Возникает вопрос о целесообразности наличия традиционного решения – двухканального источника информации в виде счетчика осей поезда. Действительно, среди всего многообразия отказов счетчика осей существует только одна опасная ситуация, когда ошибка в подсчете количества осей поезда будет замаскирована таким отказом счетчиков осей, который в результате приведет к совпадению с информацией на борту локомотива. Очевидно, что здесь действует целый ряд условий – разное количество осей поездов, полное многообразие отказов устройства счета осей на пути, среди которых должно проявиться единственное маскирующее событие.

Правомерен вопрос о возможности использования одноканальных источников информации (в данном случае счетчиков осей) вместо двухканальных, значительно сокращая аппаратные затраты, при этом имея в качестве опорного двухканальное устройство получателя (в данном случае приемник информации на локомотиве). Задача состоит в том, чтобы оценить, сохраняется или нет приемлемый уровень функциональной безопасности системы при переходе в ней от двухканальных счетчиков осей к одноканальным счетчикам, но с регулярным применением информационной избыточности в качестве второго канала счетчика осей.

Описание моделей

Исследуем две модели безопасности, где первая модель – для исходной двухканальной организации счетчиков осей, а вторая – для системы с одноканальными счетчиками и с реализацией информационной избыточности

Модель 1

Бортовая система управления построена по требованиям уровня полноты безопасности SIL 4 – это двухканальная двухверсионная система. Все k счетчиков осей имеют двухканальную архитектуру, что позволяет обеспечить их безопасность на уровне SIL 3. Принято, что отказы аппаратуры каналов бортовой системы управления и счетчиков осей независимы и распределены по экспоненциальному закону с интенсивностями отказов соответственно $\lambda_{\text{пл}}$ и $\lambda_{\text{сч}}$. Заданное число счетчиков осей на пути следования локомотива равно k . В свою очередь, отказ каналов передачи данных также распределен по экспоненциальному закону с интенсивностью $\lambda_{\text{к}}$. Эта предпосылка уместна для электронной аппаратуры. Вероятности правильного обнаружения отказов бортовой системы и счетчика осей равны соответственно α_1 и α_2 . Эти вероятности являются комплексной оценкой эффективности обнаружения отказов этих систем. Они совместно учитывают возможности встроенного контроля и операций сравнения данных двух каналов. События этих двух способов контроля зависимы. Правильность сравнения данных двух каналов оценивается вероятностями α_{11} и α_{21} соответственно относительно бортовой системы и счетчика осей. Эффективность встроенного контроля этих систем оценивается вероятностями правильного обнаружения отказов α_{12} и α_{22} соответственно. Следовательно, вероятности правильного обнаружения отказов бортовой системы и счетчика осей соответственно равны

$$\alpha_1 = \alpha_{11} + \alpha_{12} - \alpha_{11}\alpha_{12} \quad (1)$$

$$\alpha_2 = \alpha_{21} + \alpha_{22} - \alpha_{21}\alpha_{22} \quad (2)$$

Предполагается, что вероятности ложного обнаружения ничтожно малы, а отказы каналов передачи данных гарантированно и своевременно обнаруживаются.

Модель безопасности системы управления движением локомотива приведена на рис. 1.

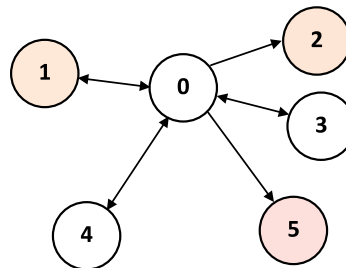


Рис. 1. Модель безопасности системы управления движением локомотива.

Состояние системы:

0 – исправное работоспособное состояние бортовой системы управления, всех счетчиков осей и средств передачи данных;

1 – обнаруженный отказ канала бортовой системы управления локомотива, восстановление работоспособности канала, защитный отказ;

2 – не обнаруженный отказ канала бортовой системы управления локомотива, опасный отказ;

3 – отказ канала передачи данных, восстановление работоспособности канала;

4 – обнаруженный отказ счетчика осей, восстановление работоспособности канала;

5 – не обнаруженный отказ счетчика осей, опасный отказ.

Множества состояний системы:

$S_p = \{0, 3, 4\}$ – работоспособные состояния; $\bar{S}_p = \{1, 2, 5\}$ – неработоспособные состояния; $S_p \cup \bar{S}_p = S$; S_1 – защитное состояние; $S_{оп} = \{2, 5\}$ – опасные состояния; $\bar{S}_{оп} = \{0, 1, 3, 4\}$ – неопасные состояния; $S_{оп} \cup \bar{S}_{оп} = S$.

Математические ожидания времени ($T_0, T_1, T_2, T_3, T_4, T_5$) пребывания системы, описываемой моделью 1, в приведенных на рис. 1 состояниях графа определяются выражениями (3):

$$\begin{aligned} T_0 &= \frac{1}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad T_1 = T_3 = T_4 = \frac{1}{\mu}, \\ T_2 &= \frac{1}{\lambda_{п} + \lambda_{к} + 2k\lambda_{сч}}, \\ T_5 &= \frac{1}{2\lambda_{п} + (k-1)2\lambda_{сч} + \lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \end{aligned} \quad (3)$$

где $\lambda_{п}$ – интенсивность отказов бортовой системы управления локомотивом, $\lambda_{сч}$ – интенсивность отказов одного счетчика осей, $\lambda_{к}$ – интенсивность отказов каналов передачи данных между бортовой системой управления и счетчиком осей, k – количество счетчиков осей на данном участке (например, 10).

Вероятности переходов p_{ij} между вершинами графа определяются выражениями (4):

$$\begin{aligned} p_{01} &= \frac{\alpha_1 2\lambda_{п}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{02} = \frac{(1-\alpha_1)2\lambda_{п}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \\ p_{03} &= \frac{\lambda_{к}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{04} = \frac{\alpha_2 \cdot 2k\lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \\ p_{05} &= \frac{(1-\alpha_2) \cdot 2k\lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{10} = p_{30} = p_{40} = 1. \end{aligned} \quad (4)$$

Веса контуров:

$$C_1 = p_{01}p_{10}, \quad C_2 = p_{03}p_{30}, \quad C_3 = p_{04}p_{40}. \quad (5)$$

Веса разложений графа в множестве неопасных состояний:

$$\Delta G = 1 - C_1 - C_2 - C_3, \quad \Delta G_0 = 1, \quad \Delta G_1 = 1 - C_2 - C_3,$$

$$\Delta G_3 = 1 - C_1 - C_3, \quad \Delta G_4 = 1 - C_1 - C_2. \quad (6)$$

Средняя наработка системы до опасного отказа определяется согласно топологическому методу [1] применительно к условиям данной задачи по следующей формуле:

$$T_{оп} = \frac{T_0 + p_{01}T_1\Delta G_1 + p_{03}T_3\Delta G_3 + p_{04}T_4\Delta G_4}{\Delta G}. \quad (7)$$

Подставляя формулы (6) в формулу (7), находим в развернутом виде выражение средней наработки исследуемой системы до опасного отказа:

$$T_{оп} = \frac{T_0 + p_{01}T_1(1-C_2-C_3) + p_{03}T_3(1-C_1-C_3) + p_{04}T_4(1-C_1-C_2)}{1-C_1-C_2-C_3}. \quad (8)$$

Важно обратить внимание на то, что на практике имеет место неравенство между интенсивностями отказов устройств системы λ_j и интенсивностью их восстановлений μ_j такое, что $\lambda_j \ll \mu_j$. Отсюда следует, что согласно формулам (3) $T_0 \gg T_1, T_3, T_4$ и выражение (8) с погрешностью, не превышающей первого порядка малости, может быть преобразовано к следующему виду:

$$T_{оп} \approx \frac{T_0}{1-C_1-C_2-C_3}. \quad (9)$$

Вследствие утверждения о простейшем потоке опасных отказов справедливо следующее выражение интенсивности опасных отказов системы

$$\lambda_{оп} \approx \frac{1-C_1-C_2-C_3}{T_0}. \quad (10)$$

Вероятность опасного отказа системы для очевидного условия $\lambda_{оп} \ll 1$ рассчитывается по формуле

$$Q_{оп}(t) \approx \left[\frac{1-C_1-C_2-C_3}{T_0} \right] \cdot t. \quad (11)$$

Преобразуем формулы (9), (10) и (11) к явному виду. С этой целью подставим в них аналитические выражения исходных параметров:

$$\begin{aligned} T_{оп} &\approx \frac{1}{\frac{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}{2\alpha_1\lambda_{п}} - \frac{\lambda_{к}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}} - \frac{2\alpha_2 k\lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + 2k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}} = \\ &= \frac{1}{2(\alpha_1\lambda_{п} + \alpha_2 k\lambda_{сч})}, \end{aligned} \quad (12)$$

где $\bar{\alpha}_1 = 1 - \alpha_1$ – вероятность необнаружения отказа бортовой системы управления локомотивом; $\bar{\alpha}_2 = 1 - \alpha_2$ – вероятность необнаружения отказа счетчика осей.

В свою очередь, интенсивность опасных отказов равна:

$$\lambda_{оп} \approx 2(\bar{\alpha}_1 \lambda_{п} + \bar{\alpha}_2 \cdot k \lambda_{сч}) . \quad (13)$$

Вероятность опасного отказа системы

$$Q_{оп}(t) \approx [2(\bar{\alpha}_1 \lambda_{п} + \bar{\alpha}_2 \cdot k \lambda_{сч})] \cdot t . \quad (14)$$

Модель 2

Бортовая система управления локомотивом построена по требованиям уровня полноты безопасности SIL 4 – это двухканальная двухверсионная система. Все k счетчиков осей имеют одноканальную архитектуру, что позволяет существенно снизить стоимость. Однако есть опасение о достаточности полноты безопасности счетчиков осей и системы в целом. Чтобы обеспечить уровень полноты безопасности счетчиков осей не ниже SIL 3, как это имеет место при двухканальной архитектуре счетчиков осей, необходимо обеспечить соответствующий высокий уровень правильного обнаружения отказа счетчика осей.

Принятые допущения аналогичны тем, что указаны в модели 1.

В программном обеспечении бортовой системы и счетчиков осей предусмотрено определение текущего расположения локомотива и счетчика осей (их железнодорожные координаты), текущего времени прохождения локомотива над соответствующим счетчиком осей, расчет текущего номера счетчика осей и расчет количества осей проходящего локомотива. Эти результаты постоянно сравниваются. Правильное определение совпадения номера и расположения счетчиков осей к текущему расположению локомотива оценивается вероятностью β , а правильность определения совпадения результатов расчетов текущего времени и количества осей – вероятностью γ . Вероятность отсутствия ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей оценивается величиной ν . В свою очередь, $(1 - \nu)$ – вероятность ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей. Предполагается, что отказы каналов передачи данных гарантированно и своевременно обнаруживаются.

Граф модели 2 аналогичен графу модели 1. Имеют место аналогичные модели 1 состояния, но при этом существуют различия в параметрах моделей. Определим их.

Вероятности переходов p_{ij} между вершинами графа определяются выражениями:

$$\begin{aligned} p_{01} &= \frac{\alpha_1 2\lambda_{п}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{02} = \frac{(1 - \alpha_1)2\lambda_{н}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \\ p_{03} &= \frac{\lambda_{к}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{04} = \frac{\alpha_2^* \cdot k\lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \\ p_{05} &= \frac{(1 - \alpha_2^*) \cdot k\lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad p_{10} = p_{30} = p_{40} = 1, \end{aligned} \quad (15)$$

где $\alpha_2^* = \alpha_{22} + \nu(\beta + \gamma - \beta\gamma) - \alpha_{22}\nu(\beta + \gamma - \beta\gamma)$, α_{22} – вероятность правильного обнаружения отказов встроенными

средствами контроля в счетчике осей; β – вероятность правильного совпадения результатов номера и расположения счетчиков осей к текущему расположению локомотива; γ – вероятность совпадения результатов расчетов текущего времени и количества осей; $\bar{\nu} = (1 - \nu)$ – вероятность ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей.

Математические ожидания времени ($T_0, T_1, T_2, T_3, T_4, T_5$) пребывания системы, описываемой моделью 2, в приведенных на рис. 1 состояниях графа определяются выражениями (16):

$$\begin{aligned} T_0 &= \frac{1}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}, \quad T_1 = T_3 = T_4 = \frac{1}{\mu}, \\ T_2 &= \frac{1}{\lambda_{п} + \lambda_{к} + k\lambda_{сч}}, \quad T_5 = \frac{1}{2\lambda_{п} + (k-1)\lambda_{сч} + \lambda_{сч} + \lambda_{к}}. \end{aligned} \quad (16)$$

Преобразуем формулы (9), (10) и (11) к явной форме применительно к модели 2 с учетом выражений (15) и (16) параметров модели 2:

$$\begin{aligned} T_{оп} &\approx \frac{\frac{1}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}}{\left(1 - \frac{2\alpha_1 \lambda_{п}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}} - \frac{\lambda_{к}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}} - \frac{2\alpha_2^* k \lambda_{сч}}{2\lambda_{п} + k\lambda_{сч} + \lambda_{к}}\right)} = \\ &= \frac{1}{2\bar{\alpha}_1 \lambda_{п} + (1 - \alpha_2^*) k \lambda_{сч}}, \end{aligned} \quad (17)$$

$$\lambda_{оп} \approx 2\bar{\alpha}_1 \lambda_{п} + (1 - \alpha_2^*) k \lambda_{сч}. \quad (18)$$

Вероятность опасного отказа системы

$$Q_{оп}(t) \approx [2\bar{\alpha}_1 \lambda_{п} + \bar{\alpha}_2^* \cdot k \lambda_{сч}] \cdot t. \quad (19)$$

Результаты исследования

Модель 1

Определение α_1 и α_2 осуществляется по формулам (1) и (2). Согласно исследованиям, которые описаны в работе [4], вероятность правильного обнаружения отказов встроенными средствами контроля в бортовой системе безопасности (должна соответствовать SIL 4) обеспечивается на уровне $\alpha_{12} = 0,9$, а в счетчиках осей для уровня SIL 3 достаточным является эффективность встроенных средств $\alpha_{22} = 0,8$. Таким образом, остаются неизвестными α_{11} и α_{21} . В работе [5] показана возможность вычислять вероятности комплексного обнаружения отказов α_1 и α_2 по следующим формулам:

$$\alpha_1 = \frac{\lambda_{п} - \lambda_{оп}}{\lambda_{п}}; \quad \alpha_2 = \frac{\lambda_{сч} - \lambda_{оп}}{\lambda_{сч}}. \quad (20)$$

В соответствии с требованиями четвертого уровня полноты безопасности SIL 4 бортовой системы безопасности $\lambda_{оп} = 10^{-9}$ 1/ч, а согласно требованиям третьего

уровня полноты безопасности SIL 3 счетчика осей $\lambda_{оп} = 10^{-8}$ 1/ч. На основании требований надежности к локомотивным устройствам, которые приведены в [6], а также с учетом практического опыта их эксплуатации, максимальные значения интенсивности отказа бортовой системы безопасности и счетчика осей $\lambda_{п1} = 1/2 \cdot 10^{-5}$ 1/ч и $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч соответственно. Подставляя данные значения в формулы (20) для α_1 и α_2 получим, что $\alpha_1 = 0,9998$, а $\alpha_2 = 0,999$. Тогда по формулам (1) и (2) $\alpha_{11} = 0,998$, а $\alpha_{21} = 0,995$.

Линия связи должна быть надежной и ее вклад в опасный отказ всей системы не должен ухудшать достигнутого уровня безопасности поезда и счетчика осей, поэтому на основе практического опыта $\lambda_{к} = 10^{-7}$ 1/ч. В качестве примера количество счетчиков осей примем $k = 10$.

Подставив данные значения в формулы (12) и (13), получим следующие результаты: $T_{оп} \approx 5 \cdot 10^6$ часов, что соответствует $\lambda_{оп} \approx 2,02 \cdot 10^{-7}$ 1/ч. Полученное значение $\lambda_{оп}$ соотносится с уровнем полноты безопасности SIL 3.

При необходимости достижения уровня полноты безопасности SIL 4 применительно к предложенной структуре системы целесообразно оценить влияние параметра α_2 и показателя надежности элементной базы счетчика осей $\lambda_{сч}$ на показатель функциональной безопасности системы $T_{оп}$. С этой целью построим графики (рис. 2) зависимостей показателя $T_{оп}$ от параметра α_2 , который варьируется в диапазоне значений от 0,995 до 0,9998, при различных фиксированных значениях показателя надежности элементной базы счетчика осей, а именно $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч и $\lambda_{сч} = 10^{-6}$ 1/ч.

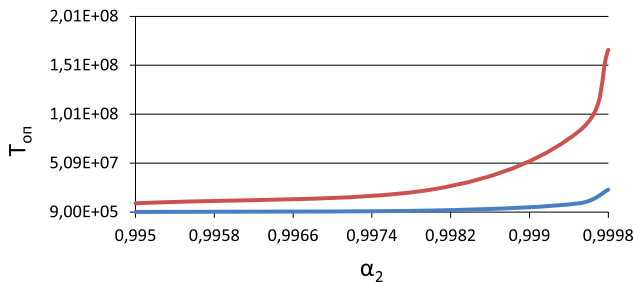


Рис. 2. График зависимости $T_{оп}$ от α_2 при $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч (синий график) и при $\lambda_{сч} = 10^{-6}$ 1/ч (красный график).

На основании графиков зависимостей на рис. 2 можно заключить, что путем усиления эффективности встроенного контроля счетчика осей за счет увеличения глубины фоновое тестирования (памяти, портов ввода/вывода, обрабатывающего модуля) есть возможность достичь такого значения вероятности правильного обнаружения отказов счетчика осей α_2 , которое обеспечивает более высокий уровень функциональной безопасности (функция $T_{оп}$ возрастает). Так, при $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч, выигрыш в $T_{оп}$ достигает одного порядка (от $5 \cdot 10^6$ часов до $2,4 \cdot 10^7$ часов). Соответственно интенсивность опасного отказа $\lambda_{оп}$ структуры в целом будет уменьшаться от $2,02 \cdot 10^{-7}$ 1/ч до $4,2 \cdot 10^{-8}$ 1/ч. При использовании в счетчике осей более

надежной элементной базы с улучшенными до $\lambda_{сч} = 10^{-6}$ 1/ч показателями надежности, такие же показатели $T_{оп}$ и $\lambda_{оп}$ получим уже при комплексной вероятности обнаружения отказов счетчика осей на уровне $\alpha_2 = 0,998$.

Таким образом, для ответственных функций системы обеспечения безопасности бортового устройства, при $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч вероятность правильного обнаружения отказов счетчика осей α_2 должна быть не хуже 0,9998, а при $\lambda_{сч} = 10^{-6}$ 1/ч α_2 должна быть не хуже 0,998. При одновременном улучшении значений α_2 до 0,9998 и $\lambda_{сч}$ до 10^{-6} 1/ч полнота безопасности системы будет обеспечена на уровне SIL 4 (интенсивность опасного отказа системы $\lambda_{оп} \approx 6 \cdot 10^{-9}$ 1/ч.)

Модель 2

Как было показано выше, для достижения уровня полноты безопасности SIL 4 рекомендуемое значение параметра $\alpha_1 = 0,9998$. Вероятность правильного обнаружения отказов встроенными средствами контроля в счетчике осей $\alpha_{22} = 0,8$. На основании требований надежности к локомотивным устройствам, которые приведены в [6], а также с учетом практического опыта их эксплуатации, максимальные значения интенсивности отказа бортовой системы безопасности и счетчика осей $\lambda_{п1} = 1/2 \cdot 10^{-5}$ 1/ч и $\lambda_{сч} = 10^{-5}$ 1/ч соответственно. Линия связи должна быть надежной и ее вклад в опасный отказ всей системы не должен ухудшать достигнутого уровня безопасности поезда и счетчика осей, поэтому на основе практического опыта $\lambda_{к} = 10^{-7}$ 1/ч. Примем количество счетчиков осей равным $k = 10$. Исходя из условий обеспечения уровня SIL 4, вероятность правильного обнаружения отказов счетчика осей α_2^* должна быть не хуже 0,9998, что реально может быть достигнуто при следующих минимальных значениях исходных параметров β , γ и ν . Вероятность правильного определения совпадения результатов номера и расположения счетчиков осей к текущему расположению локомотива $\beta = \gamma = 0,99$, где γ – вероятность правильного определения совпадения результатов расчетов текущего времени и количества осей. Вероятность отсутствия ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей $\nu = 0,999$.

Подставив данные значения в формулы (17) и (18), получим следующие результаты: $T_{оп} \approx 4 \cdot 10^7$ часов, что соответствует $\lambda_{оп} \approx 2,4 \cdot 10^{-8}$ 1/ч.

Чтобы обеспечить уровень полноты безопасности счетчиков осей не ниже, чем это имеет место при их двухканальной архитектуре, необходимо обеспечить соответствующий высокий уровень правильного обнаружения отказа счетчика осей α_2^* . Вероятность правильного обнаружения отказов счетчика осей соответственно равна $\alpha_2^* = \alpha_{22} + \nu(\beta + \gamma - \beta\gamma) - \alpha_{22}\nu(\beta + \gamma - \beta\gamma)$.

Исследуем индивидуальную степень влияния изменения параметров β , γ , ν и α_{22} на общую вероятность правильного обнаружения отказов счетчика осей α_2^* . Для этого рассмотрим влияние параметра β в диапазоне от 0,99 до 0,999 на α_2^* при разных фиксированных значениях

v , а также рассмотрим влияние параметра α_{22} в диапазоне от 0,8 до 0,99 на α_2^* при тех же значениях v . В обоих случаях примем $\beta = \gamma$. Для более наглядной демонстрации поведения функции неправильного обнаружения отказов счетчика осей построим графики зависимостей $1 - \alpha_2^*$ от β (рис. 3) и графики зависимостей $1 - \alpha_2^*$ от α_{22} (рис. 4).

Формулы (12) и (17) для моделей 1 и 2 отличаются только одним параметром – множителем при $k\lambda_{сч}$. Отсюда вытекает, что, чтобы средняя наработка до опасного отказа $T_{оп}$ системы с предложенной архитектурой (модель 2) была не хуже, чем у исходной системы, необходимо, как минимум, чтобы выполнялось равенство:

$$2\bar{\alpha}_2 = 1 - \alpha_2^* = 1 - \alpha_{22} - v(\beta + \gamma - \beta\gamma) + \alpha_{22}v(\beta + \gamma - \beta\gamma).$$

При $\beta = \gamma$ имеет место равенство $2\bar{\alpha}_2 = 1 - \alpha_{22} - v(2 - \beta)\beta(1 - \alpha_{22})$.

Проведем исследование индивидуальной степени влияния изменения параметров β , γ , v и α_{22} на общую вероятность правильного обнаружения отказов счетчика осей α_2 . Рассмотрим влияние параметра β в диапазоне от 0,99 до 0,999 на $1 - \alpha_2$ при разных фиксированных значениях v , а также рассмотрим влияние параметра α_{22} в диапазоне от 0,8 до 0,99 на $1 - \alpha_2$ при тех же значениях v . Результаты расчетов показаны на графиках зависимостей (рис. 5 и рис. 6 соответственно).

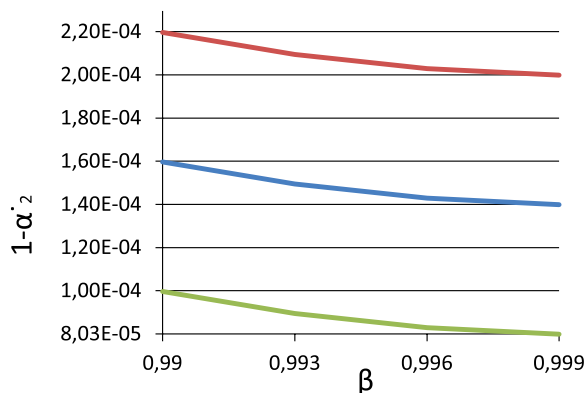


Рис. 3. График зависимости $1 - \alpha_2^*$ от β при $v = 0,999$ (красный график), при $v = 0,9993$ (синий график) и при $v = 0,9996$ (зеленый график).

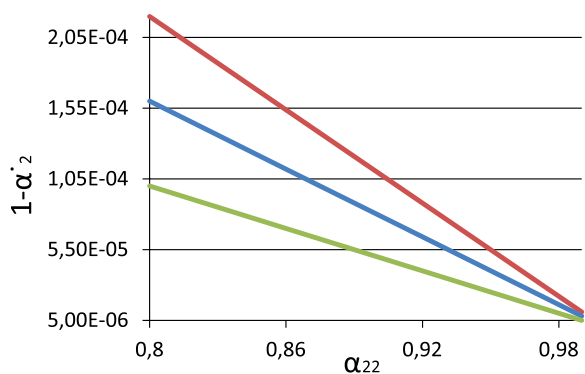


Рис. 4. График зависимости $1 - \alpha_2^*$ от α_{22} при $v = 0,999$ (красный график), при $v = 0,9993$ (синий график) и при $v = 0,9996$ (зеленый график).

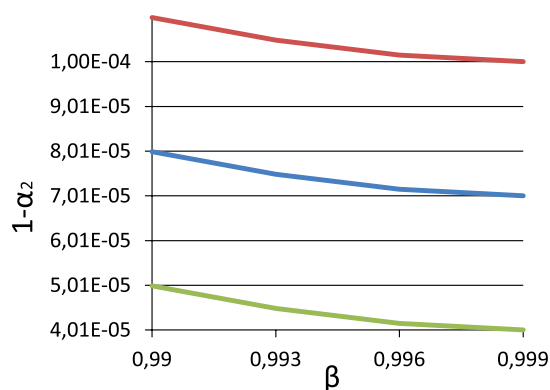


Рис. 5. График зависимости $1 - \alpha_2$ от β при $v = 0,999$ (красный график), при $v = 0,9993$ (синий график) и при $v = 0,9996$ (зеленый график).

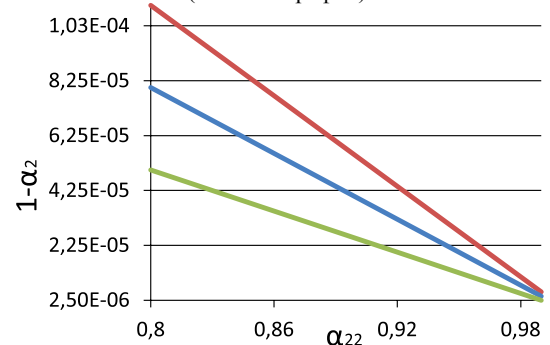
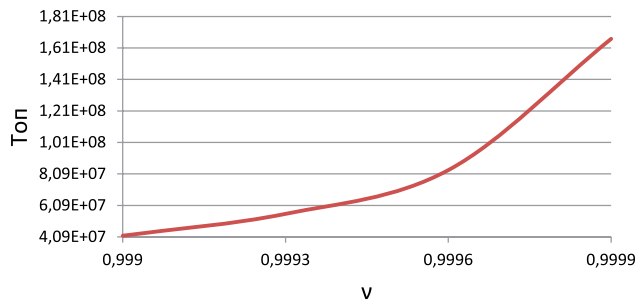


Рис. 6. График зависимости $1 - \alpha_2$ от α_{22} при $v = 0,999$ (красный график), при $v = 0,9993$ (синий график) и при $v = 0,9996$ (зеленый график).

Из полученных графиков зависимостей видно, что увеличение вероятности правильного определения совпадения результатов номера и расположения счетчиков осей к текущему расположению локомотива β несущественно влияет на уменьшение вероятности неправильного обнаружения отказа счетчика осей $1 - \alpha_2^*$ и $1 - \alpha_2$. При этом путем усложнения алгоритмов формирования динамических данных для сравнения между бортовой системой локомотива и счетчиком осей, а также изменения количества бит, покрываемых кодом безопасности, например, CRC, можно добиться увеличения вероятности отсутствия ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей v . А за счет увеличения глубины фоновое тестирования (памяти, портов ввода/вывода, обрабатывающего модуля) можно получить более высокую вероятность правильного обнаружения отказов встроенными средствами контроля в счетчике осей α_{22} . Такие усовершенствования алгоритмов позволят уменьшить вероятность неправильного обнаружения отказа счетчика осей $1 - \alpha_2^*$ и $1 - \alpha_2$ более чем на один порядок.

Учитывая выявленную степень влияния параметров β , v и γ , рассмотрим поведение $T_{оп}$ в зависимости от v в диапазоне от 0,999 до 0,9999 при фиксированных на минимальном значении $\beta = \gamma = 0,99$, $\alpha_{22} = 0,8$ и построим график зависимости $T_{оп}$ от v , рис. 7.

Рис. 7. График зависимости $T_{оп}$ от v .

Из полученных расчетов и графика зависимости (рис. 7) видно, что при доведении вероятности отсутствия ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей v до уровня, позволяющего обеспечить более высокий уровень функциональной безопасности (за счет усложнения алгоритмов формирования динамических данных для сравнения между бортовой системой локомотива и счетчиком осей, а также за счет изменения количества бит, покрываемых кодом безопасности, например, CRC), выигрыш в показателе безопасности $T_{оп}$ составляет более чем в 3 раза (от $4 \cdot 10^7$ часов до $1,7 \cdot 10^8$ часов). Соответственно интенсивность опасного отказа $\lambda_{оп}$ структуры в целом будет уменьшаться от значения $2,4 \cdot 10^{-8}$ 1/ч до значения $6 \cdot 10^{-9}$ 1/ч.

Сравнивая графики на рис. 2 и рис. 7 можно увидеть, что максимальное значение показателя безопасности $T_{оп}$ в модели 1, равное $1,7 \cdot 10^8$ часов, достижимо и для модели 2 при достижении параметров значений $v = 0,9999$, $\beta = \gamma = 0,99$, $\alpha_{22} = 0,8$.

Заключение

Полученные результаты показали, что для снижения стоимости оборудования системы управления движением поезда при сохранении уровня безопасности допустимо использование одноканальных источников информации (в данном случае счетчиков осей) и двухканальных приемников информации (в данном случае бортовой системы управления), имеющих при этом в своем составе программное обеспечение, позволяющее обеспечить соответствующий высокий уровень правильного обнаружения отказа (в данном случае счетчика осей). К указанным средствам обнаружения отказа относятся: определение текущего расположения локомотива и счетчика осей (их железнодорожных координат), текущего времени прохождения локомотива над соответствующим счетчиком осей, расчета текущего номера счетчика осей и расчета количества осей проходящего локомотива.

В представленной статье произведено нормирование вероятностных показателей эффективности программных и аппаратных средств обнаружения отказа для структуры с одноканальным источником и двухканальным приемником информации. При этом под нормированием показателей понимается процесс установления их предельно

допустимых значений, обеспечивающих количественные показатели безопасности (среднюю наработку системы до опасного отказа, интенсивность и вероятность опасного отказа системы) не хуже, чем у традиционной структуры с двухканальными формирующим и принимающим устройствами. Выявлены наиболее значимые для обеспечения безопасности параметры эффективности средств правильного обнаружения отказа (в данном случае счетчика осей) (вероятность отсутствия ложного совпадения результатов расчетов бортовой системы локомотива и счетчика осей v и вероятность правильного обнаружения отказов встроенными средствами контроля в счетчике осей α_{22}). Увеличение глубины фоновое тестирования, усложнение алгоритмов вычисления динамических данных для сравнения между бортовой системой локомотива и счетчиком осей, а также изменение количества бит, покрываемых кодом безопасности, позволяют обеспечить высокий уровень правильного обнаружения отказа (в данном случае счетчика осей).

Библиографический список

1. Шубинский И.Б. Функциональная надежность информационных систем. Методы анализа. М.: ООО «Журнал «Надежность», 2012. 296 с.
2. Иыуду К.А. Надежность контроль и диагностика вычислительных машин и систем. М.: «Высшая школа», 1989. 216 с.
3. Шубинский И.Б. Методы обеспечения функциональной надежности программ // Надежность. 2014. №4. С. 87-101.
4. Шубинский И.Б. Структурная надежность информационных систем. Методы анализа. М.: ООО «Журнал Надежность», 2012. 212 с.
5. Шубинский И.Б. Надежные отказоустойчивые информационные системы. Методы синтеза. М.: Журнал Надежность, 2016. 544 с.
6. Локомотивные устройства безопасности нового поколения. Технические требования. Утверждены Распоряжением ОАО «РЖД» от 30.12.2020 г. № 2995/р.
7. Шубинский И.Б., Шебе Х., Розенберг Е.Н. О функциональной безопасности сложной технической системы управления с цифровыми двойниками // Надежность. 2021. №1. С. 38-44.
8. Харлап С.Н. Разработка микропроцессорного модуля управления для системы железнодорожной автоматики : учеб.-метод. пособие. Гомель: БелГУТ, 2015. 175 с.
9. BS EN 50128:2011. Railway applications – Communication, signaling and processing systems – Software for railway control and protection systems.
10. IEC 61508, Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems, 2010.

References

1. Shubinsky I.B. [Functional dependability of information systems. Analysis methods]. Moscow: Dependability Journal; 2012. (in Russ.)

2. Iyudu K.A. [Dependability supervision and diagnostics of computer systems].
3. Moscow: Vysshaya Shkola; 1989. (in Russ.)
4. Shubinsky I.B. Methods of software functional dependability assurance. *Dependability* 2014;4:95-101.
5. Shubinsky I.B. [Structural dependability of information systems. Analysis methods]. Moscow: Dependability Journal; 2012. (in Russ.)
6. Shubinsky I.B. [Dependable failsafe information systems. Synthesis methods]. Moscow: Dependability Journal; 2016. (in Russ.)
7. [Next-Generation Onboard Train Protection Systems. Technical requirements]. Approved by Order of JSC RZD dated December 30, 2020. No. 2995/r.
8. Shubinsky I.B., Schäbe H., Rozenberg E.N. On the functional safety of a complex technical control system with digital twins. *Dependability* 2021;1:38-44.
9. Kharlap S.N. [Development of a computer-based control unit for a railway command and control system: a study guide]. Gomel: BelSUT; 2015. (in Russ.)
10. BS EN 50128:2011. Railway applications – Communication, signaling and processing systems – Software for railway control and protection systems; 2011.
11. IEC 61508, Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems; 2010.

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

Коровин Александр Сергеевич – начальник сектора решения перспективных задач АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: A.Korovin@vniias.ru

Пенькова Наталья Геннадьевна – заместитель начальника центра безопасности и алгоритмической поддержки АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация, e-mail: N.Penkova@vniias.ru

About the authors

Igor B. Shubinsky, Professor, Doctor of Engineering, Deputy Director of Integrated Research and Development Unit, JSC NIIAS, 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.

Alexander S. Korovin, Head of Sector for Future-Oriented Solutions, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: A.Korovin@vniias.ru.

Natalia G. Penkova, Deputy Head of Centre for Safety and Algorithmic Support, JSC NIIAS, Moscow, Russian Federation, e-mail: N.Penkova@vniias.ru.

Вклад авторов в статью

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

Розенбергом Е.Н. выполнена постановка задачи исследования.

Коровиным А.С. выполнены расчетные исследования, анализ и обзор результатов исследований.

Пеньковой Н.Г. выполнены подготовка исходных данных для расчетного исследования и участие в анализе результатов исследований.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Применение метода минимизации функции риска с учетом усеченных слева и цензурированных справа данных для оценки параметров распределения Вейбулла

Using the Bayes estimator for Weibull parameters estimation taking into account left-truncated and right-censored data

Николаев Д.А.^{1*}, Антонов А.В.², Чепурко В.А.³

Dmitry A. Nikolaev^{1*}, Alexander V. Antonov², Valery A. Chepurko³

¹АО «Росатом Автоматизированные системы управления», Москва Российская Федерация, ²АНО ДПО «Техническая академия Росатома», Обнинск, Российская Федерация, ³АО «Росатом Автоматизированные системы управления», Москва, Российская Федерация

¹Rusatom Automated Control Systems, Moscow, Russian Federation, ²Rosatom Technical Academy, Obninsk, Russian Federation, ³Rusatom Automated Control Systems, Moscow, Russian Federation

*dafanday@gmail.com



Николаев Д.А.



Антонов А.В.



Чепурко В.А.

Резюме. В настоящее время при решении вопросов организации эксплуатации промышленных установок предъявляются повышенные требования к безопасности, надежности и эффективности их функционирования. В основе методов и процедур, используемых для решения задач повышения безопасности и надежности работы промышленных установок, лежит информация о надежности комплектующих элементов, систем и оборудования. Для определения объективных характеристик надежности указанных объектов организуют наблюдения за их поведением в процессе эксплуатации. В ходе наблюдения за функционированием объектов отмечают периоды времени непрерывного исправного функционирования, времена простоев, причины простоев, отказы, дефекты и неисправности объектов, периодичность проведения и глубину профилактического обслуживания элементов и систем, и прочую информацию. Следует заметить, что элементы и системы современных промышленных объектов, таких как атомные электростанции, нефтехимические комплексы и т.п., относятся к категории высоконадежного оборудования. Отказы такого оборудования – события редкие. Количество однотипных объектов крайне мало.

Цель. В связи с этим возникает задача разработки методов достоверного оценивания характеристик надежности объектов на основании статистической информации ограниченного объема. **Метод.** В статье рассматривается метод расчета показателей надежности объектов на основании статистической информации, полученной на этапе эксплуатации – метод минимизации функции риска с учетом усеченных слева и цензурированных справа данных для оценки параметров распределения Вейбулла. **Выводы.** В качестве примера приведен метод оценки показателей надежности на основании полных, цензурированных справа и усеченных слева наработок, т.к. на практике такая комбинация встречается довольно часто. Приведен вид функций правдоподобия для распределения Вейбулла. Рассмотрен тестовый пример, в котором с помощью метода минимизации функции риска находятся оценки параметров распределения Вейбулла тестовой выборки, содержащей полные, усеченные слева и цензурированные справа данные. Исследовано изменение значений оценок параметров распределения Вейбулла и их точности в зависимости от доли усеченных и от доли цензурированных данных.

Abstract. Today, when operation of commercial plants is organised, they are expected to comply to constantly increasing requirements for safety, dependability and efficiency of operation. The methods and procedures that are employed for the purpose of improving the safety and dependability of commercial plants are based on the information on the dependability of components, systems and equipment. In order to identify the objective dependability characteristics of such facilities, their behaviour in operation is monitored. In the course of facility operation monitoring, periods of continuous fault-free operation, periods of downtime, causes of downtime, failures, defects and malfunctions of items, frequency and depth of preventive maintenance of elements and systems, as well as other information are recorded. It should be noted that elements and systems of today's industrial facilities, such as nuclear power plants, petrochemical complexes, etc., are classified as highly dependable equipment. Failures of such equipment are rare. The number of same-type facilities is extremely small.

Aim. Given the above, the problem arises of developing methods for reliable estimation if item dependability characteristics on the basis of limited statistical information. **Method.** The paper

examines a method for calculating facility dependability indicators on the basis of statistical information obtained in operation, i.e. a method for minimising the risk function while taking into account left-truncated and right-censored data for the purpose of Weibull distribution parameter estimation. **Conclusions.** By way of example, the authors refer to a method for evaluating dependability indicators based on complete, right-censored and left-truncated operation times, as, in practice, such combination is quite common. The form of likelihood functions for the Weibull distribution is given. A test case is examined, whereas, using the risk function minimisation, estimates of the Weibull distribution parameters are obtained for a sample that contains full, left-truncated and right-censored data. The authors examined the variation in the Weibull distribution values and their accuracy depending on the proportion of truncated and censored data.

Ключевые слова: функция правдоподобия, метод минимизации функции риска, моделирование данных, распределение Вейбулла, полные данные, цензурированные данные, усеченные данные.

Keywords: maximum likelihood, Bayes estimator, data modelling, Weibull distribution, complete data, censored data, truncated data.

Для цитирования: Николаев Д.А., Антонов А.В., Чепурко В.А. Применение метода минимизации функции риска с учетом усеченных слева и цензурированных справа данных для оценки параметров распределения Вейбулла // Надежность. 2022. №3. С. 53-61. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-53-61>

For citation: Nikolaev D.A., Antonov A.V., Chepurko V.A. Using the Bayes estimator for Weibull parameters estimation taking into account left-truncated and right-censored data. Dependability 2022;3: 53-61. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-53-61>

Поступила 01.04.2022 г. / **После доработки** 14.08.2022 / **К печати** 19.09.2022 г.

Received on: 01.04.2022 / **Revised on:** 14.08.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

Введение

Эксплуатация оборудования представляет собой наиболее информативный вид испытаний на надежность, так как при этом оборудование подвергается такому широкому спектру внешних воздействий, режимов работы и обслуживания, который невозможно воссоздать в условиях искусственного эксперимента. Негативной стороной эксплуатационных наблюдений является малый объем статистических данных и необходимость наблюдения за функционированием объектов длительное время.

В последнее время развиваются методы оценки характеристик надежности, которые используют не только информацию о наработках объектов до отказа, но и весь объем имеющейся информации о функционировании объектов. К таким данным относится информация о периодах работы объектов, не завершившихся отказами, информация о периодах с различного рода неопределенностями.

Постановка задачи

Рассмотрим более подробно виды информации, на основании которой выполняют оценку характеристик надежности. Итак, будем полагать, что под наблюдением находится N однотипных объектов. Если в ходе наблюдения за функционированием i -того объекта наблюдается отказ с известной наработкой, то будем иметь наработку объекта до отказа ξ_i . Для вычисления наработки до отка-

за объекта необходимо знать время начала функционирования объекта (установки в систему) и время его отказа. Следующий тип наработки, который будем учитывать при расчетах – цензурированные справа наработки. Цензурированные справа наработки характеризуются тем, что функционирование объектов наблюдения успешно продолжается на временном интервале после завершения наблюдений. В этом случае исследователь имеет информацию о начале эксплуатации объекта (время установки объекта в систему) и длительность периода наблюдения. За время наблюдения объект не отказал и продолжает успешно функционировать. Цензурированную справа наработку обозначим Y_j .

И, наконец, третий тип данных, которые имеют место при сборе информации о функционировании объектов, – пропущенные данные. Механизм возникновения пропущенных данных характеризуется следующими обстоятельствами. Например, известно, что систему ввели в эксплуатацию в некоторый момент времени, а наблюдение и фиксирование информации о функционировании оборудования началось позже. Данные о работе объектов анализа за период с момента ввода объекта в эксплуатацию до момента начала фиксирования информации отсутствуют, известно лишь то, что оборудование эксплуатировалось. Механизм формирования данных с пропусками называется усечением.

Задача, таким образом, состоит в разработке метода оценки надежности объектов с учетом наработок до отказа, цензурированных и усеченных данных.

Представление полных, цензурированных справа и усеченных слева наработок

В некоторый момент времени в эксплуатацию вводится система, в составе которой работают элементы, являющиеся объектами исследования. Момент начала работы каждого элемента известен. Обозначим его μ_i . Наблюдения за работой элементов и фиксация отказов началась не с нулевого момента времени, а с некоторого более позднего момента T_0 и продолжается до некоторого момента времени T_k (рис. 1).

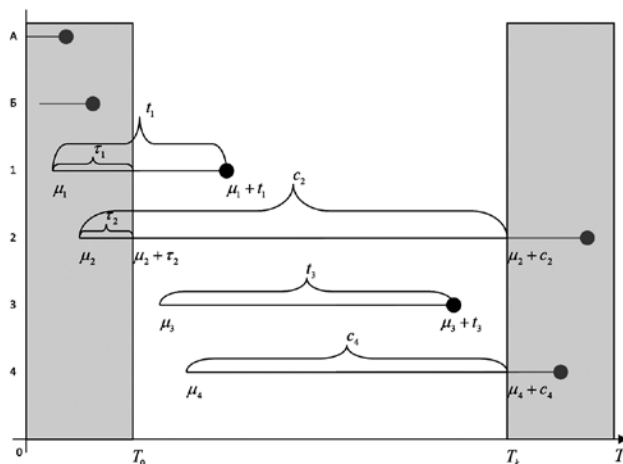


Рис. 1. Возможные виды наработок до отказа

T_k – это момент времени завершения наблюдений за функционированием объектов.

Рассмотрим возможные ситуации поведения объектов во время их функционирования. Ситуации отражены на рис. 1.

А. Объект введен в эксплуатацию вместе с системой и отказал до начала организации наблюдений за функционированием.

Б. Объект введен в эксплуатацию в некоторый момент времени после начала функционирования системы, и отказал до начала организации наблюдений за функционированием.

Для этих двух случаев времена работы объектов являются «потерянными». Они должны были бы вносить определенный вклад в функцию правдоподобия, однако, их не наблюдали, поскольку фиксация истории функционирования объектов началась после их выхода из строя. Часть относительно малых наработок выпала из статистической выборки и этот факт необходимо учесть при построении функции правдоподобия. Игнорирование факта потери части данных может привести к некорректной, смещенной оценке параметров закона распределения.

1. Объект введен в эксплуатацию в некоторый момент времени после начала функционирования системы – μ_1 (момент начала его эксплуатации), но до начала организации наблюдений за функционированием. Зная время установки объекта в систему можно найти промежуток времени, который система проработала до начала фиксации отказов t_1 . В

момент времени $\mu_1 + t_1$ система отказала. В данном случае имеем усеченную слева наработку до отказа t_1 .

Такое определение отличает наработки данного типа от остальных и вот почему. С одной стороны, казалось бы, это полная наработка, но она реализовалась с условием, что эта полная наработка объекта «пережила» время t_1 . То есть имеется дополнительное условие $t > t_1$, которое необходимо учесть в функции правдоподобия. Учесть это возможно путем введения дополнительного множителя – условной плотностью распределения при условии $t > t_1$: $\frac{f(\theta; t)}{1 - F(\theta; t_1)}$. Такой знаменатель частично компенсирует потерянные данные, упомянутые выше.

2. Объект введен в эксплуатацию в некоторый момент времени после начала организации наблюдений за функционированием – μ_2 , но до начала организации наблюдений за функционированием. На момент завершения наблюдений объект продолжает функционировать, то есть, имеем цензурированную справа наработку. Из соотношения $\mu_2 + \tau_2 = T_0$ можно найти τ_2 – промежуток времени, который система проработала к моменту начала наблюдений. Поскольку система продолжает работать, то c_2 является усеченной слева цензурированной справа наработкой.

Учет такого рода наработок приведет к появлению в функции правдоподобия множителей вида: $\frac{1 - F(\theta; c)}{1 - F(\theta; t)}$ – условной вероятности того, что наработка больше времени c , при условии, что она больше времени t . В совокупности с упомянутыми выше усеченными слева полными наработками этот тип наработок полностью компенсирует потерю части данных при получении оценки.

3. Объект введен в эксплуатацию в некоторый момент времени после начала организации наблюдений за функционированием – μ_3 и в момент времени $\mu_3 + t_3$ объект отказал. Таким образом, имеем полную наработку до отказа t_3 .

4. Объект введен в эксплуатацию в некоторый момент времени после начала организации наблюдений за функционированием – μ_4 и проработал без отказа до момента завершения наблюдений T_k . На момент завершения наблюдений объект продолжает функционировать, то есть, имеем цензурированную справа наработку. Нарботка объекта равна c_4 – цензурированная справа наработка.

В функции правдоподобия учет полных и цензурированных справа наработок приведет к появлению классических множителей $f(\theta; t)$ и $[1 - F(\theta; c)]$ соответственно.

Применение метода минимизации функции риска для определения параметров по зафиксированной информации

Введем ряд предположений.

Пусть под наблюдением находится n объектов. Для каждого объекта имеются данные о его времени работы

такого типа, как это показано на рис. 1. Т.е. зафиксирована выборка $t_1, \dots, t_n$, где t_i – наработки до отказа, $c_1, \dots, c_n$, где c_i – цензурированные справа данные, и $\tau_1^L, \dots, \tau_n^L$, где τ_i^L – усеченные слева данные. В этом случае совместная плотность будет выражаться согласно формуле [3, 4, 5]:

$$L(\theta | DATA) = \prod_{i=1}^n f(\theta; t_i)^{\delta_i v_i} \left[\frac{f(\theta; t_i)}{1 - F(\theta; \tau_i^L)} \right]^{\delta_i (1 - v_i)} \times \\ \times [1 - F(\theta; c_i)]^{(1 - \delta_i) v_i} \left[\frac{1 - F(\theta; c_i)}{1 - F(\theta; \tau_i^L)} \right]^{(1 - \delta_i) (1 - v_i)} \quad (1)$$

где θ – вектор параметров распределения; v_i – индикатор пропущенных данных, который принимает значение 0, если для данного i пропуск имел место, и 1 в противном случае; δ_i – индикатор цензурированных данных, равен 0, если i -е наблюдение цензурировано, и 1 в противном случае, т.е. в i -м наблюдении зафиксирован отказ.

Параметр $\theta \in \Theta$ – параметр или вектор параметров распределения, в общем случае имеющий априорную плотность распределения $h(\theta)$.

Оценка d параметра θ задана на множестве возможных решений D .

Функция потерь $u(\theta, d)$ определена на (Θ, D) и выражает потери, обусловленные ошибочным решением.

В общем виде функция потерь выглядит следующим образом:

$$u(\theta, d) = \lambda(\theta) W(|d - \theta|),$$

где $W(0) = 0$; $W(x)$ – монотонно возрастающая функция, $x > 0$; $\lambda(\theta)$ – положительно определенная конечная функция.

Известна плотность распределения наблюдаемой величины, которая имеет вид $f(\theta | DATA)$, где θ – вектор параметров.

Классическим методом решения задачи определения вектора параметров закона распределения является метод максимального правдоподобия. При решении задачи данным методом оптимизируется функция правдоподобия (1).

В данном изложении будем решать задачу оценки параметров закона распределения методом минимизации функции риска. Для этой цели рассмотрим формулу Байеса [1, 2]. Запишем выражение для апостериорной плотности распределения параметра при условии, что в результате проведения опыта реализовались данные о наработках в виде:

$$h_{аност}(\theta | \{DATA\}) = \frac{h(\theta) L(\theta | DATA)}{\int_0^\infty h(\theta) L(\theta | DATA) d\theta},$$

где $h(\theta)$ – априорная плотность распределения оцениваемого параметра. В случае отсутствия априорной информации, в качестве априорной плотности распределения выбирают несобственную плотность распределения из класса сопряженных к функции распределения наработок плотностей. Тогда апостериорная плотность распределения преобразуется к виду

$$h_{аност}(\theta | \{DATA\}) = \frac{L(\theta | DATA)}{\int_0^\infty L(\theta | DATA) d\theta}.$$

Для определения оценки d параметра θ введем функцию риска:

$$R(\theta, d) = \int_\Theta \lambda(\theta) W(|d - \theta|) h(\theta | \{DATA\}) d\theta.$$

При квадратичной функции потерь $W(|d - \theta|) = (d - \theta)^2$ и $\lambda(\theta) = 1$ функция риска имеет вид:

$$R(\theta, d) = \int_\Theta (d - \theta)^2 h(\theta | \{DATA\}) d\theta. \quad (2)$$

Минимизируем данную функцию риска, определяем оценку параметра θ . Возьмем производную от функции (2) и приравняем ее нулю:

$$d(DATA) \int_\Theta h(\theta | \{DATA\}) d\theta - \int_\Theta \theta h(\theta | \{DATA\}) d\theta = 0.$$

Значение $\int_\Theta h(\theta | \{DATA\}) d\theta = 1$, т.к. представляет собой интеграл от плотности распределения по всей области определения параметра θ . Получим оценку параметра

$$d(DATA) = \int_\Theta \theta h(\theta | \{DATA\}) d\theta = \frac{\int_0^\infty \theta L(\theta | DATA) d\theta}{\int_0^\infty L(\theta | DATA) d\theta}.$$

Выражение для дисперсии оцениваемого параметра имеет вид:

$$\sigma_0^2 = \int_\Theta \theta^2 h(\theta | \{DATA\}) d\theta - d^2(DATA) = \\ = \frac{\int_0^\infty \theta^2 L(\theta | DATA) d\theta}{\int_0^\infty L(\theta | DATA) d\theta} - d^2(DATA).$$

Применим изложенный подход к задаче оценки параметров закона распределения Вейбулла, с соответствующей функцией распределения:

$$F(t; \theta_1; \theta_2) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{t}{\theta_1}\right)^{\theta_2}\right), \quad \theta_1 = \alpha, \quad \theta_2 = \eta.$$

Запишем для распределения Вейбулла функцию правдоподобия:

$$L((\alpha; \eta) | DATA) = \left(\frac{\eta}{\alpha}\right)^{\sum_{i=1}^n \delta_i} \times \\ \times \prod_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^{(\eta-1)\delta_i} \left(e^{-\left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\eta}\right)^{\delta_i v_i} \left(e^{-\left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\eta + \left(\frac{\tau_i^L}{\alpha}\right)^\eta}\right)^{\delta_i (1-v_i)} \times \\ \times \left(e^{-\left(\frac{c_i}{\alpha}\right)^\eta}\right)^{(1-\delta_i)v_i} \left(e^{-\left(\frac{c_i}{\alpha}\right)^\eta + \left(\frac{\tau_i^L}{\alpha}\right)^\eta}\right)^{(1-\delta_i)(1-v_i)}.$$

Оценка параметра α распределения Вейбулла:

$$d(DATA) = \frac{\int_0^\infty \alpha L((\alpha; \eta) | DATA) d\alpha}{\int_0^\infty L((\alpha; \eta) | DATA) d\alpha}. \quad (3)$$

Дисперсии оцениваемого параметра α имеет вид:

$$\sigma_{\alpha}^2 = \frac{\int_0^{\infty} \alpha^2 L((\alpha; \eta) | DATA) d\alpha}{\int_0^{\infty} L((\alpha; \eta) | DATA) d\alpha} - d^2(DATA). \quad (4)$$

Для второго параметра η распределения Вейбулла оценка и дисперсия могут быть найдены аналогичным образом. В данном исследовании параметр η предполагается известным и оцениванию не подлежит.

Тестовый пример

Пусть набор данных, используемый в исследовании, содержит 400 наблюдений. Эти данные накладываются на модель, описанную в разделе «Представление полных, цензурированных справа и усеченных слева наработок».

Для моделирования описанных ранее ситуаций выбирался регулярный массив моментов начала работы i -го объекта $\mu_i = 10 \cdot i$, $i = 1, 2, \dots, n$; $n = 400$ (см. рис. 1). Время жизни каждого объекта моделировалось с помощью распределения Вейбулла с параметрами $\alpha = 2000$ и $\eta = 2$. В этом случае математическое ожидание соответствующей наработки будет равно

$$\mu_i + \alpha \Gamma(3/2) = 10 \cdot i + \alpha \sqrt{\pi} / 2.$$

Таким образом, можно полагать, что отказ всех объектов произойдет в среднем в момент времени равный

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\mu_i + \alpha \Gamma(3/2)) = 5(n+1) + \alpha \sqrt{\pi} / 2 \approx 3777 \text{ ч.}$$

Для получения различных видов наработок до отказа положим момент начала наблюдения равным $T_0 = 0$ ч, 200 ч, 400 ч, 600 ч, 800 ч, 1000 ч, 2000 ч, а момент окончания $T_k = 100\,000$ ч (данное число выбрано экспертно, т.к. с большой вероятностью при таком значении все наблюдаемые объекты уже откажут), 5000 ч, 3000 ч, 2500 ч.

Следовательно, чем больше T_0 , тем больше доля усеченных слева данных, а чем меньше T_k , тем больше доля цензурированных справа данных.

Оценка параметра α распределения Вейбулла и ее дисперсия находятся путем решения уравнений (3) и (4) соответственно. Решение данных уравнений выполняется с помощью методов численного интегрирования [1]. Параметр формы η не оценивается, он фиксирован и равняется 2.

Далее в работе для удобства построения графиков рассматривается обратная величина параметра масштаба $\lambda = \frac{1}{\alpha} = 5 \cdot 10^{-4} \frac{1}{\text{ч}}$, называемая интенсивностью отказов.

Графики получены с помощью ядерной оценки плотности распределения [1]. Ядерная оценка плотности — это непараметрический, т.е. свободный от предположений о законе распределения, способ оценки плотности распределения случайной величины. Данная оценка позволяет визуализировать распределение данных на непрерывном интервале или периоде времени. Ядерная

оценка плотности, по сути, является сглаживающей оценкой, когда делается заключение о плотности распределения случайной величины на основе выборки конечного объема. Ядерная оценка плотности тесно связана с гистограммой, но, при этом, она является гладкой и непрерывной. Это осуществляется за счет выбора соответствующей функции ядра. Полученные в работе графики представляют собой разновидность оценки плотности распределения, в которой в качестве ядра применялась Гауссовская плотность распределения. За счет этой функции обеспечивается непрерывность оценки.

В табл. 1–4 приведены результаты исследований, полученные методом максимального правдоподобия (МП) и методом минимизации функции риска (МФР), в зависимости от количества усеченных данных в выборке для определенного момента времени T_k (цензурированные данные справа).

Каждая таблица имеет 8 столбцов:

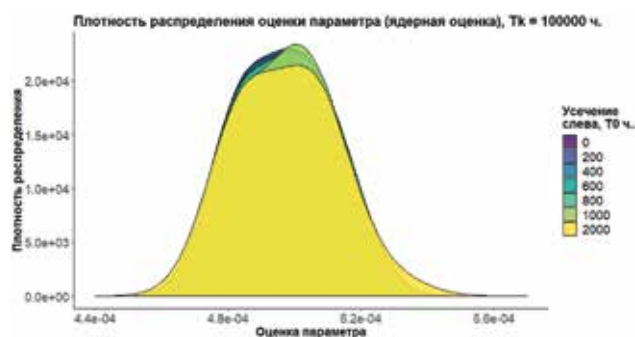
1. момент начала наблюдения;
2. оценка параметра (интенсивность отказа) полученная методом максимального правдоподобия, среднее значение для текущей выборки;
3. дисперсия оцениваемого параметра полученная методом максимального правдоподобия, среднее значение для текущей выборки;
4. оценка параметра (интенсивность отказа) полученная методом минимизации функции риска, среднее значение для текущей выборки;
5. дисперсия оцениваемого параметра полученная методом минимизации функции риска, среднее значение для текущей выборки;
6. объем полной выборки, для которого производилось моделирование и вычисления;
7. количество объектов, которое не попало в анализ по причине усечения (см. рис. 1, случаи А и Б);
8. количество объектов, которое не попало в анализ по причине цензурирования (т.е. данные объекты еще не были введены в эксплуатацию).

Рассмотрим случай, когда наблюдение за объектами начинается в $T_0 = 600$ ч., а заканчивают в момент времени $T_k = 3000$ ч. (пример из табл. 3). Получаем, что в данный временной интервал у нас под наблюдение попадают 295 объектов (столбец 6). Получается, что наблюдаемых объектов стало меньше, т.к. два объекта не попало в анализ по причине усечения (столбец 7), а 103 — по причине цензурирования (столбец 8). В столбцах с 2 по 3 для метода МП и с 4 по 5 для МФР для выборки из 295 объектов показаны результаты оценки параметра и ее дисперсии.

На рис. 2–9 более наглядно проиллюстрированы результаты, приведенные в табл. 1 – 4, а именно, приведены значения оценки и точность оценок обратного параметра масштаба распределения Вейбулла методом минимизации функции риска в зависимости от момента начала наблюдения T_0 для конкретного времени прекращения наблюдения T_k .

Табл. 1. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 100000$ ч.

T_0 , ч.	МП		МФР		Объем полной выборки	Полностью отсутствуют по причине усеечения, шт.	Полностью отсутствуют по причине цензурирования, шт.
	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$			
1	2	3	4	5	6	7	8
0	4,972214	0,124305	4,967547	0,124221	400	0	0
200	5,071529	0,126801	5,066767	0,126717	400	0	0
400	5,072779	0,126919	5,068009	0,126837	399	1	0
600	5,073737	0,127107	5,068959	0,127023	398	2	0
800	5,074037	0,127468	5,069237	0,127376	396	4	0
1000	5,075058	0,128051	5,070214	0,127951	393	7	0
2000	5,078850	0,135530	5,073414	0,135485	350	50	0

Рис. 2. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 100000$ ч.Рис. 3. Результаты оценки точности параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 100000$ ч.Табл. 2. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 5000$ ч.

T_0 , ч.	МП		МФР		Объем полной выборки	Полностью отсутствуют по причине усеечения, шт.	Полностью отсутствуют по причине цензурирования, шт.
	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$			
1	2	3	4	5	6	7	8
0	5,053371	0,142987	5,047325	0,142952	399	1	0
200	4,973095	0,143150	4,967035	0,143115	400	0	0
400	4,982129	0,143252	4,976060	0,143217	399	1	0
600	5,073287	0,143521	5,067196	0,143485	398	2	0
800	5,043619	0,144039	5,037483	0,144004	396	4	0
1000	5,064900	0,144882	5,058694	0,144847	393	7	0
2000	4,959545	0,155993	4,952352	0,155955	350	50	0

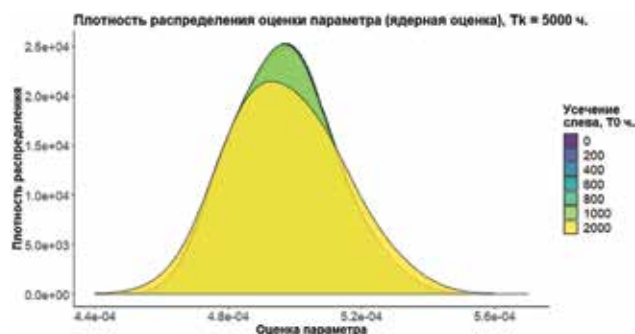
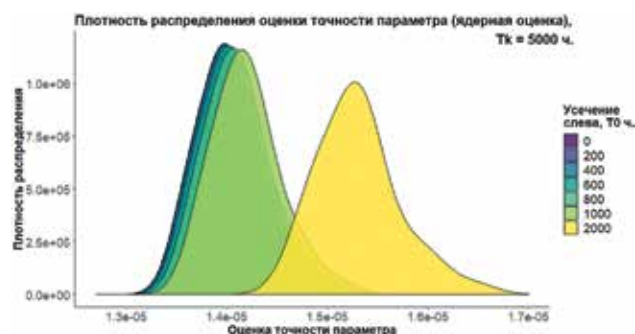
Рис. 4. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 5000$ ч.Рис. 5. Результаты оценки точности параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 5000$ ч.

Табл. 3. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 3000$ ч.

T_0 , ч.	МП		МФР		Объем полной выборки	Полностью отсутствуют по причине усечения, шт.	Полностью отсутствуют по причине цензурирования, шт.
	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$			
1	2	3	4	5	6	7	8
0	4,991958	0,222956	4,977257	0,222848	298	1	101
200	4,991782	0,224347	4,976923	0,224238	297	0	103
400	4,989463	0,224755	4,974544	0,224645	296	1	103
600	5,012335	0,225798	5,017284	0,225686	295	2	103
800	5,023641	0,227834	5,028321	0,227719	293	4	103
1000	4,997294	0,231213	4,981527	0,231093	290	7	103
2000	4,981366	0,286938	4,977115	0,286708	247	50	103



Рис. 6. – Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 3000$ ч.

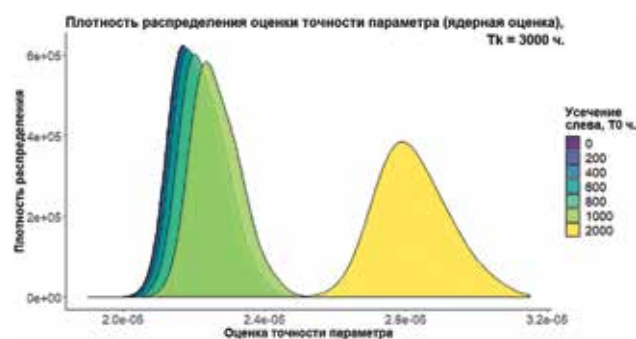


Рис. 7. Результаты оценки точности параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 3000$ ч.

Табл. 4. Результаты оценки параметра интенсивности отказа Вейбулла в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 2500$ ч.

T_0 , ч.	МП		МФР		Объем полной выборки	Полностью отсутствуют по причине усечения, шт.	Полностью отсутствуют по причине цензурирования, шт.
	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$	$\lambda \cdot 10^{-4}$	$\sigma \cdot 10^{-4}$			
1	2	3	4	5	6	7	8
0	4,959233	0,274137	4,936879	0,273933	246	1	153
200	4,977356	0,273976	4,965023	0,273772	246	0	154
400	4,973461	0,274665	4,960996	0,274459	245	1	154
600	4,977281	0,276573	4,964518	0,276363	244	2	154
800	4,978054	0,280340	4,964666	0,280121	242	4	154
1000	4,992010	0,286706	4,987563	0,286473	239	7	154
2000	5,060327	0,423020	5,006371	0,422233	196	50	154



Рис. 8. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 2500$ ч.



Рис. 9. Результаты оценки точности параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения T_0 . $T_k = 2500$ ч.

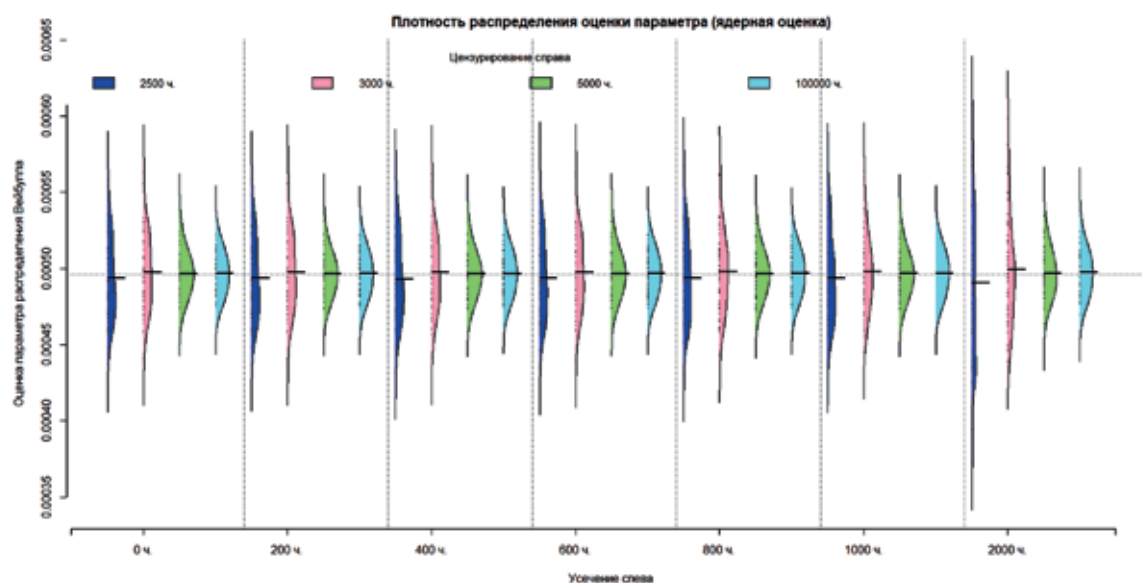


Рис. 10. Результаты оценки параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения

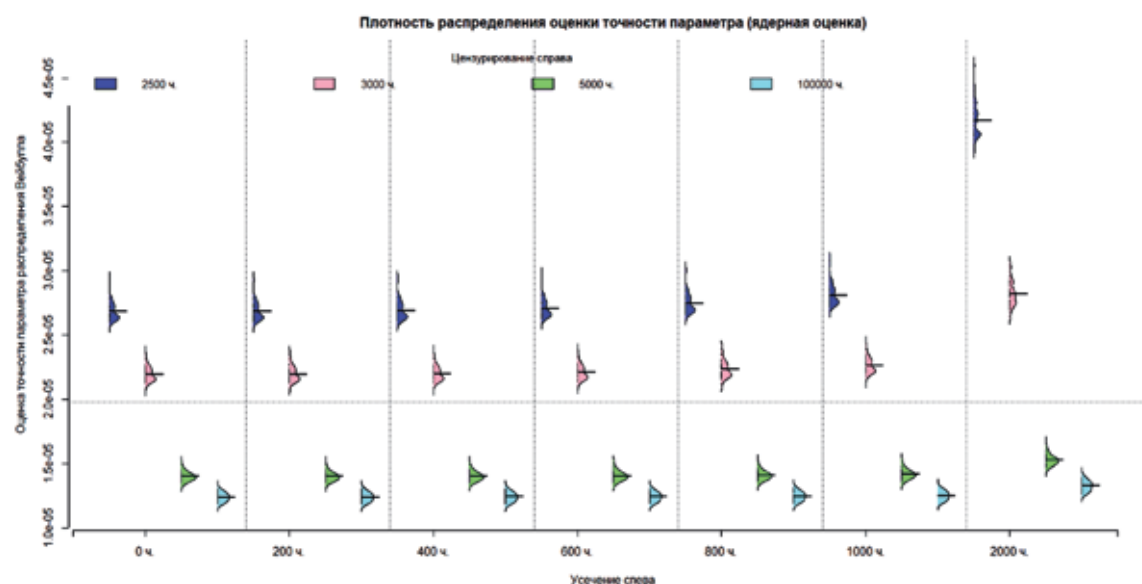


Рис. 11. Результаты оценки точности параметра интенсивности отказа распределения Вейбулла методом МФР в зависимости от момента начала наблюдения

На рис. 10–11 представлена обобщенная картина изменения оценок и точности оценок от доли цензурированных и усеченных данных.

Анализируя полученные рисунки можно прийти к следующим выводам:

- корректный учет специфики имеющихся данных в методике оценивания, а именно усечение слева и цензура справа, приводит к оценкам, не имеющим смещения;
- глубина цензурирования и усечения влияют на точность оценки, т.к. они в той или иной степени вносят неопределенность в исходные данные;
- увеличение цензуры справа приводит к более точным оценкам интенсивности отказа;
- увеличение усечения слева, при таком выборе моделирования, практически сказывается на точности оценки

в ситуации, когда точка усечения слева приближается к точке цензуры справа.

Результаты

По результатам моделирования можно сделать вполне ожидаемый вывод.

Чем позже мы начали наблюдать за объектами (больше усечение слева), тем больше дисперсия оценки. Чем позже мы прервали наблюдения (меньше глубина цензурирования), тем меньше дисперсия.

В результате показана возможность получения оценок характеристик надежности с учетом не только полных наработок объектов, но и наработок, цензурированных справа и усеченных слева. Выполнены исследования изменения значений оценок параметра

масштаба распределения Вейбулла и точности в его оценке в зависимости от объема усеченных данных и глубины цензурирования методом минимизации функции риска.

Приведенный пример иллюстрирует тот факт, что учет цензурированной и усеченной информации приводит к существенному усложнению процедуры вычисления параметров рассматриваемого закона распределения. Следует также отметить, что сложность решения задачи оценивания компенсируется точностью оценок, которую в итоге удается достичь за счет учета цензурированной и усеченной информации.

Показано, что оба метода (метод максимального правдоподобия и метод минимизации функции риска) дают одинаковые результаты при совершенно разных подходах к оцениванию. Однако, к положительной стороне метода минимизации функции риска можно отнести возможность учета априорной информации.

Библиографический список

1. Антонов А.В. Системный анализ: учебник. 4-е изд., перераб. и доп. М.: ИНФРА-М, 2017. 366 с.
2. Антонов А.В., Ершов А.Н., Чепурко В.А. Оценивание параметров закона распределения при неполной информации об отказах // Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем, Сб. науч. тр. № 17 каф. АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2007. с. 16-21.
3. Кокс Д.Р., Оукс Д. Анализ данных типа времени жизни. М.: Финансы и статистика, 1988. 191 с.
4. Balakrishnan N., Debanjan M. Likelihood inference for left truncated and right censored data // Computational Statistics and Data Analysis. September 2011. P. 58.
5. Hong Y.Q., Meeker W.Q., McCalley J.D. Prediction of remaining life of power transformers based on left truncated and right censored lifetime data // The Annals of Applied Statistics. 2009. Vol. 3. № 2. Pp. 857-879.

References

1. Antonov A.V. [System Analysis: A Study Guide. 4-th edition, revised and extended]. Moscow: INFRA-M; 2017. (in Russ.)
2. Antonov A.V., Yershov A.N., Chepurko V.A. [Estimating the parameters of the distribution law in cases of incomplete failure information]. In: [Diagnostics and prediction of the state of complex systems. Proceedings no. 17 of the ACS Department]. Obninsk: OINPE; 2007:16-21. (in Russ.)
3. Cox D.R., Oakes D. Analysis of Survival Data. Moscow: Finansy i statistika; 1988.

4. Balakrishnan N., Debanjan M. Likelihood inference for left truncated and right censored data. *Computational Statistics and Data Analysis*; 2011. P. 58.

5. Hong Y.Q., Meeker W.Q., McCalley J.D. Prediction of remaining life of power transformers based on left truncated and right censored lifetime data. *The Annals of Applied Statistics* 2009;3(2):857-879.

Сведения об авторах

Николаев Дмитрий Александрович – ведущий инженер отдела расчетных обоснований проектных решений АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, e-mail: dafanday@gmail.com

Антонов Александр Владимирович – доктор технических наук, профессор, главный эксперт АНО ДПО «Техническая Академия Росатома», Обнинск, Российская Федерация, e-mail: AVAntonov@rosatomtech.ru

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

About the authors

Dmitry A. Nikolaev, Lead Engineer, Division for Computational Substantiation of Design Solutions, RASU, Moscow, Russian Federation, e-mail: dafanday@gmail.com.

Alexander V. Antonov, Doctor of Engineering, Professor, Chief Expert, Rosatom Technical Academy, Obninsk, Russian Federation, e-mail: AVAntonov@rosatomtech.ru.

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.

Вклад авторов в статью

Николаев Д.А. выполнил обзор литературы, провел анализ пропущенных данных, разработал подход для применения метода минимизации функции риска для учета усеченных слева и цензурированных справа данных для оценки параметров распределения Вейбулла, применил подход на тестовом примере.

Антонов А.В. выполнил обзор литературы, постановку задачи и анализ исходных данных.

Чепурко В.А. провел анализ возможных видов работ до отказа.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Защита информации в интеллектуальных транспортных системах управления городским транспортом

Information security in intelligent mass transit management systems

Алексеев В.М.^{1*}, Чичков С.Н.¹

Victor M. Alekseev^{1*}, Sergey N. Chichkov¹

¹Российский университет транспорта (МИИТ), Москва, Российская Федерация

¹Russian University of Transport (MIIT), Moscow, Russian Federation

*alekseevwm@rambler.ru



Алексеев В.М.



Чичков С.Н.

Резюме. Цель. В данной статье рассматриваются вопросы формирования архитектуры и требования к архитектуре сетей передачи данных при создании интеллектуальной системы управления городской транспортной системой. **Методы.** В статье предлагается архитектура сети с использованием технологии меток мультисервисной сети MPLS, маршрутизации информационных потоков. Реализация ядра локальной вычислительной сети с использованием полносвязности позволяет по меткам информационных потоков заранее сформировать маршруты обмена информации между серверами и приложениями информационно-телекоммуникационной сети (ИТС). Применение технологии мультисервисных сетей с метками (MPLS) является базой для построения сети управления и сбора информации в ИТС. Это позволяет унифицировать технические решения по подключению подсистем, выполняющих различные функции в ИТС, например, управления и диагностики, с минимальными задержками доставлять информацию до серверов управления и отправлять ответственные команды управления, а также унифицировать подключение датчиков – контроллеров через интерфейс Ethernet или беспроводные интерфейсы 4G и 5G. **Выводы.** Реализация принципа сборки и разборки маршрутов информационных потоков для критически важных объектов значительно усложняет проведение атак и организацию сбора информации о сетевой структуре ИТС.

Abstract. Aim. The paper examines matters related to the definition of the architecture and requirements for data communication networks as part of intelligent mass transit management systems. **Methods.** The paper suggests a network architecture using multiprotocol label switching (MPLS) technology and traffic routing. If the core of a local area network is implemented using fully-connected topology, the use of flow labels allows predefining information exchange routes between servers and applications of an information and telecommunications network (ITS). Multiprotocol label switching (MPLS) is the foundation of control and information acquisition networks of ITS. That allows adopting common interfaces to the subsystems that perform various functions within an ITS, e.g., control and diagnostics, minimizing the time of information delivery to management servers and sending critical control commands, as well as using common Ethernet or 4G/5G wireless interfaces. **Conclusions.** The path installation/removal principle, when applied to critical facilities, significantly complicates attacks and collection of information on the network structure of ITS.

Ключевые слова: информационный поток, мультисервисная сеть, интерфейс, локальные сети, интеллектуальные транспортные системы, протокол, доверенный маршрут.

Keywords: information flow, multiservice network, interface, local area networks, intelligent transportation systems, protocol, trusted path.

Для цитирования: Алексеев В.М., Чичков С.Н. Защита информации в интеллектуальных транспортных системах управления городским транспортом // Надежность. 2022. №3. С. 62-68. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-62-68>

For citation: Alekseev V.M., Chichkov S.N. Information security in intelligent mass transit management systems. Dependability 2022;3: 62-68. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-62-68>

Поступила 24.04.2022 г. / **После доработки** 10.05.2022 г. / **К печати** 19.09.2022 г.

Received on: 24.04.2022 / **Revised on:** 10.05.2022 / **For printing:** 19.09.2022.

Создание защиты информационных систем является одним из важнейших направлений. Однако необходимо создавать системы защиты таким образом, чтобы они не были пост-фиксирующими появления атак, а направлены были на предотвращение их проведения. Иными словами, модели должны быть построены таким образом, чтобы они не дали возможность противнику, даже при проникновении на некоторые объекты, получить необходимую информацию. Известно, что в операционные системы встроены тайные агенты сбора и передачи информации. Для их старта достаточно, чтобы была передана команда извне на инициализацию скрытого канала передачи информации. При использовании скрытых каналов передача происходит без изменений параметров информационных потоков. Но для обеспечения передачи необходима интеграция информационных потоков на объектах локальной сети. Тайные агенты с использованием комбинаторики выстраивают последовательности пакетов в заранее определенные комбинации, определяющие начало, конец, комбинацию нулей или единиц. Это позволяет, последовательно, без изменения объемов передаваемой информации, осуществлять передачу информации.

Необходимо отметить, что организация скрытого канала возможна при наличии в информационном потоке нескольких разнотипных пакетов (с различными протоколами в DATA в пакете Ethernet), например тремя или четырьмя. Рекомендации ведущих компаний по организации локальных сетей направлены на построение именно таких сетей, где интеграция потоков максимально присутствует. Система очередей, построенная на использовании стека, также способствует организации скрытой передачи информации, так как позволяет формировать требуемые комбинации путем посылки из стека необходимого типа пакета. Предотвратить организацию скрытых каналов возможно с использованием интеллектуальной модели формирования информационных потоков.

Как это происходит. Первое условие реализации модели – это применение полносвязности объектов. Второе условие – использование принципов изолированной программной среды, позволяющей разделить информационные потоки.

Суть полносвязности в обеспечении защиты состоит в том, что маршруты могут быть организованы по различным объектам сети. Отсюда вытекает, что информационный поток может проходить через различные объекты (в различные моменты времени), что вызывает затруднения атакующего противника, поскольку он не может заранее знать маршрут информационного потока. При этом маршрут, использованный ранее для реализации информационного потока, разбирается, и собирается новый маршрут.

Изолированная программная среда предполагает использование в сети технологии виртуализации VLAN, что позволяет информационным потокам быть корректными, то есть не воздействовать на соседние информационные потоки. Включение в пакет идентификатора VLAN и порта обеспечивает необходимую

маршрутизацию потоков в информационной системе. Реализация модели формирования маршрутов основана на использовании многорядного перцептрона. Эта модель реализуется на базе сервера мониторинга безопасности объектов (МБО).

Рассмотрим работу модели МБО. Одной из актуальных задач в области информационной безопасности в системах интеллектуального управления является мониторинг безопасности объектов, который должен обеспечивать формирование доверенных маршрутов и отслеживание информационных потоков, контроль подключений внешних объектов или субъектов, конфигурирование маршрутизаторов и взаимодействие с коммутаторами. Для объектов транспорта эта задача на порядок важнее, поскольку транспорт относится к критически важным сферам функционирования отраслей экономики и должен обеспечивать безопасную перевозку пассажиров и грузов. Исходя из этого, основная задача МБО состоит в контроле подключений к критически важным объектам инфраструктуры предприятия и управлении доверенными маршрутами сети в режиме реального времени, что позволит своевременно реагировать и предотвращать несанкционированные действия внешних пользователей, и, как следствие, исключить возможность хищения данных, а также нарушения работоспособности серверов. Решение поставленной задачи возможно при использовании теоретических положений, в основе которых лежит использование принципа полносвязности [1]. В работе рассматриваются вопросы практической реализации теоретических положений, направленных на построение модели формирования доверенных маршрутов (сборки и разборки) с целью предотвращения утечки данных за счет быстрой перенастройки маршрутов для информационных потоков. На рис. 1 приведена структура сети, наиболее часто используемой для реализации систем интеллектуального управления, состоящая из мультисервисной сети MPLS [2], объединяющей множество распределенных объектов систем автоматики и связи, энергообеспечения и инфраструктуры движения транспортных средств. В сети центра находятся серверы систем управления подвижными (TRAIN APP), стационарными объектами (ELECTRO APP, APP CTRL) и другим оборудованием. Дополнительно в сеть центра введено ядро из коммутаторов, на которых происходит формирование доверенных маршрутов (сервер МБО) для информационных потоков ИТС. Включение ядра коммутаторов (вместо одного центрального) позволяет организовать сборку и разборку маршрутов, что делает невозможным внедрение тайного агента сбора информации в центральном коммутаторе, если бы использовался рекомендуемый вариант интеграции потоков через центральный коммутатор с маршрутизацией. В интеллектуальных системах для доставки приоритетных пакетов требуется минимальная по времени задержка, для чего необходимо выбрать кратчайший маршрут, содержащий минимальное количество промежуточных

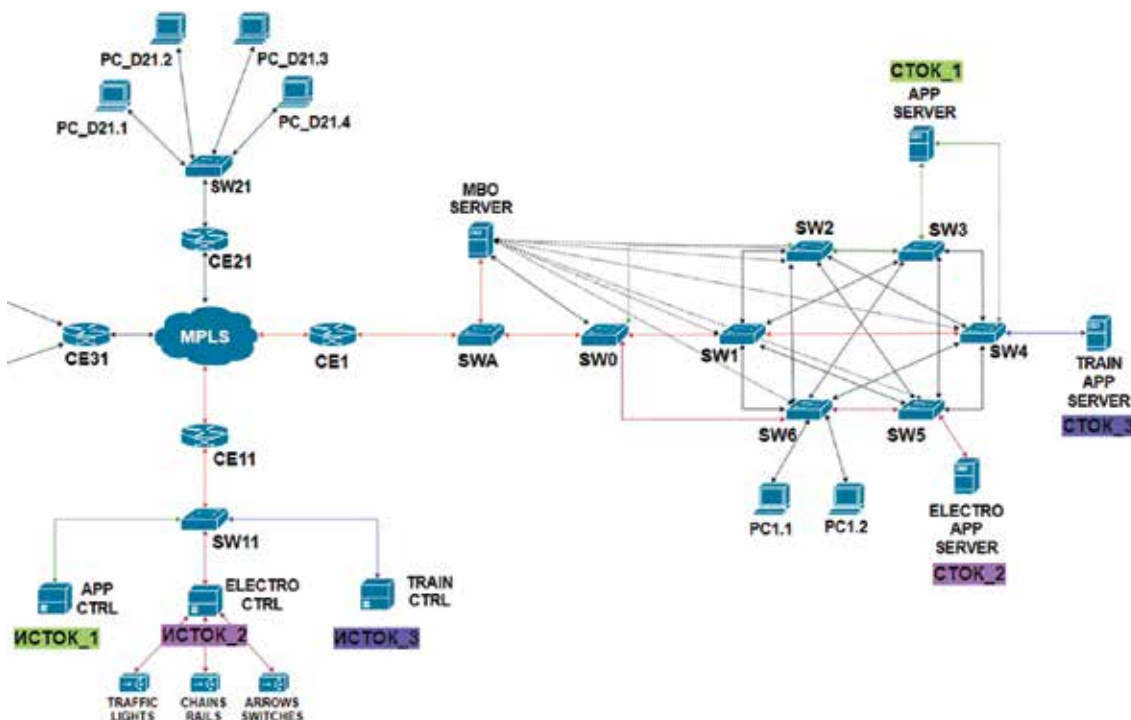


Рис. 1. Структура сети транспортной системы

объектов. Наиболее загруженным является информационный поток APP CTRL, так как в нем осуществляется передача команд управления и контроля за состоянием устройств автоматики, обеспечивающих безопасность перевозок. В этой связи, для информационного потока APP CTRL необходимо будет использовать дополнительные маршруты доставки информации, что повысит объемы передаваемой информации.

Рассчитывает и формирует маршруты сервер МБО (рис. 1). Для построения маршрутов используется модель многоядного перцептрона [3, 4]. Изображение ядра сети представлено на рис. 2.

Опишем процесс формирования маршрутов. Начинаем прокладывать маршрут от истоков к стокам. В нашем ядре присутствует три пары информационных потоков «исток-сток». Для данной топологии следует рассчитывать первый, второй ряд перцептрона. На первом ряду получаем кратчайшие маршруты, на втором ряду дополнительные, включающие один промежуточный маршрут. Выбираем вид опорной функции, с помощью которой будем отбирать кратчайшие маршруты и строить критерий. Ввиду того, что требуется выполнить операцию декартового произведения, функция будет иметь вид [3, 4]:

$$O[SW_i^{is^m}] \times O[SW_j^{st^m}]; i \neq j; i, j = 1, n. \quad (1)$$

На первом ряду перцептрона будут декартовы произведения пар, входящих в ядро, с метками $is^1, st^1, is^2, st^2, is^3, st^3$, а также объектов без меток. Критерий отбора кратчайшего маршрута $kr^{(1)}$ на первом ряду (индекс 1) для каждой пары имеет вид:

$$kr^{(1)} = O[SW_i^{is^m}] \times O[SW_j^{st^m}]; i \neq j; i, j = 1, n. \quad (2)$$

В критерии присутствуют метки $is^1, st^1, is^2, st^2, is^3, st^3$, между которыми мы должны найти кратчайшие маршруты в полносвязной сети. В данном случае это маршруты между объектами с метками $is^m \rightarrow st^m, m = 1, 3$. Второй ряд перцептрона формируется из декартовых произведений, не отобранных в первом ряду, как кратчайший маршрут. В этой связи, критерий (индекс 2) отбора дополнительных маршрутов имеет вид:

$$kr^{(2)} = O[SW_i^{is^m}] * O[SW_5] * O[SW_j^{st^m}];$$

$$s \neq i, j; i \neq j; i, j = 1, n; is^m \rightarrow st^m, m = 1, 3.$$

Далее выполним построение всех маршрутов, применив декартово произведение к объектам ядра сети с группировкой:

$$\begin{aligned} & O[SW_1^{is^{1,1}}, e1_{SW2-e0}] \times O[SW_2^{is^1}, e0_{SW1-e1}] + O[SW_1^{is^{1,1}}, e2_{SW3-e1}] \times \\ & \times O[SW_3^{st^{1,1}}, e1_{SW1-e2}] + O[SW_1^{is^{1,1}}, e3_{SW4-e2}] \times O[SW_4^{st^{1,1}}, e2_{SW1-e3}] + \\ & + O[SW_1^{is^{1,1}}, e4_{SW5-e1}] \times O[SW_5^{st^1}, e1_{SW1-e4}] + O[SW_1^{is^{1,1}}, e5_{SW6-e1}] \times \\ & \times O[SW_6^{st^1}, e1_{SW1-e5}] + O[SW_2^{is^1}, e7_{SW6-e2}] \times O[SW_6^{st^1}, e2_{SW2-e7}] + \\ & + O[SW_2^{is^1}, e6_{SW5-e2}] \times O[SW_5^{st^1}, e2_{SW2-e6}] + O[SW_2^{is^1}, e5_{SW4-e3}] \times \\ & \times O[SW_4^{st^{1,1}}, e3_{SW2-e5}] + O[SW_2^{is^1}, e4_{SW3-e0}] \times O[SW_3^{st^1}, e0_{SW2-e4}] + \\ & + O[SW_3^{st^1}, e3_{SW6-e3}] \times O[SW_6^{is^1}, e3_{SW3-e3}] + O[SW_3^{st^1}, e2_{SW5-e3}] \times \\ & \times O[SW_5^{st^1}, e3_{SW3-e2}] + O[SW_3^{st^1}, e1_{SW4-e4}] \times O[SW_4^{st^{1,1}}, e4_{SW3-e1}] + \\ & + O[SW_4^{st^{1,1}}, e1_{SW6-e4}] \times O[SW_6^{st^1}, e4_{SW4-e1}] + O[SW_4^{st^{1,1}}, e0_{SW5-e4}] \times \\ & \times O[SW_5^{st^1}, e4_{SW4-e0}] + O[SW_5^{st^1}, e0_{SW6-e5}] \times O[SW_6^{st^1}, e5_{SW5-e0}], \quad (3) \end{aligned}$$

где ei – интерфейсы коммутаторов.

Выполним построение маршрутов для информационного потока APP STRL ИСТОК_1(is^1) – СТОК_1(st^1) основного и дополнительного ИСТОК_1.1($is^{1.1}$) – СТОК_1.1($st^{1.1}$). В связи с тем, что сервер приложения (APP STRL) имеет два интерфейса подключения к двум разным коммутаторам (рис. 1) необходимо рассмотреть дополнительный маршрут.

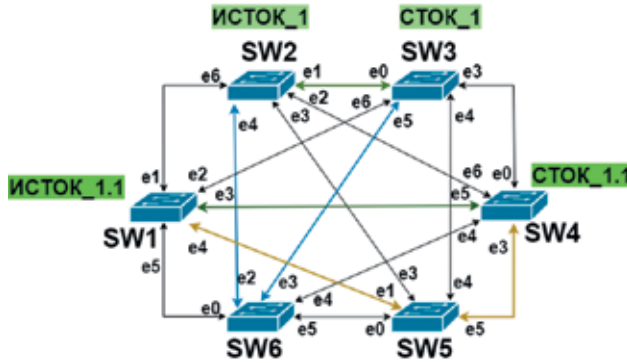


Рис. 2. Маршруты для информационного потока APP STRL ИСТОК_1(is^1) – СТОК_1(st^1) и ИСТОК_1.1($is^{1.1}$) – СТОК_1.1($st^{1.1}$)

Согласно топологии сети на рис. 2, может быть несколько маршрутов для информационного потока APP CTRL. Рассмотрим формирование кратчайшего и дополнительных маршрутов. Пусть ИСТОК_1 $\Rightarrow O[SW_2]$, ИСТОК_1.1 $\Rightarrow O[SW_1]$, а соответственно СТОК_1 $\Rightarrow O[SW_3]$, СТОК_1.1 $\Rightarrow O[SW_4]$. Рассмотрим построение маршрута ИСТОК_1(is^1) – СТОК_1(st^1). Поиск маршрута потока осуществляем по меткам, свидетельствующим о подключении интерфейса объекта ядра к потоку приложения (APP STRL):

- маршрут 1 – $O[SW_1^{is^1}, e2_{SW3-e1}] \times O[SW_3^{st^1}, e1_{SW1-e2}]$;
- маршрут 2 – $O[SW_1^{is^1}, e3_{SW4-e2}] \times O[SW_4^{st^1}, e2_{SW1-e3}]$;
- маршрут 3 – $O[SW_2^{is^1}, e5_{SW4-e3}] \times O[SW_4^{st^1}, e3_{SW2-e5}]$;
- маршрут 4 – $O[SW_2^{is^1}, e4_{SW3-e0}] \times O[SW_3^{st^1}, e0_{SW2-e4}]$.

Из всех вышеперечисленных маршрутов на первом ряду перцептрона подходит маршрут 4. Маршрут кратчайший и отвечает поставленному критерию. Следовательно, отбираем этот маршрут в пул решений для потока ИСТОК_1 – СТОК_1, при условии включения этого информационного потока через порты коммутаторов SW_2 и SW_3 , посредством прописки $VLAN_i$ на их портах ($VLAN_i$ соответствует заданному информационному потоку APP CTRL).

Для вычисления дополнительного маршрута между ИСТОК_1 – СТОК_1 находим декартово произведение из произведений, содержащих метки is^1 , st^1 , которые поступают на второй ряд перцептрона. Остальные члены уравнения (3) для поиска дополнительного маршрута исключаем. Отбор осуществляем по критерию:

$$O[SW_i^{is^1}, e4_{SW3-e0}] \times O[SW_5, e2_{SW2-e4}, e3_{SW3-e5}] \times O[SW_j^{st^1}, e0_{SW2-e4}];$$

$s \neq i, j; i \neq j; i, j = 1, n$.

Ниже приведены возможные дополнительные маршруты ИСТОК_1 – СТОК_1:

- маршрут 1 – $O[SW_2^{is^1}, e4_{SW3-e0}] \times O[SW_6, e2_{SW2-e4}, e3_{SW3-e5}] \times O[SW_3^{st^1}, e0_{SW2-e4}]$;
- маршрут 2 – $O[SW_2^{is^1}, e4_{SW3-e3}] \times O[SW_5, e3_{SW2-e4}, e4_{SW3-e4}] \times O[SW_3^{st^1}, e4_{SW6-e4}]$;
- маршрут 3 – $O[SW_2^{is^1}, e2_{SW4-e6}] \times O[SW_4, e6_{SW2-e2}, e0_{SW3-e3}] \times O[SW_3^{st^1}, e3_{SW4-e0}]$;
- маршрут 4 – $O[SW_2^{is^1}, e6_{SW1-e1}] \times O[SW_1, e1_{SW2-e6}, e2_{SW3-e6}] \times O[SW_3^{st^1}, e6_{SW3-e2}]$.

За дополнительный маршрут могут быть приняты маршруты 1, 2, 3, 4.

Во втором ряду перцептрона формируется резервная маршрутизация для увеличения пропускной способности информационного потока через ядро. Рассмотрим пару ИСТОК_1.1 $\Rightarrow O[SW_1^{is^{1.1}}]$ – СТОК_1.1 $\Rightarrow O[SW_4^{st^{1.1}}]$, как дополнительные маршруты для APP CTRL. Эта необходимость обусловлена большой величиной информационного потока, приоритетностью передачи команд управления и контроля. Из уравнения (3) получаем кратчайший маршрут, соответствующий поставленному критерию:

$$\text{маршрут 2} - O[SW_1^{is^{1.1}}, e3_{SW4-e2}] \times O[SW_4^{st^{1.1}}, e2_{SW1-e3}].$$

Для получения дополнительных маршрутов на втором ряду перцептрона, перемножим объекты с метками $is^{1.1}$, $st^{1.1}$, получаем возможные маршруты:

- маршрут 1 – $O[SW_1^{is^{1.1}}, e1_{SW2-e6}] \times O[SW_2, e6_{SW1-e1}, e2_{SW4-e6}] \times O[SW_4^{st^{1.1}}, e6_{SW2-e2}]$;
 - маршрут 2 – $O[SW_1^{is^{1.1}}, e2_{SW3-e6}] \times O[SW_3, e6_{SW1-e2}, e3_{SW4-e0}] \times O[SW_4^{st^{1.1}}, e0_{SW3-e3}]$;
 - маршрут 3 – $O[SW_1^{is^{1.1}}, e4_{SW5-e1}] \times O[SW_5, e1_{SW1-e4}, e5_{SW4-e3}] \times O[SW_4^{st^{1.1}}, e3_{SW5-e5}]$;
 - маршрут 4 – $O[SW_1^{is^{1.1}}, e5_{SW6-e0}] \times O[SW_6, e0_{SW1-e5}, e4_{SW4-e4}] \times O[SW_4^{st^{1.1}}, e4_{SW6-e4}]$.
- (4)

Отбор маршрутов в (4) осуществлен по критерию: $O[SW_i^{is^{1.1}}, e4_{SW3-e0}] \times O[SW_5, e2_{SW2-e4}, e3_{SW3-e5}] \times O[SW_j^{st^{1.1}}, e0_{SW2-e4}]; s \neq i, j; i \neq j; i, j = 1, n$. В качестве дополнительного маршрута может быть выбран любой из перечисленных выше.

Рассмотрим формирование маршрута для информационного потока ELECTRO APP, пометив вход и выход ИСТОК_2 – СТОК_2. Находим декартово произведение всех объектов, присвоив объектам метки: исток ИСТОК_2 $\Rightarrow SW_6^{is^2}$ и сток СТОК_2 $\Rightarrow$ объект $SW_5^{st^2}$. Отобранный кратчайший маршрут для информационного потока с метками is^2 , st^2 , подходящий к ИСТОК_2 $\Rightarrow SW_6^{is^2}$ и выходящий через

СТОК_2 $\Rightarrow$ объект $SW_5^{st^2}$, имеет вид $O[SW_6^{is^2}, e5_{SW5-e0}] \times O[SW_5^{st^2}, e0_{SW6-e5}]$. Формирование дополнительных маршрутов для потока с метками is^2 , st^2 дает следующий результат $O[SW_6^{is^2}, e3_{SW3-e5}] \times O[SW_5^{st^2}, e4_{SW5-e4}] \times O[SW_5^{st^2}, e4_{SW3-e4}]$; $s \neq i, j; i \neq j; i, j = 1, n$. Определим маршрут для информационного потока (TRAIN CTRL) ИСТОК_3 $\Rightarrow O[SW1] - \text{СТОК}_3 \Rightarrow O[SW4]$. Кратчайший маршрут имеет вид: $O[SW_1^{is^3}, e3_{SW4-e2}] \times O[SW_4^{st^3}, e2_{SW1-e3}]$. Находим дополнительные маршруты, получаем:

$$O[SW_1^{is^3}, e4_{SW5-e1}] \times O[SW_5^{st^3}, e1_{SW1-e4}] \times O[SW_4^{st^3}, e3_{SW5-e5}];$$

$$s \neq i, j; i \neq j; i, j = 1, n.$$

Конфигурирование сети начинается с определения количества коммутаторов составляющих ядро, далее мы формируем полносвязную сеть – устанавливаем связь каждого с каждым через порты коммутаторов ei ядра SW_{ei} . В нашей сети заранее известны информационные потоки: APP CTRL, ELECTRO CTRL, TRAIN CTRL. После подключения, мы смотрим на топологию сети, чтобы понимать на какой из коммутаторов у нас приходит изначально информационный поток и с какого выходит, то есть «ИСТОК-СТОК».

После формирования в модели маршрутов на МБО, конфигурируем их в нашем ядре, состоящем из коммутаторов. Конфигурация производится не на отдельный интерфейс, а на подинтерфейс, для расширения количества маршрутов, это возможно при использовании технологии инкапсуляции (dot1Q), которая предусмотрена производителем сетевых аппаратных устройств – «Cisco» [5, 6, 7, 8, 9]. Каждому подинтерфейсу присваивается VLAN метка маршрута (метки инкапсулируются на порты VLAN), например, если выбран k маршрут из всех возможных N , $k \in N$, номер метки VLAN примет значение k . Новое подключение будет работать строго по этому маршруту, как только клиент разорвет соединение, сервер МБО сменит маршрут на другое из N номеров, исключая предыдущий из списка выбора и применит к следующему новому клиенту сети. Конфигурирование коммутатора Cisco с добавлением 12 VLAN выглядит следующим образом:

enable – включаем консоль;
configure terminal – заходим в конфигурактор;
interface FastEthernet0/3.k – выбираем интерфейс для конфигурирования, номер порта – 3;
encapsulation dot1Q k – задаем инкапсуляцию по протоколу dot1Q и значение метки VLAN = k ;
no shutdown – производим включение интерфейса;
exit – выходим из конфигурактора;
copy running – config startup – *config* – сохраняем нововведения на коммутаторе в энергонезависимую память.

После настройки каждого коммутатора автоматически прокладываются маршруты и по ним можно передвигаться. Что касается ограничений на входе в ядро сети, там предусмотрен маршрутизатор, который соединяет напрямую клиента с сервером МБО; после

валидной верификации проверки пароля подключения сервер МБО с помощью протокола удаленного доступа SSH выполняет отправку конфигурационного файла, который в свою очередь применяет необходимый VLAN на подключенного клиента, сам конфигурационный файл для отправки выглядит следующим образом:

enable – включаем консоль;
configure terminal – заходим в конфигурактор;
interface FastEthernet0/1 – выбираем интерфейс для конфигурирования и номер порта;
switchport mode access – включаем доступ для порта;
switchport access VLAN k – записываем значения VLAN;
no shutdown – производим включение интерфейса;
exit – выходим из конфигурактора;
copy running – config startup – *config* – сохраняем информацию на коммутаторе в энергонезависимую память.

После этого клиент проходит по маршруту, указанному сервером МБО, а когда клиент разрывает подключение к сети, сервер МБО формирует снова конфигурационный файл, но уже с другим маршрутом. Таким образом, цель реализации состоит в обеспечении невозможности отслеживания в компьютерной системе информационных потоков. Это обеспечивается посредством использования полносвязного ядра, позволяющего формировать систему динамических доверенных маршрутов для внешних и внутренних пользователей. Принцип работы анализатора и сети направлен на дезориентирование злоумышленника в понимании топологии корпоративной сети. Применение данного алгоритма позволяет добиться повышенной защищенности сети.

Оценим повышение информационной безопасности при реализации предложенного метода. Задано: полносвязная сеть из n объектов. Исток из объекта $i \in n$, сток $k \in n$. Маршруты простые $M = n \times (n - 1) / 2 - 1$.

Задача противника z получить доступ к объекту, по которому может вероятно проходить маршрут, с целью завладения информацией. Стратегия защиты, то есть модель формирования маршрутов, противнику неизвестна. Ввиду простоты маршрутов информационный поток проходит по объектам без повторов.

Рассмотрим первый случай. Противник проникает на один объект. Вероятность захвата противником объекта 1 и наличия действующего маршрута $m \in M$ из n равна (исходя из условия независимости событий [10]:

$$P_{m \cup z}^1 = 1 - (1 - P_{m \in M}^1) \times (1 - P_z^1),$$

где $P_{m \in M}^1$ – вероятность прохождения простого маршрута m через объект 1;

P_z^1 – вероятность овладения доступом объекта 1 противником z ;

$m \cup z$ – знак вероятности пересечения двух независимых событий: маршрут m проходит по 1 объекту, захваченному противником z .

Рассмотрим случай второй. Противник z проникает на два объекта 1 и 2. Вероятность захвата противником двух объектов 1 и 2 и наличия действующего маршрута $m \in M$ на одном из этих объектов $<1, 2> \in n$ равна:

$$P_{m \cup z}^{1,2} = 1 - [(1 - P_{m \in M}^1) \times (1 - P_z^1)] \times [(1 - P_{m \in M}^2) \times (1 - P_z^2)],$$

где $P_z^{1,2}$ – вероятность овладения доступом объекта 1 и 2 противником z .

Величины $(1 - P_z^1)$ и $(1 - P_z^2)$ определяют вероятности не захвата противником z объектов 1 и 2. Принимаем $P_z^1 \neq P_z^2$ (так как может во многом зависеть от объекта, например точка доступа или маршрутизатор), а $P_{m \in M}^1 = P_{m \in M}^2$.

$(1 - P_{m \in M}^1), (1 - P_{m \in M}^2)$ – вероятности отсутствия маршрута на объектах 1 или 2, определяются $P_{m \in M}^1$ при $n \gg > 1, 2 > (1 - P_{m \in M}^1) - > 1, (1 - P_{m \in M}^2) - > 1$.

Определим вероятность прохождения маршрута $m \in M$ через один из объектов полносвязной сети

$$P_{m \in M}^{1,2} = 1! * (n - l)! / n! \quad (5)$$

В формуле (5) объекты сток и исток исключаем из рассмотрения в предположении невозможности захвата их противником z . Таким образом, из n исключены два ($l=2$) объекта. Рассмотрим вариант организации локальной сети без использования полносвязности, то есть стандартным способом. Вероятность прохождения маршрута через объект и если объект взят под контроль противником z (совпадение двух независимых событий), определяется:

$$P_{m \cup z}^1 = 1 - (1 - P_{m \in M}^1) \times (1 - P_z^1),$$

где $P_{m \in M}^1 = 1$, что приводит к вероятности получения информации противником z $P_{m \cup z}^1 = 1$. В случае изменения конфигурации локальной сети и добавления объекта вероятность будет равна $P_{m \in M}^1 = 0,5$. Принимаем вероятность проникновения на один объект, равную P_z^1 , определим значение $P_{m \cup z}^1$ для стандартного случая и случая с полносвязной сетью, имеем:

$P_{m \cup z}^1 = 1 - (1 - 0,5) \times (1 - P_z^1)$ – для стандартного подключения;

$P_{m \cup z}^1 = 1 - (1 - 0,08) \times (1 - P_z^1)$ – полносвязной сети $n=10, l=2$.

Из приведенного выше следует, что защищенность объектов многократно повышается при использовании полносвязной сети и принципов изолированной программной среды.

Заключение. Цель реализации состоит в построении защиты информации с применением интеллектуального принципа «опережения». Это обеспечивается посредством использования полносвязного ядра, позволяющего формировать систему динамических доверенных

маршрутов для внешних и внутренних пользователей, а также перцептрона для формирования маршрутов и случайного их выбора (сервер МБО).

Принцип работы анализатора и сети направлен на дезориентирование противника в понимании топологии корпоративной сети, поскольку происходит постоянное изменение маршрутов информационных потоков.

Реализована технология конфигурирования маршрутов внутри ядра сети, подробно описана рассматриваемая сеть с отображением интерфейсов подключений.

Благодарности. Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ, НТУ «Сириус», ОАО «РЖД» и Образовательного Фонда «Талант и успех» в рамках научного проекта № 20-37-51001.

Библиографический список

1. Kharitonova E.V. Graphs and networks. Ulyanovsk: UISTU, 2006. 92 p.
2. Thomas Nadeau. MPLS Network Management MIBs, Tools, and Techniques. Morgan Kaufmann Publishers, 2002. 525 p.
3. Alekseev V.M., Baranov L.A., Sidorenko V.G., Kulagin M.A. название???? // World of transport, Vol. 19, No. 1 (92) 2021. Pp. 18-46.
4. Ivakhnenko A.G. Longterm forecasting and management of complex systems. Kiev, Technics, 1975. 310 p.
5. Devyanin P.N. Computer systems security models. M.: Hotline-Telecom, 2018. 338 p.
6. Dave Klein. Relying on firewalls? Here's why you'll be hacked // Network Security. Volume 2021. Issue 1. January 2021. Pp. 9-12.
7. Sudhir Udipi. The event data management problem: getting the most from network detection and response // Network Security. Volume 2021. Issue 1. January 2021. Pp. 12-14.
8. Michael Wood. How SASE is defining the future of network security // Network Security. Volume 2020. Issue 12. December 2020. Pp. 6-8.
9. Jan Harrington. Network Security A Practical Approach. Morgan Kaufmann Publishers, 2005. 384 p.
10. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М.: ГИФМЛ, 1962. 564 с.

References

1. Kharitonova E.V. Graphs and networks. Ulyanovsk: UISTU; 2006. (in Russ.)
2. Nadeau T. MPLS Network Management MIBs, Tools, and Techniques. Morgan Kaufmann Publishers; 2002.
3. Alexeev V.M., Baranov L.A., Sidorenko V.G., Kulagin M.A. Building Architecture of Intelligent Control System for Urban Rail Transit System. *World of transport and transportation* 2021;1(92):18-46.
4. Ivakhnenko A.G. Longterm forecasting and management of complex systems. Technics; 1975. (in Russ.)

5. Devyanin P.N. Computer systems security models. Moscow: Hotline-Telecom; 2018. (in Russ.)

6. Klein D. Relying on firewalls? Here's why you'll be hacked. *Network Security* 2021;1:9-12.

7. Udipti S. The event data management problem: getting the most from network detection and response. *Network Security* 2021;1:12-14.

8. Wood M. How SASE is defining the future of network security. *Network Security* 2020;12:6-8.

9. Harrington J. Network Security. A Practical Approach. Morgan Kaufmann Publishers; 2005.

10. Wentzel E.S. Probability theory. Moscow: GIFML; 1962. (in Russ.)

Сведения об авторах

Алексеев Виктор Михайлович – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Управление и защита информации», Российский университет транспорта (МИИТ), Москва, Российская Федерация, e-mail: alekseevvm@rambler.ru.

Чичков Сергей Николаевич – аспирант кафедры «Управление и защита информации», ассистент кафедры «Высшая математика», Российский университет транспорта (МИИТ), Москва, Российская Федерация, e-mail: seriozha.tchichkov@yandex.ru.

About the authors

Victor M. Alekseev, Doctor of Engineering, Professor, Professor of the Department of Management and Protection of Information, Russian University of Transport (MIIT), Moscow, Russian Federation, e-mail: alekseevvm@rambler.ru.

Sergey N. Chichkov, post-graduate student, Department of Management and Protection of Information, Russian University of Transport (MIIT), Moscow, Russian Federation, e-mail: seriozha.tchichkov@yandex.ru.

Вклад авторов в статью

Алексеев В.М. Разработка архитектуры сети с использованием технологии меток мультисервисной сети MPLS, маршрутизации информационных потоков. Предложение применения модели реализации ядра локальной вычислительной сети с использованием полносвязности.

Чичков С.Н. Обзор и анализ существующего состояния рассматриваемой проблемы. Исследование литературных источников и интернет-изданий, оформление статьи.

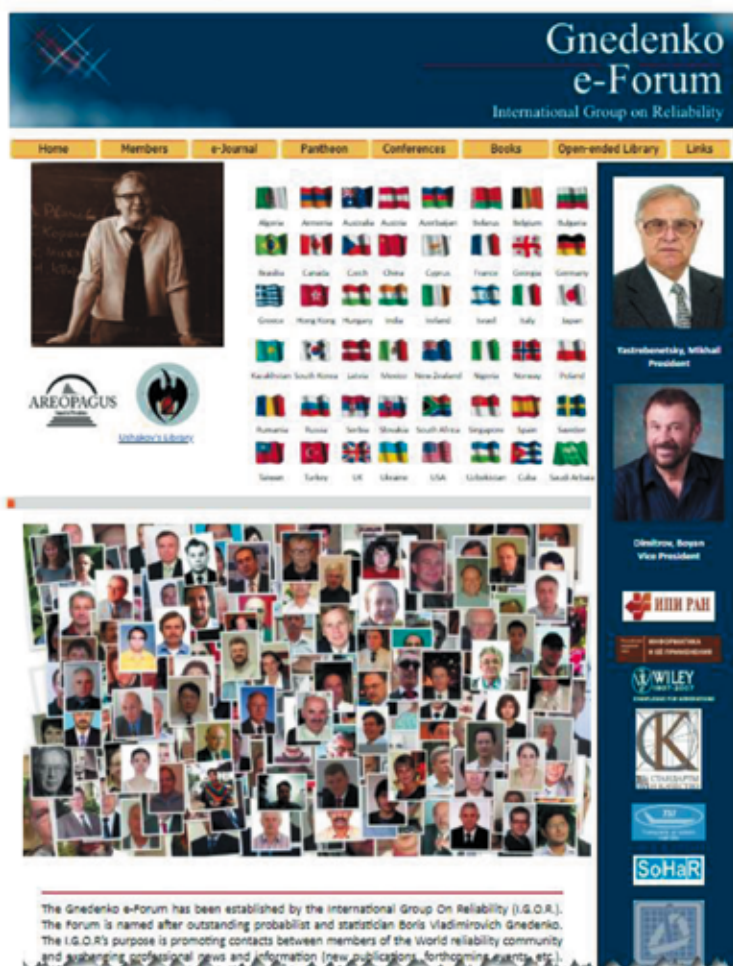
Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.



GNEDENKO FORUM

INTERNATIONAL GROUP ON RELIABILITY



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). 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 свою фотографию и краткую профессиональную биографию (резюме). Образцы можно найти на <http://www.gnedenko.net/personalities.htm>

www.gnedenko.net

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, межстрочный 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, межстрочный 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.¹, Петров В.В.^{2*}

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, межстрочный 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:

¹Московский государственный университет, Российская Федерация, Москва

²Санкт-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, межстрочный 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 подрисовочные 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). Подрисовочная 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 подрисовочной подписи не ставится. При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать! Все обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисовочном 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 делается отсылка, нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте.

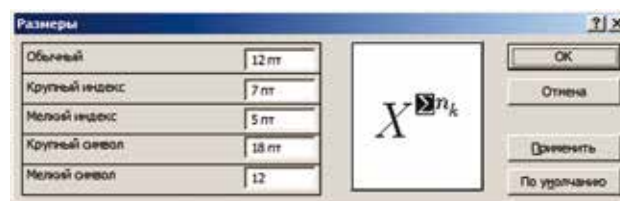
Простые формулы следует набирать без применения формульного редактора (использовать в MS Word русские и латинские буквы, а также меню «Вставка» + «Символ», если требуются греческие буквы и математические операторы), с соблюдением требуемого наклона для латинских символов, например:

$$\Omega = a + b \cdot \theta.$$

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-

тированием 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».

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.vniias.ru